

10. TÉRPARAMÉTERES ELEMZÉSI ESZKÖZÖK

10.1. A térparaméteres elemzési eszközök alapkérdései

A területi adatok elemzése során az ismértértékek eloszlásának jellemzőit leíró egyszerűbb és összetettebb elemzési eszközök ugyanazon eredményeinek az ismértértékek számos különböző területi eloszlása felelhet meg, mint ahogyan azt az 5.1. alfejezetben bemutatam. A területi elemzések kapcsán a megfigyelési egységek és a különféle jellemzők területi eloszlásának a vizsgálata alapvető jelentőségű lesz, vagyis például a következő kérdések vetődnek fel: hol helyezkednek el a megfigyelési egységek, és hol helyezkednek el az alacsony és a magas ismértértékek? A megfigyelési egységek területi eloszlása egyenletesnek mondható-e vagy koncentrálttságot mutat, az alacsony és magas értékek véletlenszerűen oszlanak-e el? Felfedezhető-e valamilyen szabályos alakzat, irányultság az adatok területi eloszlásában? Hogyan változik az adatok elhelyezkedése az idő függvényében?

A 4. fejezetben megkülönböztettem az egyedi tulajdonság, a területi tulajdonság és a térparaméteres adatokat. A területi elemzések módszerei három csoportra oszthatóak annak függvényében, hogy ezen adattípusok közül melyeket használnak fel (35. táblázat). Az első csoportba a térparamétereket nem tartalmazó mutatók tartoznak, mint az átlag, szórás, korreláció, faktoranalízis. A második csoportba a csak a térparamétereket felhasználó mutatók tartoznak. Ezek a módszerek bizonyos közös jellemzőkkel bíró objektumok területi eloszlását azok nem területi jellemzőitől eltekintve írják le. Ilyen mutató például a legközelebbi szomszéd index, a ponteloszlások egyéb mutatói, a különböző alakmutatók. A harmadik csoportot a vizsgált jelenség területi és nem területi jellemzőinek együttes vizsgálatára alkalmas módszerek alkotják. Ide sorolható a súlypontmódszer, a területi autokorreláció mérőszámai, a területi interakció modelljei, a potenciálmodell, az optimális telephelyválasztás modelljei és a térparamétereket a területi tulajdonság adatok mellé további változóként bevonó elemzések. Például a korreláció és regressziószámításban megjelenhetnek az elhelyezkedésre vonatkozó adatok.

A térparaméteres adatokat felhasználó eszközökben a távolság és a szomszédság meghatározása fogja a területi szempontból az alapvető módszertani kérdést jelenteni. Mivel ezek az egyes eszközökben közősek, ezért egy módszer kapcsán is elégséges őket megvizsgálni. A fenti módszerek közül a magyar nyelvű szakirodalomban kevésbé tárgyalt, ennek ellenére sok szempontból legfontosabbnak tartható területi autokorrelációval foglalkozom bővebben.¹

35. táblázat A területi elemzések eszközei az adatok típusainak függvényében
(The types of spatial methods from the point of view of data type)

Adatok típusa	Elemzési eszköz
Területi sajátossággal rendelkező egyedi adatok vagy területi adatok	A leíró statisztika általános módszerei
Térparaméteres adatok	Területi alakzatok geometriáját jellemző mutatók Példák: legközelebbi szomszéd index, a centralitás mutatói, alakmutatók
Területi sajátossággal rendelkező egyedi adatok vagy területi adatok és térparaméteres adatok együttesen	A területi eloszlást jellemző módszerek Példák: gravitációs modell, potenciálmodell, autokorreláció, súlypontmódszer

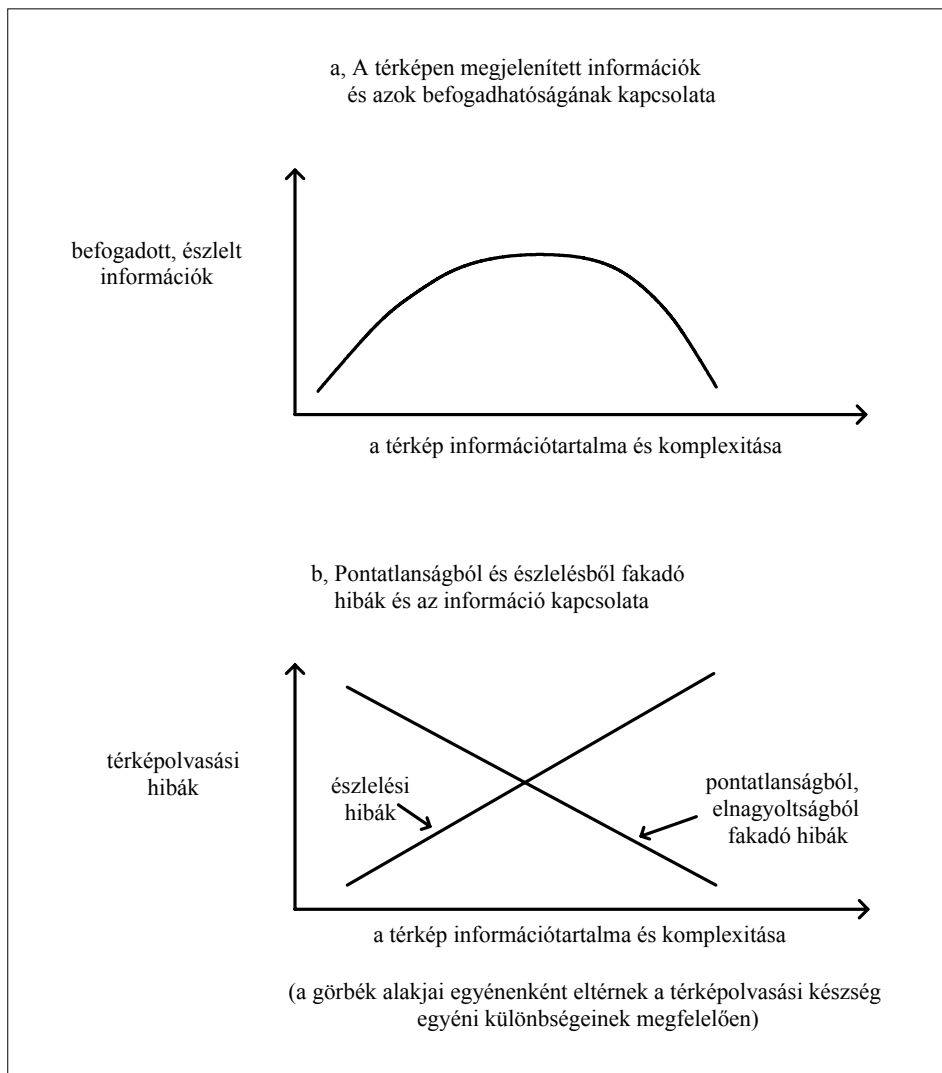
10.2. A területi autokorreláció

A területi elemzések egyik alapkérdése arra vonatkozik, hogy a vizsgált jelenség területi eloszlásában felfedezhető-e valamilyen szabályszerűség, vagy pedig véletlenszerűnek mondható-e az adatok területi eloszlása. Szabályszerű elrendeződés esetén az egymással szomszédos területegységek adatai egymáshoz hasonlóak lesznek, a magas érték közelében magas értékeket találunk (pozitív autokorreláció), vagy épp ellenkezőleg, a szomszédos területek különböznek egymástól, a magas értékű területek mellett alacsony és az alacsonyak mellett magasak helyezkednek el (negatív autokorreláció). Autokorrelálatlanság esetén az egyes értékek véletlenszerűen szóródnak a térben, a területi különbségek nem rajzolódnak ki szabályos térbeli mintázatot. A jelző nélküli autokorreláció alatt a hétköznapi szóhasználatban időbeli autokorrelációt szoktak érteni. Tárgyalásomban többnyire jelző nélkül használom a kifejezést, de mindig területi autokorrelációt fogok érteni alatta.

A térképes ábrázolás révén a kérdésről vizuális úton kaphatunk benyomásokat, a területi autokorrelációt mérő különböző indexek pedig számszerű információ formájában adnak választ rá. A térkép a területi kutatásoknak a szöveges leírásnál és a számításoknál sok szempontból több, vagy máshogyan fogalmazva a szövegesen és matematikailag leírt területi eloszláshoz képest könnyebben befogadható információkat szolgáltató, nélkülözhetetlen eszköze. A térképes ábrázolás során ugyanakkor azzal a dilemmával kerülünk szembe, hogy a megjelenített információk tömegének, pontosságának és komplexitásának növekedésével együtt csökken azok befogadhatósága, észlelhetősége (24. ábra). A térkép által közölt információknak és a komplexitásnak nincs egzakt mérőszáma; ezek

a kérdések az egyes térképtípusoktól függően eltérőek, de például a kapcsolatban állnak a térfelosztás részletezettségével és a megjelenített téralkotó elemek számával, a területi egységek méretbeli különbségeivel, az osztályközök határvonalainak megállapításával és számával.

