

## ***A legközelebbi szomszéd analízis és alkalmazási lehetőségei***

### **Bevezetés**

Az elmúlt években publikált területi kutatásokban egyre újabb és újabb összetett kvantitatív módszerekkel találkozunk, köszönhetően a „számmisztika” iránti ellenérzések leküzdésének, a külföldi módszertani szakirodalom egyre szélesebb körű megismerésének és annak az egy-két hazai munkának, amely ilyen eljárásokat ír le. Ezek közül az egyik alaplátvány Nemes Nagy József 1998-ban megjelent „A tér a társadalomkutatásban” című munkáját tekintjük a szakma. A kötetben több olyan „nyugaton” használt módszer lelhető fel – olvasmányos és közérthető módon leírva, gyakorlati példákkal kísérve –, amelyek „kipróbálásra” várnak. Munkánk célja, hogy egy ilyen eljárást, a *legközelebbi szomszéd* analízist – a kötetben leírtaknál alaposabban – körbejárjuk (korlátai, alkalmazási lehetőségei stb.), mivel a módszer nagyon csábító, ám ésszerű alkalmazásához nem árt ismerni egy-két tulajdonságát. A modell lényege, hogy egy adott területen pontszerűen értelmezhető és számszerűsített pozíciókkal ellátható jelenségek (például települések koordinátákkal) eloszlásáról (koncentrált, szabályos, véletlenszerű) ad számszerűsített információt. A könyvben egy mintapélda is fellelhető (számítási eredményekkel), amelyet mi újabb adatokkal továbbvezettünk, a számítások lehetőségeit pedig különböző szempontok szerint tovább bővítettük, ezzel újabb elgondolkodtató eredményeket produkálva.

### ***A legközelebbi szomszéd analízis helye a területi kutatásokban***

A társadalmi, gazdasági jelenségek területi egyenlőtlenségeinek vizsgálata során egyrészt a területi kép megállapítására törekedünk, például tematikus térképeket készítünk, másrészt megpróbáljuk leírni az egyenlőtlenségek nagyságát, például területi egyenlőtlenségi mutatók számításával. A kutatás és az elemzés természetesen nem áll meg itt, hiszen munkánk során a kialakult egyenlőtlenség okait kívánjuk feltárni – arra keressük a választ, hogy milyen ágazati (társadalmi, gazdasági stb.) és milyen területi (fekvés, elérhetőség stb.) tényezők okozzák az egyenlőtlenséget. Emellett egy másfajta – az elmúlt években hazánkban is egyre nagyobb teret nyerő – törekvés olyan eljárások alkalmazása, amelyek révén *számszerűsíteni próbáljuk az egyenlőtlenség területi képét* is, legfőképpen annak időbeli változását. (Gondoljunk bele: több térkép egymás mellé helyezésével még elég nehezen tudjuk objektíven megállapítani egy jelenség területi mintázatának időbeli átalakulását.) Több ilyen módszer is létezik, ezek közé tartozik a továbbiakban tárgyalásra kerülő *legközelebbi szomszéd* analízis (vagy modell). (Egy másik példa a hazai körökben is egyre használatosabbá váló területi autokorreláció.) Lényeges kiemelni azonban,

hogy ezen eljárások nem a területi elhelyezkedés okait tárják fel, hanem a területi képről, a mintázatról, s annak módosulásairól adnak információt.

Első lépésben célszerű elhelyezni a módszert a kvantitatív eszköztárunkban. A területi kutatások módszertani szempontból három csoportba oszthatók. Egyes módszerek kizárólag térparamétereket nem tartalmazó adatokkal dolgoznak, elsősorban az általános (leíró) statisztika által is ismert eljárásokkal. A második csoportba a megfigyelési egységek (pontok, vonalak, objektumok, térségek stb.) területi eloszlását számszerűsítő, térparaméteres elemzési eszközök tartoznak. A harmadik lehetőség, hogy a vizsgált objektumok területi eloszlásának jellemzése mellett térparamétereket nem tartalmazó adatokat is figyelembe veszünk (Dusek 2004). A *legközelebbi szomszéd* analízis a második csoportba tartozik, mivel *kizárólag az elemzési egységek elhelyezkedéséből indul ki*, azok minőségi különbségeire nincs tekintettel. (A minőségi jegyek érvényesítése az elemzés legelső szakaszában jelenik meg, amikor a vizsgálat tárgyát képező egységeket kiválasztjuk.)

Másik irányból közelítve a rendszerhez: a társadalom-földrajzi és regionális tudományi módszerek egy része különböző természettudományokból származik, használatukat pedig az a közelítésmód indokolja, hogy a társadalmi-gazdasági jelenségek bizonyos esetekben elég jól leírhatók a természettudományok törvényeivel (fizikai analógián alapuló eszközeink a súlypontmódszer, a gravitációs és a potenciálmódszer). Ilyen eredetű a *legközelebbi szomszéd* modell is, amely azonban többlépcsős utat járt be, mivel közvetlenül az ökológia (élő természettudomány) területéről érkezett a társadalomföldrajzba (Harvey 1967), ám lényegét tekintve tisztán matematikai-geometriai (élettelen természettudományi) eljárásról van szó (a „geometriai bázis” indokolja, hogy az előbbieken a módszert a kizárólag térjellemzőket alkalmazó metódusok közé soroltuk).

A fenti két szempont mellett egy további is vehetünk: a *legközelebbi szomszéd* analízist a pontrendszereket-ponteloszlásokat vizsgáló modellek közé is besorolhatjuk, amelyeknek szintén nagy hagyománya van a regionális gazdaságtanban és a társadalomföldrajzi kutatásokban. Ezen eljárások egy részében a pontok eloszlásán túl a minőségi jellemzőik kapnak értelmet (például a Christaller-féle hatszöges rendszer révén a pontokkal reprezentált települések között hierarchiaszintekre való besorolásuk alapján teszünk különbséget), vagy mennyiségi jellemzők is bevonásra kerülnek (például a súlypontszámítás, a gravitációs és potenciálmódszer használatakor a pontokhoz rendelt tulajdonsággal [volumenadattal] is számolunk a pontok elhelyezkedése mellett). A *legközelebbi szomszéd* modell alkalmazása abból a szempontból egyszerűbb, hogy *a pontokhoz nem rendelünk sem minőségi, sem mennyiségi jellemzőket*, pusztán elhelyezkedésüket vizsgáljuk. Abból a szempontból is egyszerű a módszer, hogy bár a pontrendszerek mintázatának elemzésekor célunk lehet, hogy a mintázatot létrehozó tényezőkről, folyamatokról információkat nyerjünk (Buyong 2007), ám erre a *legközelebbi szomszéd* analízis nem megfelelő. Ilyenkor a területi mintázatok összefüggéseinek és jellemzőinek elemzésére alkalmas más módszerekhez fordulhatunk (Davis–Howe–Davis 2000), ez akár jelentheti a pontoknak a földrajzi tér más jellemzőivel való „összekapcsolását”. (Ilyen, ha egy térképre – a pontokon túl – a jelenséget esetleg befolyásoló elemeket viszünk rá, mint például ipari üzemek esetében a telephelyválasztást befolyásoló potenciális tényezőket [nyersanyag, munkaerő, fogyasztópiac stb.]).

