

## **A hazai települési jövedelemegyenlőtlenségek sajátosságai a földrajzi közelségek alapján (2012-2019)**

### **Peculiarities of settlement level income inequalities in Hungary based on geographical proximity (2012-2019)**

#### **Absztrakt**

A dolgozat alapvetően arra keresi a választ, hogy a lokális (települési szintű) jövedelemegyenlőtlenségeket miként alakítják a különböző földrajzi közelségből adódó hatások. A kutatás központi hipotézise szerint a térbeli közelségek jellemzően nemcsak a statikus, hanem a dinamikus jövedelmi pozíciókat is befolyásolják. További feltevés szerint a közelségekkel fakadó jövedelmi mobilitás a klubosodás irányába tereli az egyes településeket, amely klubok mögött szignifikáns térbeli koncentrációs folyamatok állnak, valamint azok időben és térben változó képet nyújtanak.

A tanulmány első fele ismerteti a földrajzi közelségek térszervező jelenségét, majd a hazai jövedelmi folyamatokban eddig megjelenő és kimutatott implicit és explicit térbeli összefüggésekre mutat rá. Az elemzések a kutatási hipotézisekre és kérdésekre a választ a térökonometriában használatos ETSDA és ESTDA módszerekkel adja meg.

Az eredmények alapján kijelenthető a települési jövedelemegyenlőtlenségek alakulása nem értelmezhető a földrajzi közelségek ismerete nélkül. A térbeli közelség döntően befolyásolja a települések esélyeit a stagnálás, a felzárkózás és a leszakadás tekintetében. A szomszédsági mikro környezet alapján a települések térben szignifikáns jövedelmi klubokat alkotnak, amelyek mögött valós folyamatok állnak. A térbeli klubok időbeli alakulásában mind a stabilitás, mind a mobilitás tetten érhető, és világosan megkülönböztethető jelenségek tapasztalhatók a gazdasági válság előtti, illetve az azt követő periódusban.

**Kulcsszavak:** jövedelemegyenlőtlenségek, földrajzi közelség, területi autokorreláció, térbeli és LISA Markov lánc

#### **Abstract**

The study basically seeks the answer to how local (settlement level) income inequalities are shaped by the effects of different geographical proximity. The central hypothesis of the research is that spatial proximities typically affect not only static but also dynamic income positions. It is further assumed that the income mobility resulting from the short-term effects directs the individual settlements in the direction of clubbing, which are backed by significant spatial concentration processes and provide a changing picture in time and space.

The first half of the study describes the spatial organization phenomenon of geographical proximity, and then points to the implicit and explicit spatial correlations that have appeared and been shown in Hungarian income processes so far. The analyzes provide answers to the research hypotheses and questions using the ETSDA and ESTDA methods used in spatial econometrics.

Based on the results, the development of settlement level income inequalities cannot be interpreted without the knowledge of geographical proximities. Spatial proximity has a decisive impact on the chances of settlements stagnating, catching up and falling behind. Based on the neighborhood microenvironment, the settlements form spatially significant income clubs, behind which are real processes. In the development of spatial clubs over time, both stability and mobility can be achieved in action, and there are clearly distinguishable phenomena in the period before and after the economic crisis.

**Keywords:** income inequalities, geographical proximity, spatial autocorrelation, spatial and LISA Markov chain

## Bevezetés

A rendszerváltoztatást követő időszakban a kelet-közép-európai térség társadalmi-gazdasági transzformációja nagyon világos térbeli jellemzőkkel írható le (Gorzalak 1997, SIC 2006, Leibenath et al 2007, Rechnittzer et al. 2008, Szabó-Farkas 2014, Smetkowski 2014, ESPON 2012, 2014). A korábbi időszakhoz képest új és újszerű jelenségek (innovációk, transznacionális vállalatok, külföldi működőtőke, nemzetközi versenyben való helytállás, metropolizáció, gazdasági szerkezetváltás, infokommunikáció megjelenése, stb.) jelentősen módosították és módosítják napjainkban is az egyes országok térszerkezetét. (Enyedi 2004, Lux 2012, Nemes Nagy 2009, Nölke–Vliegenthart 2009, Lengyel 2010, Capello–Perucca 2013, Lennert 2019, Smetkowski 2018, Faluvégi 2020)

Ezen jelenségek, valamint a fejlettség és az elmaradottság magyarázatában olyan térparaméterek, mint például a földrajzi hosszúság (a kelet-nyugat tengelyen való elhelyezkedés), a fővárosoktól, egyéb centrumoktól és a nyugati határoktól való távolság, a magasabb rendű közlekedési infrastruktúrákhoz (autópályák, transzeurópai hálózatok) való hozzáférés, valamint a szomszédsági hatások újra önálló, megerősödött magyarázóerővel bírnak (Gorzalak 2001, Györi-Mikle 2017, Jakobi 2018).

Hazánk nagytérségi szerkezetében is felfedezhetők a fenti térparaméterek társadalmi-gazdasági lenyomatai. A teremtő rombolás<sup>1</sup> (Schumpeter 1942) által kedvezően érintett jó megközelíthetőségű és elhelyezkedésű központi és északnyugati tereink (a közép-magyarországi nagyrégió és a Közép- és Nyugat-Dunántúli régiók) a magyarországi bruttó hazai termék több mint kétharmadát adják, míg a többi régió Európai Unió viszonylatban a legalacsonyabb jövedelmű konvergenciaklub tagja (European Commission 2017, Immarino et al 2017). A főbb térbeli jellegzetességek nemcsak nagyléptékben, az alacsonyabb aggregáltsági szinteken is megmutatkoznak (Lukovics-Kovács 2011, Péntes 2014, Faluvégi 2020), az igen kiegyenlített területi fejlettségi mutatónak számító SZJA-köteles jövedelmek települési eloszlásában is világosan megnyilvánulnak. (1. ábra)

Dolgozatunkban a fenti ismérvek közül a földrajzi közelségre, a szomszédsági közelhatásokra összpontosítunk. Tobler (1970) első földrajzi törvénye, miszerint „minden mindennel összefügg, de a közeli jelenségek sokkal inkább összefüggenek egymással, mint a távoli

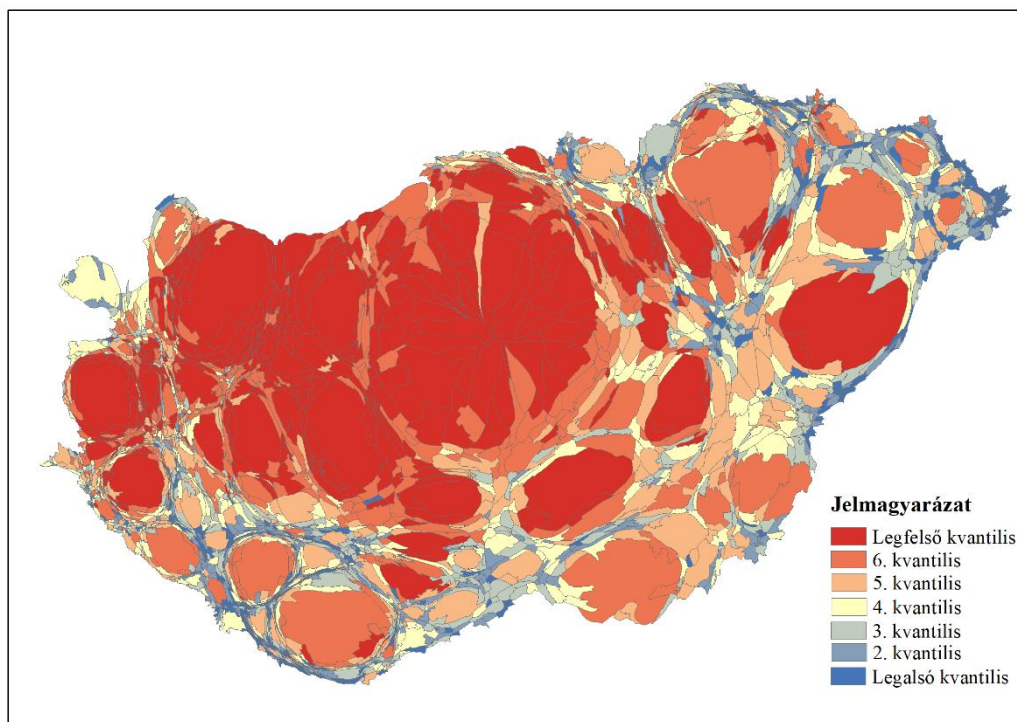
---

<sup>1</sup> „...az ipari változás azon folyamata, amely folyamatosan forradalmasítja a gazdasági szerkezetet, szüntelenül rombolja a régit, szüntelenül újat hoz létre.” (Schumpeter 1942)

dolgok” hazai vonatkozásban számos társadalmi-gazdasági dimenzióban megjelent/megjelenik. Ilyen regionalizálódó jelenségek Magyarországon például a munkaerő-piac különböző jellemzői (foglalkoztathatóság, munkanélküliség, felnőttképzés), a népesség képzettségi szintje, a jövedelmi helyzet, az egészségi állapot, a gazdasági tevékenységek, a vállalkozási aktivitás, a társadalmi-gazdasági fejlődés, vagy éppen a külföldi kötődésű népesség. (Alpek–Tésits 2019, Lócsei 2010, Hajdú-Koncz 2021, Péntzes et al 2018, Tóth-Nagy 2013, Péntzes et al 2014, Egri-Kőszegi 2016, Egri 2017, Szakálné Kanó 2017, Jeneiné Gerő et al 2021, Kincses-Tóth 2019, Jakobi 2018, Farkas-Kovács 2018)

1. ábra: Az egy lakosra jutó SZJA-köteles jövedelem topologikus térképe (2019, Budapest nélkül)

Figure 1. Topological map of PIT income per capita (2019, without Budapest)



Megjegyzés: az egyes települések méretei az ott előállított SZJA-köteles jövedelmekkel arányosak.

A tanulmányban a települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok földrajzi közelségen alapuló összefüggéseire kívánunk rámutatni. Elsőként ismertetjük a szomszédosági közelség és a gazdasági teljesítményt, valamint a társadalmi mozgásokat érintő közös teóriákat, ezt követően pedig a térbeliség és a hazai jövedelemegyenlőtlenségek kapcsolódásait összegezzük. Kutatásunk során az alábbi kérdésekre keresünk választ.

- Miként és hogyan járul hozzá a térbeli közelség a települési szintű jövedelmi mobilitás/stabilitás egyenlőtlenségeihez? Vagyis dolgozatunkban azt feltételezzük,

hogy a földrajzi közelség nemcsak a statikus jövedelmi helyzetet, hanem a dinamikát is alapvetően befolyásolja.

- Megjelennek jövedelmi (konvergencia-)klubok a települési jövedelmek mozgásai eredményeként? Tanulmányunkban azzal a hipotézissel élünk, hogy a földrajzi közelségből adódó jövedelmi mobilitás a klubosodás irányába „tereli” a szomszédos településeket. Ily módon a települési jövedelmi pozíciók térbeli mintázatában hasonlóság fedezhető fel, amelyek szomszédosági hatások alapján rendeződnek.
- A jövedelmi klubok kialakulásához mely tényezők és milyen mértékben járulnak hozzá?
- A szomszédosági relációkon alapuló jövedelmi klubok időben és térben mennyire tekinthetők stabilnak? Hipotézisünk szerint a hazai jövedelmi folyamatok (recesszió, konjunktúra) a jövedelmek lokális konfigurációit jellemzően módosítják.

### **A térbeli közelség és a gazdasági teljesítmény összefüggései**

Tanulmányunkban alapvetően a földrajzi közelség hatását modellezzük a települési jövedelemegyenlőtlenségek vonatkozásában, viszont a vizsgált jelenséget befolyásoló térben a földrajzi mellett más közelségi és kapcsolati formák együttesen alakítják a társadalmi-gazdasági folyamatokat (Polenske 2004, Lengyel 2010). Polenske (2004) a regionális fejlődés vonatkozásában a földrajzi közelségen túl a további típusokat különbözteti meg: szervezeti- (interakciók, munkatapasztalatok, képzések), kulturális- (közös nyelv, kommunikációs formák, stb.), időbeli- (időtávolság), technológiai-, valamint elektronikus közelségek (a gazdasági szereplők közötti e-kommunikáció formája, intenzitása). Így nyilvánvalóan „vegytisztán” a földrajzi közelség szerepe nem mutatható ki – még a főbb elméletekben sem –, mivel ezen típusok egymást is alakítják, erősíthetik vagy gyengíthetik (Zeller 2002, Járosi 2017).

A gazdasági és a társadalmi dimenziók térbelisége (és nyilvánvalóan jelentős részben a szomszédosági hatások) a releváns gazdasági diszciplínák (regionális gazdaságtan, városgazdaságtan, gazdaságföldrajz, stb.) szerint a centrifugális és a centripetális erők interakciójaként, és az azokra adott visszacsatolások összefüggésében értelmezhetők (Varga 2009). Marshall (1920) a térbeli közelségből fakadó extern hatásokat ismertette az angliai iparági körzeteknél, rámutatva az inputok, a munkapiac- és a tudás áramlások szerepére. Alfred Weber ipari telephelyelmélete szerint az elhelyezkedést a szállítás és a munkaerő költségei, valamint az agglomerációs gazdaságok határozzák meg (Rodrigue 2020). Myrdal (1957) a gazdasági fejlettség centrum-periféria viszonyainak fenntarthatóságáról, a térbeli polarizációról

értekeznek, magyarázatként bevezetve a kumulatív okság jelenségét (Panico-Rizza 2009). Az elszívó („backwash”) folyamatok a centrumokba koncentrálnak a mobil termelési tényezőket és a kifelé irányuló kereskedelmi hatásokat erősítik, a perifériák rovására. A terjedési („spread”) hatás a tudás áramlását, a termeléshez szükséges inputok hasznosítását, a centrumban jellemző ágazatok kapcsolódó és támogató iparágai, valamint a szolgáltatások terjeszkedését jelenti a perifériák irányába. Hirschmann (1958) az egymással összekapcsoló helyi iparágak fejlesztését emeli ki, amelyek a Myrdaléhoz hasonló regionális hatókörű (szivárgási és negatív polarizációs) hatásmechanizmust eredményeznek a fejlett Észak és az elmaradott Dél esetében (Lengyel-Rechnitzer 2004, Lengyel 2021). A Rostow-i unilineáris és „térnélküli” modernizációs elmélet területi lenyomatát Friedmann (1966) és Richardson (1980) modellezi. Friedmann (1966) a településrendszer elméleti változási irányát ismerteti a fenti elmélet függvényében, ahol az egyes urbanizációs szakaszokban tetten érhetők a térbeli közelség hatásai és következményei. (A szuburbanizáció jelensége, a centrumok és perifériák közötti erőforrás- és kereskedelmi áramlások, a perifériák eltűnése, stb.) Richardson (1980) a térszerkezet decentralizációs polarizációs elméletében a szomszédsági közelhatások a gazdaság szétterüléseként jelennek meg, amely az alcentrumok megjelenésével (az ún. decentralizált polarizációval), azok agglomerálódásával, valamint a területi egyenlőtlenségek csökkenésével jár együtt (Rechnitzer 1994). A növekedési pólus elméletek térben kiterjesztett változataiban (Paelinck 1965, Boudeville 1966, Pottier 1963, Lausén 1973, Faragó 1995, Péli 2013) a szomszédsági hatások az innovatív ágazatokat magukba foglaló centrumok tovagyrúzó hatásainak tudhatók be. A kulcsjelenség (innováció) elősegítése járulhat hozzá a kumulatív térségi szintű társadalmi-gazdasági folyamatokhoz, amelyek húzó és fékező hatás formájában jelenhetnek meg (Rechnitzer 1994, Lengyel 2021). Itt jegyezzük meg, hogy a gazdasági fejlettség és a területi különbségek kapcsolatát ismertető Williamson-hipotézis (1965) a fenti térbeli mozgásokhoz is köthető elméletek szintéziseként is felfogható, az egyenlőtlenségeket a munkaerő és a tőke (sok esetben perverz) áramlására, a kormányzati politika beavatkozására, valamint a régiók közötti kapcsolatokra vezeti vissza. Az innovációk differenciált térbeli terjedése (Haggett 2006) mellett az elérhetőség is önálló túlcsoportuló hatásokkal bír, a költséghatékonysághoz való hozzájárulással, a területi gazdasági interakciók növekedésével, valamint az agglomerációs előnyök szétterítésével (Crescenci-Rodríguez-Pose 2008, de Bokvan Oort 2011). Napjainkban a hálózati externáliák az infokommunikációs és a techágazatok segítségével jelennek meg (Lengyel 2021). Az új gazdaságföldrajz (Krugman 1991, Fujita et al. 1999) a regionális gazdasági fejlődést a növekvő mérethozadék, az agglomerációs erők és a térbeli interakciós költségek közötti kölcsönhatás eredményeként magyarázza.

