

EVA NEZDAŘILOVÁ

PROSTOROVÁ AUTOKORELACE JAKO POJEM A METODA GEOGRAFICKÉ ANALÝZY

E. Nezdařilová: *Spatial autocorrelation as a concept and method of geographical analysis*. — Sborník ČSGS 89:1:44—50 (1984). — This article acquaints the reader with principal idea of a little known concept of spatial autocorrelation. The relation to some concepts of spatial structure (entropy, diffusion) is discussed after the formal expression of the idea and basic measure of spatial autocorrelation. Finally, the application of the method in spatial analysis of the migration according to reasons is introduced.

Jednou z možných cest rozvoje metodologického aparátu geografické analýzy je přenášení pojmů a přizpůsobování kvantitativních metod a technik, které vznikly v jiných vědních oborech. Z ekonometrie autoři A. D. Cliff a J. K. Ord (1973) převzali metodu časové autokorelace, jejíž princip transformovali a přenesli do prostoru. Vytvořili a do geografické literatury zavedli nový pojem prostorová autokorelace. Tímto pojmem, dosud jen zřídka užívaným, se v rovině obecně metodologické a aplikační zabývá tento příspěvek, který je určitým dopracováním a současně výtahem z práce E. Nezdařilové (1983).

Základní myšlenka prostorové autokorelace není v geografii neznámá a lze ji slovně formulovat jako podobnost územních jednotek, která je zkoumaná z hlediska jejich sousedských a vzdálenostních vztahů a vyplývá z relativní kontinuity sociálně geografických a fyzickogeografických jevů v prostoru.

V geografii jsou sice pro zhodnocení určitých aspektů podobnosti (např. velikostní, strukturální) 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, ale na rozdíl od metody prostorové autokorelace v nich nejsou přímo obsaženy a uvažovány polohové vztahy prvků prostorových variačních řad.

Formálně bývá princip prostorové autokorelace zapisován ve tvaru:

$$p_i(y) = f \left(\sum_{i=1}^n w_{ij} p_j / y \right), \text{ kde}$$

$i = 1, 2, \dots, n$

$j = 1, 2, \dots, n$

n počet sledovaných jednotek

$p_i(y)$ pravděpodobnost výskytu jevu y v jednotce i

w_{ij} , $i \neq j$ váhy, které nabývají různé hodnoty podle vztahů jednotky i k jednotce j ; tím specifikují jejich „prostorovou blízkost“ a určují tak, které jednotky mají být v analýze uvažovány.

(Výše uvedený formální výraz má následující význam: pravděpodobnost jevu y v prostorové jednotce i je určitou funkcí pravděpodobností tohoto jevu v jednotkách j , které jsou „prostorově blízké“ jednotce i).

Pojem prostorové autokorelace je také možno chápat a vysvětlovat jako určitou analogii časové autokorelace, jejíž podstatou je závislost hodnoty určité proměnné sledované v čase t na hodnotách této proměnné v předchozích obdobích (tzn. hodnoty v autokorelované časové řadě vykazují určitý vývojový trend). Analogicky k tomu hodnoty v autokorelované prostorové řadě budou vykazovat určitý prostorový trend, čili systematickou prostorovou variabilitu. Základní odlišností obou pojmů je, že u časové autokorelace dat jde vždy o závislost jednosměrnou, zatímco prostorová autokorelace může vyjadřovat závislost složitější, působící různě silně do více směrů. Z toho dále vyplývá, že u autokorelace časových řad je možno očekávat — na rozdíl od prostorové autokorelace — jednodušší a vnitřně kauzální spojitost údajů.

Existují od různých autorů různé definice prostorové autokorelace, lišící se nejčastěji uvažováním kauzality, tj. např.:

- a) uspořádání hodnot vykazuje prostorovou autokorelaci, způsobuje-li výskyt určitého jevu v jedné jednotce zvětšení nebo zmenšení pravděpodobnosti výskytu tohoto jevu v „blízkých“ jednotkách,
- b) uspořádání hodnot vykazuje pozitivní, resp. negativní prostorovou autokorelaci, jsou-li vysoké hodnoty v jedné jednotce spojeny s vysokými, resp. nízkými hodnotami v jednotkách „okolních“.