24. ábra A térkép komplexitása és befogadhatósága
(The complexity and perception of maps)



A térképes ábrázolással az autokorrelációról nyert információk, benyomások párhuzamba állíthatók két változó közötti kapcsolat jellegéről a grafikus ábrázolás, pontdiagram révén nyert benyomásokkal.² A vizuális megjelenítés korlátai mellett meg kell említeni, hogy az egy mutatószámmal önmagában jellemzett korreláció és autokorreláció is megtévesztő lehet, amennyiben egyetlen, szövegesen jól értelmezhető és vizuálisan jól megragadható kiugró értékpár, illetve érték is nagymértékben befolyásolhatja a mutatók nagyságát.

A különféle egyenlőtlenségi mutatók (mint a szórás, Hoover-index) a területi különbségek mértékét az adatok területi elhelyezkedésétől függetlenül írják le, a területi autokorreláció viszont az egyenlőtlenségek területi eloszlásáról informál, a különbségek nagyságától függetlenül. Míg az ismérvtékek *területi eloszlástól független*, egyetlen mutatószámmal való jellemzésére leggyakrabban valamilyen helyzeti vagy számított középértéket alkalmaznak, addig azok *területi eloszlásának* legátfogóbb leírására valószínűleg a területi autokorreláció valamilyen mérőszáma lesz a legmegfelelőbb.

A területi autokorreláció mérőszámainak a következő négy alkalmazási területét célszerű megkülönböztetni:

1. Az adatok területi eloszlását leíró mutató.
2. Ha a vizsgálat tárgyát folyamatként lehet értelmezni, akkor a mutató a területi kölcsönhatás jelentőségének a mérőszáma.
3. Ha területi adatokon alapuló regressziószámítást végzünk, akkor a reziduumok autokorreláltságának vizsgálatával a modell vizsgálatához és tökéletesítéséhez alkalmazható a mutató.
4. A térökonometriában a megfigyelési egységek, alapadatok térbeli függőségének teszteléséhez használt mutató.

Ezen eltérő alkalmazások megkülönböztetésének fontosságára többnyire nem hívja fel a szakirodalom a figyelmet, mert a területi autokorreláció tipikus tárgyalása vagy a területi elemzések, a földrajz oldaláról, vagy a statisztika felől, vagy a térökonometria felől történik. Első esetben többnyire az első kettő, a másodikban leginkább az első és a harmadik, a térökonometria kapcsán pedig főleg a harmadik és negyedik alkalmazással foglalkoznak, és elsősorban nem is az autokorreláció *mutatóiról*, hanem inkább az autokorreláció *teszteléséről* beszélnek. Az egyes alkalmazások közötti elválasztóvonal nem éles, különösen az első három szempontot tekintve; ugyanakkor a térökonometria számára is lényeges kérdés a reziduumok vizsgálata, vagy hogy értelmezhető-e folyamatként a vizsgálat tárgya. A hangsúlyokban, elemzési célokban azonban jelentős eltérések figyelhetők meg.

A területi kutatások számára *egy területi autokorrelációtól mentes világ ön-ellentmondásos lenne*. A véletlenszerűség fennállásakor a szomszédos terület-egységek ugyanolyan mértékben különbözhetnek egymástól, mint a bármely messze, akár másik kontinensen fekvő térségektől (Goodchild, 1986). „Nem tudom elképzelni, hogy miért kellene a területi megfigyelések függetlenségét várnunk azokban az esetekben, amelyek a legcsekélyebb mértékben is érdekesek vagy fontosak a földrajzi kutatás számára. Minden erőfeszítésünk, amely a térbeli mintázat, szerkezet és folyamat megértésére irányul, pontosan a területi jelenségek függetlenségének hiányát – a kölcsönös függőséget – mutatja, és ez az, amely lehetővé teszi számunkra, hogy a dolgok térbeli és időbeli káoszát és függetlenségük nyilvánvaló hiányát az előre jelezhetőséggel és renddel helyette-

sítsük” (Gould, 1970, 443-444. o.). Hagymányos földrajzi alapismeretnek tekinthető, miszerint az egymáshoz közel fekvő helyek inkább hasonlítanak egymásra, mint a távolabbi helyekre. A területi autokorreláció mutatószámokkal történő leírása ennek az ismeretnek a matematikai eszközökkel történő, a mértéket és az időbeli változást is megragadni képes kifejezése.

Ezzel szemben az autokorreláció térökonometriai alkalmazása során az adatok kölcsönös függése, a területi függetlenség hiánya valamilyen módon kezelendő nehézséget jelent. A területi autokorreláció és a mintavétel standard formulái, valamint a statisztikai következtetésemélet alkalmazhatósága közötti ellentmondást már régen felismerték. Az egyedi területi adatokra vonatkozó mintavételi hibával és a statisztikai következtetésemélettel kapcsolatos kérdésekre Stephan 1934-ben hívta fel a figyelmet, amikor a területi autokorreláció mutatóit még ki sem dolgozták. Mint Stephan írta, a térbeli mintavétel során nem teljesül az elemek függetlenségének a követelménye. „A földrajzi egységek adatai egymással össze vannak kapcsolódva, mint a szőlőfürtök, és nem különállóak, mint az urnában lévő golyók. (...) Mintavételi hiba formulák lehet, hogy kifejlészthetőek lesznek rájuk, de addig is a régi formulákat nagy körültekintéssel kell alkalmazni” (Stephan, 1934, 165. o.).

Gould szerint „gyakorlatilag a földrajz számára érdekes egyik jelenség sem független a kutatás alapvető dimenziója [a térbeliség] szempontjából. Bármikor egy jelenség a térben folytonosan változik, szembeütközünk Kendall és Stuart gondolatébresztő megállapításával: »elérkeztünk ahhoz a kérdéshez, hogy vajon lehetséges-e egy folytonos véletlen sorozat. Véleményünk szerint nem. Véleményünk szerint az egymást követő megfigyelések függetlenségének eszméjében létezik valami lényegét tekintve nem folytonos jelleg; a folytonosság megsemmisíti a függetlenséget«” (Gould, 1970, 444. o.; a Kendall és Stuart idézet eredeti forrása: *The advanced theory of statistics, London, Charles Griffin, 1961*).

A térbeli vizsgálatokra érdemes jelenségek számára véleményem szerint a térbeli függőség a tér heterogenitásához hasonló alapsajátosságnak tekinthető. A teljes térbeli determináltság azonban összeegyeztethetetlen a térbeli heterogenitással és az időbeliséggel. Ugyanakkor a determináltságnak a mérése még a létezése esetén is a szomszédsági mátrix kapcsán tárgyalandó problémákba ütközne. Érdekes módon ami a területi kutatások számára alapkövetelménynek számít, az a térökonometriában megoldandó, kezelendő veszélyforrás. A térökonometria számára ugyanakkor az autokorreláció csak egy probléma a számos további elvi nehézség mellett. A térökonometriában felhasznált adatok egy része egyedi, diszkrét elemekre vonatkozó, beazonosítható alapsokaságból vett véletlen mintavételből származó vagy abból származónak tekinthető, amelyeknek statisztikai, valószínűségszámítási módszerekkel történő elemzése elvileg nem kifogásolható. A térökonometriában felhasznált adatok másik része ugyanakkor nem ebbe a kategóriába esik. Ezeknél a megfigyelési egység országokhoz, megyék-

hez, városokhoz, népszámlálási körzetekhez kötődő elemek együttese (lásd a 4.1. fejezetet). Vagyis adatai aggregáltak, súlyozási kérdésekkel és a módosítható területi egység problémájával terheltek, önmagában is heterogén elemekre vonatkozóak, származtatottak, kis számú elemre kiterjedők, nem tetszés szerint megismételhető mintavételből származóak, kérdéses alapsokaságra vonatkozóak, és nem tudományos értelemben vett megfigyelések eredményeiként, hanem adminisztratív folyamatok melléktermékeiként képződtek.

Egy ilyen adathalmaz nem „minta”, hanem egy egyszeri történeti szituáció leírására alkalmas, gazdaságtörténeti ismereteket kielégítő adatforrás. Ezen adatok mintának tekintése a mintavétel fogalmának kétséges, elméletileg nehezen indokolható kiterjesztéséből fakad. Konfidencia intervallum meghatározásának és szignifikancia-vizsgálat végzésének a *valószínűség objektív és számszerű értelmezésekor* csak tetszés szerint megismételhető becslési eljárás esetén van létjogosultsága, míg egyedi történeti eseményekkel kapcsolatban ilyen vizsgálatokat nem végezhetünk. Ilyen jellegű adatforrásoknál nyilvánvalóan nem az adatok területi függőségének és függetlenségének a kérdése jelenti az egyetlen megválaszolható problémát.³

A továbbiakban alapvetően a legkevesebb nehézséget jelentő első, leíró statisztikai kérdésekkel foglalkozom. A társadalom- és természetföldrajzi jelenségek rendkívül széles körének vizsgálata során használatos autokorrelációs mutatók számításánál fellépő valamennyi nehézséggel találkozunk a további alkalmazásoknál, amelyeknél azonban egyéb speciális nehézségek is fellépnek.