## A módszer leírása, jellemzői

A legközelebbi szomszéd analízis legelső alkalmazását a szakirodalom Clark és Evans 1954-es tanulmányához köti. E munkából kiindulva először a módszert, majd korlátjait mutatjuk be, ezen túl néhány elméleti megfontolást vázolunk fel.<sup>1</sup>

Kiindulási állapotként adott egy térrész és benne pontszerűen felfogható, számszerűsíthető pozíciójú „objektumok”. A vizsgálat tárgyától függetlenül bármely, ily módon modellezhető jelenség kapcsán felmerülő kérdés, hogy a pontrendszer koncentrált, szabályos, vagy véletlen eloszlású. Ha az előzményekre gondolunk, a regionális gazdaságtanban, a társadalomföldrajzban és a „klasszikus” telephelyelméletekben a geometriai szabályszerűségek keresése, modellekben való összefoglalása volt az uralkodó; a véletlenszerűség vizsgálata az angolszász iskola térelméleti modelljeihez köthető (Nemes Nagy 1998). Az ökológiában a növénypopulációk véletlen eloszlásának feltételezése megelőzte a szabályság kutatására vonatkozó kísérleteket (Clark–Evans 1954).

A módszer alap gondolata, hogy egy vizsgált pontrendszert vet össze a véletlen eloszlással. Ám nemcsak arra ad választ, hogy egy pontalakzat koncentrált, véletlen vagy szabályos elrendeződésű-e, hanem arra is, hogy milyen mértékben, vagyis az adott pontalakzat melyik konfigurációhoz áll közelebb. Ehhez a pontrendszer egyik alaptulajdonságát, a legközelebbi pontszomszéd átlagos távolságát használja. Matematikailag bizonyítható (lásd Clark és Evans 1954-es tanulmányának függelékét), hogy a véletlen eloszlású pontalakzatban a legközelebbi szomszéd átlagos távolsága ( $D$ ) a következő:

$$D = \frac{1}{2\sqrt{m}}, \text{ ahol } m \text{ a pontsűrűség (a pontok számának és a vizsgálat terület nagyságának hányadosa).}$$

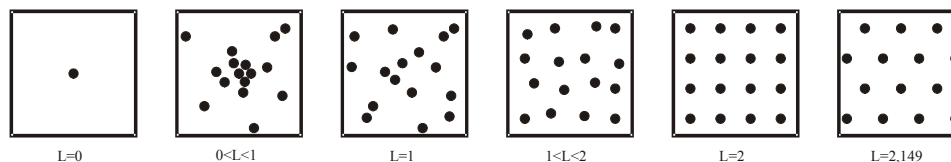
Ez az elméleti érték vethető azután össze az empirikusan tapasztalt (kiszámolt)  $D_x$  értékkel, mégpedig egy egyszerű osztás formájában:

$$L = \frac{D_x}{D}$$

Az  $L$  hányados a dimenziótlan<sup>2</sup>, úgynevezett legközelebbi szomszéd index. Értékkészlete 0 és 2,149 közötti. A nullához közeli értékek koncentrált elrendeződésre utalnak (ahol a mért legközelebbi szomszéd távolsága és így a hányados is nullához közeli), a véletlenszerű elrendeződés esetében pedig 1 körüli értéket kapunk. Az 1 feletti értékek már a szabályos elrendeződés irányába mutatnak, szabályos négyzetrácsnál  $L=2$ , szabályos háromszögrácsnál pedig  $L=2,149$  (Nemes Nagy 1996, 1998).

1. ábra

A legközelebbi szomszéd index ( $L$ ) különböző értékeihez tartozó jellegzetes pontalakzatok



1 A módszer első magyar nyelvű leírását egy rovarökológiai módszertani könyvben (Southwood 1985) lelhetjük fel; társadalomföldrajzi vonatkozású értelmezését pedig Nemes Nagynál (1996, 1998) és Haggettnél (2006).

2 A számítás során a dimenzióra annyiban kell figyelni, hogy a vizsgálati terület és a mért távolságok mértékegységei azonos „rendűek” legyenek (azaz például  $\text{km}^2$  és  $\text{km}$ ).

Módszertanilag az eljárás talán legkritikusabb része a pontsűrűség meghatározása, amely a területi kutatások örök korlátjához, a módosítható területi egység problémájához, mégpedig annak a vizsgált térrész elhatárolását jelentő mozzanatához kapcsolódik (Dusek 2004). Földrajzi vizsgálatokban egy adott területi keretet veszünk alapul (megye, régió, ország stb.), ám előfordulhat e módszer alkalmazása esetében, hogy egy *határon kívül levő pont közelebb esik egy vizsgált belső ponthoz, mint egy belső*, így a számított távolság s a következtetés bizonyos értelemben korlátozott. Milyen megoldások léteznek a probléma kezelésére?

Egy lehetőséget jelent (ha a vizsgálat tárgya indokolja és az adatok lehetővé teszik), hogy a határhoz közeli pontoknál *a külső pontoktól való távolságot is figyelembe vesszük*. Ezzel azonban a kijelölt területi keret veszti valamilyen szinten értelmét. Más megoldást javasol Ebdon (1985) azzal, hogy *a vizsgált pontokat magába záró legkisebb téglalap területét veszi alapul*. Így viszont ezen téglalap és a tényleges vizsgálati terület között jelentős méretbeli eltérés is lehet. Továbbgondolva az eljárást, elképzelhető egy olyan megoldás is, amely azt a legnagyobb téglalapot veszi figyelembe, amely teljes területével a vizsgált terület határain belül helyezkedik el. Egyes esetekben viszont így nagymértékű pontvesztés lépne fel, ami az eredmények interpretálásában nehézségeket okozhat.<sup>3</sup> A határhatás problémájának kezelésére harmadik utat jelenthet, amikor egy belső pontot a számítás során csak akkor veszünk figyelembe, ha legközelebbi szomszédjának távolsága kisebb, mint a vizsgált pont távolsága a határtól (Dacey 1963). E két utóbbi eljárás révén tehát megakadályozzuk, hogy a figyelmen kívül hagyott külső pontok miatt a végeredmény „torzuljon”, ám egy másik problémát okozunk vele: az egységek száma nem lesz teljes. A tapasztalatok azt mutatják, hogy a leggyakoribb eljárás a teljes ponthalmaz vétele, s a határhatás figyelmen kívül hagyása, ám ez persze függ a vizsgált jelenségtől.