Z prostého překlada tohoto pojmu vyplývá nejlépe jeho obsah, jímž je korelace jednoho jevu se sebou samým v prostoru. Tato korelace se projevuje statisticky významným uspořádáním hodnot sledovaného jevu v prostoru; zároveň je však třeba poznamenat, že nevypovídá nic o příčině tohoto uspořádání, které může být buď odrazem existující vnější determinace nebo může být podmíněno vnitřní aktivitou, tj. interakcí jednotek nebo je určitou kombinací obou možností. V prvním případě lze mluvit o kauzálním uspořádání, v druhém o kauzálním samouspořádání či vnitřně kauzální spojitosti.

Tak jako korelace neznamená vždy jen kauzality, protože může jít o pseudokorelaci v případě multikolinearity či v případě chybějící věcné logické podstaty, neznamená autokorelace vždy jen prostorové uspořádání v důsledku vzájemného spojitého ovlivňování jednotek „blízkých si v prostoru“, tj. užší pojetí prostorové autokorelace ve smyslu definice ad a). Toto upřesnění významu prostorové autokorelace může vhodně doplňovat i její nejobecnější definici z práce A. D. Cliffa a J. K. Orda (1973), která říká: „Jestliže pro každou dvojici sledovaných jednotek i, j příslušné hodnoty x_i, x_j zkoumaného jevu X nejsou korelovány, pak v systému jednotek není prostorová autokorelace. Prostorová autokorelace existuje, jestliže x_i, x_j nejsou všechny nekorelovány.“

Jak již bylo uvedeno, není idea prostorové autokorelace v geografii ničím novým; novou je pouze snaha o její kvantitativní měření, k němuž jsou používány různé míry prostorové autokorelace. Jednou z nich je Gearyho statistika c , která má tvar:

$$c = \frac{n - 1/2W \cdot \sum_{(2)} w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \text{ kde}$$

c nabývá pouze kladných hodnot, a to ve významu: negativní prostorové autokorelace pro $c > 1$, prostorové nezávislosti pro $c = 1$ a pozitivní prostorové autokorelace pro interval $0 < c < 1$. Hodnotu statistiky c je možné a vhodné testovat pomocí tabelovaných hodnot normálního rozložení.

n počet sledovaných jednotek

$$W = \Sigma^{(2)} w_{ij}, w_{ij} > 0$$

$$\Sigma^{(2)} = \Sigma_i \Sigma_j$$

w_{ij} subjektivně volené váhy, které definují okolí jednotky i , tj. definují uvažovaný dosah (uznaný stupeň) interakce jednotek. Jsou metodologicky nejdůležitějším výrazem ve vzorci.

Názornost Gearyho statistiky spočívá v tom, že čitatel zlomku představuje konstantami modifikovanou variabilitu sledovaných jednotek, zatímco ve jmenovateli je zachycena celková variabilita. Celý výraz je možno považovat za jakousi „prostorovou analýzu rozptylu“, jejímž výstupem je relativizovaná variabilita jednotek „blízkých si v prostoru“ popisující konfiguraci hodnot v území a sloužící tedy k analýze velikostně-prostorového uspořádání prvků variační řady.

Z předchozího textu vyplývá vztah prostorové autokorelace k ostatním pojmům a metodám hodnocení prostorové struktury a prostorové organizace, jakými jsou prostorová kontinuita a diskontinuita jevu, analýza povrchových trendů, velikostní homogenita a heterogenita (tj. rovnoměrnost a nerovnoměrnost rozmístění), entropie a negentropie, prostorová a hierarchická difúze, diferenciacie a integrace prostoru.

K pojmu diferenciacie prostoru je možno poznamenat, že lze odlišit dva základní typy diferenciacie, jejichž kombinovaným působením vzniká výsledné rozrůznění prostoru, a to tzv. dynamiku a kinetiku. Dynamikou rozumíme celkový vývoj prostoru (např. vývoj systému osídlení) a kinetikou pak změny, které vznikají a šíří se z vybraných oblastí či nódů (např. difúze onemocnění).