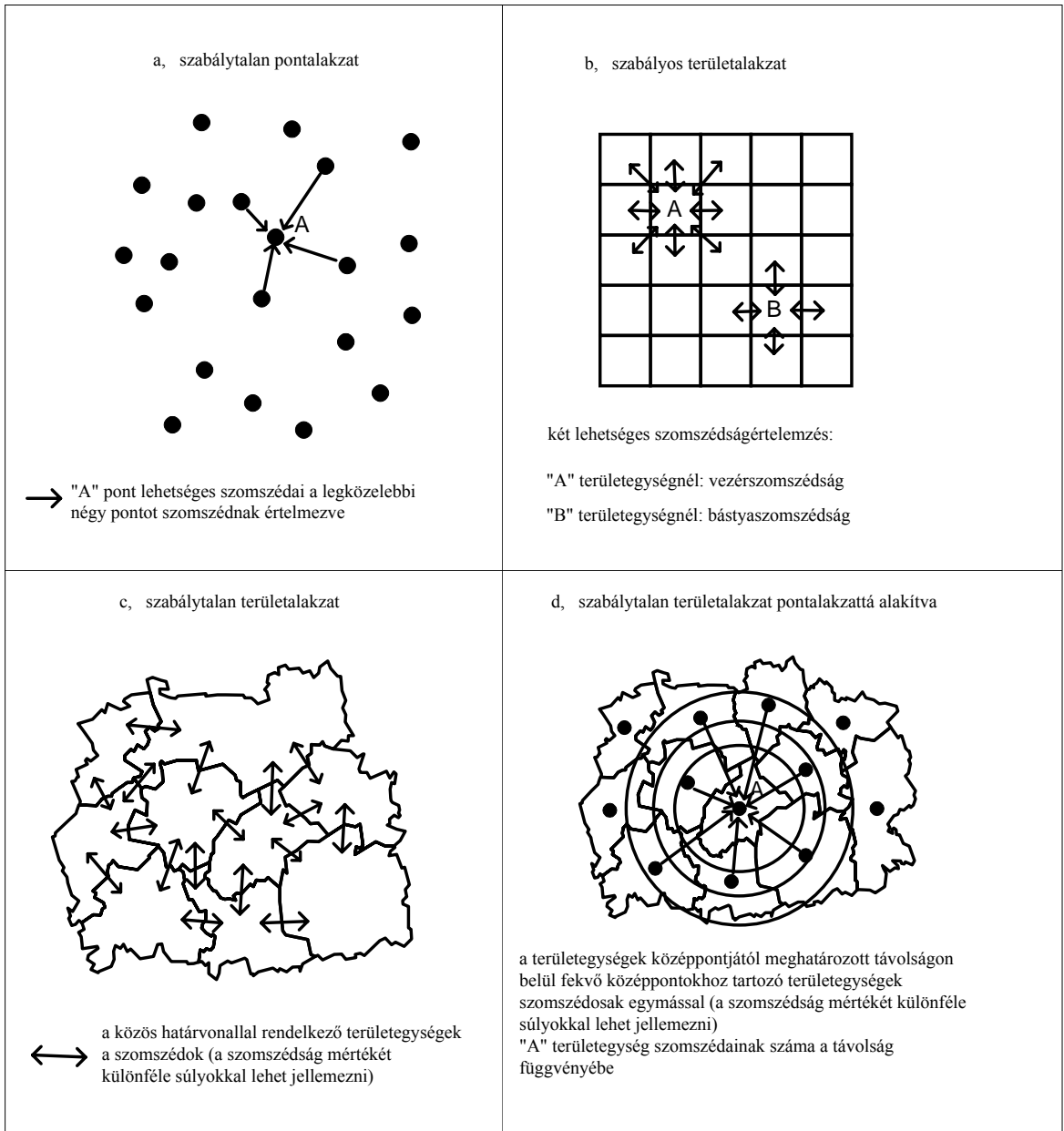
10.3. A szomszédsági kapcsolatok megállapítása

A területi autokorreláció számításának előfeltétele a szomszédsági kapcsolatok megállapítása és a szomszédsági mátrix összeállítása. A szomszédsági mátrix N sorból és N oszlopból áll, i -edik sorának j -edik elemének értéke az i -edik és j -edik terület egység szomszédságának hiányában 0, szomszédságuk esetén 0-tól különböző. A megállapodás szerint a terület egységek saját maguknak nem szomszédjai, vagyis a mátrix diagonális elemei nullával egyenlők.

Pontalakzatok és területalakzatok esetében sem kerülhető el a szomszédság megállapításánál az önkényes elem, akár szabályos, akár szabálytalan alakzatokról legyen szó (25. ábra). Pontalakzatoknál – amelyeknek a gazdasági-társadalmi elemzésben például a települések, lakóházak, kereskedelmi egységek felelhetnek meg – a távolság függvényében lehet kijelölni a szomszédsági relációkat. Például minden pontnál a legközelebb fekvő első kettő-hat pontot lehet szomszédnak

tekinteni, vagy bizonyos távolságon belül lévő pontokat szomszédnak venni, vagy a két módszer kombinációjával. A szomszédsági mátrix szabálytalan pontalakzatoknál csak kivételes esetben lesz szimmetrikus. A távolságfogalmat (idő, költség, utazási mód, közúti elérhetőség stb.) a vizsgált jellemző szempontjából lényeges módon célszerű megállapítani, amennyiben technikai értelemben lehetőség nyílik erre. Ezen túlmenően a távolságokkal, a pontok méretével, a pontok közötti kapcsolat intenzitásával és bármely más, a szomszédsági reláció szempontjából lényegesnek tekintett tényezővel lehet súlyozni a szomszédsági kapcsolatok meglétét.

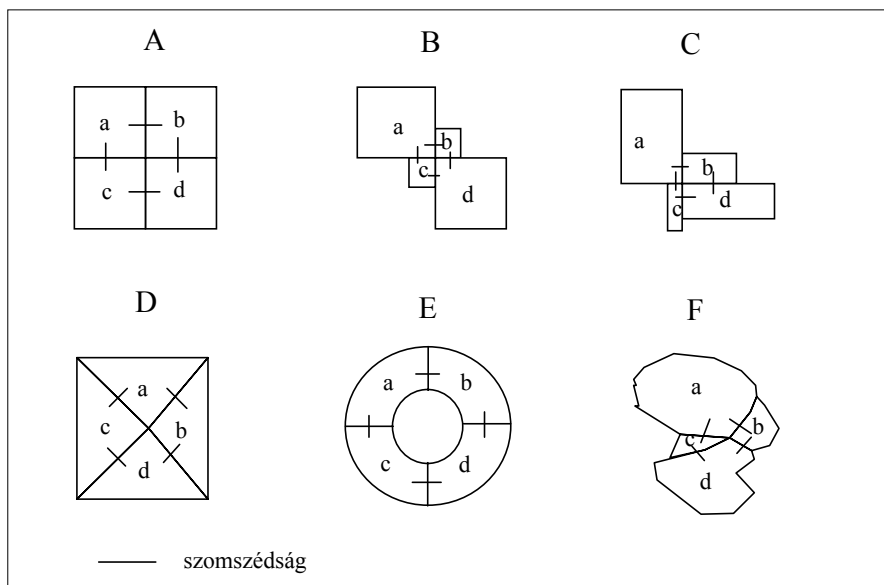
25. ábra Pontalakzat és területalakzatok; példák a szomszédságértelmezésekre
(Examples of neighbourhoods)



Területalakzatoknál – amelyeknek megfelelhetnek például országok, megyék, de a települések is – maga a szomszédság léte bizonyos szempontból objektívabb módon dönthető el, amennyiben többnyire egyszerűen a közös határvonalal rendelkező területeket tekintjük szomszédoknak. Az ilyen módon megállapított szomszédság szimmetrikus lesz, „A” terület egység szomszédja lesz „B” terület egységnek és fordítva. A területalakzatot a terület egységek központjai szerint pontalakzattá átalakítva a szomszédság megállapítása a pontalakzatoknak megfelelően történhet. A szomszédságon túlmenően azonban a szomszédság mértékét számos módon lehet súlyozni, például a közös határvonal hossza szerint, a régiókat összekötő hálózatok száma és minősége szerint, ténylegesen megfigyelt áramlások alapján és ezek bármilyen kombinációjával. A módszert tovább lehet bonyolítani a szomszédok szomszédainak, azok szomszédainak stb. számba vételével.

A szomszédság egyszerű létének megállapításán túlmenően a szomszédság fokának, súlyának a meghatározását indokolja a területalakzatok esetében jól megfigyelhető és illusztrálható topológiai változatlanosság problémája. A 26. ábrán ennek megjelenítését láthatjuk. Ugyanazon összekötöttséghez, szomszédsághoz különböző mértékben eltérő területalakzatok tartozhatnak, amelyeknél a kapcsolatok intenzitása a határvonalak hosszával, a központok távolságával, a terület egységek közötti tényleges hálózati kapcsolatok sűrűségével vagy egyéb térparaméteres jellemzővel lehet arányos. A súlyozatlan szomszédsági mátrixban ezek a különbségek nem fejeződnek ki.