E kérdéskörhöz tartozik még, hogy az általános statisztikai eljárásoknál megszokott az eredmények szignifikanciatesztnek való alávetése. Igaz ez a *legközelebbi szomszéd* indexre is: rendelkezésre állnak egyszerűbb és összetettebb, a határhatásra, így a vizsgált terület geometriai jellemzőire is tekintettel levő teszteljárások, amelyeket azonban itt nem részletezünk (ezekről lásd például Sinclair 1985). Azonban fontos kiemelni, hogy a módszer értékelhető eredményt csak viszonylag nagy elemszám esetében ad: Getis–Boots (1977) szerint legalább 50 pont az, amikor a kapott L érték megbízhatóan interpretálható (Nemes Nagy 1996, 1998).

A módszer korlátai után *kiterjeszhetőségének három útját* mutatjuk be, amelyek mind egy-egy speciális problémára kínálnak megoldást.

Tételezzük fel, hogy a vizsgált pontok több helyen sűrűsödnek! Ekkor a *legközelebbi szomszéd* index értéke ugyanúgy nullához közeli, mintha kizárólag egyetlen sűrűsödési hely lenne, holott a két térbeli mintázat alapvetően eltérő. Ilyen esetekben a második, harmadik, n-edik legközelebbi szomszéd távolságának kiszámításával ezen sűrűsödési gócok szabályos, véletlenszerű vagy koncentrált elrendeződéséről kaphatunk számszerűsített információkat (Nemes Nagy 1998).

<sup>3</sup> Képzelnék el, hogy a *legközelebbi szomszéd* modellt a horvátországi városállományra kívánjuk alkalmazni! Ekkor a legnagyobb, teljes mértékben a horvát határokon belül levő téglalagnál a városok nagyobb része ezen kívül esne, így az ország egészére ésszerű L-értéket nem tudnánk számítani.

A kiterjeszhetőség *második esete* azon alapul, hogy bizonyos pontrendszereknél erőteljes korlátot jelenthet, hogy a modell a legközelebbi szomszéd *átlagos* távolságát veszi figyelembe, így elfedve a legközelebbi szomszédok távolságértékeiben ( $D_x$ ) meglevő különbségeket. Emiatt érdemes a *legközelebbi szomszéd* távolságok más jellegadó értékeit is kiszámítani és a vizsgálatban figyelembe venni. Fotheringham, Brunson és Charlton (2000) öt jellegadó érték (minimum, alsó kvartilis, medián, felső kvartilis, maximum) részletes elemzését javasolja. Mivel a hazai szakirodalomban kizárólag az átlagtávolságok használatára találtunk példát, saját, Magyarországra készített empirikus vizsgálatainkban az öt jellegadó érték által nyújtott információ-többlet értelmezésére is kísérletet teszünk.

A *harmadik jellegzetesség*, hogy két pont helyzetét egymáshoz képest a köztük levő iránnyal és távolsággal határozhatjuk meg, de a *legközelebbi szomszéd* modell e két jellemző közül pusztán a távolsággal foglalkozik, a legközelebbi szomszéd irányáról nem ad információt. Az irányok közvetlen beépítése a módszerbe (például adott térirányokban, térszögekben mért *legközelebbi szomszéd* távolság) lehetséges, ám inkább bonyolítja a végeredmények értelmezhetőségét, mintsem határozott többletet adna. Az irányfaktor jelentősége viszont több vizsgálat esetében nem lebecsülendő, a településhálózati modellek közül több ezt a tényezőt is figyelembe veszi. A Christaller-féle szimmetrikus, hatszöges alapséma alapvetően jó kiindulópontot nyújt a *legközelebbi szomszéd* analízis lefuttatására, viszont a Christaller-modell előzményei (Lösch sűrűbb és ritkább város-sűrűségű szektorai) és továbbgondolásai (Isard modellje, amelyben a christalleri hatszögek a felsőbbrendű központokhoz közelebb kisebbek, távolabb pedig nagyobbak) mind rámutatnak az irány fontosságára (Richardson 1978), így a *legközelebbi szomszéd* modell alkalmazási korlátjaira is.

Végezetül a *legközelebbi szomszéd* vizsgálat több dimenzióra való kiterjeszhetősége emelhető ki, hiszen a távolság nem pusztán kétdimenziós térben számítható (Dacey 1963). Esetünkben ez úgy jelenik meg, hogy a felszínen  $x$  és  $y$  koordináta-párokkal jellemzett pontokhoz magassági értékeket is rendelhetünk, és így a *legközelebbi szomszéd* távolságokat három dimenzióban is kiszámolhatjuk. Ez egy változatos domborzatú terepre készített vizsgálat eredményeit érdemileg módosíthatja (például alpesi szórványtelepülések elhelyezkedése).

### **A legközelebbi szomszéd analízis alkalmazási lehetőségei**

A *legközelebbi szomszéd* analízis alapvető alkalmazási lehetősége egy pontalakzat jellegének meghatározása az L-skálán való helyének pozicionálásával. A módszer első publikálása – mint írtuk – Clark és Evans nevéhez fűződik, akik az ökológia terén alkalmazták az eljárást; emellett orvostudományi, régészeti, ásványtani, geológiai, geomorfológiai alkalmazása is megfigyelhető (Nemes Nagy 1996, 1998). A társadalomtudományi kutatások területén is sokféle hasznosítási lehetősége van, ezekből adunk itt ízelítőt.

A lokálistól indulva: bevethető a módszer egy-egy településen belül (a pontrendszerként modellezhető) funkciók, intézmények, gazdasági egységek, épületek stb. területi eloszlásának kvantitatív jellemzésére (koncentrálódás–szóródás). Az ilyen jellegű vizsgálatok révén közvetve információt kapunk arról, hogy egyes „objektumok” létrejötte milyen tényezőknek engedelmesskedett, engedelmesskedik, illetve a telepítéskor esetleg mi-

lyen területi szempontokat vettek figyelembe. Az idősoros vizsgálatok segítségével pedig a mintázat változásáról kapunk információt (például, hogy a centripetális vagy a centrifugális erők az erősebbek).