A társadalmi tér földrajzi közelségen alapuló szerveződését Voss et al (2006) ismerteti, amelyeket alapvetően a társadalmi folyamatok visszacsatolására, a közös jellemzőkkel bíró szereplőkre ható társadalmi-gazdasági és politikai kényszerekre, valamint a csoportszintű válaszokra vezeti vissza.

A szomszédságból adódó pozitív extern hatások a termelékenység és a bérek növekedésében, a fokozódó innovációs tevékenységekben, a kényelmi szolgáltatások, valamint a nagyobb piacok meglétében érhetőek tetten. A negatív extern hatások a társadalmi egyenlőtlenségeket növelik, emelkednek a lakásárak, gyakoriak a közlekedési dugók, a környezetszennyezés és kiemelkedő a bűnözés mértéke (Lengyel 2021).

### **A földrajzi közelség szerepe a jövedelemegyenlőtlenségekben (különös tekintettel Magyarországra)**

Mind a jövedelmi klubkonvergencia, mind a konvergenciaklubosodás, -klasztereződés<sup>2</sup> (a hasonló jövedelmi pálya mutatása) egyértelműen köthető a térbeli közelhatásokhoz. Kutatásunk szempontjából kiemelkedő szereppel bír Quah (1996) továbbdolgozott, térbeli spillovereket beépítő Markov lánc modellje, amely a szomszédsági közelhatáson alapuló konvergenciaklubosodást jelzi néhány európai tagállamban (Le Gallo 2001, Bufetova 2016, Karahasan 2017, Karahasan 2020). Több szerző pedig globális és lokális területi autokorrelációs módszerekkel (Moran I, Getis Ord), illetve az egyes térbeli kategóriákon alapuló Markov-lánc elemzéssel mutat rá az EU, az USA, valamint Mexikó területi jövedelmi helyzetének lokális perzisztenciájára (klubosodására), vagy éppen mobilitására. (Le Gallo-Ertur 2000, Fischer-Stirbock 2006, Gutiérrez-Rey 2013, Le Gallo-Fingleton 2013, Smetkowski 2015, Ayoub-Le Gallo 2020)

A hazai területi jövedelemegyenlőtlenség vizsgálata során a földrajzi közelségből fakadó hatások explicit és implicit módon is egyértelműen megmutatkoznak. Nemes-Nagy és Németh (2005) 1988-2003 között a jövedelmek eloszlását eredményező tényezők között alkalmazzák a szomszédos kistérségi jövedelmek értékeit. A regressziós modellekben a térbeli dimenzió a társadalmi-gazdasági átalakulás világos kísérőjelenségeként definiálható, a szerzők erre magyarázatként a regionalizálódó centrum-periféria jelenséget adják. Csité és Németh (2007)

---

<sup>2</sup> A klubkonvergencia és a konvergenciaklubosodás kifejezések nem egymás szinonimái. Míg előbbinél a kezdeti feltételek határozzák meg a konvergenciafolyamatokat, addig az utóbbinál azok nem számítanak (Kotosz 2016)

a HDI<sup>3</sup> (Human Development Index) kistérségi szintű  $\beta$ -konvergenciáját mutatja ki a rendszerváltoztatást követő időszakban (1994-2005). Ehhez szignifikánsan és jelentős mértékben járul hozzá a szintén területi differenciáltsággént interpretált szomszédsági közelhatás. Czaller (2016) a kistérségi szintű vállalati bruttó hozzáadott érték feltételes  $\beta$ -konvergenciáját ismertette az 1993-2012 közötti időszakban. Eredményei szerint a külső mérethozadék és a termelési tényezők szabad áramlása járult hozzá a gyors konvergenciához. Pannon Elemző et al. (2013) térökonometriai módszerekkel elemzik az egyes európai uniós támogatási konstrukciók területi kohézióra (a települési gazdasági erőre<sup>4</sup>) gyakorolt hatását. A megvalósult támogatások közül túlsorduló (vagyis a szomszédokra is fejlődési hatást gyakorló) hatás csak a K+F és felsőoktatási támogatások, valamint a vállalati támogatások esetén észlelhető. Az elemzés rámutat arra is, hogy a közép-magyarországi régióban megvalósuló fejlesztések – mindamelllett, hogy a központi régió súlyát tovább növelik – az ország többi részeire is jelentősen túlsordulnak, pozitívan befolyásolva a kistérségek gazdasági értéktermelését. Tóth és Nagy (2013) területi versenyképességi elemzése arra hívja fel a figyelmet, hogy a nagyvárosok közelében a spillover hatások nem automatikusak, a versenyképes megyei jogú városok vonzáskörzetei több esetben inkább versenyhátrányos teljesítményt mutatnak, nem támogatják egymást.

A hazai jövedelemegyenlőtlenségekben megfigyelhető konvergenciaklubok kimutatása legtöbb esetben implicit módon történik: egyrészt a településhierarchia egyes lépcsői képeznek önálló és állandósult klubokat, másrészt pedig a településekből összeálló magasabb aggregáltságú közigazgatási egységek alkotnak jövedelmi, jövedelemegyenlőtlenségi klubokat (Dusek 2006, Németh-Kiss 2007, Pannon Elemző et al. 2013, Péntes 2019). Dusek (2006) a területi mozgóátlag módszerével illusztrálta a rendszerváltoztatás és a millenniumi időszakot érintő, térbeli hasonlóságon alapuló települési szintű lokális jövedelmi csoportokat. (Nagyvárosi agglomerációk, külső és belső perifériák, stb.) Németh és Kiss (2007) a kistérségek belső jövedelemegyenlőtlenségi trendjeit elemezve rámutatnak arra, hogy a nivelláló, a stagnáló és differenciálódó terek szomszédsági alapon egyértelműen regionalizálódnak. Péntes és szerzőtársai (2014) a lokális autokorreláció különböző időszakokra vonatkozó települési „fedvényeivel” ismertették az egy lakosra jutó jövedelmek térbeli klubjainak 1988-2012 közötti váltakozását. Egri (2020) a Békés megyei jövedelmek időbeli (1988-2017 közötti) változékonyságát különböző faktorokkal (településnagyság, távolságfüggés, kezdeti

---

<sup>3</sup> A HDI egy kompozit index, amely magába foglalja a tisztességes életszínvonal (jövedelem), a képzettség és az egészséges élet dimenzióit (Csité-Németh 2007).

<sup>4</sup> A GDP mutató területi alacsonyabb szintre történő dezaggregált változata, lásd Csité-Németh (2007).

jövedelemszint, stb.) magyarázza. A szerző a térbeli késleltetés ML<sup>5</sup> regressziós modellt alkalmazva igazolja a folyamat térbe ágyazott szubsztantív jellegét. Emellett a szerző a területi egyenlőtlenségek és a térbeli hasonulás átlagos mintázatát összehasonlítva, a jövedelmekben megnyilvánuló térbeli spread és backwash hatásokra is rámutat.

A fentiekből egyértelműen megállapítható, hogy hazánkban az alacsonyabb területi szinteken is megjelennek a jövedelmek térbeli klubosodásának irányába ható erők, amelyek különböző amplitúdóval alakítják a vizsgált jelenség térbeli eloszlását.

## A kutatás módszertana

A kutatási kérdésekre a válaszokat az ETSDA (Exploratory Time-Space Data Analysis) és az ESTDA (Exploratory Space-Time Data Analysis) módszerekkel adjuk meg<sup>6</sup>. A két mozaikszerű szerinti metódus „eredetében” különbözik, abban, hogy az időbeli folyamatokból elemzéséből terjednek ki a térre (ETSDA), vagy éppen a térbeli modellezés az idődimenzióval egészül ki (ESTDA) (Rey 2019). Az általunk alkalmazott módszerek közül az ETSDA-hoz tartozik a klasszikus és a térbeli Markov-lánc, az ESTDA-hoz pedig a Moran-féle I, Local Moran I, valamint a LISA<sup>7</sup> Markov-lánc.

Az elemzések kulcsjelensége a földrajzi közelség, amelyet a térbeli autokorreláció módszereivel közelítünk. A globális megközelítéssel a hazai települési kör jövedelmi helyzetére vonatkozó átlagos mintázatot tárjuk fel. Ezt a Moran-féle I segítségével mutatjuk be.

$$I = \frac{n}{2A} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

ahol  $n$  a területegységek száma,  $y_i$  és  $y_j$  az egy lakosra jutó szja-köteles jövedelem az egyes területegységekben, a  $\bar{y}$  a vizsgált mutató számtani átlaga,  $A$  a szomszédsági kapcsolatok száma, a  $\delta_{ij}$  együttható értéke pedig 1, ha  $i$  és  $j$  szomszédosak, egyébként pedig 0 (Anselin 1995, Tóth 2014). Ha  $I > -1/N-1$  akkor pozitív, ha  $I < -1/N-1$  akkor negatív autokorrelációs kapcsolatról beszélhetünk. Ha  $I = -1/N-1$ , nem áll fenn autokorrelációs kapcsolat az egyes területi egységek között. Tanulmányunkban a szomszédsági kapcsolatok operacionalizálásához a legközelebbi szomszéd- és a távolságalapú, a királynő-, a futó- és a bátyaszomszédságú, valamint a kernel típusú súlymátrixokat alkalmaztuk.

<sup>5</sup> Maximum Likelihood regressziós technika.

<sup>6</sup> Az ETSDA feltáró idő-tér adatelemzést, míg az ESTDA feltáró tér-idő adatelemzést jelenti.

<sup>7</sup> Local indicators of spatial association.



A térbeli mintázatok ismertetésére a területi autokorreláció lokális próbafüggvényét, a Luc Anselin (1995) által létrehozott Local Moran I statisztikáját vettük igénybe. A Local Moran statisztika alkalmas arra, hogy kimutassa azokat a területeket, melyek hasonlóak, illetve különbözőek a szomszédjaiktól (Tóth 2014). A Local Moran I képlete az alábbi.

$$I_{i,t} = z_{i,t} \sum_j W_{ij} z_{j,t},$$

ahol  $z_{i,t}$  és  $z_{j,t}$ , a megfigyelési egységek standardizált értékei  $t$  időpontban. Az egyváltozós Local Moran esetében  $z_{i,t}$  és  $z_{j,t}$  ugyanarra az adatbázisra vonatkozik.  $W_{ij}$  a területi súlymátrix. (Anselin 1995) A próba által létrehozott Moran-szórásdiagram négy csoportba sorolja a településeket, az adott síknegyedekbe történő elhelyezkedésük alapján: (1) Magas–magas (High-High, HH): magas jövedelmi értékkel rendelkező területegységek, amelyek esetén a szomszédság is magas értékkel rendelkezik. (2) Magas–alacsony (High-Low, HL) : magas jövedelmű területegységek, melyek esetén a szomszédság alacsony értékkel rendelkezik. (3) Alacsony–alacsony (Low-Low, LL): alacsony értékkel rendelkező területegységek, ahol a szomszédság is alacsony jövedelemmel rendelkezik. (4) Alacsony–magas (Low-High, LH): alacsony értékkel rendelkező területegységek, melyek esetén a szomszédság magas értékkel rendelkezik (Tóth 2014). A lokális Moran szignifikancia filterét 0,001 és 0,05 között határoztuk meg, a permutációk számát pedig 999-ben. A kétváltozós Moran I és LISA a statikus nézőpont helyett a térbeli dinamika összefüggéseit ismertetik, azt hogy két különböző változó (vagy ugyanazon változó két időpontra vonatkozó értéke) közötti függés milyen erősséggel és lokális konfigurációban jelenik meg a vizsgált térben. A módszer rávilágít a vizsgált jelenség térbeliségének látszólagos vagy éppen valódi mivoltára (Rey 2019).

Emellett a térbeli függőség tartósságának tesztelésére, illetve vizuális megjelenítésére a korrelogramot vettük igénybe. Ez a Global Moran I értékeinek illusztrálása a szomszédsági távolság növelésének függvényében. Futtatásának célja, hogy meghatározzuk, melyik az a távolság, ahol a térbeli autokorreláltság legfőképp meghatározható (Tóth 2014).

Danny T. Quah a jövedelmi konvergencia vizsgálatára a hagyományos  $\beta$ - és  $\sigma$ -konvergencia elemzések korlátai miatt alkalmazta a klasszikus Markov-lánc módszert (1996). A módszer – a sztochasztikus tulajdonságú, ún. átmenet-valószínűségi mátrixok alkalmazásával – jelen esetben hozzájárul ahhoz, hogy a települések mozgásának egyik időszakról a másikra történő kimutatását ismertessük. A vizsgálat fontos ismérve és célja a mobilitás (illetve annak bemutatása), így a kapcsolódó mutatószámokat is ismertetjük. (A mobilitási és stabilitási index, valamint az egyensúlyi eloszlást kifejező mutatók. Shorrocks 1978, Monfort 2020). A térbeli heterogenitás és az időbeli stacionaritás tesztelésére a Pearson-féle Q és a Likelihood arány (LR) teszteket alkalmaztuk (Bickenbach-Bode 2003).

Fontos kérdés, hogy a földrajzi közelségnek betudható térbeli interakciók (tudás, információ, technológia, kereskedelem, tőke- és munkaerő-mozgás, méretgazdaságosság, transzferek kifizetése, stb.; Rodríguez-Pose-Tselios 2015) miként járulnak hozzá a jövedelemegyenlőtlenségekhez, például a mobilitáshoz, vagy a centrum-periféria viszonyokhoz, az esetleges polarizációhoz (Pellegrini 2002). A térbeli Markov mátrix a kétdimenziós átmenet-mátrixot háromdimenzióssá alakítja át, úgy, hogy beemeli a szomszédos megfigyelési egységek kezdeti statikus értékeit. A modell feltételezi azt, hogy a szomszédos környezet hatással van az adott területi egységre, hozzájárulhat a felzárkózáshoz, vagy éppen a leszakadáshoz, vagyis az átmenetek közötti mozgáshoz (Le Gallo 2001, Bickenbach-Bode 2003).

Végül, de nem utolsósorban a LISA Markov modell segítségével a jövedelmek térbeli függőségének dinamikáját elemezzük. A módszer lehetővé teszi, hogy ismertessük a lokális pozíciók mozgásait a vizsgált időszak alatt. A technika a Moran szórásdiagram kvadránsain alapul, ezek adják a Markov-lánc lehetséges állapotait (Rey 2019, Le Gallo-Fingleton 2013, Kotosz 2016). Az állapotok kiegészíthetők további eggyel, a Local Moran I nem szignifikáns kategóriájával (Ayoub - Le Gallo 2020). Előbbinél 16-féle, míg utóbbinál 25-féle átmenet lehetséges. Az egyes – lokális statisztikákon alapuló – térbeli klaszterek konvergenciaklubokként is értelmezhetők (Le Gallo-Ertur 2000, Fischer-Stirböck 2006, Rey 2013, Gutiérrez-Rey 2013).