26. ábra Hat ugyanolyan szomszédságú területalakzat
(Six regional systems with the same join structure)



Forrás: Cliff–Ord (1973) és Silk (1979) felhasználásával saját szerkesztés

A szomszédsági mátrix összeállítása az elmondott sokféle szempont érvényesítése miatt nem mindig mondható egyszerű feladatnak. Minden igényt kielégítő mátrixot azért sem lehet összeállítani, mert a térkapcsolatokra vonatkozó összes információ nem áll a rendelkezésre, mindig csak a statikus állapotokat lehet felmérni. Ez mégsem jelent tényleges problémát, sőt, a többféle súlyozással előállított eredmények összehasonlítása lehetőségeket rejt magában. Ha többféle mátrixszal elvégezzük ugyanazon adatokra vonatkozóan a számításokat, és jelentősen eltérő eredményeket kapunk, akkor azzal a feltételezéssel élhetünk, hogy az alkalmazott súlyozásban megjelenő tényező (távolság, népességszám, határvonal hossza stb.) tényleges befolyást gyakorol a vizsgált jelenség területi kapcsolatainak intenzitására.

10.4. A területi autokorreláció két mérőszáma

A területi autokorreláció mérésére számos mérőszámot dolgoztak ki, amelyek közül a társadalmi elemzések során leggyakrabban használt kettőt mutatom be. Az első, Moran által 1948-ban javasolt mérőszám képlete a következő:

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x}) D_{ij}}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N D_{ij} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

ahol $(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})$ a területegységekhez tartozó értékek és az átlagok különbségének a szorzata, D_{ij} a szomszédsági kapcsolatokat leíró, előző alfejezetben tárgyalt mátrix általános eleme, N a területegységek száma.

A mutató az alábbi tartományokban a következő módon értelmezendő (*Cliff-Ord, 1973*):

$I > -1/N-1$, pozitív térbeli autokorreláció,

$I = -1/N-1$, nincs térbeli autokorreláció,

$I < -1/N-1$, negatív térbeli autokorreláció.

Gyakorlatilag a nullához közeli értékek az adatok véletlenszerű térbeli eloszlását jelzik, az eloszlás nem terület- és szomszédságfüggő. Ekkor az egyes területegységek szomszédságában ugyanolyan valószínűséggel találunk nagyobb és kisebb értékű területeket is. A szélsőértékek nagysága nem adható meg olyan egyértelműen, mint a korrelációs együtthatónál, mert nagyságuk függ a területegységek számától és a D_{ij} mátrixban rögzített területi konfigurációtól is. A maximális 1-es értéket végtelen vagy folytonos tér esetén érhetné el, illetve ha a vizsgált terület két, belsőleg homogén, de egymással szomszédsági kapcsolatban nem álló területegységre oszlik. A minimuma szintén a végtelenben és szintén alulról közelít a -1-hez.

A Geary által 1954-ben javasolt, a Moran-féle I-nél valamivel ritkábban használt folytonossági mutató képlete, az előbbi jelölésekkel:

$$c = \frac{N-1}{2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N D_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N D_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

A mutató a következő értékeket veheti fel (*Cliff-Ord, 1973*):

- $c < 1$, pozitív térbeli autokorreláció,
- $c = 1$, nincs térbeli autokorreláció,
- $c > 1$, negatív térbeli autokorreláció.

A maximális és minimális értékek nagysága ebben az esetben is a területegységek számától és a szomszédsági mátrixtól függ. Ez a mutató a különbségek négyzetre emelése miatt az Moran-féle I-nél érzékenyebb a szomszédok közötti kiugróan nagy eltérésekre. Ügyelni kell arra, hogy az eredmények skálázása eltér a korrelációétól.

Mindkét mutató használható ordinális, intervallum és arányskálán rendelkezésre álló adatok elemzésére, a nominális adatokra pedig alternatív ismérvekké történő átalakításuk után. A mutatók konkrét értékét és eloszlásfüggvényét a következő tényezők határozzák meg:

1. A vizsgált jellemző területi eloszlása.
2. A szomszédsági kapcsolatok megállapítása és a szomszédsági mátrix súlyai, ami összefüggésben áll a vizsgált terület alakjával és nagyságával.

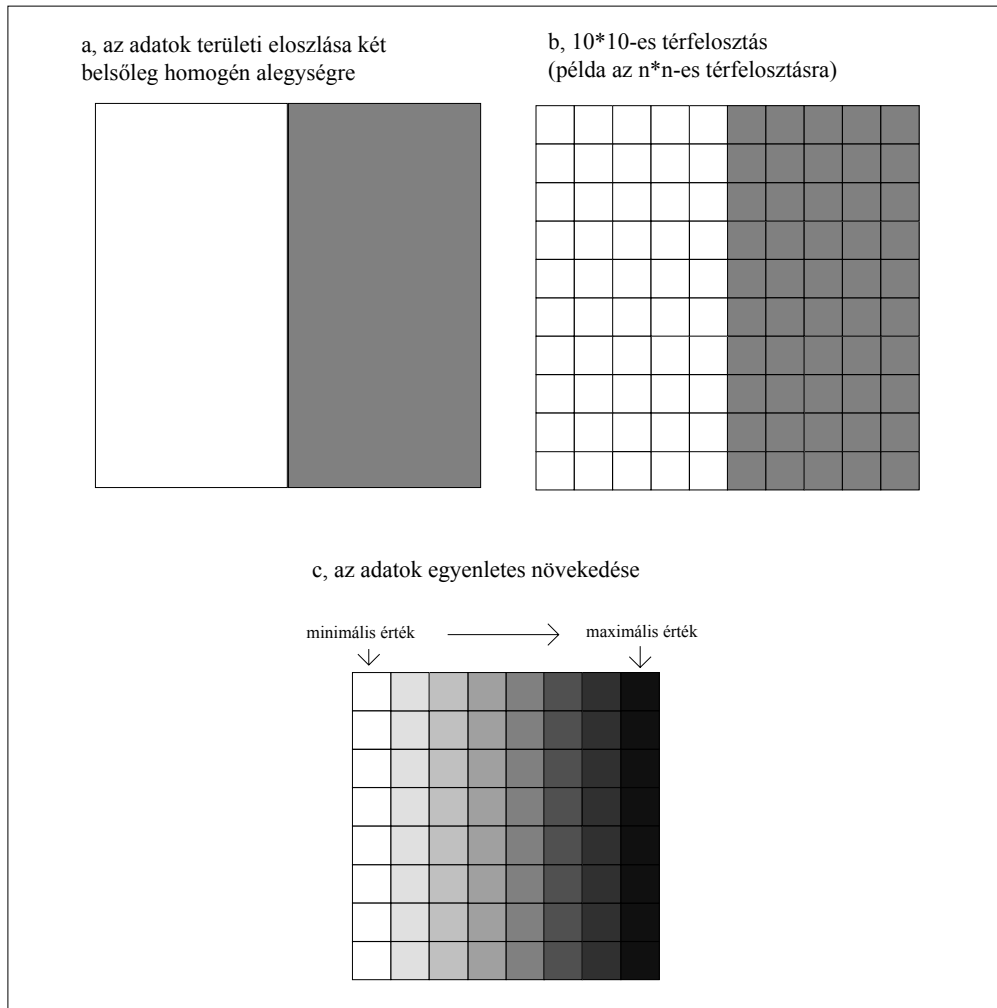
Ezek közül az első tényező a konkrét érték szempontjából, a második tényező az autokorreláció mutatói eloszlásfüggvényének alakja miatt fontosabb (*Cliff-Ord, 1971*). Mivel az eloszlásfüggvény alakjának ismerete alapvető jelentőségű az eredmények értelmezése szempontjából, ezért a kérdésre még visszatérek. A továbbiakban csak a gyakrabban használt Moran-féle I mutatóval foglalkozom.

10.5. Területi autokorreláció négyzetrácsoknál

A módszer számításával kapcsolatos egyes kérdéseket egyszerű alakzatok segítségével is illusztrálni lehet. A négyzetrácsoknak a természetföldrajzi vizsgálatoknál nagyobb jelentőségük van, de olykor a társadalomföldrajzban is találkozhatunk ilyen térfelosztásban rendelkezésre álló adatokkal. Az adatok 27. ábra a) részén látható területi elhelyezkedésénél a Moran-féle I a 35. táblázatban látható értékeket veszi fel a térfelosztás részletezettségének és a szomszédság értelmezésének a függvényében. Mivel az index nagysága az adatok lineáris

transzformációjára érzéketlen, ezért a fekete és a fehér mezők egymástól tetszőleges mértékben térhetnek el. A páratlan oszlopszámú felosztás esetén egy középső sáv alakul ki a két érték átlagával.