Budapestre ilyen jellegű vizsgálati eredményeket ad Béres munkája (2001), amelyből több szolgáltatási intézmény területi eloszlásáról kapunk információt. A koncentráció oldódásának sorrendjében így követik egymást az elemzésbe bevont jelenségek: antikváriumok  $L=0,09$ , bankszékházak  $L=0,12$ , gyógyszertárak  $L=0,42$ , posták  $L=0,48$ . Szintén Budapestre készült vizsgálatot találunk Balogh (2006) munkájában. A szerző a pénzügyi szolgáltató objektumokat analizálta, külön tekintettel a cégekre; ez utóbbi alapján a legkiterjedtebb hálózatokkal rendelkezők  $L$ -sorrendje (a csökkenő koncentrációt nézve): Unicredit 0,736, Erste 0,783, OTP 0,804, K&H 0,832, Raiffesen 0,832, CIB 0,834. Az ilyen összevetéseknél figyelembe kell venni azonban, hogy eltérő elemszámokkal készültek a számítások, így csak az egységsszám és az átlagtávolságok figyelembevételével szabad következtetéseket levonni a szolgáltatások elérhetőségéről.

Más jellegű objektumok és más cézzal is elemezhetők lokálisan: Oláh (2003) arra hívja fel a figyelmet, hogy a falusi házak térbeli eloszlási mintázata (koncentrált, szórt) jelenti a vidéki települési szerkezet legfontosabb paraméterét, s ez a *legközelebbi szomszéd* modell révén mérhető. Kiemeli emellett, hogy az eloszlás különböző igényeket és követelményeket eredményez a helyi társadalom és az állam számára a közlekedésben és szolgáltatásokban. A városok beépítettségének jellegét (lakóházak, kereskedelmi épületek stb.) szintén lehet e módszerrel vizsgálni, erre Mesev munkája (2005) mutat szép példát.

A *legközelebbi szomszéd* analízis esetében azonban a legkiterjedtebb tématerület a módszer település-(város-)földrajzi alkalmazása. Ennek alapját az jelenti, hogy település-földrajzi kutatásoknál gyakran felmerülő kérdés, hogy a településhálózat, városhálózat területi képe mutat-e valamiféle szabályosságot, vagy az elrendeződés teljesen véletlenszerű, esetleg koncentrált. Különösen izgalmas a vizsgálat akkor, ha az időbeli változást is elemezzük: hogyan alakította át a hálózatot a spontán fejlődés, esetleg a központi tervezés-beavatkozás (Beluszky–Győri 2004). Számos külföldi vizsgálat gyűjthető össze (például a Szovjetunió egyes közzeteinek városaira: Barr–Lindsay–Reinelt 1971, az USA-ra: King 1961, USA-mintaterületekre: Haggett 2001), s pár éve a magyar kutatók is elkezdték alkalmazni a módszert hazánk település- és városhálózati viszonyainak vizsgálatához (Nemes Nagy 1998, Beluszky–Győri 2004; részletesebben lásd a következő fejezetben). Az ilyen szomszédsági vizsgálatokban problémát okoz egyrészt, hogy egy települést csak egy ponttal reprezentálhatunk, így eltekintünk annak – esetleg jelentős – területi kiterjedésétől (a mért távolság egy-egy település egy-egy kitüntetett pontja közötti). Ezért csekély kiterjedésű mintaterületekre nem érdemes ilyen vizsgálatot készíteni. Másrészt – mint már utaltunk rá –, ha szárazföldi közigazgatási határok zárják le vizsgált térségünket, akkor a kutatótól függ, hogy a határon kívüli pontok belekerülnek-e a számításba. Például az EU egyre szélesebb körű kiterjesztése az egyes szomszédos országok városainál a szomszédság kapcsolatának ártértékelésével járhat, s így a vizsgálati egységek számának módosítása is felmerülhet. Azonban az is ismert, hogy egy-egy ország városainak nemcsak esetlegesen határokon átnyúló vonzáskörzettel bíró funkciói vannak, ahol valóban célszerű lehet a külföld is számításba venni, hanem olyan „központi” funkciói is, amelyek csak a vizsgált térségben (az országban, a megyében) relevánsak, ezek

viszont továbbra is igénylik a korlátozott területű vizsgálatokat, s az erre épülő átgondolt hazai városhálózat-fejlesztést.

A települések nemcsak közigazgatási jogállásuk szerint különböztethetők meg, hanem különböző intézmények, funkciók, objektumok léte is differenciálja a településeket; s ez a módszerünkkel vizsgálható. Ilyenkor az előző két területi kutatás „összevonásáról” is lehet szó: adott egy térség mint területi keret, amelyben különböző (általában településekhez kötődő, azok koordinátájával ellátott) „dolgok” területi mintázatát vizsgáljuk. Persze lehet szó nem (vagy nem csak) „belterületi dolgok” eloszlásáról is (milyen a benzinkutak, turistaházak, horgásztavak stb. területi eloszlása az országban). A példákat, a hasznosíthatósági lehetőségeket még hosszasan lehetne sorolni, de a területi korlát itt közbeszól, így az olvasó fantáziájára bízunk a többi, de ne feledjük: a tudományos kérdésfelvetésnek is megvannak a maga ésszerű korlátai. Végezetül egy módszertani elemet kell még kiemelnünk: a *legközelebbi szomszéd* analízis lehetőséget ad a területi mintavétel véletlenszerűségének tesztelésére is.

### A magyar városhálózat jellemzői a legközelebbi szomszéd analízis tükrében

A *legközelebbi szomszéd* analízis legelterjedtebb alkalmazási területe a városállományok területi mintázatának vizsgálata. Erre a hazai szakirodalomban is több példa akad, amelyek legfontosabb megállapításait foglaljuk össze a következőkben; emellett frissebb adatokkal egészítjük ki a legfontosabb számításokat, és újabb szempontokat vetünk fel a módszer használatával kapcsolatban.

Vizsgálati lehetőséget jelent egyrészt a magyarországi városállomány rendezettsége alakulásának időbeli összehasonlítása, másrészt a városállomány valamilyen szempont alapján történt leszűkítése révén előállt részhalmazok elemzése; ez utóbbi például egy kisebb terület (régió, táj stb.) városait jelentheti, vagy akár a területi keret (ország) megmaradása mellett valamilyen minőségi jegy alapján kiválogatott városok állományát (például megyeszékhelyeket). Elsőként a mindenkor városi rangú településekre számolt *legközelebbi szomszéd* távolságokat vesszük (1. táblázat).

