
Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat?

PAVLÍNA SPURNÁ*

Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha

Spatial Autocorrelation – A Pervasive Phenomenon in the Analysis of Spatial Data?

Abstract: The article deals with one of the big analytical issues in spatial data analysis: spatial autocorrelation. This phenomenon is described as a key concept and potential problem of spatial analysis, but especially as a method of spatial analysis. The method is introduced first by reviewing the basic methodological framework including some related issues (the choice of spatial weighting system etc.) and second by presenting empirical examples of its application. Spatial autocorrelation statistics detect the presence of interdependence between the values of data at neighbouring locations. In addition to global spatial autocorrelation, measuring the overall degree of clustering, and calculated, for example, by Moran's I, emphasis is placed on the local analysis of spatial autocorrelation. This local form of spatial autocorrelation is based on the premise that the presence of spatial autocorrelation can vary across the study area, and it is fully in line with contemporary developments in spatial analysis. The results of LISA (local indicators of spatial association, local Moran) can be mapped for the purpose of identifying clusters. The empirical examples based on aggregate statistical data at the municipal level highlight the relevance and usefulness of analysis of spatial autocorrelation and show how these analyses can be used in social research and can improve our understanding of spatial processes.

Keywords: research methodology, spatial analysis, spatial autocorrelation, Moran's I, LISA.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2008, Vol. 44, No. 4: 767–787

1. Úvod

Na první pohled se může téma tohoto příspěvku zabývajícího se problémy a možnostmi analýzy prostorových dat jevit jako úzce geografické, ale není tomu tak. S prostorovými daty, která obsahují kromě atributové informace vypovídající o charakteristikách sledovaného jevu také informaci prostorovou udávající

* Veškerou korespondenci pošlejte prosím na adresu: Mgr. Pavlína Spurná, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, Albertov 6, 128 43 Praha 2, e-mail: spurna@natur.cuni.cz.

polohu daného jevu, se totiž setkáme i v mnoha dalších oborech, a tak poznatky o jejich analýze využívají vedle ekonomů či epidemiologů velmi často také sociologové. Bezprostředním podnětem k napsání tohoto článku, jehož cílem je diskuze možností a omezení prostorové autokorelace jako jedné z metod prostorové analýzy včetně ukázky některých aplikací, bylo zejména poznání, že si metoda prostorové autokorelace již našla své místo i mezi kvantitativními postupy používanými českými politology [Kouba 2007].

Prostorová data mají mnoho specifických vlastností, které znesnadňují jejich analýzu a vyžadují použití odlišného souboru statistických metod, modelovacích přístupů i velmi citlivou interpretaci výsledků kvantitativních analýz. Standardní statistické metody vyvinuté pro analýzu neprostorových dat jsou tak v mnoha případech pro analýzu prostorových dat nevhodné. Za nejvýznamnější problémy či specifika analýzy prostorových dat lze považovat závislost výsledků

Tabulka 1. Specifika analýzy prostorových dat

Aspekt	Význam	Příklad metod
ekologická chyba (agregace dat a určenost prostorových jednotek)	vztah získaný při jednom způsobu agregace dat, tedy v jednom souboru prostorových jednotek, se neuplatňuje ve všech dalších a není univerzální – nemožnost odvození individuálního chování jedinců z analýzy agregátních dat	ekologická regrese a metoda hranic, metoda maximalizace entropie, Kingova metoda, víceúrovňové modely
prostorová autokorelace (závislost)	závislost výskytu určitého jevu v prostoru na výskytu tohoto jevu v blízkém okolí – porušení základního předpokladu obecného lineárního modelu a řady standardních parametrických statistických testů, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá či nekorelovaná	Moranovo I kritérium, Gearyho C kritérium, analýza LISA, obecná G statistika, lokální G statistika
prostorová nestacionarita a heterogenita	nestabilita zkoumaných jevů a vztahů v prostoru – odlišnost funkčních vztahů mezi proměnnými v různých prostorově vymezených oblastech, nestabilita regresních funkcí	metoda regrese pohyblivých oken (moving window regression), metoda geograficky vážené regrese (GWR)

Zdroj: autorka.

analýz na agregaci dat neboli na způsobu vymezení prostorových jednotek ve spojení s ekologickou chybou, prostorovou autokorelací a prostorovou nestacionaritou [Spurná 2006]. Zvlářtě u malých a členitých oblastí je potřeba dále zmínit problémy vznikající blízkostí hranice, která významným způsobem ovlivňuje výsledky statistických analýz. Uvedeným problémům je v oblasti prostorových analýz věnována největřší pozornost a svým způsobem je jejich řešení impulzem pro další vývoj kvantitativních metod, které lze právem označit za prostorové (viz tabulku 1).

Analýze prostorových dat se věnuje zejména kvantitativní geografie, kterou lze definovat jako obor zabývající se analýzami číselných prostorových dat a tvorbou a testováním matematických modelů prostorových procesů, přičemž cílem všech těchto činností je přispět k hlubřšímu porozumění jevům a procesům odehrávajícím se v prostoru [Fotheringham, Brunson, Charlton 2000]. Především v posledním desetiletí dořlo v rámci kvantitativní geografie k větřšímu množství výrazných změn. Mezi hlavní trendy, které charakterizují současný přístup ke kvantitativním analýzám prostorových dat, patří zaměření na explorační povahu analýz, metody lokální analýzy a důraz na vizualizaci dat v souvislosti s geografickými informačními systémy [Fotheringham 1997, 1998, 1999].

Příspevek je zaměřen na diskuzi a možné aplikace jednoho z aspektů prostorových dat, a to prostorové autokorelace. Jednou z otázek, které si v rámci analýzy prostorových dat můžeme položit, je, zda přítomnost nějakého jevu v jedné územní jednotce zvyšuje, či snižuje pravděpodobnost přítomnosti tohoto jevu v blízkých územních jednotkách. Zkoumáme tedy, zda se data vyznačují prostorovou závislostí, přesněji řečeno, zda vykazují prostorovou autokorelaci. Vhodným příkladem pozitivní prostorové autokorelace je například cena bytu v určité lokalitě, kterou bezpochyby ovlivňují ceny okolních bytů. Kromě otázky týkající se míry, do jaké je výskyt určitého jevu v prostorové jednotce analýzy závislý na výskytu tohoto jevu v blízkých jednotkách, je s problematikou prostorové autokorelace spojena též otázka shlukování. Měření prostorové autokorelace tak úzce souvisí se sledováním prostorové variability a vymezováním strukturálně podobných prostorových jednotek.

2. Vymezení pojmu prostorová autokorelace

Téma prostorové autokorelace není v odborných výzkumech ničím novým. Již ve 40. letech 20. století upozornil Cruickshank na přítomnost pozitivní prostorové autokorelace v relativní míře úmrtnosti na rakovinu v Anglii a Walesu [Cliff et al. 1975]. Identifikace shluků okresů se statisticky vyšřšími a nižřšími úrovněmi úmrtnosti poskytla přitom možnost zaměření výzkumu právě na tyto oblasti a odhalení lokálních environmentálních faktorů přispívajících k vyšřší či nižřší incidenci rakoviny. Příkladem politologické studie je práce Coxe z roku 1969, který v různých časových horizontech zkoumal, jestli procento hlasů pro demokraty v pre-

zidentských volbách v jednotlivých státech USA projevuje vysoký stupeň shlukování, neboli zda volba demokratů zvětšuje pravděpodobnost, že i v blízkých státech budou zvoleni demokraté [Cliff, Ord 1973].

Je zřejmé, že zkoumání prostorové autokorelace a především identifikace prostorových vzorců může v mnoha ohledech přispět k porozumění procesům, které tyto prostorové vzorce vytvářejí. Na důležitost studia prostorové autokorelace upozornil v roce 1971 Brian Berry, když uvedl, že charakteristiky určitého místa nejsou závislé pouze na ostatních charakteristikách této lokality, ale jsou také ovlivněny vazbami k ostatním místům [Cliff et al. 1975]. Proto dochází k prostorové autokorelaci, která z tohoto pohledu úzce souvisí s tradičními tématy, jako je geografická difuze, sousedský efekt, koncept prostorového kontextu atd.