27. ábra Példák az egyenletes területi eloszlásra
(Examples for equal spatial distribution)



25 területegység esetén a mutató a teljes szabályszerűség ellenére még csak 0,75, 100 területegységnél 0,889 értéket vesz fel. A táblázatban látható I-k egyben az adott térfelosztáshoz és szomszédsági mátrixhoz tartozó maximális értékek, amelyek a teljes autokorreláltságot jelentik. Ugyanezeket a maximumokat kapjuk az adatok teljesen egyenletes, azonos irányú változása esetén is (27. ábra c) része). Bár ilyen egyenletes területi eloszlások a társadalmi-gazdasági élet gyakorlati vizsgálata során nem fordulnak elő, vagy ha előfordulnának, az adatok alapján egyértelmű lenne a területi meghatározottságuk, ez mégis felhívja a figyelmet arra, hogy ugyanazon I értékekhez eltérő jellegű területi eloszlások

tartozhatnak. Az első esetben teljes térbeli elkülönülés és az elkülönült egységeken belüli tökéletes homogenitás eredményezi a maximális autokorrelációt, a második esetben pedig az adatoknak a területi felosztásnak megfelelő mértékű folytonos térbeli változása. Az index ezen tulajdonsága miatt felhasználható a részterület egységek autokorrelációjának különféle mérése révén annak vizsgálatára, hogy a területi lehatárolások egymástól homogén téregységeket választanak-e el, a határvonalak melletti éles törésekkel, vagy pedig a határvonal mentén is az adatok folytonos változását tapasztalhatjuk-e.

35. táblázat A Moran-féle I értékei az adatok 27. ábra a) és c) részén látható területi eloszlása esetén

(The values of Moran's I in the case of the spatial distribution of data of Figure 30)

Sorok és oszlopok száma (n)	2	3	4	5	10	20	50	100	500	1000
Területszám (N)	4	9	16	25	100	400	2500	10000	250000	1000000
I értéke bátya-szomszédsággal	0,000	0,500	0,667	0,750	0,889	0,947	0,980	0,990	0,998	0,999
I értéke vezér-szomszédsággal	-0,167	0,300	0,524	0,639	0,836	0,922	0,969	0,985	0,997	0,998

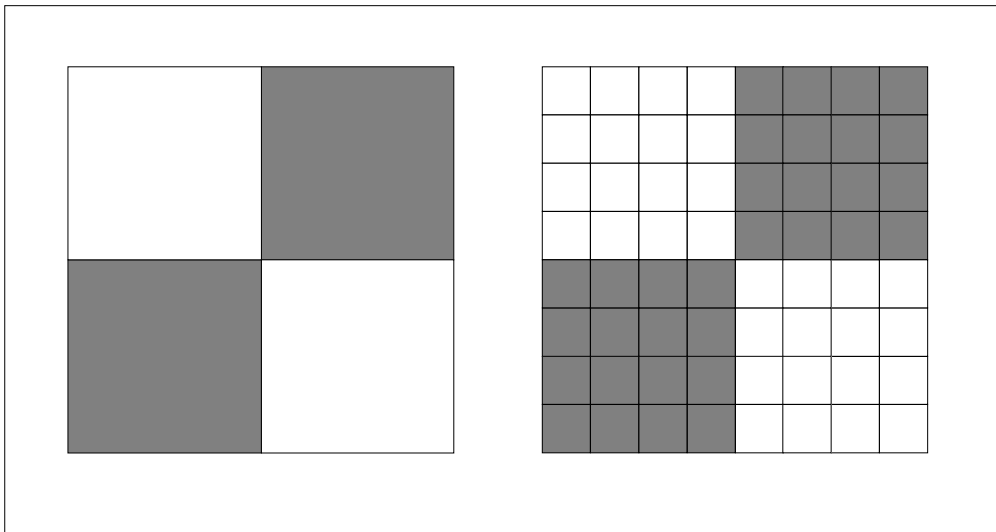
A térfelosztás részletezettségének fontosságát is be lehet mutatni négyzetrácsok segítségével. Képzeld el a 28. ábrán látható makroszerkezetet. Amennyiben a vizsgált teret csak négy részre tagoljuk, tökéletesen negatív autokorreláltságot tapasztalunk. Ennél több elemre osztva viszont egyre nagyobb pozitív autokorrelációt kapunk eredményül, mint azt a 36. táblázatban is láthatjuk. Az autokorreláltság ellentétes előjelű megváltozása is elképzelhető, amikor a részletesebb térfelosztás során a korábban homogén területek egymástól élesen különböző alegységekre tagolódnak. Így a többi, területi elemzés során alkalmazott eljáráshoz hasonlóan az autokorreláltság mértékére is kisebb-nagyobb hatást gyakorol a térfelosztás módja.

10.6. Területi autokorreláció Magyarország megyei szintű felosztásánál

A társadalmi-gazdasági adatok elemzésekor szinte mindig szabálytalan területalakzatokkal kell dolgoznunk. Ezeknél az autokorreláció lehetséges minimuma -1-nél mindig nagyobb (abszolút értelemben kisebb), a maximuma +1-nél kisebb lesz. Magyarország megyei szintű felosztásakor csak két értéket felvehető adatok esetén összesen $20!/(10!*10!)=184756$ féle területi elhelyezkedés le-

hetséges. Az ezekhez tartozó Moran-féle I-k megoszlását (két másik 20 terület-egységes lehatárolással együtt) a 37. táblázatban láthatjuk. A mutató értéke az összes eset mindössze 0,34%-ában haladja meg a 0,4-et, 1,4%-ában a 0,3-et, és 4,9%-ában a 0,2-et. Az összehasonlítás kedvéért közölt további két területalakzat közül az eloszlásfüggvény a szabályos négyzetrácstól különbözik, különösen a negatív tartományban, a másik szabálytalan területalakzatával viszont lényegében megegyezik. A megyei szintű autokorrelációk nagyságának értékelésekor hiba lenne a végtelen kiterjedésű terület esetén lehetséges elméleti maximumból, az 1-es értékből kiindulni. Már 0,2-es értékek is az adatok jelentős területi csoportosulásáról, erős szomszédsági hatásról árulkodnak. A -0,2-es értékek is figyelemre méltó nagyságú, negatív irányú kapcsolatot jeleznek, bár az ilyen jellegű területi eloszlásra a gyakorlatban kevés példát találunk.

28. ábra Példa az alapadatok területi elhelyezkedésére
(Example for spatial distribution)



36. táblázat A Moran-féle I értékei az adatok 28. ábrán látható területi eloszlása esetén

(The values of Moran's I in the case of the spatial distribution of data of Figure 28)

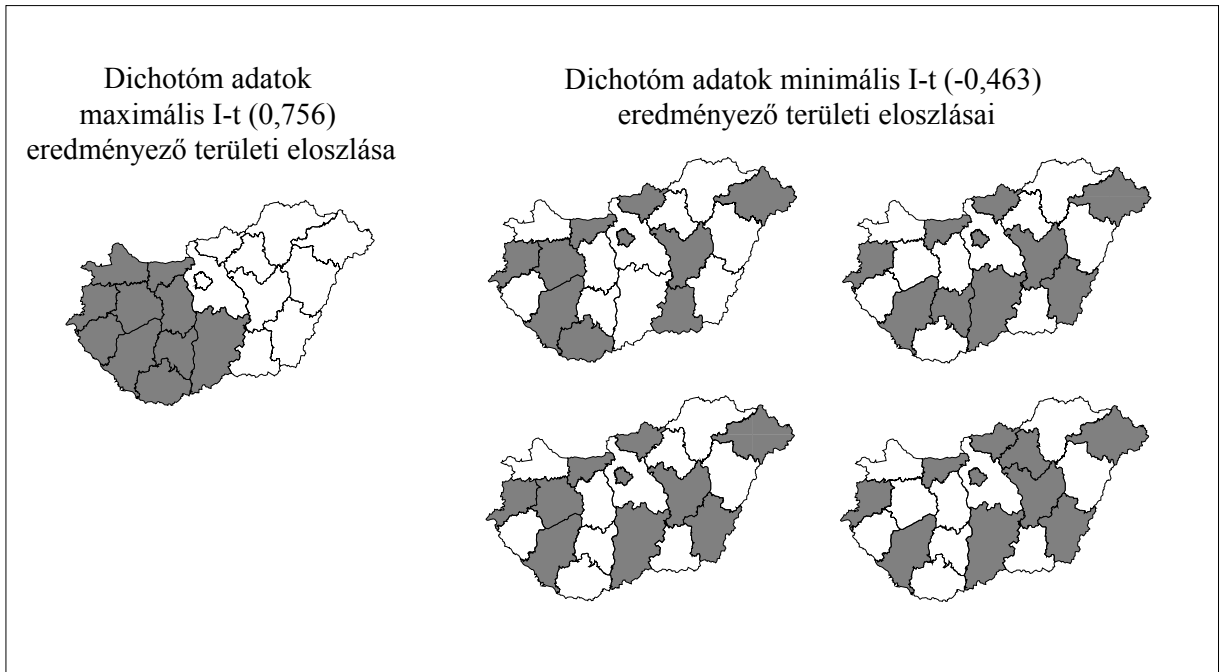
Sorok és oszlopok száma (n)	2	3	4	5	10	20	50	100	500	1000
Területszám (N)	4	9	16	25	100	400	2500	10000	25000	100000
I értéke bátya-szomszédsággal	-1,000	0,000	0,333	0,500	0,778	0,895	0,959	0,980	0,996	0,998
I értéke vezér-szomszédsággal	-0,333	0,000	0,238	0,389	0,696	0,849	0,940	0,970	0,994	0,997

A 29. ábrán a maximális értékhez tartozó területi eloszlást, valamint a minimális értékhez tartozó eloszlásokat láthatjuk. A negatív autokorreláció maximumát négyféle eloszlás (és ezek tükörképei) esetén veszi fel. Az alakzat szabálytalansága miatt a megyék többségének ekkor is lesz olyan szomszédja, amellyel megegyező kategóriába került, bár a szomszédok többsége (összességében adott szomszédsági mátrixot figyelembe véve maximuma) az ellenkező kategóriában található.