1. táblázat

#### *A városállomány területi mintázatának jellemzői Magyarországon*

Év	A városok száma (elemszám)	A legközelebbi szomszéd átlagos távolsága, km	A legközelebbi szomszéd index
1910*	42	28,2	1,20
1945	51	26,2	1,22
1960	66	23,7	1,23
1980	96	20,1	1,29
1990	166	16,6	1,41
1995	200	14,6	1,35
2001	252	13,0	1,35
2008	298	11,5	1,30

\* A mai országterületre számolva.

Forrás: Nemes Nagy 1998. 197. o., Beluszky–Győri 2004. 35. o., saját számítások.

A városok száma évtizedeken át lassan emelkedett, és az indexértékek a városhálózat konfigurációjának a *véletlenszerűtől a szabályos elrendeződés irányába való nagyon lassú, fokozatos elmozdulását mutatják az 1980-as évek elejéig* (Nemes Nagy 1998,

Beluszky–Győri 2004). Az ezt követő időszakra a robbanásszerű várossá nyilvánítás volt a jellemző, amelyben jelentős szerepe volt a szakpolitika azon törekvésének, hogy a városhiányos térségekben is városi rangú központokat hozzon létre (Nemes Nagy 1998, Beluszky–Győri 2006). Az eloszlási érték jelentős megváltozása ennek a célnak a megvalósítását tükrözi: még inkább a szabályos elrendeződés irányába tolódott el a konfiguráció. A rendszerváltozást követően a városok gyarapodásának folyamata folytatódott, ám az eloszlás változásában idővel fordulat történt: Nemes Nagy József az 1995-ös L-értékben tapasztalta a *városhálózat konfigurációjának* alakulásában beállt „visszafordulást”, azaz a városok elhelyezkedésében a *véletlenszerű jellemző erősödését*. Ezt legújabb számításainkkal immár trendszerűnek minősíthetjük (1. táblázat). A leghatározottabb mintázatot adó városszám a 170 körüli tartományba esett. Ez a mai kistérségek számának megfelelő, így megköszönhető az a kijelentés, hogy tervezési-területfejlesztési szempontból ez az a szint, ahol – leginkább szabályos mivolta miatt – ésszerűen, az elérhetőséget is optimalizálva tervezhetők bizonyos ellátási feladatok.<sup>4</sup>

A kisebb területre elvégzett analízis példája Győri Róbert elemzése: a Kisalföld területére két időpontra számította ki a városi jogállású településekre a *legközelebbi szomszéd* értékeket, és tett kísérletet magyarázatukra. A XVIII. század végén a térségben a teljes véletlenszerűsége (így a szerves fejlődésre) utaló  $L=0,99$ -es értéket kapta. A dualizmus korában lejátszódó folyamatok révén viszont 1910-re a *legközelebbi szomszéd* index értéke 1,4 körüli értékre emelkedett, ami a szabályos elrendeződés irányába történő határozott elmozdulást jelzi (Győri 2005). A városok egy más szempontú részhalmozásának elemzésére példa Bajmócy Péter és Kiss János munkája: ők a 19 megyeszékhelyre számolták ki az L-értéket. Ez 1,42 lett, így a megyeszékhelyek elrendeződése inkább véletlenszerűnek, mint szabályosnak tekinthető (Bajmócy–Kiss 1999). Az eredményeket ugyanakkor bizonyos óvatossággal érdemes ezekben az esetekben kezelni, hiszen alacsony elemszámnál egy új pont belépése a pontrendszerbe jelentősen módosíthatja a *legközelebbi szomszéd* indexeket.

Egy másfajta értelmezésű városállomány konfigurációjának vizsgálatára példa Beluszky Pál és Győri Róbert munkája, akik tanulmányukban a közigazgatási mellett az úgynevezett funkcionális városállományra is elvégezték a számításokat, 1910 és 2001 közötti három időpontra. Eredményeikkel a funkcionális városállomány szabályosabb területi mintázatát mutatták ki, szemben a városi jogú településekkel. Emellett igazolást nyert, hogy a funkcionális városállomány gyakorlatilag állandó (és állandó elemszámú) (Beluszky–Győri 2004).

A teljes hazai városállomány egy más szempontú feldolgozását végezte el 1990-re Nemes Nagy József: a városokat népességszámuk szerint csökkenő sorrendben léptette be a modellbe (Nemes Nagy 1998). Az L-érték minimumát ( $L=1,18-1,20$ ), a véletlenszerűséghez való legközelebbi állást 50 város körül tapasztalta; innentől az index értéke végig monoton nő 1,41-ig (az akkori 166 városig). Ezt a „beléptetős vizsgálatot” felfrissítettük: a 2008-as városállományra (298 város) vonatkozó eredményeinket az 1. ábra mutatja. A *legközelebbi szomszéd* modell megbízható eredményeket legalább 50 pont

<sup>4</sup> A szabályos elrendeződésnél egy-egy városhoz azonos nagyságú körzet, illetve vonzáskörzet tartozhat, így egy-egy településnek hasonló számú vidéki lakost szükséges ellátnia – legalábbis egyenrangú központokban gondolkodva. Az eltérő városnagyság eltérő méretű vonzáskörzetekkel járhat, és persze a városok hierarchiájáról sem feledkezhetünk meg, ezekről ld. a központi helyek elméletét.



esetén ad, ám megfigyelhető, hogy a magyarországi városoknál körülbelül 30 egység felett nagyjából megszűnnek a nagy ingadozások két egymás utáni lépés között. Megállapítható az is, hogy bár egy 50 város körüli helyi minimumot mi is ki tudunk mutatni, a 2008-as állapot szerint a legvéletlenszerűbbnek a 111 városból álló hálózat bizonyult ( $L=1,13$ )<sup>5</sup>, onnantól kezdve a görbe az 1,3-as értékhez közeledik (nő a szabályszerűség). Ha a városi népességszámokat is hozzárendeljük az egyes számítási szakaszokhoz, megállapítható, hogy a *legközelebbi szomszéd* index legalacsonyabb értékét a 12 ezer főnél népesebb városok körében tapasztaljuk.