A fenti módszerek lehetővé teszik annak tanulmányozását, hogy egy-egy település jövedelmi teljesítménye miként magyarázható földrajzi környezetével, valamint rámutat a tér szerepére az esetleges jövedelmi konvergenciaklubok létrejöttében (Le Gallo 2001, Ertur – Le Gallo 2003, Le Gallo-Fingleton 2013, Karahasan 2020).

Az adatok forrása az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer (TeiR), ezen belül pedig a Nemzeti Adó- és Vámhivatal Személyi jövedelemadó adatbázisa. A települési szintű jövedelemegyenlőtlenségek alapmutatója az egy lakosra jutó szja-köteles jövedelem. A mutató – a GDP-hez hasonlóan – számos hiányossággal és korlátossággal bír (Major–Nemes Nagy 1999, Kiss 2007), ugyanakkor a társadalmi-gazdasági fejlettség fontos dimenziójaként kezelendő. Azt feltételezzük, hogy a hazai települési térben megfigyelhető különböző földrajzi közelhatások a személyi jövedelmek dinamikájában is megmutatkoznak, illetve a jövedelmi térszerkezetre markáns befolyásoló szereppel bírnak. A vizsgálat kiemelt időszaka a gazdasági válságot követő periódus (2012-2019).

## Eredmények

A szomszédsági relációk operacionalizálása érdekében első lépésként többféle szomszédsági súlymátrixsal teszteltük az egy lakosra jutó jövedelem térbeli függőségét (legközelebbi szomszédok-, távolság-, kernel-, négyzetrács-alapú módszerek, Tóth 2014, Anselin-Rey 2014). Mivel az elemzés több évet érint, ezért végül elvi okokból a legelemibb súlymátrix alkalmazása mellett döntöttünk: az elsőrendű királynő mátrixot választottuk. Az elemzések során szomszédosnak tekinthetők azon települések, amelyek az adott településsel közös határszakasszal rendelkeztek, vagy egy közös pontban érintkeztek.

Elsőként a vizsgált jelenség területi autokorrelációjának időbeli és térbeli stabilitását vizsgáltuk meg. Ehhez a feladathoz a Global és a Local Moran I-, valamint a Z-értékeket hívtuk segítségül. (1. táblázat)

1. táblázat: A települési szintű globális területi autokorreláció főbb jellemzői (2012-2019)

Table 1. The main characteristics of the global spatial autocorrelation at settlement level (2012-2019)

időszak	Moran-féle I	Z-érték	Szórás (I)	időszak	Spearman-féle $\rho$
2012	0,584***	54,93	0,0106	-	-
2013	0,552***	50,08	0,0110	2012-2013	0,968***
2014	0,569***	52,57	0,0108	2013-2014	0,972***
2015	0,564***	52,75	0,0107	2014-2015	0,962***
2016	0,585***	54,78	0,0107	2015-2016	0,966***
2017	0,571***	52,91	0,0108	2016-2017	0,969***
2018	0,565***	53,00	0,0107	2017-2018	0,971***
2019	0,597***	56,03	0,0106	2018-2019	0,968***
-	-	-	-	2012-2019	0,849***

Megjegyzés: a Spearman-féle rangkorrelációs együttható az évenkénti Local Moran I értékek közötti kapcsolatokat mutatja. Alkalmazott súlymátrix: elsőrendű királynő. \*\*\* - 0,001 szinten szignifikáns. A  $-1/N-1$  értéke minden esetben  $-0,0003$ .

A Moran-féle I értéke közel azonos mértékű átlagos mintázatot mutat 2012 és 2019 között<sup>8</sup>, illetve az igen magas és statisztikailag szignifikáns Z-értékek szerint a hasonló jövedelmi értékek a térben klasztereződnek. Tehát a vizsgált időszakban – a korábbi szakirodalmi tapasztalatoknak megfelelően – azon települések, amelyek egy lakosra jutó szja-köteles jövedelme magas, azok szomszédjai is magas értékkel bírnak, míg azok amelyek jövedelme alacsony, ott a szomszédos településeké is alacsonynak tekinthető. A jelenség időbeli és térbeli stabilitását egyértelműen megerősítik a szomszédsági hasonlóság jellegét és mértékét kifejező Local Moran I értékeken lefuttatott korrelációelemzés eredményei is. (1. táblázat második fele)

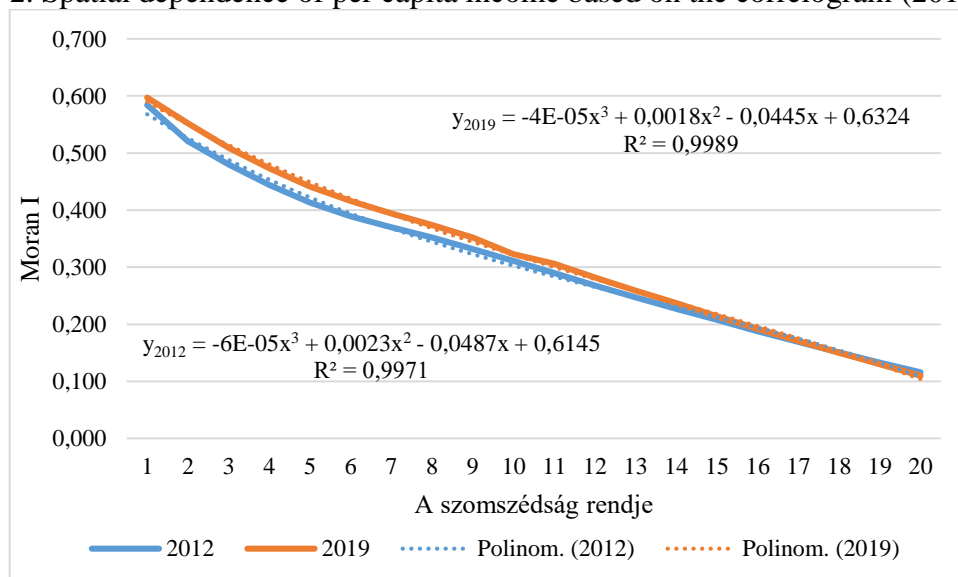
<sup>8</sup> A vizsgált időszakban a Moran I relatív szórás értéke 2,5 százalék, vagyis igen csekély.

A Spearman-féle rangkorrelációs együttható értéke minden időpontban meghaladja a +0,96-os értéket, és mindig magasan szignifikáns ( $p < 0,001$ ). A kezdeti és a végső időszaki Local Moran I értékek közötti kapcsolat kismértékben gyengül, de az eredmény így is igen szoros és statisztikai szempontból megbízható összefüggésről tanúskodik. Ezen eredmények szerint a jövedelmi térszerkezetben igazán jelentős változások nem várhatók.

A korrelogram segítségével a térbeli dependencia távolságfüggésére mutatunk rá, a terjengősség elkerülése végett csak a 2012-es és a 2019-es évekre vonatkozóan ismertetjük az eredményeket<sup>9</sup>. (2. ábra) A korrelogramok alapján megállapítható, hogy a Moran-féle I az elsőrendű királynő mátrix esetén a legnagyobb, vagyis a térbeli függőség legmarkánsabb jellege itt jelenik meg. A szomszédság kiterjesztésével (rendjének növelésével) a területi autokorreláció egyre gyengül, szinte lineárisan fut le. Ez egyértelműen bizonyítja a mutató szubsztantív jellegét (Varga 2002, Voss et al. 2006), vagyis a jövedelmek regionalizálódását a fizikai közelségnek betudható társadalmi interakciók magyarázzák.

2. ábra: Az egy lakosra jutó jövedelmek térbeli függősége a korrelogram alapján (2012-2019)

Figure 2. Spatial dependence of per capita income based on the correlogram (2012-2019)



Megjegyzés: az alkalmazott szomszédsági mátrix a királynő.

A két korrelogram igen szorosan együttmozog, a 2012 és 2019 közötti Moran I értékek közötti korrelációs kapcsolat szinte determinisztikus. ( $r=0,999$ ,  $p<0,001$ ) Ugyanakkor kismértékű eltérés tapasztalható a két görbe között, a 2019-es autokorrelációs értékei minimális mértékben

<sup>9</sup> A távolságfüggés tesztje a királynő szomszédsági mátrixon alapul. A különböző szomszédsági rendek tartalmazzák az alacsonyabb szintű szomszédságokat is. Például a másodrendű szomszédság tartalmazza az elsőrendű kapcsolatokat is.

ugyan, de valamivel markánsabb szomszédsági struktúrákat jeleznek. Fontos kiemelni azt is, hogy a Moran I minden szomszédsági mátrix esetén szignifikáns eredményt ad. (Még a huszadrendű mátrix esetén is.) Végül, de nem utolsósorban, a térbeli függőség változását mindkét esetben a harmadfokú polinomiális trendfüggvénnyel írható le, amelynek magyarázóereje szinte determinisztikus<sup>10</sup>.

Az elsődleges eredmények rámutatnak a települési szintű jövedelmek igen erős térbe ágyazott, és időben is stabil jellegére, valamint a földrajzi közelhatások területileg differenciált hatókörére, amelyek jelenségekből előzetesen feltételezhetjük a klubosodás jelenségét.

Az első lokális (térbeli Markov-) mátrixban a földrajzi közelség jövedelmi egyenlőtlenségekre és konvergenciára gyakorolt hatását elemezzük. Az elemzéshez az eredeti („térnküli”) Markov-mátrix mellett öt darab 5x5-ös területileg kondicionált átmenet-valószínűségi mátrixot hoztunk létre<sup>11</sup>. Ezekkel arra szeretnénk rámutatni, hogy mekkora a valószínűsége annak, hogy marad vagy elmozdul az adott település a hazai átlaghoz képest viszonyított jövedelmi klaszterekben, úgy hogy a szomszédok jövedelmi kategóriáira kontrollálunk. A kapott eredményeket az eredeti – a térbeliséget figyelmen kívül hagyó – átmenetmátrix függvényében szükséges értelmezni (Le Gallo 2001, Bickenbach-Bode 2003). A területi kondicionálás öt kategória (kvintilis) mentén történt. (Legszegényebb, medián alatti, medián jövedelmű, medián feletti, gazdag szomszédok.)

A kezdeti időszak (2012) szomszédos értékeinek beemelésével eredmények egyértelműen összetettebben mutatják be a települési jövedelmi konvergencia-folyamatokat (2. táblázat). A kapcsolódó tesztstatisztikák szerint ( $Q = 501,67$  és  $LR = 463,52$ ; 32 szabadságfok mellett) a térségi környezet nem vonatkoztatható el a települési szintű jövedelmek mobilitásától, a jövedelmi konvergencia szignifikánsan összefügg a földrajzi közelséggel. Az eredeti mátrix jövedelelosztályai szignifikánsan különböznek a térbeli kondicionált mátrixok ugyanazon soraitól, vagyis mindegyik jövedelmi osztály esetében statisztikai szempontból megbízható az eltérés. A különböző térbeli késleltetésű átmenet-valószínűségű mátrixok egyes sorainak többsége szignifikánsan tér el a hazai átlagos mozgási valószínűségektől. (2. táblázat  $Q_i$ ,  $Q$  és  $LR$  oszlopai) A táblázat alapján egyértelműen megállapíthatjuk azt is, hogy a térbeli közelségből adódó hatások a hazai települési térben jelentősen differenciálódnak. Az

---

<sup>10</sup> A determinációs együttható értéke 99,71 és 99,89 százalék.

<sup>11</sup> Az alap (térnküli) Markov-lánc esetén panel megközelítést alkalmaztunk, az évente történő változás alapján kategorizáltuk az egyes településeket. Az elemzés alapját 22.078 átmenet adja. Az állapotér diszkretizálására az azonos számú megfigyelések alapján történő választást alkalmaztunk, a sokaságot öt egyenlő részre osztottuk fel, az egyes jövedelmi osztályokhoz 20 százaléknyi település tartozik.

alacsonyabb jövedelmekkel bíró szomszédok nagyobb mértékben fogják vissza a felzárkózás lehetőségét, mint alapesetben.

2. táblázat: A települések térbeli átmenet-valószínűségi mátrixai (2012-2019)

Table 2. Spatial transition probability matrices of settlements (2012-2019)

Jövedelmi osztály	megfigyelések száma	átmenet-valószínűségek					homogenitás tesztek		
		1	2	3	4	5	sz.f.	Qi; Q	LR
1	4406	<i>0,904</i>	0,096				4	79,19	75,55
2	4400	0,069	<i>0,811</i>	0,120			8	74,30	72,87
3	4391		0,094	<i>0,806</i>	0,100		8	111,41	100,20
4	4395			0,101	<i>0,822</i>	0,077	8	90,28	87,05
5	4400				0,088	<i>0,912</i>	4	146,49	127,85
					teljes mátrix		32	501,67	463,52
Térbeli késleltetés 1. (legszegényebb szomszédok)									
1	2361	<i>0,938</i>	0,062				1	65,92	34,95
2	1252	0,081	<i>0,843</i>	0,076			2	34,29	27,58
3	507		0,148	<i>0,785</i>	0,067		2	24,28	19,84
4	205			0,171	<i>0,751</i>	0,078	2	11,67	9,45
5	66				0,258	<i>0,742</i>	1	24,01	16,35
					teljes mátrix		8	160,17	108,17
Térbeli késleltetés 2. (medián jövedelem alatti szomszédok)									
1	1241	<i>0,882</i>	0,118				1	9,45	6,30
2	1461	0,068	<i>0,832</i>	0,099			2	8,98	6,39
3	1104		0,106	<i>0,837</i>	0,057		2	31,20	27,03
4	471			0,144	<i>0,796</i>	0,059	2	12,36	10,17
5	120				0,225	<i>0,775</i>	1	28,85	20,42
					teljes mátrix		8	90,83	70,30
Térbeli késleltetés 3. (medián jövedelmű szomszédok)									
1	557	<i>0,855</i>	0,145				1	18,00	13,75
2	1044	0,064	<i>0,778</i>	0,158			2	18,96	13,24
3	1376		0,079	<i>0,820</i>	0,101		2	5,12	3,72
4	1092			0,120	<i>0,832</i>	0,048	2	21,58	18,00
5	326				0,181	<i>0,819</i>	1	37,91	27,66
					teljes mátrix		8	101,57	76,37
Térbeli késleltetés 4. (medián jövedelem feletti szomszédok)									
1	221	<i>0,814</i>	0,186				1	21,50	16,48
2	536	0,054	<i>0,759</i>	0,187			2	26,57	20,57
3	1136		0,083	<i>0,794</i>	0,123		2	10,61	7,51
4	1486			0,093	<i>0,840</i>	0,067	2	5,02	3,47
5	1017				0,127	<i>0,873</i>	1	24,80	17,03
					teljes mátrix		8	88,50	65,06
Térbeli késleltetés 5. (gazdag szomszédok)									
1	26	<i>0,769</i>	0,231				1	5,47	4,07
2	107	0,065	<i>0,738</i>	0,196			2	6,05	5,08
3	268		0,063	<i>0,701</i>	0,235		2	58,78	42,11
4	1141			0,063	<i>0,813</i>	0,124	2	65,68	45,97
5	2871				0,054	<i>0,946</i>	1	117,34	46,39
					teljes mátrix		8	253,33	143,62

Megjegyzés: sz.f. – szabadságfok, Qi, Q – Pearson-féle Q-teszt soronként és mátrixonként, LR – Likelihood arány. Dőlt stílussal a legalább 0,05 szintű szignifikáns tesztstatisztika értékek láthatók. A mátrix időben stationer eloszlást mutat. Azon cellák, amelyek két tizedesjegyre nulla értéket vesznek fel, eltávolításra kerültek a mátrixból. Az átmenet-valószínűségeket az 1,0-tól való esetleges eltérés a kerekítésből adódik.