Pojem prostorové autokorelace rozpracovali ve své monografii *Spatial autocorrelation* z roku 1973 Cliff a Ord, když modifikovali do prostoru známou statistickou metodu časové autokorelace. Prostorovou autokorelaci definují velmi obecně: „Jestliže pro každou dvojici jednotek i a j ve studované oblasti nejsou příslušné hodnoty x_i a x_j zkoumaného jevu X korelovány, pak lze říci, že v systému jednotek není prostorová autokorelace jevu X . Naopak prostorová autokorelace existuje, jestliže x_i a x_j nejsou všechny nekorelovány.“ [Cliff, Ord 1973: 2] Přestože většina přístupů k problematice prostorové autokorelace byla primárně ovlivněna rozšířením postupů z analýz časové autokorelace, je zřejmé, že problém prostorové autokorelace je zásadně odlišný od měření autokorelace v časových řadách [Goodchild 1987]. Základním rozdílem je skutečnost, že zatímco u autokorelace časových dat se jedná vždy o závislost jednosměrnou, kdy hodnoty určité proměnné v minulosti ovlivňují hodnoty současné a budoucí, u prostorových dat jde o závislost složitější, působící ve všech směrech, a to ještě s různou intenzitou.

Z prostého překladu pojmu prostorová autokorelace vyplývá nejlépe jeho obsah, jímž je korelace jednoho jevu se sebou samým v prostoru, která se projevuje statisticky významným uspořádáním hodnot sledovaného jevu v prostoru. Stejně jako v případě párové korelace neukazuje signifikantní prostorová autokorelace na kauzální vztah a nevypovídá nic o příčině sledovaného uspořádání. Od různých autorů přitom existují odlišné definice prostorové autokorelace lišící se nejčastěji právě uvažováním kauzality mezi výskyty určitých jevů v prostorově blízkých jednotkách [Nezdařilová 1984a].

V nejobecnějším pohledu lze princip prostorové autokorelace chápat jako existenci určitého funkčního vztahu mezi pravděpodobnostmi výskytu určitého jevu v prostorové jednotce i a pravděpodobností výskytu tohoto jevu v jednotkách j , které jsou jí prostorově blízké [Anselin 1988]. Formálně ho lze tedy vyjádřit ve tvaru:

$$p_i(y) = f\left(\sum_j w_{ij} p_j(y)\right),$$

kde $p_i(y)$ je pravděpodobnost výskytu jevu y v jednotce i , w_{ij} pro $i \neq j$ je zvolené vážící schéma. Slovně lze základní myšlenku prostorové autokorelace for-

mulovat jako podobnost územních jednotek, která je zkoumána z hlediska jejich vzájemné vzdálenosti a vyplývá z relativní kontinuity sociálních jevů v prostoru [Nezdařilová 1984a]. Pokud vysoké hodnoty proměnné tíhnou k tomu se shlukovat dohromady v některých částech studované oblasti a nízké hodnoty v jiných částech, řekneme, že studovaný jev vykazuje pozitivní prostorovou autokorelaci. Pokud analyzovaná data vykazují pozitivní prostorovou autokorelaci, vytváří zároveň shluky jednotek s podobnými hodnotami sledovaného jevu. Naopak, pokud vysoké hodnoty tíhnou k tomu se nacházet v těsné blízkosti nízkým hodnotám a naopak, jedná se o negativní prostorovou autokorelaci. Pokud jsou data lokalizována 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, Brunston, Charlton 2002].

Prostorovou autokorelaci lze měřit několika odlišnými prostorovými autokorelačními statistikami popisujícími podobnost blízkých pozorování v závislosti na skutečnosti, zda se jedná o diskrétní či spojitou proměnnou. Dostupné jsou také různé druhy testů prostorové autokorelace v prvotních datech a v regresních reziduiích [více k tomu Cliff, Ord 1973]. Obecně každá statistika prostorové autokorelace dává do souvislosti atributovou podobnost c_{ij} a vzdálenostní blízkost w_{ij} prostorových jednotek i a j v nejjednodušším vyjádření:

$$\sum_i \sum_j c_{ij} w_{ij}.$$

Vřechny autokorelační statistiky tak závisí na nějaké definici prostorového vážení, která se pokouří kvantifikovat často subjektivní koncepty blízkosti, a vzájemně se liří vyjádřením atributové podobnosti c_{ij} . Vřhledem k důležitosti pojetí prostorové blízkosti z hlediska ovlivnění výsledku analýzy prostorové autokorelace je tato problematika diskutována v další části příspěvku.

V současnosti je jedním z nejpoužívanějších ukazatelů sloužících k měření prostorové autokorelace kvantitativních dat spojitého měřítka Moranovo I kritérium, které je definováno vzorcem:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} c_{ij}}{s^2 \sum_i \sum_j w_{ij}},$$

$$\text{kde } c_{ij} = (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z}) \text{ a } s^2 = \frac{\sum_i (z_i - \bar{z})^2}{n},$$

přičemž n je počet analyzovaných jednotek, i, j jsou indexy charakterizující nějaké dvě jednotky, z_i značí hodnotu proměnné v jednotce i a $\bar{z}$ aritmetický průměr sledované proměnné [Cliff, Ord 1973]. Jak je vidět z vyjádření Moranova I kritéria, je jeho výpočet včetně interpretace velmi podobný Pearsonovu korelačnímu koeficientu a představuje jakousi analogii kovariační funkce. Proměnná vykazuje

pozitivní prostorovou autokorelaci, pokud je hodnota Moranova I kritéria kladná,¹ a negativní prostorovou autokorelaci, pokud je hodnota Moranova I kritéria záporná. Hodnoty Moranova I kritéria blízké nule poukazují na nulovou prostorovou autokorelaci. Hodnotu Moranova I kritéria je možné testovat pomocí tabelovaných hodnot normálního rozložení speciálně konstruovaným testem či je možné použít další alternativní přístupy [Anselin 2003; Goodchild 1987].

Autokorelační analýzu lze jednoduchým způsobem modifikovat z jedno-rozměrné na dvourozměrnou (ve statistickém smyslu), kdy je uvažována korelace mezi jednou proměnnou v jednotce i a jinou proměnnou v okolních jednotkách [Anselin, Syabri, Kho 2004]. Tento přístup, který je zobecněním konceptu prostorové autokorelace, je užitečný zejména u prostorově-časové korelace, kdy je analyzována jedna proměnná měřená v různých časových obdobích.

2.1 Metodologické problémy měření prostorové autokorelace

Nejdůležitější otázkou, která musí být před měřením prostorové autokorelace vyřešena, je výběr prostorové váhící funkce w_{ij} . Přitom je snadné ukázat, jak mohou různá pojetí operacionalizace prostorové blízkosti z hlediska vymezení sousedních prostorových jednotek vést k velmi odlišným výsledkům, a tím i k rozdílným závěrům hodnocení prostorové autokorelace. Vzhledem ke skutečnosti, že bez stanovení způsobu měření prostorové blízkosti, tj. bez definice prostorové váhící funkce w_{ij} , nelze provést měření prostorové autokorelace, jsou zde představeny nejpoužívanější přístupy k uvedené problematice. Závislost výsledku měření prostorové autokorelace na zvoleném váhícím schématu w_{ij} pokládá Nezdařilová [Nezdařilová 1984a] za jeden z metodologických problémů analýz tohoto fenoménu.

Při formálním vyjádření prostorové blízkosti se v odborné literatuře často používá pojem matice vah [Anselin 1988; Cliff, Ord 1973; Fotheringham, Brunson, Charlton 2002]. Jedná se o matici W s rozměry $n \times n$, kde n je počet analyzovaných prostorových jednotek. Jednotlivé prvky matice W odpovídají zvolené prostorové váhící funkci w_{ij} a udávají míru, do jaké jsou si jednotky i a j prostorově blízké ($0 \leq w_{ij} \leq 1$). Pojem prostorové blízkosti odpovídá situaci, kdy hodnota určitého jevu v jednotce i má vliv na výpočet hodnoty statistiky v jednotce j a naopak. Z uvedeného vyplývá, že matice W je symetrická.