2. ábra

*A legközelebbi szomszéd index értékei a magyarországi városokra – növekvő városszám esetén*

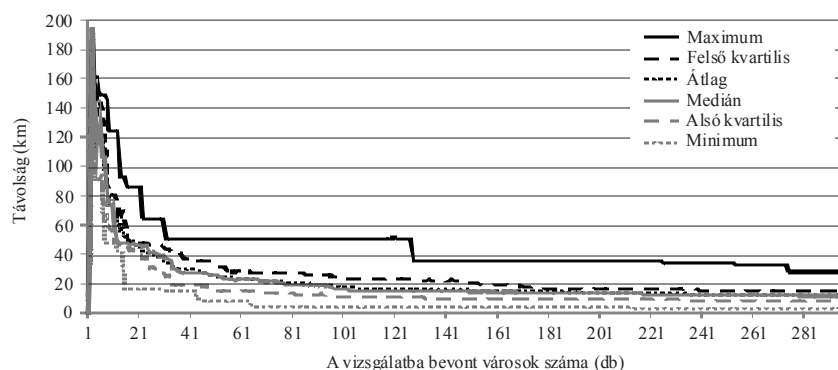


Forrás: saját számítások és szerkesztés.

Amint az elméleti bevezetőben említettük, a *legközelebbi szomszéd* modell alapesetben az átlagtávolságokkal számol, de kiterjeszhető a vizsgálat azzal, hogy a legközelebbi szomszédok távolságának egyéb jellegadó értékeit is figyelembe vesszük. Ekkor értelemszerűen elmarad az utolsó lépés, az L-index kiszámítása. A magyarországi városok vizsgálatánál utolsóként ezt néztük meg (3. ábra).

3. ábra

*A legközelebbi szomszéd távolságok jellegadó értékei a magyarországi városokra – növekvő városszám esetén*



Forrás: saját számítások és szerkesztés.

5 A teljes skálán a minimumot 3 városnál éri el az index, ám ezt az esetet – az elemszám miatt – nem vettük figyelembe.

Az értékeknek nem szükséges feltétlenül monoton csökkenőeknek lenniük, amire több példát is láthatunk; a maximumérték például kismértékben emelkedik a 119. város, Barcs beemelésekor. Ez a jelenség akkor figyelhető meg, ha az újonnan belépő pont esetében a legközelebbi pont távolsága nagyobb, mint az addig a modellben szereplő városok bármelyikénél; Barcs pedig egy olyan térségben található, ahol nála nagyobb város 50 km-en belül nincs.

A *maximumértékek* kapcsán az adatokat böngészve azonosíthatóvá válnak az egymástól legtávolabb fekvő legközelebbi szomszédok, így például a 31.-től 127.-ig ezt a pozíciót (a fenti esetet kivéve) a Sopron–Szombathely páros birtokolja, majd innen a 225. pozícióig a Nagykanizsa–Marcali kettős veszi át ezt a szerepet. Ezzel – bizonyos értelemben – városhiányos térségek jelölhetőek ki. A *minimumértékeket* elemezve viszont jellegzetes várostömörülések (várospárok, városorok, városgóccok) emelhetőek ki. Ezek egyrészt szervesen kialakult városegységek (Gyula–Békéscsaba–Békés), másrészt a fővárosi agglomeráció új városformációi (például Dunakeszi–Fót, Gyál–Vecsés, Szigetszentmiklós–Szigethalom–Tököl), harmadrészt a várossá nyilvánítás abszurd jellegét hangsúlyozó kettősök (Alsózsolca–Felsőzsolca, Nagymaros–Visegrád). A *medián* és az *átlag* szinte párhuzamos futása az eloszlásgörbe kiegyenlítetttségére utal; a *felső kvartilis* és a *maximum* közötti nagy távolságkülönbség pedig az egymástól távoli legközelebbi szomszédok viszonylagos hiányát, azaz a periférikus fekvésű (a pontrendszer többi tagjától távol levő) városok csekély számát jelzi.

### **A magyar, szlovák, román és cseh városállomány területi jellemzőinek összehasonlítása**

Kérdés, hogy a hazai állapotokhoz mennyiben hasonlítanak a környező volt szocialista országok városainak területi jellemzői. Nem véletlenül esett a választás ezekre az országokra: a XX. század második felében nagyrészt hasonló politikai, társadalmi-gazdasági pályát jártak be az egykori szocialista blokk tagjai (Probáld 2007). A vizsgálatba három országot vontunk be; az országok főbb, városokhoz köthető paramétereit a 2. táblázat tartalmazza.

Megállapítható, hogy Csehország *várossűrűsége* a legnagyobb – nem véletlenül, több mint ötszáz városi jogállású települése van az országnak. Az ettől elmaradó Szlovákia és Magyarország hasonlóságot mutat, mindkettőnél kb. 3 város jut 1000 km<sup>2</sup>-re. Velük szemben Románia várossűrűsége viszont alacsony.

A *legközelebbi szomszéd* analízis eredménye nem okozott nagy meglepetést: a véletlenszerű eloszláshoz áll közel mind a négy ország városállományának mintázata. Az indexértékek szerint Szlovákia és Románia városai állnak legközelebb a véletlenszerű ponteloszláshoz, Csehország mintázata ezeknél valamivel szabályszerűbb, s Magyarország városainak eloszlása a négy közül a legszabályosabb. (Mindez ráadásul úgy, hogy nálunk az elmúlt években e kép jelentősen romlott.)

2. táblázat

*Magyarország, Szlovákia, Románia és Csehország városállományának néhány jellemzője*

Megnevezés	Magyarország (2007. 01. 01.)*	Szlovákia (2006. 12. 31.)	Románia (2005. 12. 31.)	Csehország (2007. 01. 01.)
Terület, km <sup>2</sup>	93 030	49 034	238 391	78 867
Népesség, fő	10 162 610	5 393 637	21 623 849	10 287 189
Települések száma [elnevezés]	3152	2891 [obce]	12 946 [satul] ezek „összevo- násából” 2851 [comuna]	6249 [obce]
Városok száma [elnevezés]	298	138 [mesto]	319 [orasul] ezekből 103 [municipiul]	559 [SO ORP <sup>6</sup> ]
Várossűrűség, db/10 000 km <sup>2</sup>	32	28	13	71
Legközelebbi szomszéd index	1,297	1,169	1,196**	1,242
A városi népesség aránya, %	67	55	56	70

\* Magyarországnál a 2007. január elseji népességszám adatokkal dolgoztunk, de a 2007. július 1-jével várossá nyilvánított településeket is a városok között szerepeltettük.

\*\* Romániában 314 egységre (2005. 07. 01-jén városi jogállású település) készítettük el a számításokat.

Forrás: <http://portal.ksh.hu>; <http://portal.statistics.sk>; <http://www.insse.ro>; <http://www.czso.cz>; valamint saját számítások.