Például a legszegényebb szomszédság mellett a legfejletlenebb jövedelem osztály feljebb lépési valószínűsége csupán 6,2 százalék, míg az eredeti mátrix esetében 9,6 százalék. Emellett a visszahúzó hatás is jelentős az alacsonyabb fejlettségű szomszédok mellett, a medián jövedelem alatti szomszédok esetében a legfejlettebb kategória leszakadása 22,5 százalékos valószínűségű, alapesetben pedig csak 8,8 százalék. Emiatt, véleményünk szerint a szegénységi csapda a gyenge endogén adottságok (Hacker 2021, Kiss 2007, Káposzta 2014) mellett a szignifikáns szomszédsági hatások eredményeként is értelmezhető<sup>12</sup>, a legelmaradottabb településekből álló térségi környezet egyértelműen negatívan befolyásolja a fejlődési lehetőségeket, földrajzi „zárványklubot” eredményezve. A jelenség fordítva is megállja a helyét, a medián feletti térségi környezetben a felzárkózás esélye is szignifikánsan magasabb, míg a lefelé nivellálódás pedig csekélyebb mértékű. A gazdag szomszédok közelsége a legrosszabb jövedelmi osztály felzárkózási esélyeit szignifikánsan emelik (9,6 százalékról 23,1 százalékra, ezt nevezi Karahasan [2017] „hinterland-hatásnak”), míg a lecsúszást jelentősen csökkenti (ötödik jövedelemosztály: 5,4 százalék versus 8,8 százalék). Összességében, egy-két eltéréssel a kapcsolat szinte lineárisnak tekinthető a felzárkózás és a lefelé csúszás mértéke a különböző földrajzi közelhatások vonatkozásában. A szomszédsági hatások a stabilitásra is egyértelműen hatnak. A szegényebb környezet az alsóbb jövedelmi osztályban lévő településeket konzerválja (míg a fejlettebbeket lefelé irányba mobilizálja), a gazdagabb szomszédság esetén pedig ugyanez a jelenség fordítva jellemző.

3. táblázat: A mozgás és a konvergencia főbb mutatói különböző térbeli késleltetés esetén (2012-2019)

Table 3. Main values of mobility and convergence by different spatial lags (2012-2019)

	Magyar-ország	térbeli késleltetés				
		1.	2.	3.	4.	5.
stabilitás	0,851	0,812	0,825	0,821	0,816	0,794
mobilitás	0,186	0,235	0,219	0,224	0,230	0,258
felezési idő (év)	15,368	10,313	8,916	11,145	8,269	7,784

forrás: saját számítás, szerkesztés

A térbeli kondicionálással a térségen kívüli modellhez képest – függetlenül a szomszédsági pozíciótól – a jövedelmi mobilitás egyértelműen felgyorsul (3. táblázat), a jelenség különösen látványos a felezési idők vonatkozásában. A mozgás szempontjából fontos az is, hogy az egyes mikroregionális környezetek milyen mértékű mobilizáló hatást tudnak kifejteni a jövedelmi

<sup>12</sup> Az is köszönőnek jelentősége van. Kiss János Péter (2007) az egy lakosra jutó jövedelemre ható tényezőket, a társadalom strukturális dimenziót és a térbeliséget „versenyeztette” a magyarázóerő vonatkozásában. Ugyan a két jellemző nem vonatkozott el egymástól (vagyis szignifikánsan együttmozognak), a társadalmi tényezők szerepe mégis erősebbnek bizonyult a jövedelmi tagoltság magyarázatában.

konvergenciára. Amint a 3. táblázatból kiolvasható, a szélsőségek (vagyis a legszegényebb, de különösen a leggazdagabb) környezetében jellemző a legmozgékonyabb hatásmechanizmus. (Erre utal a két almátrix kimagasló Q és LR értéke is.) Vagyis a vizsgált időszakban a jövedelmi konvergenciához kötődő mobilitás legjelentősebb erői alapvetően a polarizációt (a centrum-periféria viszonyokat) támogatják, tartják fent, illetve erősítik.

Az elemzés eredményei szerint a települési jövedelmi konvergenciában (és fejlődésben) erőteljes és térben differenciált hatásmechanizmusok képe rajzolódik ki, amely lokálisan – egy-két kivétellel – mindenhol szignifikánsan érvényesül. Vagyis a települési konvergencia és annak főbb összetevői (felzárkózás, stagnálás, leszakadás) nem vonatkoztathatók el a szomszédsági közelhatásoktól, illetve nem is értelmezhetők azok nélkül. A legalacsonyabb jövedelmi kategóriában és mikrokörnyezetben található települések esetében a felzárkózást érintő pesszimizmus reális, míg a (leg-)gazdagabb szomszédságban már jóval magasabb esélyű a felfelé történő mobilitás. A 2. táblázat és az 1. melléklet eredményei rámutatnak arra, hogy a települési jövedelmek esetén többszörös egyensúlyi állapot létezik, és ezek a földrajzi környezet szerint alakulnak. Így az eredmények valójában azt is igazolják, hogy a térbeli interakciók jövedelmi konvergenciaklubokat eredményeznek hazánk térszerkezetében. Ezt támasztják alá mind a kezdeti, mind az ergodikus eloszlások, amelyek a térbeli szomszédságnak megfelelő relatív települési többséget mutatnak. (1. melléklet) A vizsgált időszakban megfigyelhető mozgások alapján prognosztizálható invariáns eloszlások jelentős változásokat nem jeleznek, a szomszédsági közelhatásokon alapuló térbeli megosztottság, a jövedelmi klubosodás a jövőben is fenn fog állni.

A települési fejlődés szomszédos terektől való függését ismertető eredmények felhívják a figyelmet a térbeli interakciókon alapuló területfejlesztés fontosságára, amelyek alapvetően befolyásolják a helyi-területi szintű gazdaságfejlesztési beavatkozások sikerességét. A téma különösen érzékeny a legalacsonyabb jövedelmi szomszédságú klaszterek vonatkozásában. A hazai térszerkezet komoly problémái közé tartozik a perifériák megléte a városhálózatban, a települések közötti együttműködés erőtlensége, valamint a centrumok és vonzáskörzeteinek megközelíthetősége (Tóth–Csatári 1993, Izsák et al. 2011). Hazánkban több kísérlet zajlott a központi helyeken alapuló gazdaság- és területpolitika vonatkozásában (Országos Településhálózat-fejlesztési Koncepció, Pólus Program, Modern Városok Program). Ugyanakkor érdemes arra is felhívni a figyelmet, hogy a nagyváros-vonzáskörzet dimenzióban a túlcorduló hatást vagy nem „kezelték”, nem erősítették (Bereczki 1989, Izsák et al. 2011), vagy ténylegesen minden esetben és mindenhol nem mutatható ki, a két térszerkezeti egység



nem feltétlenül támogatja egymást (Tóth-Nagy 2013). Ezért az általános megállapítások mellett a továbbiakban a fenti eredményekről érdemes lokálisabb (vizuális) benyomást is szerezni. Végül, de nem utolsósorban megjegyezzük, hogy az alkalmazott módszer önmagában sokkal összetettebben és aprólékosabban mutat rá a jövedelmek térbeli és időbeli alakulására, mint egy-egy hagyományos térökonometriai modell (például spatial lag, spatial durbin, stb. regressziók), ahol a térbeli interakciókat csupán egy-egy átlagos viselkedést bemutató regressziós tag fejezi ki.

### A jövedelmek térbeli függésének magyarázata

A következő vizsgálat során arra keressük a választ, hogy a jövedelmek földrajzi térben tapasztalható függése mely faktorok koncentrált jelenlétével (és milyen mértékben) jár együtt, melyek járulnak hozzá a jövedelmek szomszédsági alapú klubosodásához. Ehhez a hazai és nemzetközi szakirodalmi források alapján az alábbi feltételezett oki és közvetítő tényezőket azonosítottuk be. (4. táblázat) A formális tudásdimenziót a népesség átlagos képzettségi szintjével írjuk le (a 18-X korosztályban a legalább érettségizett lakosság). Emiatt érheti kritika az elemzést, hiszen a regionális fejlődést nagyobb mértékben magyarázza például a kreatív munkaerő, vagy a felsőfokú végzettség (Lengyel B. 2012) ugyanakkor a kiegyenlítettebb fejlettségi viszonyokat közvetítő SZJA-köteles jövedelmek esetén a fenti mutatót tartottuk relevánsnak.

4. táblázat: A kétváltozós területi autokorrelációs vizsgálatok adatbázisa  
Table 4. Database of bivariate spatial autocorrelation studies

rövid elnevezés	részletes elnevezés	átlag	szórás	Moran I
tudás	a 18-X korosztályban a legalább érettségizett lakosság (% , 2011)	30,23	11,63	0,49***
agglomerációs folyamatok	népsűrűség (log, 2012)	3,83	0,88	0,49***
népesség áramlása	vándorlási egyenleg (‰, 2010-2012)	-10,68	105,39	0,20***
munkaerő áramlása	naponta ingázó foglalkoztatottak (% , 2011)	60,09	18,83	0,37***
külföldi működőtőke	jegyzett tőkéből külföldi (0-10 ordinális skálára rendezve, 2012)	2,42	3,33	0,21***
internet-használat	szélessávú internet-használók aránya (% , 2012)	10,09	6,74	0,47***
autópálya elérhetőség	legközelebbi autópálya-csomópont elérési ideje közúton, a leggyorsabb úton (perc, 2012)	38,83	23,84	0,95***
segélyezettek aránya	rendszeres szociális segélyben, és foglalkoztatást helyettesítő támogatásban részesítettek aránya (ezer lakosra vetítve, 2012)	43,09	40,80	0,54***

Az adatok forrása az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer. A Moran I esetében a térbeli súlymátrix az elsőrendű királynő mátrixon alapul. \*\*\* - szignifikáns 0,001 szinten.

Az agglomerációs folyamatokat a logaritmizált népsűrűség, míg a humán erőforrás áramlását a vándorlási egyenleg és a napi ingázói arány fejezi ki. Emellett a külföldi működőtőke proxy változóját, az egyes tényezők mozgását lehetővé tevő hálózati jellemzőket (a szélessávú internet-használók arányát és az autópályák közötti elérhetőségét), valamint a szociális transzferekben részesültek arányát vontuk be.<sup>13</sup>

Alapvető célként tehát a jövedelmek földrajzi függőségét befolyásoló tényezőket beazonosítását jelöltük meg, ugyanakkor fontos megjegyezni azt is, hogy ezen dimenziók között kettős ok-okozati kapcsolatok is fellelhetők. (Ilyen például a tudás és a jövedelmi dimenzió összefüggése, vagyis nemcsak a képzettség befolyásolja a jövedelmi szinteket, de a reláció fordítva is megállja a helyét, lásd Péntes et al. 2018). Elsőként a térbeli interakciós tényezők és a jövedelmek együttes átlagos mintázatát (Bivariate Global Moran's  $I^{14}$ ), majd a főbb lokális tendenciákat és összefüggéseket (Bivariate Local Moran's  $I$ ) mutatjuk be<sup>15</sup>.

A kétváltozós globális tesztek értéke  $-0,453$  és  $0,447$  között szóródik (a Z-érték  $-50,14$  és  $46,73$  között), amelyek jelentősen eltérnek a kritikus értéktől ( $-0,0003$ ), tehát érzékelhető közös térbeli regionalizálódás tapasztalható. A jövedelmek egyváltozós Global Moran  $I$  értéke meghaladja az összes kétváltozós Moran  $I$  értékeket ( $0,584$ ,  $p < 0,001$ ). (5. táblázat) A jövedelmek regionalizálódásával leginkább a tudásdimenzió és a segélyezettek arányának térbeli eloszlása egyezik meg. Tehát okkal feltételezhetjük azt, hogy a tudás koncentrációja nemcsak a települési jövedelemegyenlőtlenségeket alakítja, hanem igazolható a jövedelmi klubosodáshoz való hozzájárulás is. Az IKT (jelen esetben a szélessávú internet felhasználók aránya) elterjedése esetében általános és meghatározó kérdés, hogy erősíti-e az agglomerációs gazdaságokat, vagy szórta térstruktúrákat eredményez (Tranos-Ioannides 2021). A kétváltozós Global Moran  $I$  eredmények alapján inkább a támogató álláspont érvényesül, a szélessávú internethasználat a jövedelmi koncentrációhoz járul hozzá. Az agglomerációs folyamatok szignifikáns egyezősége kevésbé tekinthető szorosnak. Ennek oka részben a települési szint igen heterogén volta, de ugyanúgy rámutathat a települési funkcionális együttműködésének gyengeségére is (Salamin et al 2008, OFTFK 2014). A külföldi működőtőke várostérségekhöz kötődő igen koncentrált jelenléte (Lengyel 2021) csupán gyenge-közepes együttmozgást eredményez a jövedelmek klubosodásával. A vándorlási egyenleg a rendszerváltoztatást követő időszakban az egy lakosra

---

<sup>13</sup> Az adatbázis az elérhetőség (főként a népszámlálásból származó képzettségi és ingázási jellemzők), illetve a vizsgált időszak összeegyeztethetősége miatt alapvetően a 2012-es évre vonatkozik.

<sup>14</sup> A módszerrel a kifelé irányuló diffúziót mérjük (outward diffusion, Rey 2019), vagyis arra mutatunk rá, hogy az adott jelenség (például a tudás) okozza-e a térbeli hatást (túlcsoportulást) a jövedelmekben.

<sup>15</sup> A Local Moran szignifikanciafilterét szintén  $0,001$  és  $0,05$  között határoztuk meg, a permutációk számát pedig 999-ben.

jutó jövedelmeknek stabil prediktora (Nemes-Nagy-Németh 2003), jelen közepes erősségű térbeli azonosulás vélhetően a szuburbanizációs (és ezzel együtt az ingázási közös interakciós) folyamatok eredménye. Az ingázás és a jövedelmek enyhébb térbeli egyezősége mögött feltehetően a mobilitási dimenzió összetettsége áll, annak területi, ágazati és képzettség szerinti differenciáltságával együtt (Kiss-Szalkai 2018). Az autópályák közvetlen elérhetősége szintén gyengébb, de ellentétes irányú területi „különmozgást” mutat a jövedelmek regionalizálódásával. Emögött a két jelenség térben igen eltérő és sokrétű közös mechanizmusa áll, ilyen például az útfüggőség és az agglomerációs hatások szerepe, a szivattyú-, vagy éppen az alagúthatások (Crescenzi–Rodríguez-Pose 2008, Thissen et al. 2013, Egri-Kőszegi 2020). Hasonló relációt mutat a szociális segélyezettek aránya is, jelezve a jövedelmek redisztribúciójának kiegyenlítésre irányuló térbeli hatását (Königs-Vindics 2020).

A lokális konfigurációk közül elsőként és referenciaként az egy lakosra jutó jövedelmét, majd a tudás-jövedelem, az autópálya elérhetőség-jövedelem, valamint a szociális transferekben részesítettek aránya-jövedelem közös területi képét közöljük.