Při zadávání matice vah je nutné řešit dvě hlavní otázky, které odpovídají fázím postupu při jejím definování. Zaprvé je nutné definovat, které jednotky i a j jsou si prostorově blízké, tedy rozhodnout, které prvky matice W budou nenulové. Zřejmě nejjednodušší možností pro areálová data je použití topologického

¹ Přesněji pokud je hodnota Moranova I kritéria větší než očekávaná hodnota $I = -1/(n-1)$, kde n je počet analyzovaných jednotek [Fotheringham, Brunson, Charlton 2000]. Při větším počtu analyzovaných jednotek je však praktická chyba zanedbatelná.

přístupu, kdy jako prostorově blízké jsou uvažovány pouze ty jednotky, které spolu přímo sousedí. Další přístupy k definici sousedních jednotek pro areálová data odpovídají například pohybu šachových figur [Anselin 1988]. Ekvivalentní možnost existuje i pro bodová data, když jsou jako prostorově blízké ke zvolenému bodu definovány ty body, které k němu mají menší vzdálenost než k ostatním [Unwin, Unwin 1998].

Náročnějším, ale přirozenějším přístupem k definici prostorově blízkých jednotek je použití vzájemné vzdálenosti mezi prostorovými jednotkami. V případě bodových dat je postup zřejmý. Pro možnost použití této metody pro areálová data je nutné předem určit středy jednotlivých areálů, ke kterým bude výpočet prováděn. Definice středů areálů, například zvolení geografického či populačního středu, je přitom závislá na charakteru zkoumaného jevu. Alternativním přístupem vyhýbajícím se problému velkého zjednodušení reality je použití nárazníkové zóny (*buffer zone*) okolo jednotlivých areálů [Unwin, Unwin 1998], což je však v praktického hlediska náročnější.

Zadruhé je potřeba rozhodnout o hodnotě nenulových prvků matice W , tedy určit prostorově vážící funkci w_{ij} . Dva běžné typy matice vah, jejichž název odpovídá charakteru vážící funkce, jsou diskrétní a spojité matice [Fotheringham, Brunson, Charlton 2002: 42–45]. Kromě výběru charakteru prostorového vážení zbývá dále ještě rozhodnout o přesném způsobu prostorového vážení v rámci obou typů vah, tj. diskrétních a spojitých. Nejjednodušším příkladem diskrétní matice vah je binární matice W , jejíž prvky w_{ij} nabývají pouze hodnot 0 a 1. Jednotkové a nulové prvky zde pouze značí, zda jsou jednotky i a j prostorově blízké, či nikoliv za použití některého z dříve uvedených přístupů. V některých případech zohledňují matice vah nejen nejbližší či přímo sousedící jednotky, ale i vzdálenější jednotky, tedy například areály bez společné hranice. Početný výběr možností definování diskrétních matic uvádí například Horák [Horák 2002]. Spojité matice vah jsou založeny například na inverzních vzdálenostech, kdy váha neboli míra vlivu je největší pro body v největší blízkosti k dané lokalitě a spojitě klesá se vzrůstající vzdáleností podle charakteru vážící funkce. Ve své podstatě se nejedná o nic jiného než funkční vyjádření klesající intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností [Taylor 1975].

2.2 Prostorová autokorelace jako problém statistické analýzy

Jak již bylo uvedeno v úvodu, výskyt prostorové autokorelace je u prostorových dat velmi častý, přičemž je zřejmé, že porušuje základní předpoklad obecného lineárního modelu založeného na analýze kovariance mezi proměnnými a řady standardních parametrických statistických testů, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá či nekorelovaná. Například metoda nejmenších čtverců, která se běžně užívá při budování hojně používaného lineárního regresního modelu, poskytuje postačující odhady parametrů pouze při současném splnění všech

předpokladů o analyzovaných datech a regresním modelu [například Johnston et al. 2000; Meloun, Militký 2002; Robinson 1998]. Jedním ze základních předpokladů této metody je, že hodnoty vstupních vysvětlujících proměnných by měly být vzájemně nezávislé. Pokud tento předpoklad není splněn, ztrácí výsledky získané metodou nejmenších čtverců své vlastnosti a použití této metody je nevhodné [Meloun, Militký 2002].

Neprostorové statistické postupy založené na obecném lineárním modelu způsobují při použití prostorových dat právě vlivem prostorové autokorelace zkreslení. Od počátku 60. let 20. století se kvantitativní geografové snaží překonat zkreslené výsledky neprostorové statistiky [Johnston et al. 2000] a problému prostorové autokorelace se dostává podstatná pozornost i ve statistické literatuře. V rámci prostorové ekonometrie byla vyvinuta skupina technik, které dovolují zahrnutí autokorelace do statistických modelů [Anselin 1988]. Tyto techniky se v současnosti používají v mnoha různých sociálních vědách [Horák 2002].

2.3 Prostorová autokorelace jako nástroj statistické analýzy

Pomocí prostorové autokorelace lze popsat určitou vzájemnou velikostně-prostorovou všesměrnou závislost, přičemž míra uznané závislosti jednotek je určována relativně náhodně, a to pomocí subjektivně zvoleného vážícího schématu w_{ij} . Zároveň se prostorová autokorelace využívá také při určování míry shlukování. Často jsou sice pro zhodnocení určitých aspektů podobnosti či pro vymezení podobných územních celků využívány takové kvantitativní metody a ukazatele jako koeficient geografické asociace, míry variability a entropie, rozklad rozptylu, faktorová a shluková analýza, na rozdíl od metody prostorové autokorelace v nich ale nejsou přímo obsaženy a uvažovány polohové vztahy prostorových jednotek [Nezdařilová 1984b].

Analýzu prostorové autokorelace lze dále využít při studiu vlivu vzdálenosti na závislost jevů měřených v prostorových jednotkách. Některé proměnné mohou vykazovat vysokou prostorovou autokorelaci na malou vzdálenost a velmi vysoký úbytek míry prostorové autokorelace se zvětšující se vzdáleností, u jiných může být vliv vzdálenosti na velikost prostorové autokorelace zanedbatelný. Výpočtem míry prostorové autokorelace pro různě zvolené mezní vzdálenosti a jejich následným vynesemím do grafu získáme odhad funkčního vztahu mezi vzdáleností vymezující prostorově blízké jednotky a velikostí prostorové autokorelace sledovaných proměnných. Získaný graf, který se nazývá v případě výpočtu Moranova I kritéria korelogram, podává důležitou informaci o vlivu měřítkové úrovně na zkoumaný jev. Obecně lze tvrdit, že míra prostorové autokorelace se se zvětšující vzdáleností mezi jednotkami snižuje.

Prostorovou autokorelaci lze využít i při zpřesňování regresních modelů. V návaznosti na regresní analýzu se při analýze prostorových dat často používá metoda regresních reziduí, jejíž podstatou je kartografické vynesení rozdílů

mezi empirickými hodnotami závisle proměnné a jejími teoretickými hodnotami získanými z regresního modelu. Jak uvádí Nezdařilová [Nezdařilová 1984a], analýza rozmístění regresních reziduí umožňuje kromě opravy a vylepšení regresních modelů i určitou prostorovou verifikaci závislostí. Grafická analýza kladných a záporných hodnot regresních reziduí napovídá, zda lze zkoumaný vztah považovat za stacionární. V případě identifikace výraznějších shluků, ať již pozitivních, či negativních regresních reziduí, lze předpokládat neplatnost globálního vztahu právě pro tyto oblasti, a je proto nutné zabývat se prostorovou heterogenitou a nestacionaritou, tedy problémem, že se charakter určitých jevů a vzájemných vztahů mezi nimi odlišuje v prostoru [Spurná 2006]. Analýza rozmístění regresních reziduí doplněná výpočtem koeficientů prostorové autokorelace, které kvantitativně dokládají míru shlukování, je často prvním krokem vedoucím k uvažování o prostorové nestacionaritě určitého procesu, a tedy nutnosti použití novějších metod prostorové analýzy dat [Fotheringham, Brunson, Charlton 2000], například metody geograficky vážené regrese [Fotheringham, Brunson, Charlton 2002; Spurná 2008].