37. táblázat Az I értékek eloszlása két érték összes lehetséges területi elrendezése esetén, ha mindkét érték 10 területegységen fordul elő
(*The distribution of Moran's I in the case of all possible permutation of two distinct values*)

I értékek	I értékek eloszlása különböző szomszédsági mátrixok esetén, ezrelék		
	Magyarország, 20 megye	Nyugat-Dunántúl, 20 kistérséggel	5*4-es négyzetrács bástyaszédsággal
0,7-0,8	0,02	0,01	0,00
0,6-0,7	0,09	0,05	0,10
0,5-0,6	0,57	0,51	0,37
0,4-0,5	2,75	2,59	4,25
0,3-0,4	10,40	9,97	8,89
0,2-0,3	35,20	35,67	57,11
0,1-0,2	91,16	92,78	68,77
0-0,1	187,41	191,64	242,11
-0,1- 0	271,72	273,94	299,24
-0,2- -0,1	252,79	252,35	121,49
-0,3- -0,2	123,29	120,67	138,36
-0,4- -0,3	23,75	19,69	30,51
-0,5- -0,4	0,84	0,13	23,47
-0,6- -0,5	-	-	3,07
-0,7- -0,6	-	-	1,96
-0,8- -0,7	-	-	0,20
-0,9- -0,8	-	-	0,09
-1	-	-	0,01
Összesen	1000,00	1000,00	1000,00
Maximum	0,7561	0,7949	0,6774
Minimum	-0,4634	-0,4359	-1,0000
Átlag	-0,0526	-0,0526	-0,0526
Szórás	0,1393	0,1444	0,1717

29. ábra Maximális és minimális I értéket eredményező területi eloszlások
(The spatial distribution in the case of maximum and minimum spatial autocorrelation)



10.7. A mutatók eloszlásával kapcsolatos kérdések

Az előző alfejezetben a Moran-féle I egy adatsorra vonatkozó tapasztalati eloszlását mutattam be három különböző szomszédsági mátrix esetén. Az elméleti eloszlás matematikai formulázása során a nehézséggel kell szembenézni, hogy négy változó hat az eloszlásra: a területegységek száma, a szomszédsági mátrix kapcsolatai, a mátrix súlyai és a vizsgált értékek eloszlása. A megfigyelések eloszlására vonatkozó feltevések segítségével le lehet vezetni a mutatóknak az adott típusú, nagyon nagy hálózatokra vonatkozó valószínűségi eloszlását. Alapvető és az eloszlásnál kevésbé ismert kérdés a konvergencia gyorsasága, hiszen a gyakorlatban sokszor kevés számú területegységgel végezzük a számításokat (Cliff–Ord, 1973; Jong–Sprenger–Veen, 1984).

A mutatók eloszlásának ismerete kétféle szempontból lehet érdekes. Egyrészt az adatok leíró statisztikai értelmezésekor azért fontos, hogy egy adott értékről el lehessen dönteni önmagában véve, hogy egy skálán belül hol helyezkedik el, és így az autokorreláció mértékéről megbízhatóbb ítéletet lehessen alkotni. Másrészt ha mintából, vagy mintának tekintett sokaságból számítjuk a mutatókat, akkor a mintavételi hiba nagyságának, az adatok konfidencia intervallumának megadásához vagy hipotézisek tesztelése miatt lenne rá szükség. Ha például a Moran-féle I-re kapott eredményünk 0,2 lett, akkor jó lenne tudnunk,

hogy ennek mekkora a konfidencia intervalluma, illetve hogy ez az érték autokorreláció hiányában is előállhatott, mintavételi hibából fakadó véletlen hatás eredménye is lehet-e.

A kérdés kétféle megközelítése létezik. Az egyik a randomizációs módszer, amely a 37. táblázat eredményeihez hasonlóan ugyanazon értékthalmaz valamennyi lehetséges területi eloszlását megvizsgálva határozza meg a mutató eloszlását. Vagyis mindegyik lehetséges minta ugyanazon értékeket tartalmazza, de eltérő területi eloszlások mellett. A másik módszer abból indul ki, hogy a tényleges értékek egy végtelen sokaságból egymástól függetlenül, véletlenül lettek kiválasztva, és így a lehetséges független véletlen minták egyik aktuális realizációját jelentik, amely a mintavétel újabb és újabb megisméltésekor eltérő eredményekkel járna. Ennél a módszernél szükség van az értékek terjedelmére és relatív gyakoriságukra vonatkozó feltevésekre, mivel a sokaság nem korlátozódik az aktuális mintában előforduló értékekre (*Goodchild, 1986*). Attól függően, hogy milyen jellegű adatokra vonatkozik, mindkét módszer alkalmazása hasznos lehet. A második módszer ellen akkor hozhatóak fel érvek, hogyha az adatbázis nem kísérlet vagy mintavétel eredményeként jött létre, hanem történeti megfigyelésből származó és ilyen értelemben determinisztikus értékthalmaz. Ekkor ugyanis nehéz elképzelni azt, hogy az értékthalmaz valamilyen szupersokaságból származó véletlen minta eredménye. Ugyanakkor amennyiben leíró értelemben használjuk a mutatókat, és nem lépünk fel általánosítási igényekkel, akkor mindkét módszer megfelelő segítséggül szolgálhat a mutatók nagyságrendjének, az autokorreláció szorosságának megítéléséhez.

A mutatók pontos eloszlásának ismerete nélkül is lehet azonban következtetni ugyanarra a térfelosztásra vonatkozóan a következőkre:

- ugyanazzal a szomszédsági mátrixszal végzett, ugyanazon jelenségre vonatkozó eredmények időbeli összehasonlítása,
- ugyanazzal a szomszédsági mátrixszal végzett, eltérő jelenségekre vonatkozó eredmények összehasonlítása,
- eltérő szomszédsági mátrixszal (súlyokkal) végzett, ugyanarra a jelenségre vonatkozó eredmények összehasonlítása.

Korlátozottan lehet viszont összehasonlítani az eltérő térfelosztásra vonatkozó eredményeket a módosítható területi egység problémája miatt. A skálázás hatása tendenciaszerűen előrejelezhető, akárcsak a korrelációnál: a területi egységek számának növekedésével növekedni fog a területi autokorreláció mértéke, mint azt több empirikus tanulmány is alátámasztja (*Jelinski–Wu, 1996; Qi–Wu, 1996*). Mindezt azzal lehet magyarázni, hogy a területegységek felosztásakor a területegységen belüli, addig rejtett autokorreláció is felszínre tud lépni. Ha viszont az egyes területegységeken belül inkább a negatív autokorreláció lenne a jellemző, az a mutató csökkenését eredményezné. Ez sem kizárható, például ha

településhierarchia menti megosztottságot hoz felszínre a részletesebb térfelosztás, de mindenesetre a teljes negatív autokorrelációhoz hasonlóan ritka jelenség.

10.8. A személyi jövedelmek autokorreláltságának mértéke Magyarországon

A jövedelmek területi eloszlásával kapcsolatban több vizsgálat foglalkozott a jövedelmek egyes területi szintek szerinti (régió, megye, kistérség, település) különbségeivel, valamint a településtípus, településnagyság „tere” („településhierarchia”) szerinti (Budapest-vidék, város-falu), a fekvés szerinti (kelet-nyugat, észak-dél, központtól – Budapest, megyeszékhely – való távolság), és a közlekedésföldrajzi fekvés (autópályák, főútvonalak, nyugati határátkelők elérhetősége) szerinti területi jellemzők jelentőségének, szerepének felméréseivel (Kovács, 1993; Ruttkay, 1997; Major–Nemes Nagy, 1998; Bódi–Obádovics–Mokos, 1999; Kullmann, 1999; Nemes Nagy–Jakobi–Németh, 2001; Lócsei, 2002). A felsorolt tényezők közül az 1988 és 2002 közötti időszakban valamennyi szerepet játszott a jövedelmek differenciálódásában, bár természetesen eltérő mértékben és az időszak folyamán is változó módon.

Az alábbiakban az eddig közvetlenül nem tanulmányozott, a térképes ábrázolás révén mégis érezhető módon fontos szerepet játszó szomszédság szerepét vizsgálom meg a területi autokorreláció segítségével, a többi tényezőtől elkülönült módon. A jövedelmek területi eloszlásának autokorrelációs vizsgálata arra ad választ, hogy a jövedelem nagyságának háttérében álló rendkívül komplex társadalmi-gazdasági jellemzők szerint hasonlóak-e az egymással szomszédos, egymáshoz közeli térségek, vagy sem. A jövedelem nagyságát nem lehet térbeli terjedési folyamatként értelmezni, és így az autokorreláció esetén azt mondani, hogy egy adott térségben az átlagos jövedelmek nagyságának az „oka” a környező térségek átlagos jövedelmének nagysága. Ezt figyelembe véve mindazonáltal lehet a szomszédsági és térbeli hatás szerepéről beszélni, csak nem terjedési és nem alapoksnági értelemben.