A beléptetési módszert itt is bevetve (4. ábra) kiderül, hogy a kezdeti jelentős „kilengések” a 10–11. várostól valamelyest csillapodnak, majd a 20–25. várostól az értékugrások egyre szerényebb mértékűvé válnak. Fontos kiemelni, hogy a 43. várostól az indexértékek már csak 1,3 és 1,1 között mozognak, s a görbék futása egyre inkább szakaszos tendenciákat mutat.

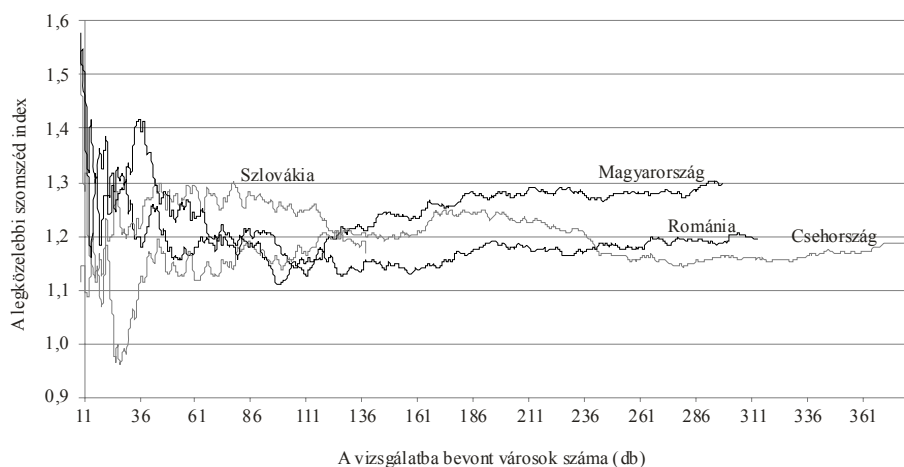
Az egyes beléptetéseket külön elemezve megállapítható, hogy Szlovákia ponthálózata a 8 városnál elért minimumérték (0,86) után fokozatosan elmozdul a véletlenszerűtől a szabályos irányába, s a 43. városnál (a városok kb. 30%-ánál) eléri – a csekély elemszámú formációnál mértől eltekintve – maximumát (1,31). Innentől hullámozva stagnál az érték, majd nagyjából a 85. várostól (a városok körülbelül 60%-ától) fokozatosan a véletlenszerűség kezd ismét meghatározó jegy lenni. Más lefutás figyelhető meg a másik két országnál: Románia és Csehország görbéje is mutat egy-egy komolyabb hullámot – igaz fordítva. Az előbbi esetében a 14 városnál elért lokális minimum (1,16) után gyorsan (persze „ugrálva”) nő az érték a 36 városnál (városok 11%-a) elért legszabályosabb képig (lokális maximum: 1,415), ami után ismét a véletlenszerű eloszlás irányába változik a mintázat, előbb gyorsan, majd fokozatosan. A 98. városnál (városok kb. 30%-a) elért abszolút minimum (1,11) után kisebb-nagyobb hullámozásokkal megint – ám rendkívül lassan – megindul a szabályosabb kép felé a ponteloszlás. Csehország esetében a hullám pont fordított: a 7. várostól a 27.-ig (a városok kb. 5%-a) gyorsan romlik a szabályosság (az érték a végén abszolút minimum: 0,96), majd innentől az előbb gyors, később lassú értéknövekedés a véletlen eloszlástól való távolodást tükrözi; az index a

6 Správní obvody obcí s rozšířenou působností.

lokális maximumát a 176. egységnél (a városok kb. 30%-a) éri el. A görbe ezután ismét lassú süllyedésbe, majd lassú emelkedésbe kezd. Ezekben az esetekben sem szabad azonban arról megfeledkezni, hogy a csekély elemszám esetén a mért indexérték megbízhatósága is csekély. Ezen túl a görbék összevetésekor nem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy a sorrendben 20., 50. stb. városok az egyes országokban akár nagyon eltérő népességszám-tartományba esnek; így a párhuzamok és különbségek részletesebb vizsgálatra szorulhatnak.

4. ábra

*A legközelebbi szomszéd index értékei a magyarországi, szlovákiai, romániai és csehországi városokra – növekvő városszám esetén*



Lényeges kiemelni ennél az összehasonlításnál, hogy négy külön esettel (négy különböző görbével) állunk szemben, azaz az országok nagy- és középváros-hálózati képeinek esetében elsősorban a földrajzi egyediség a meghatározó. (Ha belegondolunk, a városhálózati politika természetesen csak a kisebb települések városokká nyilvánításával próbálhat a városok eloszlásának képén valamelyest változtatni.) A földrajzi egyediséget támasztja alá az is, ha nem a városok száma, hanem az indexértékek szerint képezünk növekvő számsort, a hozzájuk tartozó városszámokkal (3. táblázat). Például, míg Magyarországon a legvéletlenszerűbb eloszlás (az index értéke 1-hez legközelebbi) 111 város esetén figyelhető meg, addig ez Szlovákiában 12, Romániában 98, Csehországban 26 városnál valósul meg. Azt is érdemes megfigyelni, hogy ezen országokban hol találhatóak a legnagyobb „városszám-ugrások”, azaz melyik a legnagyobb differencia két városszám (városmennyiség) között, amelyekhez nagyon közeli indexértékek tartoznak. Magyarország esetében ez például 296 és 16 várost jelent, tehát ez az a két eloszlás, amelyhez a legnagyobb városkülönbség, ám rendkívül hasonló konfiguráció tartozik.

A nagyvárosok egy országban általában nem csoportosulnak, hanem viszonylag egyenletesen, némileg szabályosan „töltik ki” a teret, így a legszabályosabb kép (legmagasabb L-érték) a kis elemszám esetén jön ki; de ezt a csekély elemszám miatt nem interpretálható indexértékekről nem állíthatjuk – egyszerűbb ilyenkor már a térképet „vizuálisan” vizsgálni.