3. Současný vývoj ve využití prostorové autokorelace

Novým trendem ve využití metody prostorové autokorelace je zaměření na vývoj lokálních autokorelačních statistik patřících do skupiny metod lokální analýzy dat, které v současnosti nabývají na významu [Fotheringham 1997]. Metody prostorových analýz byly totiž tradičně používány na tzv. „globální“ úrovni. Tím je myšleno, že jejich výstupem je jedna výsledná hodnota statistického ukazatele, která je považována za platnou pro všechny části zkoumané oblasti. Cílem takto chápaných globálních analýz je tedy získání průměrných výsledků charakterizujících určitý jev či proces na úrovni celého sledovaného regionu. Nicméně, při jakékoliv analýze prostorových dat může být předpoklad stejné platnosti výsledného statistického ukazatele pro všechny části studované oblasti velmi nesprávný. V mnoha výzkumech lze naopak předpokládat podstatné regionální rozdíly týkající se nejen výsledných hodnot určitých ukazatelů, ale především podmínek rozličných jevů a procesů. Na mysli je tedy nutné mít opět problematiku prostorové nestacionarity [Spurná 2006].

Průměrné údaje získané na agregované úrovni za větší území, tedy v případě České republiky za kraje, okresy atd., mohou být nazvány globálními statistikami, neboť pokud k nim není poskytnuta další doplňující informace, předpokládá se, že reprezentují situaci v každé části zkoumaného regionu. Individuální či nejméně agregovaná data, z nichž jsou počítány průměrné hodnoty, popisují situaci na lokální úrovni a můžeme je označit jako lokální statistiky. Je zřejmé, že hranici mezi lokálními a globálními statistikami nelze definovat přesně a záleží na každém zkoumaném jevu, která měřítková úroveň je pro něj z hlediska analýzy dostatečná, a lze ji tedy považovat za „lokální“.

Kromě významného přínosu metod lokální analýzy týkajícího se možnosti a v podstatě nutnosti mapového znázornění jejich výsledků, a tedy možnosti využití navazujících analýz pomocí geografických informačních systémů, je důležité zmínit samotnou prostorovou povahu lokálních statistik. Použití lokálních analýz upozorňujících na odlišnosti v prostoru je velmi vhodné a užitečné při hledání výjimek (*outliers*) či tzv. „hot spots“ v datech. Toto využití zařazuje metody lokální analýzy do skupiny exploračních analýz prostorových dat, v nichž je důraz kladen na tvorbu hypotéz na základě prvotní analýzy dat, na rozdíl od tradičních konfirmačních analýz, v nichž jsou data používána k testování předem stanovených hypotéz a kalibraci odvozených modelů prostorových procesů [Fotheringham, Brunson, Charlton 2000; Unwin, Unwin 1998]. Z tohoto pohledu nelze metody lokální analýzy spojit s pozitivistickým a nomotetickým přístupem, u nichž je důležité právě hledání globálních modelů a pravidelností. Identifikace výjimečných jednotek a shluků naopak umožňuje a zároveň zdůrazňuje nutnost uvažování lokálních kontextuálních faktorů. Uvedené chápání metod lokální analýzy v exploračním pojetí však samozřejmě nevylučuje možnost jejich využití v konfirmačních analýzách či při zpřesňování globálních modelů.

Možnosti využití metod lokální analýzy jsou obecně například ve výzkumech souvisejících s bytovým fondem a cenami nemovitostí, obchodními sítěmi, kriminálními jevy, sítěmi školských zařízení, volebním chováním atd. V případě analýzy sociálních jevů s agregovanými daty se jako vhodná úroveň pro aplikaci metod lokální analýzy jeví úroveň obcí, případně základních sídelních jednotek. Při větší agregaci ztrácí lokální povaha metod svůj smysl a získané výsledky jsou velmi nepřesné. Použití větších územních jednotek než obcí není vhodné již při samotné globální analýze prostorové autokorelace. Když opomineme velké zjednodušení reality omezující využití prostorové autokorelace, těžko lze například poukazovat na faktickou prostorovou závislost chování populací jednotlivých okresů.

Důležitou skutečností je odlišné pojetí metod lokální analýzy u analýz prostorových a neprostorových dat [Fotheringham, Brunson, Charlton 2002]. To je důležité nejen z hlediska terminologického, ale také teoretického, neboť statistiky běžně používané metody lokální analýzy neprostorových dat se staly určitou inspirací pro vznik jejich prostorových forem. Zde bylo představeno pojetí metod lokální analýzy a lokálních charakteristik při analýze prostorových dat, kde je „lokálním“ myšleno uvažování nejpodrobnějších nezprůměrovaných statistik. Ve statistické literatuře je možné se setkat s metodami lokální analýzy zkoumajícími směr a sílu vztahu dvou proměnných v závislosti na hodnotách nezávislé proměnné, tedy určitou nestálost zkoumaného vztahu vzhledem k velikosti nezávislé proměnné. U analýzy neprostorových dat je tedy pojmem „lokální“ chápána relativní blízkost mezi jednotlivými hodnotami nezávislé proměnné.

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 zkouma-

ném území, přičemž dochází k zprůměrování možných výrazných územních rozdílů. Významnou autokorelaci může sledovaný jev vykazovat například pouze v určité části území či dokonce může dojít v rámci sledované oblasti ke změně z pozitivní autokorelace na negativní. Právě tato skutečnost vedla k rozvoji lokálních statistik měřících prostorovou autokorelaci, které slouží především k vlastní 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 autokorelaci [více k tomu Getis, Ord 1996]. Postup výpočtu je přitom principiálně velmi podobný tomu, který je prováděn u regrese pohyblivých oken [Spurná 2006].

V současné době jsou nejvíce používány lokální indikátory prostorové asociace (*local indicators of spatial association* – LISA) vyvinuté Anselinem [Anselin 1995], které se staly standardním nástrojem pro lokální analýzu prostorové autokorelace. LISA je v podstatě lokálním ekvivalentem Moranova I kritéria, neboť součet všech indikátorů je úměrný globální hodnotě Moranovy statistiky.

Analýza LISA úzce souvisí s Moranovým diagramem (schéma 1), pomocí kterého lze znázornit základní výsledky analýzy prostorové autokorelace. V tomto diagramu s původními hodnotami proměnné na horizontální ose a vypočtenými průměrnými hodnotami ze sousedních jednotek na vertikální ose odpovídá

Schéma 1. Moranův diagram

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		

Zdroj: autorka.

sklon proložené regresní přímkou hodnotě Moranova I kritéria. Za účelem usnadnění interpretace jsou přitom analyzované proměnné standardizovány.

Na základě výpočtu LISA můžeme provést kategorizaci sledovaných jednotek podle typu prostorové autokorelace do čtyř skupin, které odpovídají čtyřem kvadrantům v Moranově diagramu. Prostorové shluky vykazující nadprůměrné či podprůměrné hodnoty proměnné v určité jednotce souhlasně s jejím okolím se v grafu nalézají v pravém horním (*hot spots*, hodnota vysoká-vysoká) a levém dolním (*cold spots*, hodnota nízká-nízká) kvadrantu. Potenciální prostorové odchylky (*spatial outliers*) charakteristické nadprůměrnou / podprůměrnou hodnotou proměnné v určité jednotce a podprůměrnými / nadprůměrnými hodnotami v jejím okolí v pravém dolním (hodnota vysoká-nízká) / levém horním (hodnota nízká-vysoká) kvadrantu. Výsledky analýzy LISA mohou být vizualizovány v mapové podobě, přičemž znázornit lze jak statistickou významnost charakteristiky LISA pro jednotlivé územní jednotky, tak samozřejmě výše 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. Při podrobnějším studiu je důležitá samotná identifikace územních jednotek, které se hodnotou ukazatele výrazně odlišují od svého okolí. Právě hlubší studium důvodů existence prostorových shluků a naopak jednotek lišících se od svého okolí by mohlo být v mnohém přínosné. Ze srovnání s číselným výsledkem globální analýzy prostorové autokorelace je zřejmé, že analýza LISA poskytuje mnohem podrobnější a přesnější informace o charakteru prostorové autokorelace v rámci sledovaného území a je v podstatě nezbytným doplňkem globální analýzy.