A számításokat megyei, kistérségi és települési szinten kétféle súlyozással végeztem. A súlyozás a megyék és a kistérségek esetében úgy történt, hogy a súly nélküli mátrix elemeit osztottam az egyes területegységekre jutó szomszédok számával. (A megyékre vonatkozó szomszédsági mátrixot lásd *Nemes Nagy (1998), 219. o.*) A településeket pontalakzatnak értelmeztem, és minden település hat legközelebbi szomszédját tekintetem szomszédnak.⁴ A súlyokat a hat szomszéd együttes távolságának és az adott szomszédtól való távolságnak a hányadosa szolgáltatta (ez az eljárás a legközelebbi szomszédnak biztosítja a legnagyobb súlyt, a távolság növekedésével pedig egyre csökken a súly). Az eredmények a 39. táblázatban és a 30. ábrán láthatóak.

39. táblázat A Moran-féle I értékei az egy lakosra jutó személyi jövedelemadó alap nagyságára

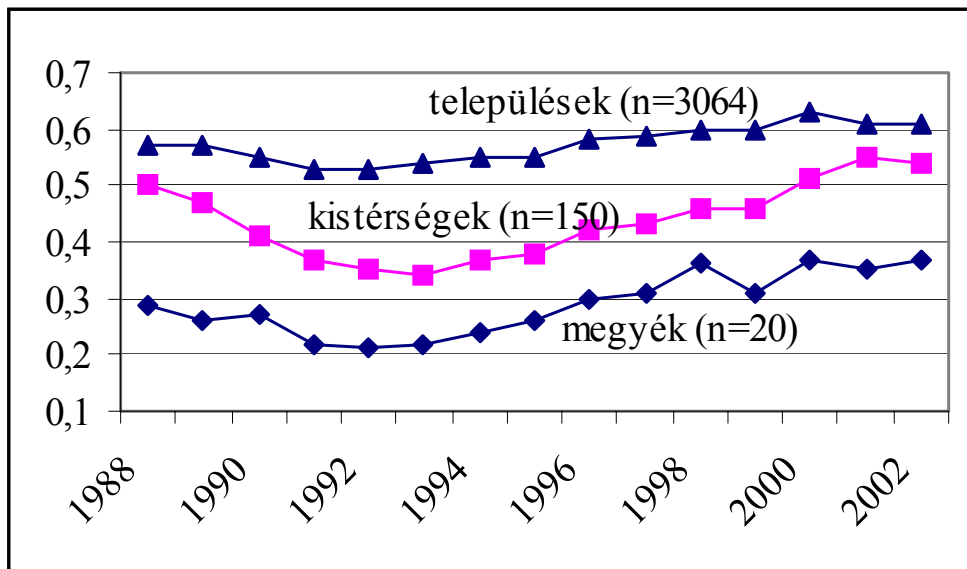
(Spatial autocorrelation of income per capita in Hungary)

Év	20 megye		150 kistérség		3064 település	
	Súlyozott	Súlyozatlan	Súlyozott	Súlyozatlan	Súlyozott	Súlyozatlan
1988	0,29	0,19	0,50	0,43	0,57	0,56
1989	0,26	0,16	0,47	0,44	0,57	0,55
1990	0,27	0,17	0,41	0,40	0,55	0,53
1991	0,22	0,16	0,37	0,35	0,53	0,52
1992	0,21	0,16	0,35	0,33	0,53	0,52
1993	0,22	0,15	0,34	0,33	0,54	0,52
1994	0,24	0,16	0,37	0,35	0,55	0,54
1995	0,26	0,19	0,38	0,35	0,55	0,54
1996	0,30	0,22	0,42	0,40	0,58	0,57
1997	0,31	0,23	0,43	0,41	0,59	0,58
1998	0,36	0,27	0,46	0,44	0,60	0,59
1999	0,31	0,23	0,46	0,44	0,60	0,59
2000	0,37	0,27	0,51	0,49	0,63	0,62
2001	0,35	0,26	0,55	0,49	0,61	0,60
2002	0,37	0,26	0,54	0,48	0,61	0,60

Forrás: saját számítás a PM adatai alapján

30. ábra A Moran-féle I értékei az egy lakosra jutó személyi jövedelemadó alap nagyságára (súlyozott mátrixszal)

(Spatial autocorrelation of income per capita in Hungary)

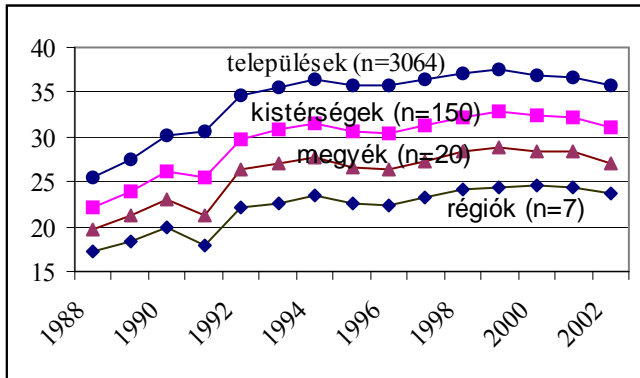


Forrás: saját számítás a PM adatai alapján

Az eredmények minden vizsgálati szinten alátámasztják a szomszédság szerepének a fontosságát a területi különbségek alakulásában. A súlyozással született magasabb eredmények szintén a területi tényező jelentőségéről tanúskodnak, hiszen a közelebbi szomszédok kaptak nagyobb súlyt. Az adatok szintenként csak korlátozottan hasonlíthatók össze, de a tendenciák azonosak minden szinten. Az időszak első felében a szomszédsági hatás csökkenését, második felében a növekedését figyelhettük meg. Ha ezt összevetjük a területi különbségek mértékének alakulásával, akkor olyan megállapításokat tehetünk, amelyek önmagában egyik számításból sem következnek, de a kettőből együtt már igen (31. és 32. ábra).

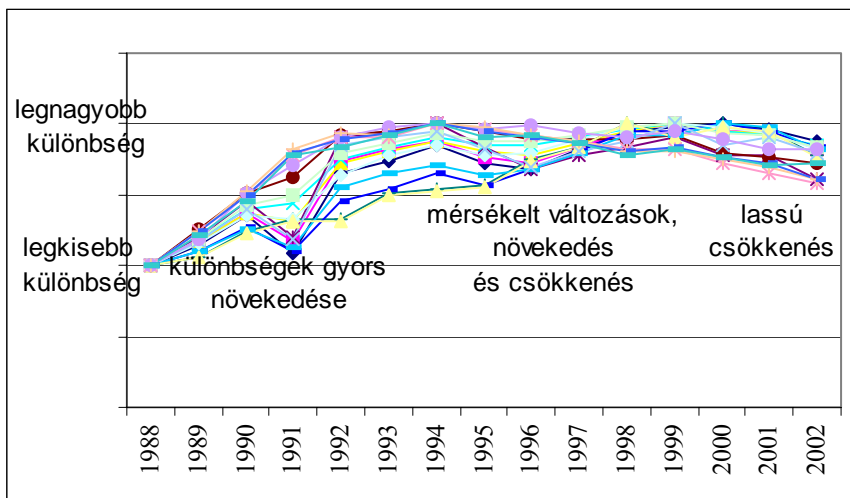
31. ábra A személyi jövedelemadó alap súlyozott relatív szórása (%) különböző térségi szinteken

(Standard deviation of income per capita in Hungary)



Forrás: saját számítás a PM adatai alapján

32. ábra A területi jövedelmi különbségek alakulása Magyarországon (Spatial differences in income per capita in Hungary)



A szomszédsági hatás csökkenésének időszakában, 1993-ig zajlott le a területi különbségek nagymértékű és gyors növekedése. Az évtized további részében kisebb változások zajlottak, az egyenlőtlenség bizonyos elemei, mint a Budapest-vidék, város-falu különbségek némileg csökkentek is. Jelentősebb növekedést már csak a Dunától nyugatra és keletre fekvő országrész közötti különbségekben tapasztalhattunk. A településhierarchia menti különbségek 1994-ben, a különféle szintű, szórással és Hoover-indexszel mért térségi különbségek 1999-ben vagy 2000-ben érték el maximális értéküket, azóta mérsékelt területi kiegyenlítődés kezdődött el. Ezt akár természetesnek is lehet venni, hiszen a területi különbségek az 1988-as helyzethez képest meglehetősen magas szintet értek el, egy magasabb szinthez képesti további növekedés pedig általában egyre kevésbé valószínű. A változásoknak a három szakaszát érzékelteti a 32. ábra is, amelyben 18 különböző egyenlőtlenségi mutató időbeli alakulása látható.⁵

A területi változások az első időszakban nem a szomszédsági hatás által, hanem a gazdasági térben elfoglalt pozíció által, ágazatilag voltak meghatározva. 1993 után a területi különbségek rendkívül mérsékeltten növekedtek, a szomszédsági hatás viszont fokozatosan erősödött, a környezetüktől pozitív vagy negatív értelemben eltérő kistérségek vagy települések a szomszédaikhoz váltak egyre hasonlóbakká a megelőző időszakokhoz képest. A megyei szintű adatok is ezt erősítik meg, de a kevés területegység miatt önmagában ennyi adat még kevés lenne a folyamat leírásához. A három szinten egyöntetűen zajló változások viszont már egyértelműen tanúsítják a leírás érvényességét.