5. táblázat: A kétváltozós globális Moran I értékei (2012)  
Table 5. Values of the bivariate Global Moran I (2012)

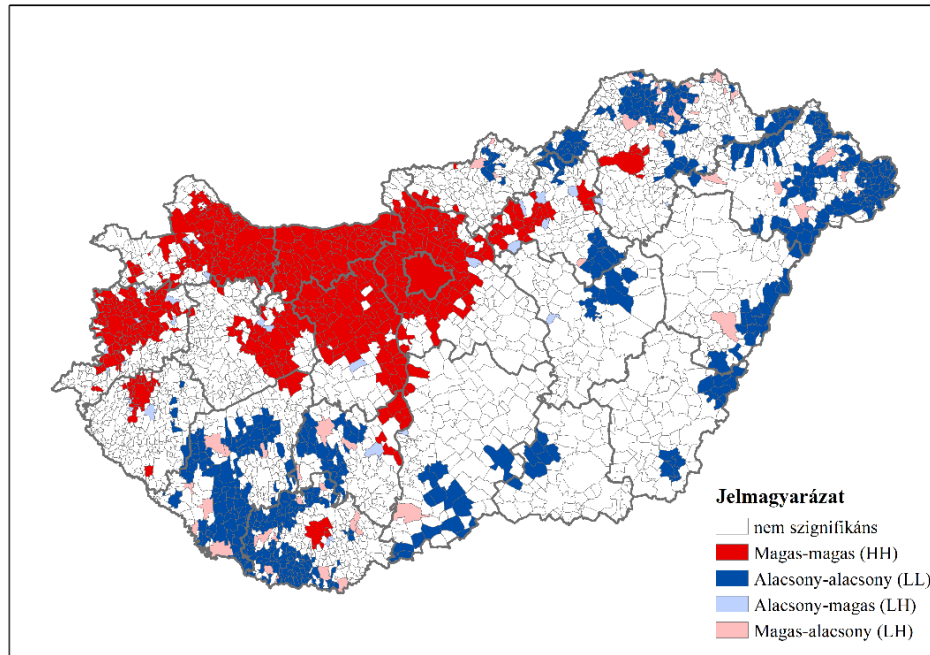
	Moran I	Z-érték
jövedelem	0,584***	54,93
tudás	0,447***	46,73
agglomerációs folyamatok	0,291***	34,43
vándorlási egyenleg	0,308***	37,39
külföldi működőtőke	0,245***	29,91
internet-használat	0,339***	38,82
ingázók aránya	0,351***	43,47
autópálya elérhetősége	-0,214***	-27,26
segélyezettek aránya	-0,453***	-50,14

Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő. \*\*\* - szignifikáns 0,001 szinten. A Moran szórásdiagramon az x változó a táblázatban szereplő mutató, az y a jövedelem/fő térben késleltetett értéke.

A jövedelmi térszerkezet 2012-ben igen stabil, a térben világosan elkülönülő mezoszintű (nagyobb léptékű) centrum-periféria képet (jövedelmi klubosodást) jelez. A térképen ábrázolt eredmények megerősítik a 2010-es évek térbeli jövedelmi autokorrelációjával foglalkozó forrásokban ismertetett területi összefüggéseket (Tóth-Nagy 2013, Péntes et al. 2014), jelentős eltérések nem tapasztalhatók. A vizsgált időszakban az északnyugat-magyarországi települések igen jelentős része összeolvad Budapest agglomerációjával, így alkotnak egybefüggően stabil fejlett klubot, hot spotot. Emellett elszórva a főbb gyorsforgalmi tengelyek mentén (M3, M6, M7, M86) található települési agglomerációk (Miskolc, Eger, Pécs, Zalaegerszeg, Szombathely, stb.) képviselik a HH klaszter tagokat. Az alacsony-alacsony települések is stabil periféria-klubokat (cold spotok) képeznek Északkeleten, Délnyugaton, valamint a keleti

országész határmenti és a Tisza-tó mentén elhelyezkedő terekben. A HL térbeli outlierek a perifériák lokális centrumait jelentik (például Szécsény, Edelény, Encs, Vásárosnamény, Tiszalök, Berettyóújfalu, Tamási, Marcali, Barcs, Nagyatád, Szigetvár, Sellye, stb.). Az alacsony-magas (LH) csoport tagjai pedig főként az összefüggő hot spot peremvidékén jelennek meg. (3. ábra)

3. ábra: Az egy lakosra jutó jövedelem lokális autokorrelációs mintázata (2012)  
Figure 3. Local spatial patterns of income per capita (2012)



Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendő királynő.

Ahogy a Global Moran I is jelzi, a tudásdimenzió és a jövedelmek viszonylag jelentős lokális együttmozgó kapcsolatban állnak. Ugyanakkor az egységes magas jövedelmű hot spotot számos helyen törik meg a térbeli outlier-, az alacsony-magas (LH) települések. Vagyis az alacsony képzettségi szintű települések magasabb jövedelmi környezetben találhatóak (2. melléklet), és kedvezőbb jövedelem/fővel jellemezhetők. (Ilyen egységes LH térség például Győr-Moson-Sopron és Komárom-Esztergom megye határa, vagy éppen az összefüggő HH jövedelmi blokk határai mentén lévő települések.) Ennek oka a tudás túlsordulásában rejlik, a képzettek jelenléte az alacsonyabb végzettségűek bérét is emeli (Czaller 2017). Feltételezhetjük, hogy ezen összefüggések a szomszédsági viszonyrendszerben is megjelennek. A mikrokörnyezetéből kiemelkedő, relatíve magas tudás-alacsony jövedelem összefüggés látványosan megmutatkozik az LL és HL jövedelmű terekben. Ugyanakkor hiába a viszonylagos tudás-előny, ez csak néhány és nagyon szűk hatókörű térben (csak az adott településen) tud hasznosulni, a túlsordulásra és jövedelmi regionalizálódáshoz nem elegendő.

Tehát a tudás és a jövedelmek klubosodása térben valid kapcsolódást mutat, valódi közös térszerveződést eredményez.

Ahogy a 3. mellékleten is látható, az autópályáknak betudható hálózati externáliák más módon törlik meg a térbeli klasztereket és outlier településeket. Az egybefüggő HH klaszter szinte egésze képes érvényesíteni jövedelmében az autópályákhoz köthető extern hatásokat. Az LL terek (alacsony elérhetőség-alacsony szomszédsági jövedelem) pedig releváns módon jelzik a közlekedésföldrajzi és a jövedelmi periferizáltság kettős lokális metszetét (keleti- és északkeleti, valamint a délnyugati határmenti terek többsége). A térbeli outlier csoportok közül a HL alapvetően a területi hatékonysági problémákat jelzi (Thissen et al. 2013). Hiába a kedvező elérhetőségi jellemzők, a jövedelmek nem képesek követni, az abból fakadó extern hatásokat megfelelően helyben hasznosítani. (Például az M7 autópálya délnyugati részén levő települések, vagy éppen Dél-Heves, stb.) A Veszprém megyei határmenti, valamint a Vas megyei, illetve a Zalaegerszeget érintő hot spot jövedelmi terek LH klaszterekké alakulnak át. A jelenség arra mutat rá (megerősíti azt), hogy a nyugati határmenti elhelyezkedés önálló jövedelmi térszerkezet-alakító tényező hazánkban (Németh 2008, Egri-Kőszegi 2020).

A 4. melléklet a szociális transzferek és a regionalizálódó jövedelmek összefüggését ismerteti, a kétváltozós globális Moran I alapján a legjelentősebb kapcsolat itt fedezhető fel. A leginkább egybeeső térbeli kép rámutat a szociális transzferek „hagyományos” irányára, a fejlett jövedelmi agglomerációktól a vidéki perifériák felé történő áramlásra (Königs-Vindics 2020). Összességében tehát a földrajzi közelségen alapuló, a települési szinten szerveződő, de inkább nagytérségi léptékű jövedelmi klubosodás mögött statisztikailag szignifikáns térbeli koncentrációs folyamatok állnak, amelyek közös metszetei a térbeli interakciókon alapuló társadalmi-gazdasági térstruktúra jelentős komplexitását jelzik.

### **A térbeli jövedelmi klubok változékonysága**

A fejezethez kapcsolódó kutatási kérdés arra vonatkozik, hogy a térbeli jövedelmi klubokra mennyire jellemző az időbeli változékonyság? Mennyire tekinthető stabilnak Magyarország területi jövedelmi centrum-periféria képe?

A kutatási feladathoz két időszakon belüli mozgás vizsgálatát végeztük el. A gazdasági válság jövedelmi dinamikáját figyelembe véve a 2008-2012, illetve a 2012-2019 közötti időszak mobilitását elemezzük a LISA Markov-lánc módszer segítségével. A módszerrel az egy lakosra jutó jövedelmek térbeli függőségének dinamikáját ismertetjük, a Moran szórásdiagram négy

kvadránsa közötti mozgások valószínűségeit modellezzük a nem szignifikáns kategóriákkal kiegészítve<sup>16</sup>.

2012-re az szja-köteles jövedelmek reálértéken számolva a 2008-as érték 82,04 százaléka esett vissza, míg az egy lakosra jutó jövedelem 82,67 százalékra. A kezdeti és a végső évben a térbeli klubok összetétele nem változott jelentősen<sup>17</sup>, a térbeli outlierok minimális mértékben nőttek<sup>18</sup>. Ezen előzetes eredmények arra utalhatnak, hogy a gazdasági visszaesés időszakában jelentős térbeli változások nem következnek be a jövedelmek szomszédsági térszerkezetében.

6. táblázat: LISA Markov-lánc eredmények (2008-2012)

Table 6. LISA Markov chain results (2008-2012)

	n.sz.	HH	LL	LH	HL	megfigyelések száma
n.sz.	<b>0,956</b>	0,019	0,018	0,004	0,004	7877
HH	0,061	<b>0,932</b>	0,000	0,007	0,000	2271
LL	0,063	0,000	<b>0,920</b>	0,000	0,017	2128
LH	0,234	0,089	0,000	<b>0,677</b>	0,000	124
HL	0,101	0,000	0,163	0,000	<b>0,736</b>	208
kezdeti	0,623	0,183	0,172	0,009	0,013	-
ergodikus	0,611	0,181	0,177	0,011	0,020	-

Jelmagyarázat: n.sz. – nem szignifikáns, HH – magas-magas, LL – alacsony-alacsony, LH – alacsony-magas, HL – magas-alacsony. Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő. A mátrix időben stationer eloszlást mutat. Az átmenet-valószínűségek esetén az 1,0-tól való esetleges eltérés a kerekítésből adódik.

Viszont a panel megközelítésen alapuló LISA Markov-lánc szerint mindenképpen módosul a fenti állítás, a két időpont között evidens és intenzív mozgási dinamika fedezhető fel. (6. táblázat) A vizsgálat periódusában a „tisztá” állapotok jelenléte hangsúlyos, a szignifikáns HH és az LL kvadránsokban található megfigyelések összesen 35,5 százalékát tesznek ki. Ezen belül a magas-magas térségek vannak enyhe túlsúlyban, a térbeli outlierok közül pedig a HL települések. A térbeli jövedelmi klubok esetén a mozgások nem túl jelentősek, a HH és az LL települések jelentős többsége (több mint 90 százalék) ugyanabban a kategóriában tartózkodik a vizsgált időszakban, a magas perzisztencia mellett a két blokk között közvetlen átmenet nincs. Tehát igen egyértelmű a jövedelmi konvergenciaklubok konzisztens jelenléte, a hazai jövedelmi térszerkezetet a recessziós időszakban is stabil, időben és térben is világosan elkülönülő centrum-periféria viszonyok jellemezzék. Tehát itt a kumulatív okság folyamatainak térbeli lenyomatai tetten érhetők, Myrdal (1957) és Hacker (2021) analógiája helytálló: az elmaradottság oka maga az elmaradottság, míg a fejlettség esetén is ugyanez a

<sup>16</sup> Az elemzés során újra a panel megközelítést alkalmazzuk. A 2008-2012 közötti időszakban az elemzés alapja 12.484 megfigyelés, míg a 2012-2019 közötti periódusban 22.078 megfigyelés.

<sup>17</sup> A HH települések száma 577-ről 580-ra nőtt, az LL pedig 541-ről 545-re.

<sup>18</sup> A Global Moran I 2008-ban 0,604; 2012-ben 0,584 értéket vesz fel. A két időpont Local Moran I értéke közötti korrelációs együttható +0,936,  $p < 0,01$  mellett. Vagyis ezen jellemzők szerint sincs jelentős különbség az átlagos és a lokális térbeli konfigurációkban.

helyzet. Számottevő dinamikát a térbeli outlierok mozgása visz a rendszerbe, ez a szomszédsági környezetnek megfelelően zajlik. A magas saját jövedelmű, de alacsony szomszédsági jövedelemmel bíró települések (HL) magasabb valószínűséggel tartanak az alacsony-alacsony kategóriák (LL) felé (16,3 százalék), míg az alacsony-magas csoportok (LH) a magas-magas (HH) irányba irányú mozgás jóval csekélyebb (8,9 százalék). Azaz, alapvetően a jövedelmi magterületeket csökkentő erők aránya hangsúlyosabb, a térbeli backwash hatás itt érhető tetten. A 2008-2012 közötti jövedelmi mobilitás alapján a hosszú távú eloszlás jelentősen nem változik, elvi hosszútávú nyugvópontja nagyon közeli a kezdetihez.

7. táblázat: LISA Markov-lánc eredmények (2012-2019)

Table 7. LISA Markov chain results (2012-2019)

	n.sz.	HH	LL	LH	HL	megfigyelések száma
n.sz.	<b>0,962</b>	0,015	0,017	0,002	0,004	13593
HH	0,040	<b>0,954</b>	0,000	0,006	0,000	4154
LL	0,066	0,000	<b>0,922</b>	0,000	0,012	3718
LH	0,117	0,130	0,000	<b>0,753</b>	0,000	231
HL	0,123	0,003	0,115	0,000	<b>0,759</b>	382
kezdeti	0,616	0,184	0,173	0,010	0,017	-
ergodikus	0,592	0,225	0,156	0,011	0,017	-

Jelmagyarázat: n.sz. – nem szignifikáns, HH – magas-magas, LL – alacsony-alacsony, LH – alacsony-magas, HL – magas-alacsony. Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő. A mátrix időben stationer eloszlást mutat. Az átmenet- valószínűségek esetén az 1,0-tól való esetleges eltérés a kerekítésből adódik.

Ezzel szemben a kilábalást és a felzárkózást érintő 2012-2019-es időszakban egy erőteljes térbeli jövedelmi spread hatás fedezhető fel. (7. táblázat) A reáljövedelmek növekedése kimagasló ebben a periódusban (az SZJA jövedelemtömeg 70,6-, az egy lakosra jutó jövedelem 73,1 százalékkal emelkedett). A LISA Markov-lánc szerint a térbeli jövedelmi klubok (különösen az LL csoport) továbbra sem oldódnak jelentősen a térben (545-ről 535-ra csökkennek), a magas-magas jövedelmű települések erősödnek, stabilabbá válnak (számuk 580-ról 624-re növekszik). A térbeli spread hatást a magterületeket erősítő mozgások intenzívebb volta is jelzi<sup>19</sup>. Továbbá, az ergodikus eloszlások is ezt a terjedési folyamatot indikálják, a HH terek hosszútávú előnye növekszik, míg az LL települések egyértelműen csökkennek. A 8. táblázatban közölt eredmények (mobilitás, stabilitás, felezési idő) alapján a recesszió időintervallumában – Gunnar Myrdal (1957) fejlődő országokra vonatkozó megállapításával egyezve – gyorsabb és mobilisabb hatású a térbeli jövedelmi backwash hatás, míg a helyreállítódási, és az azt követő időszakban a spread hatások egyértelműen lassabban terjednek.

<sup>19</sup> Az LH kategóriából a HH-ba tartás 13,0 százalék, míg a HL-ből az LL-be irányulás 11,5 százalékra csökken.

A két intervallum mozgásai közötti különbségeket matematikai-statisztikai alapon is validáltuk, a 9. táblázatban szereplő eredmények szerint a térbeli csoportok (valamint az egyes mátrixok) magasan szignifikánsan különböznek egymástól.