4. Příklad analýzy prostorové autokorelace

Globální i lokální analýza prostorové autokorelace přiblížená doposud po teoretické a metodologické stránce bude nyní prakticky ukázána na konkrétních příkladech s reálnými daty. Ukázková aplikace metod prostorové analýzy si neklade za cíl vyvodit významné empirické závěry, ale má především po praktické stránce přiblížit vlastní použití metod prostorové analýzy včetně interpretace nalezených výsledků.

Pro analýzu prostorové autokorelace bylo použito Moranovo I kritérium a analýza LISA, přičemž všechny výpočty byly prováděny pomocí programu GeoDa 0.9.5-i (Beta).² Analyzovány byly tři sociálně-ekonomické ukazatele, kte-

² GeoDa 0.9.5-i (Beta) je volně stažitelný software pro prostorové explorační analýzy včetně analýz prostorové autokorelace vyvinutý Anselinem v roce 2004. Bližší informace viz oficiální internetové stránky o programu <https://www.geoda.uiuc.edu/>.

Tabulka 2. Prostorová autokorelace vybraných ukazatelů dle Moranova I kritéria

diskrétní vážící schéma	Moranovo I kritérium			
	IS	VS	MN	NV
případ věř (třetího řádu)*	0,042	0,173	0,403	0,692
případ královna (třetího řádu)*	0,042	0,171	0,402	0,691
10 nejbliřších jednotek	0,054	0,261	0,517	0,842
mezní vzdálenost 10 km	0,050	0,223	0,492	0,810

Zdroj: výpočet autorky v programu GeoDa 0.9.5-i (Beta); SLDB 2001, MOS 2001.

Poznámka: IS – index stáří, VS – podíl vysokořkolsky vzdělaného obyvatelřva, MN – míra nezaměstnanosti, NV – nadmořská výřka; * případy věř a královna (třetího řádu) odpovídají vymezení blířkých jednotek dle pohybu řachových figur, přičemř nejsou uvažovány pouze sousední jednotky (= první řád), ale řirší okolí.

ré byly vybrány tak, aby se liřily z hlediska své komplexity [Hampl et al. 1999], a potenciálně tedy také charakterem prostorové autokorelace. Jako příklad elementární proměnné byl použit index stáří (IS), semi-komplexní podíl vysokořkolsky vzdělaného obyvatelřva (VS) a komplexní míra nezaměstnanosti (MN). Jako doplněk byl v analýřách využít také ukazatel nadmořská výřka (NV), u kterého si lze nejlépe představit reálnou proměnlivost v prostoru. Datovou základnu všech příkladů tvoří údaje ze SLDB 2001 a Měřské a obecní statistiky (MOS) poskytnuté ČSÚ k témuř roku v obecním členění, tedy pro 6249 jednotek.

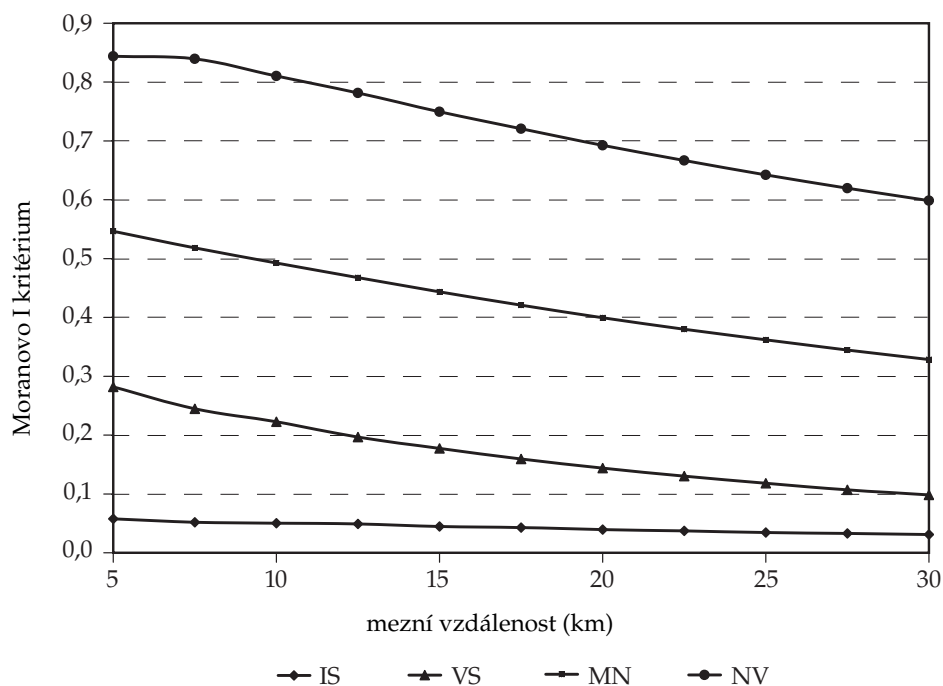
Před vlastní analýřou prostorové autokorelace je nutné vytvořit prostorová vážící řchémat, která z metodologického hlediska velmi ovlivňují výsledné hodnoty autokorelačních statistik. Pro srovnání vlivu rozdílných vážících řschémat na výsledky analýřy je uveden výpočet ve čtyřech variantách diskrétních vážících řschémat, které nabízí program GeoDa (viz tabulku 2). Pro výpočet vážících řschémat byly použity souřadnice obcí vztahující se k souřadnicovému systému S-JTSK, které jsou například součástí digitální vektorové geografické databáze ArcČR 500. Důležité je upozornit, ře samotná velikost Moranova I kritéria neindikuje statistickou významnost. Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace byla ověřena pomocí permutační procedury v rámci GeoDa [Anselin 2003], když všechny hodnoty byly řshledány jako statisticky významné na hladině významnosti 1 %.

Vypočtené hodnoty dokazují vliv rozdílných vážících řschémat na výsledné hodnoty Moranova I kritéria. Z porovnání hodnot pro čtyři vážící řschémata u jednotlivých proměnných a naopak hodnot pro čtyři proměnné u jednotlivých vah však vyplývá, ře získané hodnoty jsou vzájemně proporcionální. Například nejvyšší hodnota Moranova I kritéria byla pro všechny proměnné získána při použití vážícího řschématu odvozeného od 10 nejbliřších jednotek. Naopak nejniřší hodnoty Moranova I kritéria bylo vždy dosařeno u vážících řschématu přířpadu

věž a královna, když rozdíl mezi použitím těchto dvou schémat je zanedbatelný. Při aplikaci všech vah poté nejvyšší hodnotu Moranova I kritéria vykazuje vždy charakteristika nadmořské výšky jednotlivých obcí následovaná mírou nezaměstnanosti a podílem vysokoškolsky vzdělaných osob. Výrazně nižších hodnot dosahuje proměnná index stáří. Z uvedeného vyplývá, že i přes nejednoznačnost optimálního zvolení určitého vážícího schématu, a tím i nepřesnosti výsledné hodnoty Moranova I kritéria lze z provedené analýzy vyvodit podnětné závěry.