Vztah pojmů difúze a prostorová autokorelace lze charakterizovat tak, že princip prostorové autokorelace v užším pojetí, tj. vzájemné spojitě ovlivňování jednotek „blízkých si v prostoru“, je současně vyslovením principu prostorové a hierarchické difúze, kde „blížkost“ je v prvním případě dána vzdáleností jednotek v euklidovském prostoru a v druhém případě je představována vzdáleností funkční (odbornou, psychologickou, sociální apod.), tj. vzdáleností v tzv. prostoru „vlastností“. Pak lze v teoretické rovině označit prostorovou difúzi za případ prostorové autokorelace v trojrozměrném prostoru a hierarchickou difúzi za prostorovou autokorelací ve vícerozměrném prostoru.

Z hlediska obsahové bohatosti je pojem prostorové autokorelace, obsáhlejší jak kinetické, tak i dynamické interakce v prostoru, širší než pojem difúze. Z časového hlediska je však difúze procesem, jehož okamžitový stav představuje určitá hodnota prostorové autokorelace a z tohoto hlediska je pojem difúze širším pojmem.

Další vztah mezi entropií a prostorovou autokorelací je možno zkoumat pomocí teoretických čtvercových sítí, v nichž jsou simulovány ně-

kteře extrémní stavy a popř. vývoj prostorové struktury. K nejzajímavějším takto získaným výsledkům patří poznatky, že v případě dvou sítí:

- a) stejné hodnotě entropie H může odpovídat různá hodnota prostorové autokorelace c ; tohoto stavu lze dosáhnout pouhou změnou uspořádání týchž hodnot;
- b) stejné hodnotě autokorelace c může odpovídat různá hodnota entropie H ; tohoto stavu lze dosáhnout díky tomu, že hodnota prostorové autokorelace je relativizovanou variabilitou;
- c) stav maximální entropie (homogenity prostoru) není pro prostorovou autokorelaci věcně ani matematicky definován, přičemž tento stav nelze chápat ani jako limitu, jíž by se hodnota maximální pozitivní prostorové autokorelace nekonečně blížila;
- d) extrémní stav pozitivní prostorové autokorelace — při použití binárních vah — je představován libovolně skloněným trendovým povrchem, jehož výstižnost je stoprocentní; jinak řečeno, v případě maximálního vystižení autokorelace regresním povrchem by hodnoty sledovaného jevu ležely přímo na povrchu (tj. suma odchylek empirických hodnot od trendu je rovna nule); pak by se jeho různým skláněním (tj. zvyšováním nebo snižováním absolutní variability) hodnota autokorelace neměnila. Obecně není tento extrémní stav definován, protože patrně závisí na volbě vah w_{ij} ;
- e) stavu minimální entropie (absolutní koncentrace jevu do jedné jednotky) lze vždy přiřadit odpovídající hodnotu autokorelace; podobně jako v bodě c) tento stav nelze chápat jako limitní stav negativní prostorové autokorelace;
- f) extrémní stav negativní prostorové autokorelace je obecně představován velikostně-prostorovým uspořádáním vykazujícím relativně maximální rozdíly „sousedních“ jednotek, přičemž ale nejde o šachovnicové uspořádání vysokých a nízkých hodnot; ze stejného důvodu jako v bodě d) není tento extrémní stav formálně definován;
- g) ze simulace různých případů vývoje prostorové struktury vyplynulo, že mohou současně nastat všechny možnosti změny hodnot (zvýšení, konstantní stav, snížení) autokorelace a entropie.

Je zřejmé, že jak entropie, tak i autokorelace popisují pouze určitou vlastnost prostorové struktury. Proto je pro získání úplnější informace vhodné používat kombinace obou analytických metod, jež se výhodně doplňují.

Pro vlastní aplikaci metody prostorové autokorelace byla vybrána oblast migrace obyvatelstva podle důvodů stěhování. Cílem bylo testování přítomnosti prostorové autokorelace u jednotlivých důvodů a její interpretace spojená s pokusem o vývojové zhodnocení.

Analyzovaná data (indexy migrace podle důvodů a podle okresů ČSR za období 1971—1975 a 1979—1981) byla převzata z práce D. Drbohlava (1983), v níž byly pro lepší srovnatelnost upraveny původní počty migrací metodou nepřímé standardizace, která umožňuje odstranit vliv různé věkové struktury v okresech.