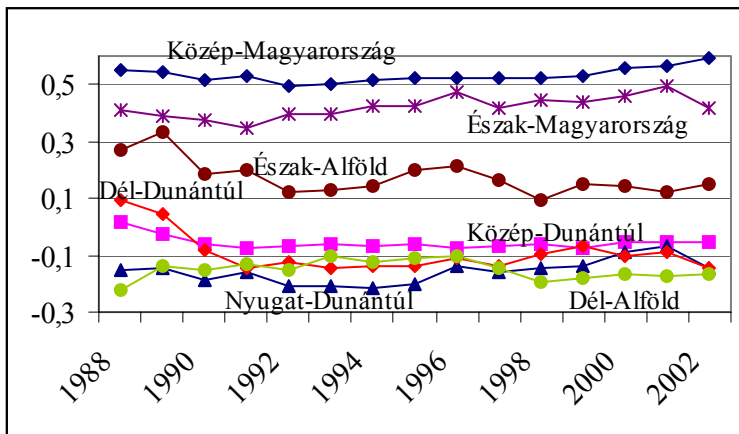
A megyénként külön-külön elvégzett számítások érdekes helyi sajátosságokat tárnak fel. A vizsgált időszak átlagában a legmagasabb pozitív autokorrelációt Pest megyében tapasztalunk (0,50), majd Veszprém (0,47) és Fejér megye (0,47) következik. Pestben az agglomeráció, Veszprém megyében Veszprém környékének és a Balaton-partnak egybefüggően magasabb értékei, Fejérben az észak-déli megosztottság vezetett ezekhez a magas értékekhez. Valamennyi többi megyében pozitív autokorrelációt mérhetünk, a legkisebb mértékűt Bács-Kiskunban (0,11). A legnagyobb változáson Komárom-Esztergom megye esett át, az 1988-as 0,42-ről 1999-re, évről évre egyenletes mértékben 0,01-re csökkent az autokorreláció mértéke.

A régióként megvizsgált kistérségi szintű autokorrelációk alapján megállapíthatjuk, hogy több régióon belül – Nyugat-Dunántúlon és Dél-Alföldön az egész időszak folyamán – kistérségi szinten a szomszédsági hatásnál jelentősebb lesz a településhierarchia menti megosztottságból fakadó jövedelemkülönbség (33. ábra). A megyeszékhellyel rendelkező kistérségek többnyire jóval a megyei átlag feletti, a szomszédságukban fekvő kisebb központokkal rendelkező kistérségek átlag alatti értékkel rendelkeznek, amiket az adott régió átlagához viszonyítva több régióban negatív autokorrelációhoz vezetett. Ez a tényező a megyei

szintű eredményeket Budapest helyzete miatt valamelyest csökkentette, a kistérségi szinten számított eredményekre országos szinten azonban kevés befolyást tudott gyakorolni, mivel ekkor a térségi különbségek jelentősége jóval nagyobb.

33. ábra A Moran-féle I értékei az egy lakosra jutó szja adatokra, régióként, kistérségi szinten

(Spatial autocorrelation of income per capita in each region on small region level)



A területi autokorreláció mértékének a távolság függvényében történő változását a területi korrelogramok számításával vizsgálhatjuk. Ezek arra adnak választ, hogy a távolság növekedésével milyen mértékben változik, többnyire csökken az egyes területegységek vagy pontok közötti hasonlóság. Ha a települések közötti autokorrelációt a legközelebbi szomszédokra külön lebontva vizsgáljuk, akkor várakozásainknak megfelelően a távolság növekedésével tendenciaszerűen csökkenő mértékű hasonlóságot tapasztalunk, mivel a legközelebbi szomszédok hasonlóan legjobban egymásra (39. táblázat).

Mint azt az alfejezet elején írtam, a magyarországi jövedelmek pozitív autokorrelációját a térképes ábrázolásnak köszönhetően az autokorreláció mutatójának kiszámítása nélkül, eddig is éreztük, mint ahogyan a jövedelmi különbségeket is ismerjük általában, a szórás és a Hoover-index kiszámítása nélkül is. A térképsorozatok szabad szemmel történő összehasonlítása révén azonban az időbeli alakulást nem tudjuk felmérni még megyei szintű térképeknél sem, a településszintűeknél pedig több mint háromezer települést kellene szemünkkel összevetni, és erre hagyatkozva kellene tudnunk sorrendbe helyezni a térképeket szabályosságuk szerint. Ez a feladat meghaladja a vizuális képességeinket, hiszen még az Olson tanulmányában szereplő háromszínű, 10*10-es méretű, jelentősen eltérő autokorrelációjú négyzetrácsok pontos sorrendbe helyezése sem sikerül az emberek többségének (Olson, 1975).

39. táblázat A Moran-féle I értékei az egy lakosra jutó személyi jövedelemadó alap nagyságára, településszinten, a szomszédság sorrendje szerint, az első 30 szomszédnál

(Spatial autocorrelation of income per capita in Hungary on settlement level in order of neighbourhood)

Év	szomszéd sorrendje a távolság alapján (az első három szomszédig egyesével, azt követően több szomszéd átlagai)									
	1	2	3	4-6	7-9	10-12	13-15	16-20	21-25	26-30
1988	0,61	0,59	0,54	0,53	0,50	0,48	0,46	0,44	0,43	0,42
1989	0,60	0,59	0,53	0,53	0,49	0,48	0,46	0,44	0,43	0,42
1990	0,60	0,58	0,51	0,49	0,46	0,46	0,44	0,42	0,40	0,39
1991	0,58	0,56	0,51	0,48	0,44	0,42	0,42	0,39	0,36	0,35
1992	0,59	0,57	0,52	0,48	0,44	0,42	0,41	0,38	0,36	0,35
1993	0,57	0,57	0,53	0,49	0,45	0,43	0,42	0,39	0,36	0,35
1994	0,59	0,57	0,53	0,51	0,46	0,45	0,44	0,41	0,38	0,37
1995	0,60	0,57	0,54	0,51	0,46	0,45	0,44	0,41	0,39	0,37
1996	0,63	0,60	0,57	0,54	0,49	0,48	0,47	0,44	0,42	0,40
1997	0,63	0,60	0,57	0,55	0,51	0,49	0,48	0,45	0,43	0,42
1998	0,64	0,61	0,59	0,56	0,53	0,51	0,50	0,47	0,46	0,44
1999	0,64	0,61	0,59	0,56	0,53	0,51	0,49	0,47	0,46	0,44
2000	0,68	0,64	0,62	0,59	0,56	0,55	0,52	0,50	0,49	0,47
2001	0,65	0,63	0,60	0,58	0,55	0,54	0,51	0,49	0,48	0,46
2002	0,65	0,63	0,60	0,57	0,54	0,53	0,50	0,48	0,47	0,44

Forrás: saját számítás a PM adatai alapján

Lábjegyzet

¹ A gravitációs és potenciálmódel elvi kérdéseivel és alkalmazásaival is számos tanulmány foglalkozott. Átfogó leírást ad vagy alkalmazza a módszert például Kádas (1976), Beluszky (1984), Nagy (1996), Bajmóczy–Kiss (1999), Illés (2004). A súlypontmódszert bemutatja Nemes Nagy (1984), alkalmazására azonban kevés példát találhatunk (Nemes Nagy, 2002). Az optimális telephelyválasztás területi kérdéseivel a 7.4. alfejezetben foglalkoztam. A területi autokorreláció magyar nyelvű irodalma meglehetősen szegényes. Nemes Nagy József *A tér a társadalomkutatásban* című könyvében tárgyalja a módszert (Nemes Nagy, 1998), Varga Attila *Térökonometria* című cikkében a térökonometriai alkalmazása kapcsán nyújt róla általános ismertetést (Varga, 2002), Tóth Géza pedig az autokorreláció egyik lokális mérőszámát mutatja be (Tóth, 2003).

² A térképekről nyert vizuális benyomás és a területi autokorreláció mérőszámai közötti kapcsolatról lásd Olson (1975) tanulmányát. Az osztályközök nélküli tematikus térképek maximalizálják az információt, miközben az alakzatfelismerés egyre nehezebb, lassabb és bizonytalanabb lesz (Dobson, 1973).

³ Az adatok egy része a kétféle szélsőség közé esik; a 4.1 alfejezetben tárgyalt nem területi típusú adatoknál a hagyományos következtető statisztika alkalmazhatóságát az elmondottak nem befolyásolják.

⁴ A településszintű eredményeket Visual Basicben írt programmal számoltam ki.

⁵ A 18 mutató a személyi jövedelemadó alapra vonatkozóan: négy különböző szintű szórás, hét különböző szintű Hoover-index, hét különböző főváros, város, község és településnagyság szerinti arány. Ezek konkrét értékét lásd „Területi jövedelmi folyamatok Magyarországon” című tanulmányomban (Dusek, 2004c).