Závislost hodnoty Moranova I kritéria, a tedy nalezené míry prostorové autokorelace, na zvoleném vážícím schématu lze doložit i použitím jednoho typu diskrétního vážícího schématu s rozdílnými parametry. Při uvažování vážícího schématu definovaného pomocí různé mezní vzdálenosti, do které jsou jednotky ještě považovány za prostorově blízké, je přitom zároveň zkoumán vliv vzdálenosti na závislost jevů měřených v prostorových jednotkách. Na schématu 2 jsou znázorněny hodnoty Moranova I kritéria vypočtené pro sledované pro-

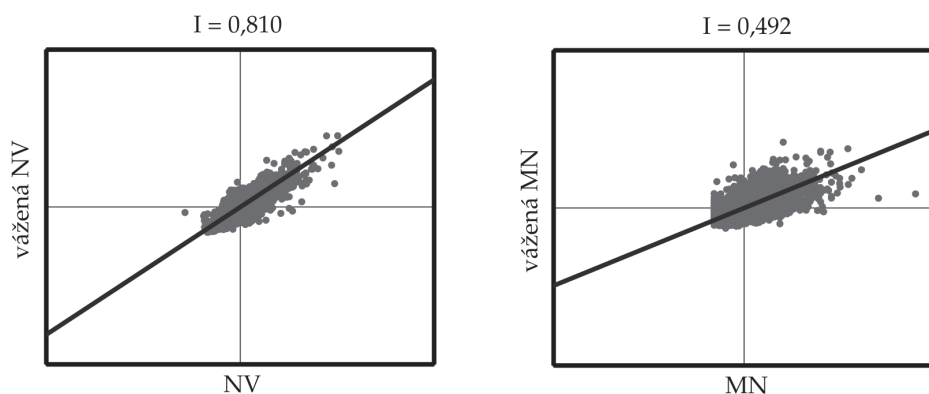
Schéma 2. Korelogram pro vybrané proměnné dle mezní vzdálenosti



Zdroj: výpočet autorky v programu GeoDa 0.9.5-i (Beta); SLDB 2001, MOS 2001.

Poznámka: IS – index stáří, VS – podíl vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva, MN – míra nezaměstnanosti, NV – nadmořská výška.

Schéma 3. Moranův diagram pro nadmořskou výšku a míru nezaměstnanosti



Zdroj: výpočet autorky v programu GeoDa 0.9.5-i (Beta); MOS 2001.

Poznámka: NV – nadmořská výška, MN – míra nezaměstnanosti.

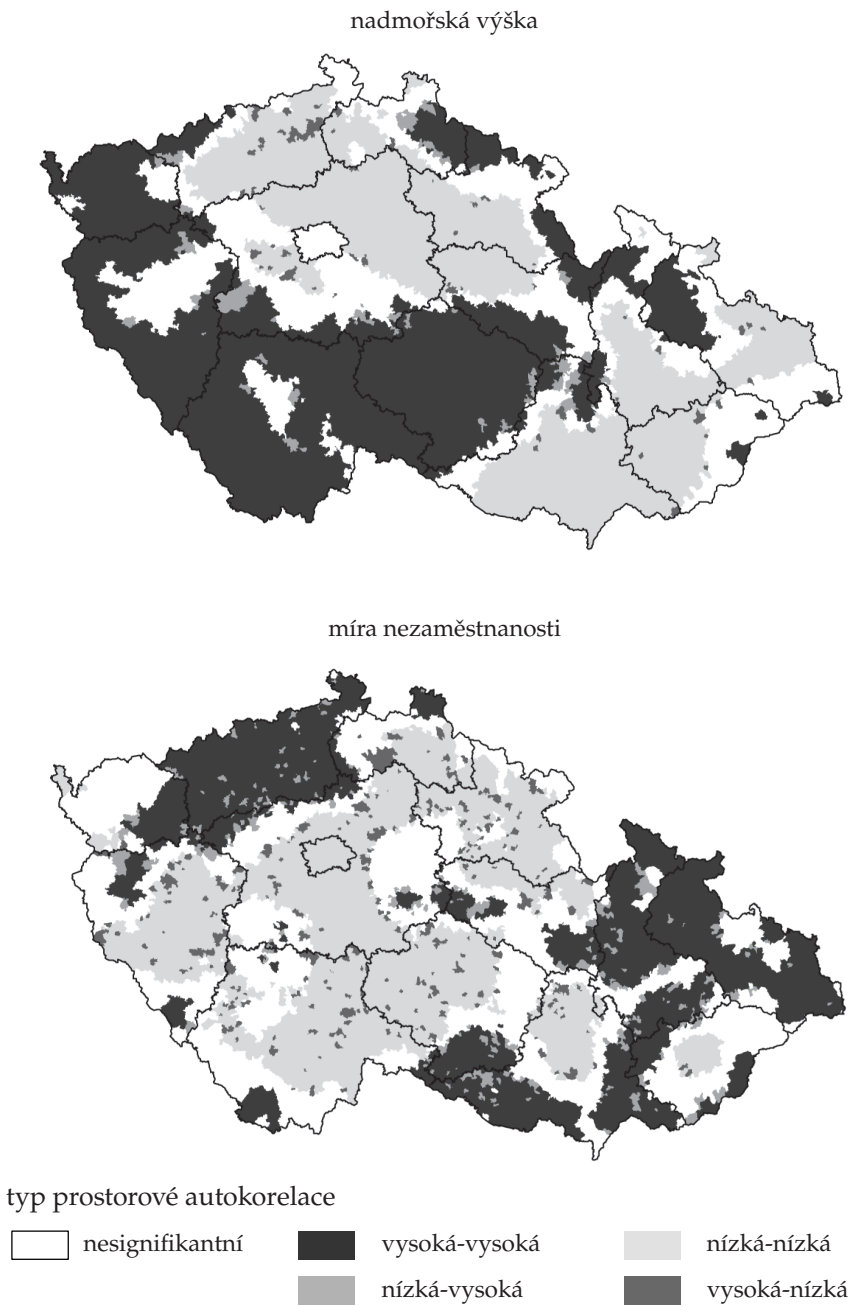
měnné a pro rozdílné mezní vzdálenosti od 5 do 30 km se zvoleným intervalem 2,5 km.

Průběh korelogramu pro všechny čtyři proměnné potvrzuje obecný předpoklad, že míra prostorové autokorelace se se zvyšující vzdáleností definující prostorově blízké jednotky snižuje. Míra klesání prostorové autokorelace je v tomto případě přibližně stejná, a nelze tedy z hlediska vlivu vzdálenosti na shlukování blízkých hodnot sledované proměnné významně diferencovat. Výjimkou je proměnná index stárí, u které není patrný výraznější vliv vzdálenosti na hodnotu Moranova I kritéria.

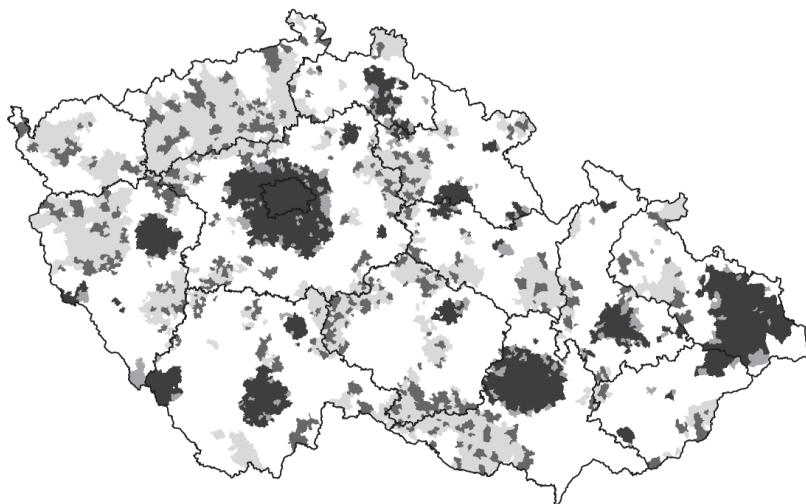
Dosud provedená analýza prostorové autokorelace vybraných proměnných na základě výpočtu Moranova I kritéria potvrdila hypotézu, že prostorová data jsou charakteristická svou prostorovou závislostí, když byla ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace. Jak již bylo uvedeno, nejvyšší míru pozitivní prostorové autokorelace má proměnná charakterizující nadmořskou výšku obcí. Tento výsledek bylo možné vzhledem k charakteru tohoto fyzickogeografického ukazatele očekávat. Ve slovním vyjádření prostorové autokorelace to znamená, že nadmořská výška určité obce indikuje, jakou nadmořskou výšku budou mít obce okolní. Nalezená vysoká míra shlukování tedy v podstatě vypovídá o existenci výrazných prostorových shluků obcí s podobnými výškovými poměry.