Za hlavní sledovaný důvod byly vybrány zdravotní důvody, které je možno chápat a interpretovat jako odraz nebo reakci na kvalitu životního prostředí, a níž předpokládáme, že se mění v prostoru relativně spojitě, a to i na úrovni takových územních jednotek, jakými jsou sledované okresy ČSR.

Vstupní hypotézou bylo tvrzení, že migrace ze zdravotních důvodů bude vykazovat statisticky významnou pozitivní prostorovou autokorelaci a hlavní příčinou takového prostorového uspořádání bude právě kvalita životního prostředí jako určitá vnější determinace. Navíc lze očekávat i pohyb migrantů z horších do lepších podmínek, i když tuto představu by mohly narušovat a deformovat vlivy, jakými jsou např. atraktivita nebo ekonomická výhodnost některých oblastí, které mohou způsobit, že i při nekvalitním životním prostředí v určité oblasti zde má migrace (vystěhování) ze zdravotních důvodů nižší hodnotu, než by se očekávalo.

Z hlediska vývojového hodnocení migrace ze zdravotních důvodů nelze předpokládat převratné změny v kvalitě životního prostředí během krátkého časového úseku, ale k určité změně by mohlo dojít v myšlení lidí, pro něž se stane kvalita prostředí důležitější hodnotou než ekonomické a jiné stimuly.

U ostatních sledovaných důvodů migrace — vyjma ještě migraci z důvodu rozvodu — předpokládáme prostorovou nezávislost.

Pro zjištění hodnoty prostorové autokorelace byla použita již zmíněná Gearyho statistika c s binárními váhami, kde $w_{ij} = 1$ v případě, že okresy i a j spolu sousedí a $w_{ij} = 0$ pro okresy, které nemají společnou hranici. Výsledné hodnoty jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 1. Prostorová autokorelace důvodů migrace v období 1971—1975 a 1979—1981

důvod migrace	míra autokorelace c	
	1971—1975	1979—1981
změna pracoviště	0,4356	0,3635
přiblížení k pracovišti	0,8430*	0,8017*
učení, studium	0,9198*	0,5999
zdravotní důvody	0,3217	0,3376
siňatek	0,9435*	1,0989*
rozvod	0,5001	0,6032
bytové důvody	0,9055*	0,8864*
jiné důvody	0,4215	0,3592

*) Hodnoty statisticky nevýznamné pro hladinu spolehlivosti 0,99

Z hodnot autokorelace v této tabulce a z jejich testování vyplynulo potvrzení vstupní hypotézy, která předpokládala, že migrace ze zdravotních důvodů a z důvodu rozvodu bude vykazovat statisticky významnou pozitivní prostorovou závislost. Kromě těchto dvou důvodů byla navíc autokorelace prokázána i u důvodu „změna pracoviště“ a u specifické skupiny „jiných důvodů“.

U všech těchto důvodů lze existenci prostorové autokorelace vztažovat přímo nebo nepřímo k relativně spojitě se měnící kvalitě životního prostředí, jež se odráží jednak ve zdravotním stavu obyvatelstva, jednak ve vytvořeném názoru na komplexní kvalitu jednotlivých oblastí ČSR a vede k migracím ze zdravotních a „jiných“ důvodů. Horší životní prostředí se může přes zvýšenou rozvodovost odrážet i v prostorovém vzorku migrace z důvodu rozvodu a přes zvýšenou fluktuaci pracovních sil i na prostorovém uspořádání hodnot migrace z důvodu změny pracoviště.

V oblasti statisticky nevýznamných hodnot se pohybovaly bytové důvody, migrace z důvodu přiblížení k pracovišti a z důvodu sňatku a lze je označit za prostorově nezávislé.

Při vývojovém hodnocení se rozdílů hodnot prostorové autokorelace ukázaly — až na studijní důvody — nevýznamné a nedostačující pro přesnější formulaci vývojových tendencí.