8. táblázat: A települési mobilitás főbb jellemzői a jövedelmi recesszió és a konjunktúra időszakában

Table 8. The main features of settlement mobility in times of income recession and boom

	2008-2012	2012-2019
stabilitás	0,844	0,870
mobilitás	0,195	0,162
felezési idő (év)	10,184	13,403

A LISA Markov módszerrel a lokális mozgások összefüggéseit modelleztük, ugyanakkor ezen elemzések természetükből fakadóan nem adnak választ a „hol zajlanak ezek a folyamatok?” kérdésre, vagyis arra, hogy ezen térbeli mozgások mely településeket, mely összefüggő klubokat és térbeli outliereket érintik. Ezért a mobilitást vizuálisan is ismertetjük a két időszak vonatkozásában. Az ábrák szerkesztésekor a túlzott terjengősség elkerülése végett az alacsony-magas és az alacsony-alacsony tereket egységesen perifériaként, a magas-magas és a magas-alacsony településeket pedig egyöntetűen centrumként definiáltuk. Ezen alapkategóriák stabilitását és mobilitását (növekedés, csökkenés) szemléltetjük a jövedelmi recesszió és a konjunktúra éráiban.

9. táblázat: A válság- és az azt követő időszak LISA Markov-láncainak összehasonlítása

Table 9. Comparison of LISA Markov chains in the crisis and subsequent periods

kategória	sz.f.	LR	szign.
n.sz.	4	19,05	0,010
HH	2	37,81	0,010
LL	2	8,23	0,050
LH	2	22,34	0,010
HL	2	6,09	0,050
teljes mátrix	12	93,52	0,001

Jelmagyarázat: n.sz. – nem szignifikáns, HH – magas-magas, LL – alacsony-alacsony, LH – alacsony-magas, HL – magas-alacsony, sz.f. – szabadságfok, LR – Likelihood arány, szign. – szignifikancia

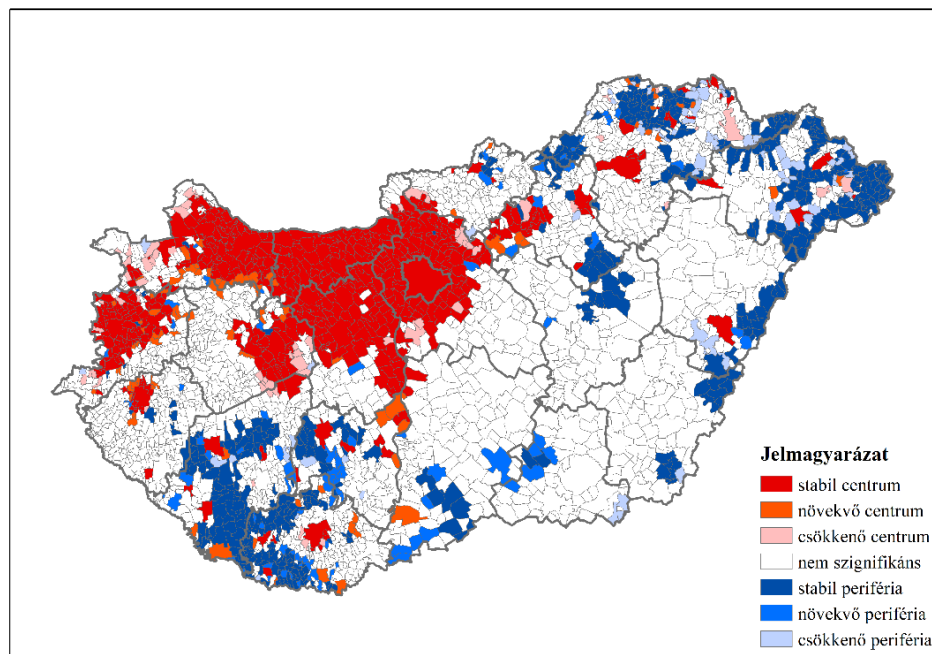
A 2008-2012 közötti időintervallumban a jövedelmi periferizáció („backwash” hatások) folyamata térben igen differenciáltan, és alapvetően háromféle mintázat szerint valósul meg. Az alacsony-alacsony jövedelmi terek legkiterjedtebb koncentrációja a dél-dunántúli térségben tapasztalható, ehhez párosul a legmarkánsabb mértékű növekvő periferizálódás<sup>20</sup>. Ezzel együtt itt a területi egyenlőtlenségek növekedése is jellemző, több lokális centrum (például Barcs, Siklós, Beremend, Paks és környéke) jelenik meg hot spotként ezen időszakban. Ugyanezen –

<sup>20</sup> A növekvő periféria kategória településeinek 51,58 százaléka itt található.



viszont kisebb földrajzi léptékű – jelenség tapasztalható Bács-Kiskun déli és Csongrád középső felén is. A növekvő periferizáció szórtabban és kisebb mértékben, „lokálisabban” jelenik meg az északkeleti és keleti terekben (Nódrádmegyer központú lokális klaszter, Ózd és környéke, Dél-Heves, a Cserehát nyugati fele, Tiszalúc környéke, valamint a Berettyóújfalutól keletre elhelyezkedő települések). A harmadik lokális konfiguráció forma az alacsony jövedelmi környezetben tapasztalható csökkenő periferizálódás, amely a lokális térszervező központok visszaesésével jár együtt (Fehérgyarmat, Mátészalka, Sárospatak). Fő magterülete az Edelény-Nyírlugos vonaltól keletre lévő térség. A centrumokat érintő intenzív csökkenés négyötöde a nagy összefüggő HH klubhoz kötődik, amely külső határai „kopnak”, a gazdasági szuburbanizáció csökken, de a térség belső kohéziója nem törik meg. Néhol dinamikus változó centrumhatárok jelennek meg, különösen a nyugat-magyarországi térségben. (Például Győr-Moson-Sopron nyugati felén csökkenő centrumok találhatók, míg Zalaegerszeg agglomerációja gyarapodik.)

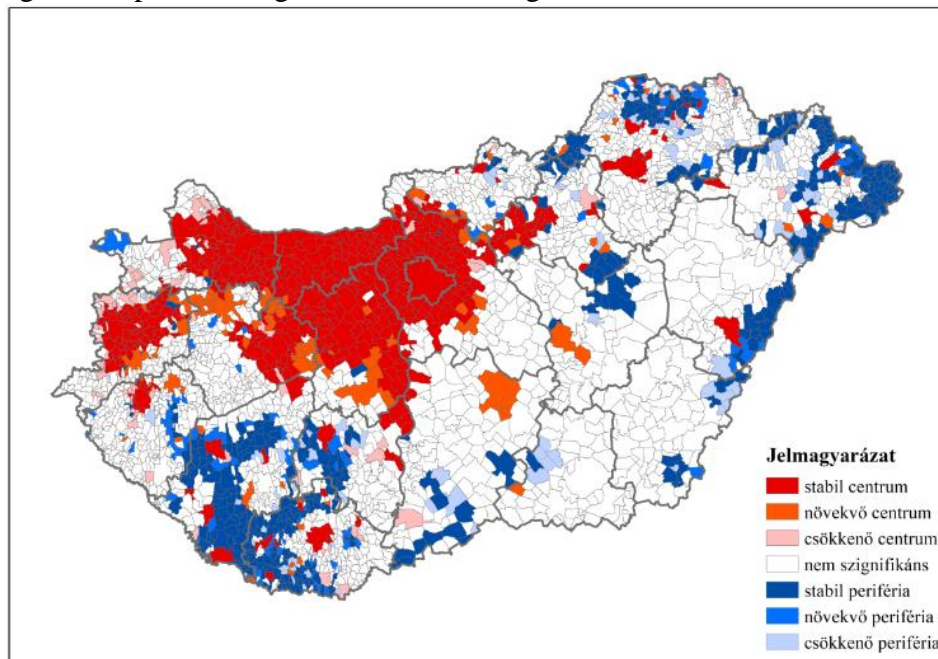
4. ábra: A 2008-2012 közötti jövedelmi térbeli változások  
 Figure 4. Spatial changes in income configuration between 2008 and 2012



A jövedelmi konjunktúra időszakában az egybefüggő HH klaszter expansziója (a „spread” hatások) a legjelentősebb mértékű, a növekvő centrumtérsegek háromnegyede itt található. Ez részben a korábbi időszakban visszahúzódó határmenti települések újbóli megjelenésének tudható be, de emellett hangsúlyos terjedés is tapasztalható a magas jövedelmű klub mentén. (Vasvár-, Celldömölk-, Pápa-, Balatonalmádi-Balatonkenese-, valamint Sárbogárd térségei.)

Így, a budapesti agglomerációtól nyugatra lévő települési térben a Richardson-i (1980) gazdasági szuburbanizáció szakasza jelenik meg, az erre jellemző kiegyenlítettebb, egyöntetűbb jövedelmi térszerkezettel. A jövedelmi térszerveződésben a decentralizációs polarizáció szakasza is tetten érhető, kisebb és nagyobb léptékben. (Például a kedvező elérhetőségű, Kecskemét és Szolnok, emellett Zalaszentgrót is kiemelkedik a jövedelmi térből). A decentralizációs polarizáció periódusához kapcsolódóan a térbeli fejlődés és kiterjedés további differenciált volta jellemző, a jövedelmi konjunktúra a periferikus tereket sem érinti egyforma módon. Jelentős és növekvő térbeli marginalizálódás jellemzi továbbra is a dél-dunántúli régiót (különösen Somogy megyét), Zala megyét és Hajdú-Bihar keleti országhatár menti részét, míg a dél-alföldi terekben jelentős perifériacsökkenés jellemző. Emellett a térbeli decentralizációs polarizáció ellentétes folyamatai is megjelennek, például Siklós, Baja, Eger jövedelmi térszervező szerepe megszűnik ebben a periódusban. További periferizálódás figyelhető meg a Cserhát településein, illetve az északkeleti külső és belső perifériák nem csökkennek.

5. ábra: A 2012-2019 közötti jövedelmi térbeli változások  
Figure 5. Spatial changes in income configuration between 2012 and 2019



A vizsgálatok eredményei alátámasztják azt, hogy a két időszakban a jövedelemegyenlőtlenségek földrajzi közelhatáson alapuló települési mozgásai szignifikánsan eltérnek egymástól. A főbb eredményeket az alábbiakban foglalhatjuk össze.

A gazdasági válság-, és az azt követő időszakot jellemző jövedelmi mobilitás képe egyértelmű összefüggést mutat Richardson (1980) decentralizációs polarizációs, illetve Gunnar Myrdal kumulatív okság (1957) elméletével. Utóbbit támasztja alá – időszakoktól függetlenül – a LISA Markov modell, amely rámutat a periódusoktól független halmozott okozaton alapuló jövedelmi klubok (HH, LL) állandóságára.

Megállapítható, hogy a jövedelmi „spread” és „backwash” hatások szomszédsági alapon mutatkoznak meg a települési térben. A hatások a térben és időben differenciált decentralizált polarizációs és gazdasági szuburbanizációs szakaszok (illetve ezek inverz változatai) formájában jelennek meg. Fontos kihangsúlyozni, hogy a vizsgált időszakban a gazdasági fejlődés és a térbeli kiegyenlítődés (illetve ezek ellenkező irányú folyamatai) közötti kapcsolat nem lineáris. Vagyis a szomszédsági hatásokon alapuló Richardson-i folyamatok a térbeli és jövedelmi folyamatok szempontjából is igen heterogén jellemzőkkel mutatkoznak meg, például a jövedelmi konjunktúra mellett a délnyugati településcsoportok periferizálódása tovább erősödik.

Az elszívó és a terjedési hatások többsége az összefüggő jövedelmi blokkok mentén jelennek meg. Ez jelzi azt is, hogy a jövedelemnövekedés szakaszában a jelentősebb térbeli „spread” hatások nem feltétlenül a jövedelmi perifériák visszahúzódását és fejlődését segítik elő, hanem a fővároshoz (és az egybefüggő HH klubhoz) relatíve közeli, valamint a belső városi gyűrűhöz tartozó Kecskemét és Szolnok térségét. Véleményünk szerint utóbbi folyamatok megerősítik az Enyedi György (2012) által ismertett Budapest körüli nagyvárosi régió térbeli szerveződését<sup>21</sup>. Itt jegyezzük meg azt is, hogy a térbeli terjedési folyamatokban egyértelműen kimutatható a magasabb rendű közúthálózat (M3, M4, M6) eltérő mértékű és lokális térszervező szerepe, rámutatva közlekedési és (egyben) fejlesztési tengelyek fontosságára (Pottier 1963).

A külső városgyűrű kelet-magyarországi sarokpontjai (Debrecen, Nyíregyháza, Szeged) mindkét időszakban továbbra is hiányosak, sem a nagyvárosok, sem azok lokális tovagyrűző hatásaik nem tűnnek fel. Fontos továbbá kiemelni azt is, hogy a budapesti agglomerációtól nyugatra lévő HH terek gazdasági szuburbanizációja jelentősebb, míg a kelet-magyarországi (M3 autópálya menti) tengely csökkenő koncentrációt mutat.

## **Összefoglalás**

Dolgozatunkban a rendszerváltoztatás időszakában újra felértékelődő földrajzi közelség szerepét, a települési jövedelemegyenlőtlenségekre gyakorolt hatását vizsgáltuk

---

<sup>21</sup> Peremvárosai Tatabánya, Székesfehérvár, Kecskemét, Szolnok, Gyöngyös és Vác.

Magyarországon. Kutatásunkban alapvetően nem a statikus, hanem a dinamikus összefüggésekre helyeztük a hangsúlyt, arra keresve a választ, hogy a szomszédságból fakadó közelhatások miként alakítják a települési jövedelmek stabilitását és mobilitását, észlelhető-e a jövedelmek esetében a konvergenciaklubosodás jelensége, illetve a hazai jövedelmi térszerkezet mennyire tekinthető stabilnak. Kutatási kérdéseinkre és hipotéziseinkre a térökonometriában használatos ETSDA és az ESTDA módszerekkel reagáltunk.

Elemzéseinkkel rámutattunk arra, hogy a szomszédsági közelhatások a települések jövedelmi dinamikáját szignifikánsan befolyásolják, sőt kijelenthető, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek alakulása nem értelmezhető a földrajzi közelhatások nélkül. Hazánkban a különböző szomszédsági hatások eltérő erősséggel alakítják a települések esélyeit, döntően befolyásolva a felzárkózás és a leszakadás, valamint a helyben maradás esélyeit. Megállapítható, hogy a szomszédsági relációk legjelentősebb erői elsődlegesen a polarizációt támogatják, azaz a centrum-periféria viszonyrendszer fennmaradásához járulnak hozzá.

A települési tér földrajzi közelhatásokon alapuló, hasonló pályát mutató jövedelmi folyamatai a többszörös térbeli egyensúly jelenségére mutatnak rá, amelyek döntően a szomszédsági mikro környezet szerint alakulnak. Ezen települési terek a térbeli közelség alapján szignifikáns jövedelmi klubokká szerveződnek, amelyek mögött valós és térben koncentrált folyamatok állnak (különösen a szociális transzferek áramlása és a tudás), míg bizonyos jelenségek jóval cizelláltabb közös képet nyújtanak (például az autópálya-elérhetőség).

A gazdasági válságot érintő és az azt követő időszak jövedelmi centrum-periféria mintázatai, valamint annak változásai a regionális gazdaságtan klasszikus teóriáihoz kötődnek, Richardson (1980) a térszerkezet decentralizációs polarizációs-, valamint Myrdal (1957) kumulatív okság elméletéhez. A halmozott kauzalitás alapján a centrumok és a perifériák térbeli helyzete – a jövedelmi konjunkturális ciklusoktól függetlenül – többségében állandónak tekinthető. A térbeli perzisztencia mögött meghúzódó települési folyamatok az ország szignifikáns és mezoszintű (térségi léptékű) centrum-periféria megosztottságát eredményezik.