Ze sociálních ukazatelů vykazuje výrazně vyšší pozitivní prostorovou autokorelaci míra nezaměstnanosti, tedy ekonomická charakteristika komplexního typu. Tato skutečnost odpovídá existenci oblastí s vysokou, či naopak nízkou mírou nezaměstnanosti, což lze vyčíst již z mapy znázorňující míru nezaměstna-

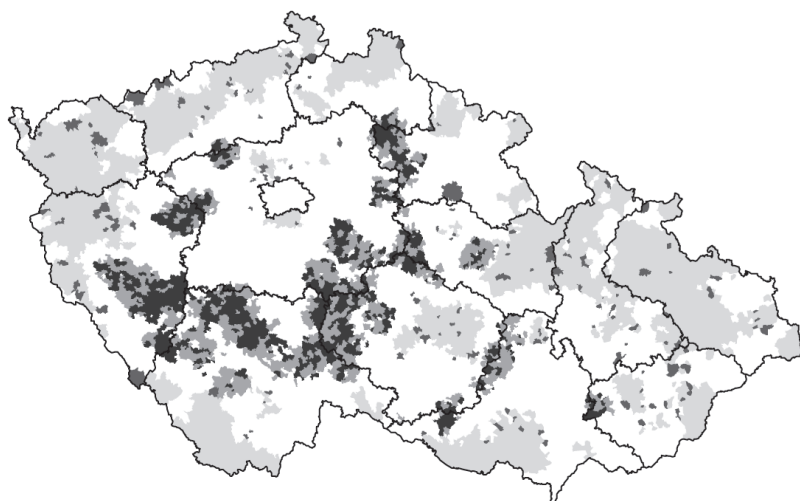
Schéma 4. Kategorizace jednotek dle výsledků analýzy LISA pro vybrané proměnné



podíl vysokoškolsky vzdělaných obyvatel



index stáří



Zdroj: upraveno podle [Blažek, Spurná 2008], výpočet v programu GeoDa 0.9.5-i (Beta); SLDB 2001, MOS 2001.

nosti v obecním členění. Přibližně o polovinu méně je prostorově autokorelována proměnná podíl vysokoškolsky vzdělaných obyvatel. I u této sociální charakteristiky semi-komplexního typu však můžeme hovořit o existenci významných oblastí s koncentrací vysokoškoláků. Důvodem výrazně menší prostorové autokorelace u proměnné index stáří je podmíněnost této demografické charakteristiky elementárního typu několika protichůdnými faktory, což vyúsťuje v nízkou míru shlukování podobných hodnot.

V návaznosti na provedenou globální analýzu prostorové autokorelace pomocí Moranova I kritéria jsou vybrané proměnné analyzovány pomocí metody LISA. Jak již bylo uvedeno dříve, zatímco výsledkem globálních statistik prostorové autokorelace je hodnocení míry prostorového shlukování v celém sledovaném území, lokální statistiky umožňují identifikovat oblasti s rozdílným charakterem prostorové autokorelace. Pro možnost porovnání získaných výsledků bylo jednotně zvoleno vážící schéma s mezní vzdáleností 10 km, které dle výše provedených analýz i zkušeností autorky nejlépe odpovídá charakteru regionální struktury České republiky. Moranův diagram pro nadmořskou výšku a míru nezaměstnanosti je znázorněn na schématu 3, výsledek analýzy LISA formou kategorizace jednotek se signifikantními hodnotami pro všechny čtyři proměnné na schématu 4.

Výsledky analýzy LISA znázorněné v mapě dokládají rozdílný charakter prostorové autokorelace u jednotlivých proměnných a identifikují shluky nadprůměrných či podprůměrných hodnot včetně míst s negativní autokorelací. Pro relativně velké území České republiky není lokální míra prostorové autokorelace indexu stáří a podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel statisticky významná na hladině významnosti 1 %, což je v podstatě ve shodě s globálním výsledkem, tedy nižší hodnotou Moranova I kritéria pro tyto proměnné. Podíl vysokoškolsky vzdělaných obyvatel přitom vykazuje zřetelnější shluky především nadprůměrných hodnot, tedy „hot spots“. Analýzou LISA byly identifikovány v podstatě jádra či centra koncentrace vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva, která odpovídají největším městům a jejich zázemím. V případě indexu stáří lze hovořit o existenci oblastí s vyšším zastoupením dětské složky obyvatelstva v pohraničních oblastech. Výsledky analýzy LISA pro míru nezaměstnanosti a nadmořskou výšku dokládají vazbu mezi vysokým počtem obcí vykazujících signifikantní lokální prostorovou autokorelaci a vysokou mírou globální prostorové autokorelace. V případě míry nezaměstnanosti byly identifikovány osy mezi Prahou a městy České Budějovice, Liberec a Plzeň s nízkou mírou nezaměstnanosti a naopak problémové oblasti, jako například severní Čechy. Znázornění výsledků analýzy LISA pro nadmořskou výšku, které částečně odpovídají rozmístění nížin a pohoří, kontrastuje se sociálními ukazateli zejména podstatně vyšší mírou homogenity nalezených shluků z hlediska typu prostorové autokorelace a jejich větší velikosti.

5. Závěr

V příspěvku byla z teoreticko-metodologického hlediska představena prostorová autokorelace jako metoda analýzy prostorových dat včetně ukázky konkrétních aplikací. Z množství různých možností využití prostorové autokorelace je patrné, že tento všudypřítomný fenomén v prostorových datech je důležitý nejen z obecně metodologického, ale také z aplikačního hlediska a zasluhuje velkou pozornost i z hlediska interpretace získaných výsledků.

Měření prostorové autokorelace je podstatnou součástí analýz regionální diferenciace a variability, které doplňuje o prostorový rozměr. Relativně jednoznačně interpretovatelná prostorová autokorelační statistika podává určitou informaci o prostorovém rozmístění sledovaného jevu, přesněji o míře shlukování jednotek vykazujících podobné hodnoty. Z hlediska možnosti aplikace lze proto analýzy prostorové autokorelace využít jako nástroje pro hodnocení stavu, změn a vývoje prostorové struktury [Nezdařilová 1984b]. Nutné je poznamenat, že řešení hlavních metodologických problémů a východisek použití metody prostorové autokorelace (volba měřítka analýzy, výběr prostorové váhící funkce apod.) je samo o sobě také důležitým výsledkem zasluhujícím pozornost. Praktickou důležitost analýzy prostorové autokorelace lze doložit na mnoha dalších příkladech. Významnou oblastí aplikace jsou například analýzy prostorové autokorelace regresních reziduí, kdy jsou získané výsledky využity pro zpřesňování regresních modelů. Vzhledem ke skutečnosti, že měřením prostorové autokorelace v podstatě zjišťujeme, do jaké míry ovlivňuje výskyt sledovaného jevu v určitém místě výskyt tohoto či jiného jevu v okolních oblastech, jsou analýzy prostorové autokorelace často součástí předpovědních výzkumů.

V současné době je prostorové autokorelaci věnována pozornost především v souvislosti s rozvojem geografických informačních systémů a metod lokální analýzy prostorových dat. Upozornit je v tomto případě nutné na klíčový přínos lokální analýzy prostorové autokorelace, která zde byla představena na příkladu analýzy LISA. Možnosti, které skýtá tento druh analýzy, jsou důležité zejména z hlediska identifikace prostorových odchylek a naopak oblastí podobného charakteru z hlediska zkoumaného jevu, například rozvojových os či problémových oblastí [Blažek, Spurná 2008]. Za hlavní přínos použití této analýzy lze v souladu se současným přístupem ke kvantitativní analýze prostorových dat označit její schopnost odhalit v datech zajímavé prostorové souvislosti, a přinést tak další otázky a nové pohledy na zkoumané jevy, které by měly být podkladem pro zaměření následného kvalitativního výzkumu.

V rámci prostorových analýz existuje v současnosti spousta otázek a výzev, kterým by měla být věnována pozornost. Jedná se zejména právě o vývoj metod lokální analýzy, které přesněji reflektují vztahy odehrávající se v prostoru a umožňují zodpovězení nových výzkumných otázek. Potřebná je širší aplikace nově vznikajících metod umožňující hlubší porozumění jejich možnostem a omezením, která bude jistě také nepřímo sloužit ke zvýšenému zájmu o tyto metody

a může inspirovat další výzkumy. Důležitou podmínkou nutnou k obecnému rozšíření novějších kvantitativních metod a postupů je v neposlední řadě dostupnost potřebného softwarového vybavení, bez něhož si již v dnešní době nelze představit využití jakékoliv sofistikovanější kvantitativní metody. Doufám, že příspěvek přispěje v tomto ohledu k vyššímu povědomí o významném aspektu souvisejícím s analýzou prostorových dat a o možnostech, které skýtá analýza prostorové autokorelace.