3. táblázat

*A legközelebbi-szomszéd indexértékek növekedő sora Magyarország, Szlovákia, Románia és Csehország esetében (10 város felett)<sup>a)</sup>*

Megnevezés	A három legalacsonyabb és a három legmagasabb indexérték és a hozzájuk tartozó városzám, valamint a legnagyobb „városszám-ugrás” és az 1-hez legközelebbi indexérték (ezt * jelöli)									
	<i>Magyarország</i>									
Indexérték	1,126*	1,130	1,137	...	1,298	1,300	...	1,418	1,431	1,503
Városzám	111	110	112	...	296	16	...	14	12	11
	<i>Szlovákia</i>									
Indexérték	1,088*	1,089	1,112	...	1,167	1,169	...	1,299	1,302	1,306
Városzám	12	13	17	...	18	138	...	45	78	43
	<i>Románia</i>									
Indexérték	1,109*	1,110	1,113	...	1,1845	1,1847	...	1,413	1,414	1,456
Városzám	98	99	97	...	295	18	...	38	36	11
	<i>Csehország</i>									
Indexérték	0,961	0,967	0,978	...	0,997*	...	...	1,251	1,284	1,317
Városzám	27	25	28	...	26	...	...	549	11	12

a) A minimum 11 egység kiválasztását indokolta az indexértékek kilengéseinek csillapodása, valamint a nagyjából már elfogadható elemszám.

Ezek alapján – bár csekély a mintavétel, így némi bátorsággal – megkockáztathatjuk azt az állítást, hogy ha további országokat is megvizsgálunk, feltehetőleg egyébfajta eloszlásokat, görbéket is kapunk, azaz a különböző országokra egy egyszerű (általános) modellel nem tudjuk megadni, hogy a városhálózat csökkenő népességszám szerinti bővítésekor hogyan módosul az alakzat területi jellemzője, nincs rá szabályszerűség; sok országot megvizsgálva esetleg csoportok képezhetők. Ennek az induló hipotézisnek a bizonyítása a jövő feladata.

## IRODALOM

- Bajmócy Péter – Kiss János* (1999): Megyék, régiók és központjaik – modellek tükrében. Tér és Társadalom, 1–2.
- Balogh Nóra* (2007): A bankszektor területi képe Magyarországon és Budapest bankhálózatának terület szempontú értékelése. Diplomamunka. Eötvös Loránd Tudományegyetem Regionális Földrajzi Tanszék, Budapest
- Barr, Brenton – Lindsay, Ian – Reinelt, Erhard* (1971): Patterns of Urban Spacing in the USSR: Analysis of Order Neighbor Statistics in Two-dimensional Space. Journal of Regional Science. Vol. 11/2.
- Beluszky Pál – Győri Róbert* (2004): Fel is út, le is út... (Városaink településhierarchiában elfoglalt pozícióinak változásai a 20. században). Tér és Társadalom, 1.
- Beluszky Pál – Győri Róbert* (2006): Ez a falu város! (Avagy a városi rang adományozásának gyakorlata a következményei 1990 után). Tér és Társadalom, 2.
- Béres Judit* (2001): Funkciók térbeli elhelyezkedése Budapesten. Szemináriumi dolgozat. Eötvös Loránd Tudományegyetem Regionális Földrajzi Tanszék, Budapest
- Buyong, Taher* (2007): Spatial Data Analysis for Geographic Information Science. Penerbit Universiti Teknologi Malaysia
- Clark, Philip J. – Evans, Francis C.* (1954): Distance to Nearest Neighbor as a Measure of Spatial Relationships in Populations. Ecology, 4.

- Dacey, Michael F.* (1963): Order Neighbor Statistics for a Class of Random Patterns in Multidimensional Space. *Annals of the Association of American Geographers*, 4.
- Davis, Jennifer H. – Howe, Robert W. – Davis, Gregory J.* (2000): A multi-scale spatial analysis method for point data. *Landscape Ecology*, 15.
- Dusek Tamás* (2004): A területi elemzések alapjai. *Regionális Tudományi Tanulmányok 10.* ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA–ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, Budapest
- Ebdon, David* (1985): *Statistics in Geography*. Second Edition. Blackwell Publishing
- Fotheringham, A. Stewart – Brunsdon, Chris – Charlton, Martin* (2000): *Quantitative Geography. Perspectives on Spatial Data Analysis*. Sage Publications
- Getis, Arthur – Boots, Barry* (1977): *Models of Spatial Processes*. Cambridge University Press, Cambridge
- Györi Róbert* (2005): A térszerkezet átalakulásának elemei a Kisalföld déli részén (a XVIII. század végétől a XX. század elejéig). Doktori értekezés. ELTE TTK Földtudományi Doktori Iskola, Budapest
- Haggett, Peter* (2006): *Geográfia. Globális szintézis*. Typotex, Budapest
- Harvey, David* (1967): *Models of the Evolution of Spatial Patterns in Human Geography*. In: *Chorley, Richard J. – Haggett, Peter* (eds.): *Models in Geography*. Methuen: London
- King, Leslie* (1961): A Multivariate Analysis of the Spacing of Urban Settlements in the United States. *Annals of the Association of American Geographers*. Vol. 51. Issue 2.
- Mesev, Victor* (2005): Identification and characterisation of urban building patterns using IKONOS imagery and point-based postal data. *Computers, Environment and Urban Systems*, 29.
- Nemes Nagy József* (1996): Térbeli pontalakzatok vizsgálata. In: Szónokyné Ancsin Gabriella – Herendi István (szerk.): *Társadalomföldrajzi elemzések számítógépen*. JATEPress, Szeged
- Nemes Nagy József* (1998): A tér a társadalomkutatásban. Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, Budapest
- Oláh János* (2003): Vidékgazdaság diverzifikálás és multiplikálás. *Magyar Tudomány* 2003/7.
- Probáld Ferenc* (2007): Kelet-Közép Európa és Délkelet-Európa. In: Probáld Ferenc – Szabó Pál (szerk.) *Európa regionális földrajza. Társadalomföldrajz*. ELTE Eötvös Kiadó, Budapest
- Richardson, Harry W.* (1978): *Regional Economics*. University of Illinois Press, Urbana–Chicago–London
- Sinclair, Dennis F.* (1985): On Tests of Spatial Randomness Using Mean Nearest Neighbor Distance. *Ecology*, 3.
- Southwood, T. R. E.* (1985): *Ökológiai módszerek*. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest

*Kulcsszavak:* ponteloszlás, legközelebbi szomszéd analízis, magyarországi városhálózat, Csehország, Szlovákia, Románia.

#### Resume

The nearest neighbour analysis is one of the most common methods in human geography and spatial analysis which measures the spatial randomness of point patterns. In this paper the authors give a concise summary of the method, its role and place in the geographical analysis, and also its application possibilities and constraints. Based on the Hungarian literature, some of the former calculations for the Hungarian settlement network have been redone. It is shown that in the past decade (as a result of city status granting) the city network is becoming spatially more random. In the last chapter nearest neighbour analyses for the Czech Republic, Slovakia and Romania are presented. The spatial randomness of the city-locations in these countries can also be observed, with geographical uniqueness playing an important role in the differences.