A térbeli változások (a terjedési és visszahúzó hatások) dinamikusán, és többségében a fejlett és az elmaradott települések határain mutatkoznak meg. A jövedelmi expanzió időszakában a területi terjedési hatások korlátozottan és lokális léptékben jelennek meg, és gyakorlatilag a fővárostól nyugatra lévő egybefüggő centrumrégiót erősítik tovább, a perifériák viszont jelentősen nem oldódnak.

Az eredmények rámutatnak arra, hogy a hazai települési jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok a térben számottevő mértékben beágyazottak. Emellett jelzik azt is, hogy a spaciális

egyenlőtlenségek tekintetében Magyarország még mindig inkább átalakuló (transzformálódó) piacgazdaságnak számít.

A jövedelmi centrumok és perifériák időbeli és térbeli stabilitása, valamint mobilitása a terület- és gazdaságpolitikai döntéshozók számára jelenthet lehetőséget a területi különbségek kezelésében. Habár a vizsgált jövedelmi indikátor nem képezi alapját területpolitikai beavatkozásoknak, a mindenkori gazdaságpolitikának (ezen belül a kiemelten jövedelem- és foglalkoztatáspolitikának) van beavatkozási lehetősége. A térbeliség így vagy úgy figyelembevételre került eddig is a jövedelmi és a foglalkoztatási helyzet vonatkozásában (például a szociális hozzájárulási adó-kedvezmény lehetősége a szabad vállalkozási zónák településein, a Magyar Falu Program bértámogatásai, megyei kormányhivatali béremelések, stb.), a beavatkozások bizonyos esetekben a területi különbségek fennmaradásához járulnak hozzá. Másrészt a területi egységek útfüggősége is figyelembe veendő tényező, számos kutatás rámutat a fejlettségi térszerkezet endogenitására, vagyis arra, hogy a jelenséget (fejlettség/elmaradottság) hosszú távú meghatározottság jellemzi (Győri-Mikle 2017, Pénzes 2020). A fennálló társadalmi-gazdasági (globalizációs) folyamatok, a hazai és nemzetközi szakirodalmi előzmények, valamint jelen eredmények alapján a térbeli centrum-periféria reláció oldása, mint célkitűzés ugyan megfogalmazható (OFTK 2014), de eredményeit tekintve továbbra is inkább a pesszimizmus jellemző.

### Köszönetnyilvánítás

A tanulmány a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

### MELLÉKLETEK

1. melléklet: A térbeli késleltetést alkalmazó modell kezdeti és ergodik eloszlásai (2012-2019)

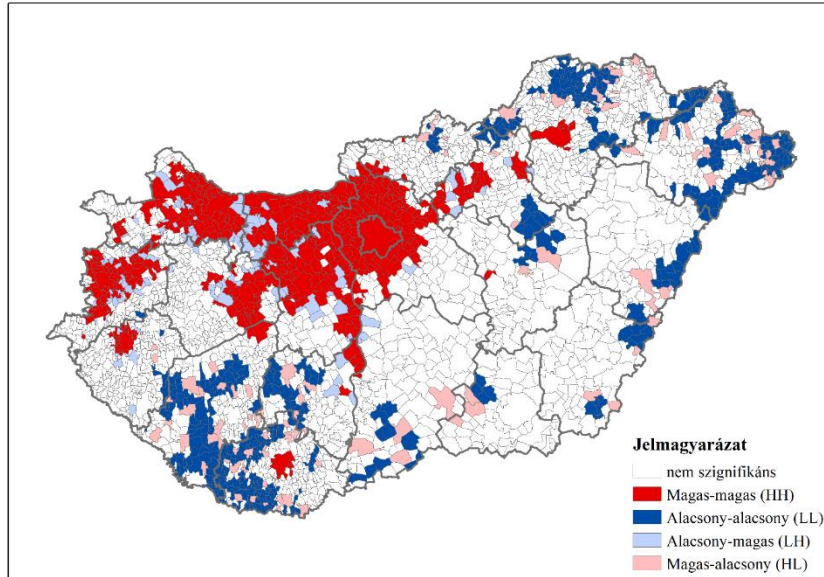
Initial and ergodic distributions of the model using different spatial lags (2012-2019)

<i>kezdeti eloszlás</i>	1	2	3	4	5
Magyarország	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200
térbeli késleltetés 1.	0,535	0,283	0,118	0,047	0,016
térbeli késleltetés 2.	0,283	0,332	0,251	0,108	0,027
térbeli késleltetés 3.	0,127	0,240	0,311	0,247	0,074
térbeli késleltetés 4.	0,050	0,120	0,260	0,338	0,232
térbeli késleltetés 5.	0,005	0,025	0,059	0,259	0,652
<i>ergodik eloszlás</i>	1	2	3	4	5
Magyarország	0,136	0,192	0,245	0,237	0,190
térbeli késleltetés 1.	0,412	0,323	0,173	0,069	0,023
térbeli késleltetés 2.	0,170	0,320	0,334	0,140	0,036
térbeli késleltetés 3.	0,083	0,193	0,349	0,296	0,079
térbeli késleltetés 4.	0,043	0,126	0,290	0,361	0,180
térbeli késleltetés 5.	0,009	0,038	0,088	0,298	0,567

## 2. melléklet

### A tudásdimenzió és az egy lakosra jutó jövedelem kétdimenziós lokális területi autokorrelációja

Bivariate local spatial autocorrelation of the knowledge dimension and per capita income

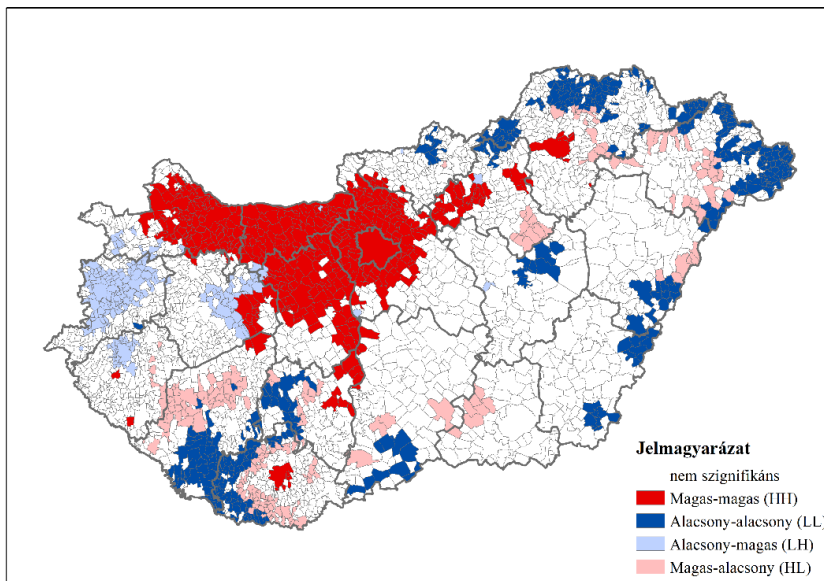


Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő.

## 3. melléklet

### Az egy lakosra jutó jövedelem és az autópálya elérhetőség kétdimenziós lokális konfigurációja

Bivariate local spatial configuration of per capita income and highway accessibility

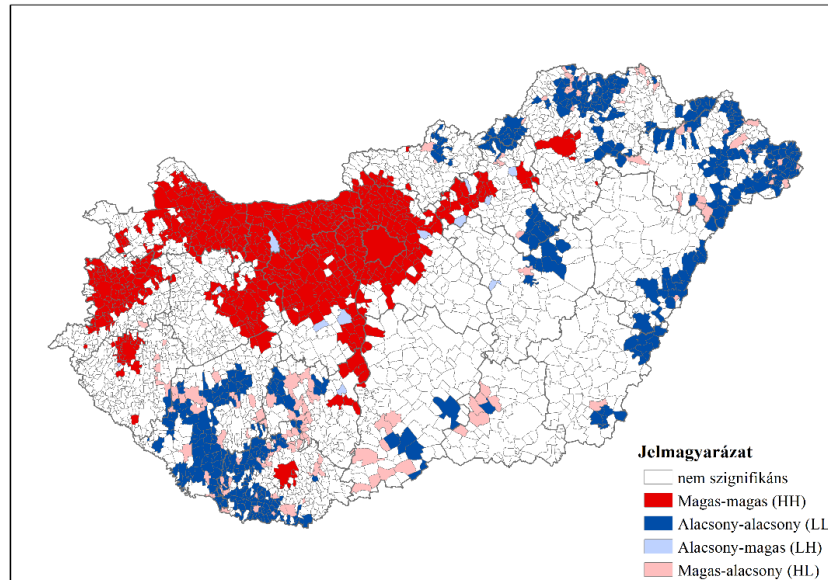


Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő. Az autópálya-elérhetőség esetén az időtávolság fordított skáláját alkalmaztuk. Így a HH a kedvező elérhetőség-kedvező jövedelmek, az LL a kedvezőtlen elérhetőség-kedvezőtlen jövedelmek, az LH a kedvezőtlen elérhetőség-kedvező jövedelmek, míg a HL a kedvező elérhetőség-kedvezőtlen jövedelmek összefüggést mutatják.



#### 4. melléklet

A szociális transferekben részesítettek aránya és a jövedelmek közös lokális területi képe  
Bivariate local spatial autocorrelation of the proportion of recipients of social transfers and per capita income



Megjegyzés: az alkalmazott súlymátrix az elsőrendű királynő. A szociális transferekben részesítettek esetén az mutató fordított skáláját alkalmaztuk. Így a HH a kedvező szociális helyzet-kedvező jövedelmek, az LL a kedvezőtlen szociális helyzet-kedvezőtlen jövedelmek, az LH a kedvezőtlen szociális helyzet-kedvező jövedelmek, míg a HL a kedvező szociális helyzet-kedvezőtlen jövedelmek összefüggéseket mutatja.

#### Irodalomjegyzék

- ALPEK, B. L.–TÉSITS, R. (2019): A foglalkoztathatóság mérési lehetőségei és térszerkezete Magyarországon *Területi Statisztika* 59 (2): 164–187. <https://doi.org/10.15196/TS590203>
- ANSELIN, L. (1995): Local Indicators of Spatial Association - LISA *Geographical Analysis* 27 (2): 93–115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- ANSELIN, L. – REY, S. J. (2014): *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL* GeoDa Press, Chicago
- AYOUBA, K. – LE GALLO, J. (2019): *D2.5. Report on Spatiotemporal ESDA on GDP, Income and Educational Attainment in European regions* D2.5, 2019. fihal-02789469ff
- BERECZKI, A. (1989): Békés megye gazdaságilag elmaradott térségei. In: SIMON, I. (szerk.): *Alföldi Tanulmányok* 1989 XIII. kötet pp. 169-184., MTA-RKK AKCS, Békéscsaba.
- BICKENBACH, F. – BODE, F. (2003): Evaluating the Markov Property in Studies of Economic Convergence *International Regional Science Review* 26 (3): 363–392.
- BOUDEVILLE, J. (1968): *L' espace et les poles de croissance*. Paris.
- BUFETOVA, A. (2016): *Trends toward the concentration of economic activity and uneven spatial development of Russia* ERSAs conference papers ersa16p104, European Regional Science Association.
- CAPELLO, R.–PERUCCA, G. (2013): *Do Eastern European Regions Move Towards an Endogenous Growth Pattern? A Diachronic Perspective of Regional Success Factors*, GRINCOH Working Paper Series, Paper No. 1.15

- CRESCENZI, R.–RODRÍGUEZ-POSE, A. (2008): Infrastructure endowment and investment as determinants of regional growth in the European Union. In: STRAUSS, H. (eds.): *Infrastructure investment, growth and cohesion The economics of regional transport investment* pp. 62–101., EIB Papers, Luxembourg.
- CZALLER, L. (2016): Agglomeráció, regionális növekedés és konvergencia *Területi Statisztika* 56 (3): 275–300.
- CZALLER, L., 2017, Increasing social returns to human capital: evidence from Hungarian regions, *Regional Studies*, 51 (3): 467-477
- CSITE, A. – NÉMETH, N. (2007): *Az életminőség területi differenciái Magyarországon: a kistérségi szintű HDI becslési lehetőségei* Budapest Working Papers On The Labour Market Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek BWP – 2007/3
- DE BOK, M.–VAN OORT, F. (2011): Agglomeration economies, accessibility, and the spatial choice behavior of relocating firms *The Journal of Transport and Land Use* 4 (1): 5–24. <https://doi.org/10.5198/jtlu.v4i1.144>
- DUSEK, T. (2006): *Regional income differences in Hungary: a multi-level spatio-temporal analysis* Conference Paper. 46th Congress of the European Regional Science Association, Volos. <http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa06/papers/284.pdf>
- EGRI, Z. – KŐSZEGI, I. R. (2016): Az egészségi állapot szerepe hazánk területi gazdasági fejlődésében *Területi Statisztika* 56(5): 520–548; DOI: 10.15196/TS560502
- EGRI, Z. – KŐSZEGI, I. R. (2020): A közúti elérhetőség szerepe a kelet-magyarországi gazdasági teljesítményben és gazdaságfejlesztésben *Területi Statisztika* 60 (6): 653–687; DOI: 10.15196/TS600603
- EGRI, Z. (2017): Magyarország városai közötti egészségügyenlétlenségek *Területi Statisztika* 57 (5): 537–575 DOI: 10.15196/TS570504
- EGRI, Z. (2020): A területi jövedelemegyenlőtlenségek változása Békés megyében, 1988–2017 *Területi Statisztika* 60 (4): 477–512. DOI: 10.15196/TS600404
- ENYEDI, GY. (2004): Regionális folyamatok a poszt szocialista Magyarországon *Magyar Tudomány* 49 (9): 935–941.
- ESPON (2012): *SGPTD Second Tier Cities and Territorial Development in Europe: Performance, Policies and Prospects Final Report*. ESPON Coordination Unit, Luxembourg.
- ESPON (2014): *ET2050 Territorial Scenarios and Visions for Europe Final Report* ESPON Coordination Unit, Luxembourg.
- EUROPEAN COMMISSION (2017): *Competitiveness in low-income and low-growth regions The lagging regions report* Brussels
- FALUVÉGI, A. (2020): A magyar kistérségek fejlettségi különbségei *Területi Statisztika* 60 (1): 118–148. <https://doi.org/10.15196/TS600109>
- FARAGÓ, L. (1995). Kína a növekedési póluselmélet gyakorlati megvalósítója *Tér és Társadalom* 9 (3-4): 179-189.
- FARKAS, J. – KOVÁCS, A. D. (2018): Kritikai észrevételek a magyar vidékfejlesztésről a vidékfeldrajz szempontjából *Területi Statisztika* 58 (1): 57–83 DOI: 10.15196/TS580103
- FISCHER, M.M. – STIRBÖCK, C. (2006): Pan-European regional income growth and club-convergence Insights from a spatial econometric perspective *The Annals of Regional Science* 40: 693–721.
- FUJITA, M.–KRUGMAN, P.–VENABLES, A. J. (1999): *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade* MIT Press, Cambridge.
- GORZELAK, G. (1997): Regional Development and Planning in East Central Europe In: KEUNE, M. (Ed.): *Regional Development and Employment Policy: Lessons from Central and Eastern Europe* pp. 62–76., ILO, Budapest.