PAVLÍNA SPURNÁ absolvovala magisterské studium sociální geografie na Přírodovědecké fakultě UK v Praze (2006) a magisterské studium učitelství zeměpis-matematika pro střední školy na Přírodovědecké a Matematicko-fyzikální fakultě UK v Praze (2007). V současné době pokračuje v doktorském studiu sociální geografie a regionálního rozvoje na Přírodovědecké fakultě UK v Praze. Zabývá se problematikou aplikované statistiky a využitím kvantitativních metod v sociální geografii, zejména metodami prostorové analýzy.

Literatura

- Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, Luc. 1995. „Local Indicators of Spatial Association – LISA.“ *Geographical Analysis* 27 (2): 93–115.
- Anselin, Luc. 2003. „An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa.“ [online]. Urbana: Spatial Analysis Laboratory [cit. 18. 12. 2005]. Dostupné z: <<https://geoda.uiuc.edu/pdf/spauto.pdf>>.
- Anselin, Luc, Ibnu Syabri, Youngih Kho. 2004. „GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis.“ [online]. Urbana: Spatial Analysis Laboratory [cit. 18. 12. 2005]. Dostupné z: <<https://www.geoda.uiuc.edu/pdf/geodaGA.pdf>>.
- Blažek, Jiří, Pavlína Spurná. 2008 (v tisku). „Are Development Axes and Clusters Emerging in the New Member States? The Case of the Czech Republic.“ *Regional Studies*.
- Cliff, Andrew D., Peter Haggett, J. Keith Ord, Ken Bassett, Richard B. Davies. 1975. *Elements of Spatial Structure – a Quantitative Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cliff, Andrew D., J. Keith Ord. 1973. *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Fotheringham, Stewart A. 1997. „Trends in Quantitative Methods I: Stressing the Local.“ *Progress in Human Geography* 21 (1): 88–96.
- Fotheringham, Stewart A. 1998. „Trends in Quantitative Methods II: Stressing the Computational.“ *Progress in Human Geography* 22 (2): 283–292.
- Fotheringham, Stewart A. 1999. „Trends in Quantitative Methods III: Stressing the Visual.“ *Progress in Human Geography* 23 (4): 597–606.
- Fotheringham, Stewart A., Chris Brunsdon, Martin Charlton. 2000. *Quantitative Geography – Perspectives on Spatial Data Analysis*. London: SAGE.
- Fotheringham, Stewart A., Chris Brunsdon, Martin Charlton. 2002. *Geographically Weighted Regression – the Analysis of Spatially Varying Relationships*. London: John Wiley & Sons.

- Getis, Arthur, J. Keith Ord. 1996. „Local Spatial Statistics: an Overview.“ Pp. 261–277 in Paul Longley, Michael Batty (eds.). *Spatial Analysis: Modelling in a GIS Environment*. Cambridge: GeoInformation International.
- Goodchild, Michael Frank. 1987. *Spatial Autocorrelation*. Norwich: Geo Books.
- Hampl, Martin et al. 1999. *Geography of Societal Transformation in the Czech Republic*. Prague: Department of Social Geography and Regional Development, Faculty of Science, Charles University of Prague.
- Horák, Jiří. 2002. „Prostorová analýza dat.“ [online]. Ostrava: Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava [cit. 1. 12. 2005]. Dostupné z: <<http://gis.vsb.cz/pad/>>.
- Johnston, Ron, Derek Gregory, Geraldine Pratt, Michael Watts. 2000. *The Dictionary of Human Geography*. 4th Edition. Oxford: Blackwell.
- Kouba, Karel. 2007. „Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 43 (5): 1017–1037.
- Meloun, Milan, Jiří Militký. 2002. *Kompendium statistického zpracování dat*. Praha: Academia.
- Nezdařilová, Eva. 1984a. *Metody kvantitativní analýzy v geografii – se zaměřením na metody regrese a korelace*. Diplomová práce. Praha: Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK (rukopis).
- Nezdařilová, Eva. 1984b. „Prostorová autokorelace jako pojem a metoda geografické analýzy.“ *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 89 (1): 44–50.
- Robinson, Guy M. 1998. *Methods and Techniques in Human Geography*. London: John Wiley & Sons.
- Spurná, Pavlna. 2006. *Současné trendy v kvantitativní analýze geografických dat se zaměřením na využití metody geograficky vážené regrese*. Diplomová práce. Praha: Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK (rukopis).
- Spurná, Pavlna. 2008. „Geograficky vážená regrese – metoda analýzy prostorové nestacionarity geografických jevů.“ *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 113 (2): 125–139.
- Taylor, Peter J. 1975. *Distance Decay Models in Spatial Interactions*. Norwich: Geo Abstracts.
- Unwin, Antony, David Unwin. 1998. „Exploratory Spatial Data Analysis with Local Statistics.“ *The Statistician* 47 (3): 415–421.

Aktuálně ze Sociologického nakladatelství SLON

Zdenka Mansfeldová
a Aleš Kroupa (eds.)

Proměny reprezentace zájmů

po vstupu do Evropské unie



SLON
EDICE STUDIE

Zdenka Mansfeldová a Aleš Kroupa (eds.): Proměny reprezentace zájmů po vstupu do Evropské unie

Tato publikace se snaží podat empiricky podloženou a vědecky fundovanou výpověď o proměnách politicko-právního institucionálního rámce České republiky, o existujících institucionálních strukturách prostředkování zájmů, o faktorech, které ovlivňují vytváření podmínek pro rozvoj a formování otevřené občanské společnosti, participaci obyvatel na politickém a sociálním životě a prostředkování zájmů mezi jedinci, sociálními skupinami a státem. Zachycuje situaci v době vstupu do EU a změny, ke kterým vlivem členství v EU jako nezávislé proměnné dochází.

Vyšlo v ediční řadě *Studie*.

275 stran, doporučená cena 325 Kč, ISBN 978-80-86429-88-5

Josef Tomeš (ed.): Naše nynější modernita

*(Diskuse o dějinné perspektivě modernity
v pojetí Jaroslava Krejčího)*

Tématem knihy jsou možnosti uchopení soudobé fáze modernity a jejích vývojových tendencí prostřednictvím makrosociologického výkladu dějin, který spojuje a kombinuje sociologii, ekonomii, historii, politologii, religionistiku a kulturní antropologii. Pro zkoumání dějin civilizací a kultur, jejich vztahů, průníků a střetů používá tento metodologický postup Jaroslav Krejčí, působící od konce šedesátých let minulého století na univerzitě v anglickém Lancasteru. Ve svém příspěvku otištěném v této knize charakterizuje současnost jako antropologickou mutaci z epochy civilizace do epochy technizace. Kniha dále obsahuje diskusi na uvedené téma, která proběhla na mezinárodním vědeckém kolokviu pořádaném Masarykovým ústavem a Archivem Akademie věd České republiky v roce 2007 v Praze. Autory diskusních příspěvků jsou Johann Arnason, Ladislav Tondl, Miloslav Petrusek, František Znebežánek a Helena Kubátová.

Vyšlo mimo ediční řady, ve spolupráci s Ústavem T. Masaryka.

65 stran, doporučená cena 149 Kč, ISBN 978-80-86429-82-3

NAŠE NYNĚJŠÍ MODERNITA V DĚJINNÉ PERSPEKTIVĚ

(diskuse o modernitě v pojetí Jaroslava Krejčího)

Josef Tomeš (ed.)

SLON
EDICE STUDIE



Žádejte u svého knihkupce nebo objednávejte na adrese:

SLON, Jiřská 1, 110 00 Praha 1, tel.+fax 222 220 025, slon@slon-knihy.cz

Podrobné informace o vydaných a připravovaných titulech: www.slon-knihy.cz