V závěru je třeba ještě poznamenat, že s pojmem prostorové autokorelace jsou spojeny dva základní okruhy metodologických problémů, jimiž se tento příspěvek již nezabývá. Jsou to:

1. Závislost výsledku na různé velikosti územních jednotek, na zvoleném tvaru vah (zvláště nebinárním), na volbě a počtu nejbližších sousedů, na kvalitativním vymezení, hranicích a velikosti sledovaného území;
2. Otázka vztahu autokorelace ke statistické — a speciálně ke klasické korelační analýze dat, která je u časových řad dnes už dostatečně známá a rozpracovaná. U prostorových sérií je dosud neprávem zcela opomíjena, přestože v analýzách geografických dat je pravděpodobné, že hodnoty budou prostorovou autokorelací vykazovat. Její přítomnost znamená porušení předpokladu o nezávislosti pozorování a je při používání korelačního počtu nežádoucí, protože vede obvykle k modifikaci hodnot korelačních koeficientů (k pseudokorelacím), které pak nelze dostatečně přesně testovat a interpretovat jako skutečnou příčinnou závislost. Jedním z nejjednodušších způsobů eliminace prostorové autokorelace je aplikace metody povrchových trendů; ostatní metody přizpůsobování prostorových variačních řad pro statistickou analýzu, uváděné např. v práci R. Bivanda (1980), jsou zatím diskutovány jen v teoretické rovině.

Z hlediska možností aplikace jde o metodu, která by měla být nástrojem pro hodnocení stavu, změn a vývoje prostorové struktury. Dosavadní aplikace metody prostorové autokorelace jsou co do četnosti mizivé a co do obsahu ne vždy geografické. Zatím také chází typická aplikace, nicméně určité konkrétní možnosti se nabízejí v oblasti analýzy prostorové struktury a difúze demografických změn, v oblasti sledování a popisu dlouhodobého vývoje systému osídlení (např. pomocí kombinace hodnot entropie a autokorelace nebo pomocí prostorové autokorelace vyšších řádů vyjádřitelné i graficky v tzv. korelogramech).

Z obecně metodologického hlediska jde o pojem velmi cenný, rozšiřující teoretické geografické myšlení, jež by si zasluhoval rozhodně větší pozornost než dosud.

Literatura:

- BIVAND R. (1980): Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii [Praca zbiorowa pod redakcją Z. Chojnickiego]. PWN, s. 23—38. Warszawa — Poznań.
- CLIFF A. D., HAGGETT P., ORD J. K., BASSETT K., DAVIES R. (1975): Elements of Spatial Structure (A Quantitative Approach). 258 s., Cambridge University Press.
- CLIFF A. D., ORD J. K. (1973): Spatial Autocorrelation. 178 s., Pion Limited, London.
- DRBOHLAV D. (1983): Geografická struktura migrační motivace v ČR (na příkladu okresů v České socialistické republice v období 1970—1981). Diplomovaná práce KERG PŘF UK, Praha.
- GOLACHOWSKI S., KOSTRUBIEC B., ZAGOŹDŹON A. (1974): Metody badań geograficzno osadniczych. 198 s., PWN, Warszawa.
- HAGGETT P. (1980): Boundary Problems in Quantitative Geography (Geography and its Boundaries — In Memory of Hans Boesch). S. 59—68, Zürich.

- HAGGETT P., CLIFF A. D., FREY A. (1977): Location Methods. 605 s., London.
- MACHÁČEK O., MAJER F. a kol. (1981): Statistika II. (učební texty VŠZ). 364 s., SPN, Praha.
- NEZDARILOVÁ E. (1983): Příspěvek k metodě prostorové autokorelace (práce SVOČ). 38 s., PFF UK, Praha.
- UNWIN D. (1975): An Introduction to Trend Surface Analysis. CAT MOG 5, 37 s., Geo Abstracts Ltd., Norwich.
- VENSEL V. (1980): Někotoryje problémy prognózov demografičeských procesov po danym vremennych rjadov. Trudy Tallinskogo politechničeskogo instituta No. 484, s. 155—162, Tallin.

(Autorka je posluchačkou V. ročníku přírodovědecké fakulty UK, katedry ekonomické a regionální geografie, Albertov 6, 128 43 Praha 2. Její práce byla oceněna v celostátním kole studentské vědecké a odborné činnosti v Košicích 1983.)