- GORZELAK, G. (2001): *Regional Development in Central Europe and European Integration* Informationen zur Raumentwicklung Heft 2001, 11/12.
- GUTIÉRREZ, M. L. S. – REY, S. J. (2013): Space-time income distribution dynamics in Mexico, *Annals of GIS* 19 (3): 195-207, DOI: 10.1080/19475683.2013.806354
- GYŐRI, R.–MIKLE, G. (2017): A fejlettség területi különbségeinek változása Magyarországon, 1910–2011 *Tér és Társadalom* 31 (3): 144–164.
- HACKER, B. (2021): *Unequal Europe Tackling regional disparities in the EU* Friedrich-Ebert-Stiftung - Foundation for European Progressive Studies (FEPS)
- HAGGETT, P. (2006): *Geográfia* Typotex, Budapest.
- HAJDÚ, D. – KONCZ, G. (2022): Employment data of participants in supported adult training for jobseekers and their territorial pattern in Hungary, 2010–2020 *Regional Statistics* 12 (2): 117–148; DOI: 10.15196/RS120205
- HIRSCHMANN, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. New York: Yale University Press
- IAMMARINO, S. – RODRÍGUEZ-POSE, A. – STORPER, M. (2017): *Why Regional Development matters for Europe's Economic Future* Working Papers Directorate-General for Regional and Urban Policy WP 07/2017 46.p.
- IZSÁK, É. – BAJI, P. – VAJAS, Á. (2011): Az 1971-es OTK néhány tanulsága Kell-e performatív fordulat a településfejlesztésbe? In: CSAPÓ, T. (eds.): *Az 1971. évi OTK és hatása a hazai településrendszerre: szuburbanizáció, aprófalvak, településszerkezet* Savaria University Press, Szombathely, p. 71-82
- JAKOBI, Á. (2018): A térbeli elhelyezkedés differenciáló szerepe a 20. század eleji Magyarországon in DEMETER, G. – SZULOVSKY, J. (eds.): *Területi egyenlőtlenségek nyomában a történeti Magyarországon Módszerek és megközelítések* Budapest-Debrecen, p. 117-145.
- JÁROSI, P. (2017): Modelling Network Interdependencies of Regional Economies using Spatial Econometric Techniques *Regional Statistics* 7 (1): 003–016; DOI: 10.15196/RS07101
- JENEINÉ GERŐ, H. E. – KINCSES Á. – TÓTH G. (2021): A hazai mikro-, kis- és középvállalkozások térbeli jellegzetességei *Területi Statisztika* 61 (6): 769–796; DOI: 10.15196/TS610604
- KÁPOSZTA, J. (2014): Területi különbségek kialakulásának főbb összefüggései *Gazdálkodás* 58 (5): 399-412
- KARAHASAN, B. C. (2017): Distributional Dynamics of regional incomes in turkey: 1987-2014 *Marmara Journal of Economics* 1: 95-97, DOI: 10.24954/mjecon.2017.5
- KARAHASAN, B. C. (2020): Can neighbor regions shape club convergence? Spatial Markov chain analysis for Turkey *Letters in Spatial and Resource Sciences* 13: 117-131 <https://doi.org/10.1007/s12076-020-00248-z>
- KINCSES, Á. – TÓTH, G. (2019): A Magyarországon élő külföldi kötődésű népesség térbeli autokorreláltsága *Területi Statisztika* 59 (6): 579–606; DOI: 10.15196/TS590601
- KISS, J. P. – SZALKAI, G. (2018): Az ingázás mobilitási jellemzői a legutóbbi népszámlálások adatai alapján *Területi Statisztika* 58 (2): 177–199; DOI: 10.15196/TS580203
- KISS, J. P. (2007): *A területi jövedelemegyenlőtlenségek strukturális tényezői Magyarországon* Doktori disszertáció Szegedi Tudományegyetem, Földtudományok Doktori Iskola, Szeged–Budapest.
- KOTOSZ, B. (2016): A konvergencia területisége és lokális szintű mérése: elméleti áttekintés *Területi Statisztika* 56 (2): 139–157; DOI: 10.15196/TS560203
- KÖNIGS, S. – VINDICS, A. (2021): *The Geography of Income Inequalities in OECD Countries*, Paper prepared for the 36th IARIW Virtual General Conference August 23-27, 2021

- KRUGMAN, P. (1991): *Geography and Trade* MIT Press, Cambridge.
- LAUSÉN, J. R. (1973). Urbanization and development. The temporal interaction between geographical clusters. *Urban Studies* 10: 163-188.
- LE GALLO, J. – ERTUR, C. (2000): *Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995* [Research Report] Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC). 25 p., Graph, ref. bib.: 29 ref. fihal-01527222ff
- LE GALLO, J. – FINGLETON, B. (2013): Regional Growth and Convergence Empirics in FISCHER, M.M. – NIJKAMP, P. (eds): *Handbook of Regional Science* Springer Heidelberg New York Dordrecht London. p. 291-316.
- LE GALLO, J. (2001): *Space-time analysis of GDP disparities among European regions: a Markov chains approach*. [Research Report] Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC). 2001, 30 p.
- LEIBENATH, M.–HAHN, A.–KNIPPSCHILD, R. (2007): Der „Mitteleuropäische Kristall“ – zwischen „Blauer Banane“ und „osteuropäischem Pentagon“. Perspektiven der neuen zwischenstaatlichen deutsch-tschechischen Arbeitsgruppe für Raumentwicklung *Angewandte Geographie* 31 (1): 36–40. doi: 10.1007/s00548007-0008-2
- LENGYEL I. – RECHNITZER J. (2004): *Regionális gazdaságtan* Budapest–Pécs: Dialóg Campus.
- LENGYEL, B. (2012): *Tudásalapú regionális fejlődés* L'Harmattan Kiadó, Budapest
- LENGYEL, I. (2010): *Regionális gazdaságfejlesztés: Versenyképesség, klaszterek és alulról szerveződő stratégiák* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- LENGYEL, I. (2021): *Regionális és városgazdaságtan* Szegedi Egyetemi Kiadó, Szeged.
- LENNERT, J. (2019): A magyar vidék demográfiai jövőképe 2051-ig, különös tekintettel a klímaváltozás szerepére a belső vándormozgalom alakításában *Területi Statisztika* 59 (5): 498–525. <https://doi.org/10.15196/TS590503>
- LŐCSEI, H. (2010): *Területi növekedési pályák Magyarországon, 1990-2008* Doktori disszertáció ELTE TTK Földtudományi Doktori Iskola, Budapest.
- LUKOVICS, M.–KOVÁCS, P. (2011): A magyar kistérségek versenyképessége *Területi Statisztika* 51 (1): 52–71.
- LUX, G. (2012): Reindusztrializáció Közép-Európában. In: BARANYI, B.–FODOR, I. (szerk.): *Környezetipar, újraiparosítás és regionalitás Magyarországon* pp. 21-34., Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Regionális Kutatások Intézete, Pécs–Debrecen.
- MAJOR, K. - NEMES NAGY, J. (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években *Statisztikai Szemle* 77 (6): 397-421.
- MARSHALL, A. (1920): *Principles of economics An introductory volume* Macmillan and Co., London.
- MONFORT, P. (2020): *Convergence of EU Regions Redux Recent Trends in Regional Disparities*. Working Papers 2/2020, Brussels.
- MYRDAL, G. (1957), *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, London: University Paperbacks, Methuen.
- NEMES NAGY J. – NÉMETH N. (2003): *A „hely” és a „fej” A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon* Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 7. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. p. 59.
- NEMES NAGY J. – NÉMETH N. (2005): Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői in: FAZEKAS, K. (eds.): *Munkapiac és regionalitás Magyarországon* MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest. p. 75-137.
- NEMES NAGY, J. (2009): *Terek, helyek, régiók: A regionális tudomány alapjai* Akadémiai Kiadó, Budapest.

- NÉMETH, N. (2008): *Fejlődési tengelyek az új hazai térszerkezetben Az autópálya-hálózat szerepe a regionális tagoltságban* PhD-értekezés Eötvös Loránd Tudományegyetem Természettudományi Kar Regionális Tudományok Tanszék, Földtudományi Doktori Iskola, Budapest–Fonyód.
- NÉMETH, N.–KISS, J. P. (2007): Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága *Területi Statisztika* 47 (1): 20-45.
- NÖLKE, A.–VLIEGENTHART, A. (2009): Enlarging the varieties of capitalism The emergence of dependent market economies in East Central Europe *World Politics* 61 (4): 670–702. <https://doi.org/10.1017/S0043887109990098>
- OFTK – NEMZETI FEJLESZTÉS 2030 Országos Fejlesztési és Területfejlesztési Konceptió [http://www.terport.hu/webfm\\_send/4616](http://www.terport.hu/webfm_send/4616)
- PAELINCK, J. (1965). La théorie du développement polirisé. *Economie Régionale* 203-254.
- PANICO, C. - OLIVELLA, R. M. (2009): Myrdal, Growth Processes and Equilibrium Theories in SALVADORI, N. (eds.): *Geography, Structural Change and Economic Development*, Edward Elgar Publishing, p. 183-202.
- PANNON ELEMZŐ – REVITA ALAPÍTVÁNY – HÉTFA ELEMZŐ KÖZPONT – BUDAPEST INTÉZET (2013): *A fejlesztési források szerepe a leszakadó térségek dinamizálásában* Értékelési Jelentés.
- PÉLI, L. (2013): *Növekedési pólusok főbb regionális gazdaságtani összefüggéseinek vizsgálata Magyarországon*, Agroinform, Budapest
- PELLEGRINI, G. (2002): Proximity, polarization, and local labor market performances *Networks and Spatial Economics* 2 (2): 151–173.
- PÉNZES, J. (2014): *Periférikus térségek lehatárolása – dilemmák és lehetőségek* Didakt Kft., Debrecen
- PÉNZES, J. (2019): *A hazai területi egyenlőtlenségek alakulása jövedelmi mutatók tükrében*. Előadás. A Magyar Regionális Tudományi Társaság XVII. Vándorgyűlése Területi kutatások Közép-Európában, Sopron, 2019. október 11. <http://www.mrtt.hu/vandorgyulesek/2019/07/penzes.pdf>
- PÉNZES, J. (2020): The impact of the Trianon Peace Treaty on the border zones – an attempt to analyse the historic territorial development pattern and its changes in Hungary *Regional Statistics* 10 (1): 60–81
- PÉNZES, J.–KISS, J. P.–DEÁK, A.–APÁTI, N. (2018): Térségi sokszínűség és stabilitás: az iskolázottság települési szintű egyenlőtlenségeinek változása Magyarországon 1990–2011 között *Területi Statisztika* 58 (6): 567–594. <https://doi.org/10.15196/TS580602>
- PÉNZES, J.–PÁLÓCZI, G.–PÁSZTOR, SZ. (2014): Social frontiers in Hungary in the mirror of the centre-periphery dichotomy of incomes *Eurolimes* 17: 11–23.
- POLENSKE, K. (2004): Competition, Collaboration and Cooperation: An Uneasy Triangle in Networks of Firms and Regions *Regional Studies* 38 (9): 1029-1043 <http://dx.doi.org/10.1080/0034340042000292629>
- POTTIER, P. (1963). Axes de communication et développement économique. *Revue Economique* vol. 14. , 58-132.
- QUAH, D. (1996): Empirics for Economic Growth and Convergence European *Economic Review* 40 (6): 1353-1375. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)
- RECHNITZER, J. (1994): *Fejezetek a regionális gazdaságtan tanulmányozásához* Győr-Pécs: Text-Print Nyomdaipari Kft.
- RECHNITZER, J.–GROSZ, A. HARDI, T.–KUNDI, V.–SURÁNYI, J.–SZÖRÉNYINÉ KUKORELLI, I. (2008): *A magyarországi Felső-Duna szakasz fejlesztési kérdései* MTA RKK NYUTI, Győr.

- REY S.J. (2019) Spatial Dynamics and Space-Time Data Analysis In: FISCHER M., NIJKAMP P. (eds) *Handbook of Regional Science* Springer, Berlin, Heidelberg [https://doi.org/10.1007/978-3-642-36203-3\\_78-1](https://doi.org/10.1007/978-3-642-36203-3_78-1)
- RICHARDSON, H. W. (1980): Polarization reversal in developing countries *Papers of the Regional Science Association* 45: 67–85. <https://doi.org/10.1007/BF01934655>
- RODRIGUE, J.-P. (2020): *The Geography of Transport Systems* New York: Routledge, [doi.org/10.4324/9780429346323](https://doi.org/10.4324/9780429346323)
- RODRÍGUEZ-POSE, A.–TSELIOS, V. (2015): Toward inclusive growth: Is there regional convergence in social welfare? *International Regional Science Review* 38 (1): 30–60.
- SALAMIN, G. – RADVÁNSZKI, Á. – NAGY, A. (2008): A magyar településhálózat helyzete *Falu város régió* 3: 6-26
- SCHUMPETER, J. A. (1994) [1942]: *Capitalism, Socialism and Democracy* Routledge, London.
- SHORROCKS, A.F. (1978): The Measurement of Mobility *Econometrica* 46 (5): 1013-1024.
- SIC (2006): *Sustrain implement corridor*. Long factbook [http://195.230.172.167/cms\\_sic/upload/pdf/061010\\_SIC\\_LongFactbook.pdf](http://195.230.172.167/cms_sic/upload/pdf/061010_SIC_LongFactbook.pdf) (letöltve: 2010.02.23. )
- SMĘTKOWSKI, M. (2014): Spatial Patterns of Regional Economic Development in Central and Eastern European Countries *Geographia Polonica* 88 (4): 539-555 <http://dx.doi.org/10.7163/GPol.0033>
- SMĘTKOWSKI, M. (2018) The role of exogenous and endogenous factors in the growth of regions in Central and Eastern Europe: the metropolitan/non-metropolitan divide in the pre- and post-crisis era *European Planning Studies* 26 (2): 256-278. <https://doi.org/10.1080/09654313.2017.1361585>
- SZABÓ, P.–FARKAS, M. (2014): Kelet-Közép-Európa térszerkezeti képe *Tér és Társadalom* 28 (2): 67–86. doi: 10.17649/TET.28.2.2612
- SZAKÁLNÉ KANÓ, I. (2017): A gazdasági aktivitás térbeli eloszlásának vizsgálati lehetőségei in: LENGYEL I. (szerk.) 2017: *Két évtizedes a regionális tudományi műhely Szegeden: 1997–2017* JATEPress, Szeged, 357–378. o.
- THISSEN, M.–VAN OORT, F.–DIODATO, D.–RUIJS, A. (2013): *Regional Competitiveness and Smart Specialization in Europe. Place-based Development in International Economic Networks* Edward Elgar, Cheltenham
- TOBLER, WALDO R. (1970): A Computer Model Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, 46: 234–240.
- TÓTH, G. – NAGY, Z. (2013): Eltérő vagy azonos fejlődési pályák? A hazai nagyvárosok és térségek összehasonlító vizsgálata *Területi Statisztika* 53 (6): 593–612.
- TÓTH, G. (2014): *Térinformatika a gyakorlatban közgazdászoknak* Miskolci Egyetem, Miskolc.
- TÓTH, J.–CSATÁRI, B. (1983): Az Alföld határ menti területeinek vizsgálata *Területi Kutatások* 6: 78-92.
- TRANOS E. – IOANNIDES Y.M. (2021): Ubiquitous digital technologies and spatial structure; an update *PLoS ONE* 16 (4): e0248982
- VARGA, A. (2009) *Térszerkezet és gazdasági növekedés* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- VOSS, P. R. – LONG, D. D. – HAMMER, R. B. – FRIEDMAN, S. (2006): County child poverty rates in the US: a spatial regression approach *Population Research and Policy Review* 25: 369–391 <https://doi.org/10.1007/s11113-006-9007-4>
- WILLIAMSON, J. G. (1965): Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns *Economic Development and Cultural Change* 4 (2): 3–84.
- ZELLER C. (2002) Project teams as means of restructuring and development in the pharmaceutical industry, *Regional Studies* 36: 275–289.