

Mobilitás és perzisztencia a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban: települési szintű tapasztalatok Magyarországon 2012-2019 között

Mobility and persistence in income inequality processes: experiences at the settlement level in Hungary between 2012-2019

Absztrakt

A tanulmány a 2008-2009-ben kiinduló gazdasági válságot követő, a fellendülést érintő időszakot érintő általános és települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatainak ismertetését célozza meg.

A tanulmány bevezetésében a szerző a főbb elemzési kereteket és hazai lényegi egyenlőtlenségi összefüggéseket, majd a kutatás hipotéziseit ismerteti. Az elemzés kiemelt figyelmet szán a területi heterogenitásnak, amelyet a hazai területfejlesztésben használatos fejlesztési kategóriák (klubok) mentén értelmezi a szerző, és feltételezi ezen klubok jövedelemegyenlőtlenségi folyamatainak szignifikáns differenciáltságát.

Az elemzés metódusait alapvetően a σ -konvergencia (Robin Hood-index), az alternatív Markov-lánc módszer, valamint a térökonometriai (többváltozós) regressziós modellek jelentik.

Az eredmények szerint a különböző fejlesztési klubok mind az országos átlagtól, mind egymástól szignifikánsan elkülönülnek a jövedelemnövekedés, a növekedési tényezők, az egyenlőtlenségi pályák, valamint a jövedelmi dinamika vonatkozásában. Az eredmények rávilágítanak a kedvezőtlen adottságú települések felzárkózását érintő pesszimizmusra, a jövedelmi klubok által alkotott centrum-periféria viszonyrendszer oldhatatlanságára. A jövedelmek eloszlását eredményező tényezők beazonosítását követően a szerző rámutat ezen jelenségek endogén voltára, arra, hogy a hosszú ideje fennálló, helyi szinten beágyazott folyamatok fenntartják a jövedelmi centrum-periféria relációt.

Kulcsszavak: jövedelemegyenlőtlenségek, fejlesztési klubok, térökonometria, Markov-lánc

Abstract

The study aims to describe the general and settlement-level income inequality processes following the economic crisis of 2008-2009 and the recovery period.

In the introduction of the study, the author describes the main analytical frameworks and the main inequalities in Hungary, and then the hypotheses of the research. The research pays special attention to territorial heterogeneity, which the author interprets along the development categories (clubs) used in Hungarian regional development, and assumes the significant differentiation of the income inequality processes of these clubs.

The methods of analysis are basically the σ -convergence (Robin Hood index), the alternative Markov chain method, and the spatial econometric (multivariate) regression models.

The results show that different development clubs differ significantly from both the national average and each other in terms of income growth, growth factors, inequality trajectories, and income dynamics. The results highlight the pessimism of the catching-up of disadvantaged settlements and the insolubility of the center-periphery system formed by income clubs. After identifying the factors that result in the distribution of income, the author points out the endogenous nature of these phenomena, that long-standing, embedded processes at the local level maintain the income center-periphery relation.

Keywords: income inequality, development clubs, space econometrics, Markov chain

Bevezetés

A regionális jövedelemegyenlőtlenségek kérdései az utóbbi két-három évtizedben mind az akadémiai kutatásokban, mind a gazdaság- és területpolitikai elképzelésekben hangsúlyosan jelennek meg (Barro 1991, Quah 1996, Komlósi 2014). A téma Kelet-Közép-Európában, és benne hazánkban különösen intenzív érdeklődést váltott ki a rendszerváltoztatás- és az azt követő időszakban (Nemes Nagy 2005, Németh-Kiss 2007, Capello-Perucca 2013, Smetkowski 2014, Smetkowski 2018). A területi jövedelemegyenlőtlenségi tendenciák alakulása, az egyenlőtlenségeket és a növekedést/konvergenciát alakító tényezők, továbbá valamely kitüntetett helyzetben lévő településkör (a legelmaradottabbak, vagy a városok bizonyos köre) pozícionálása, helyzetének változása, bizonyos mintatérsegek rendszerváltozást követő transzformációja – mind-mind kiemelt kutatási irányzatok Magyarországon és Kelet-Közép-Európában (Paas et al 2007, Nemes Nagy-Németh 2003, Németh-Kiss 2007, Czaller 2016, Molnár et al. 2018, Lengyel-Kotosz 2019).

A hazai területi jövedelemegyenlőtlenség- és konvergencia-elemzések döntő többsége a Williamson-hipotézis (1965) mentén szerveződik, amely az országos szintű fejlettség, fejlődés és a belső területi egyenlőtlenségek összefüggéseit vizsgálja. A szerző a modellt kapitalizmus előtti időszaktól eredezteti, amely kiegyenlített térszerkezetét a nagyiparra alapozott fejlődés polarizálja (a divergencia kiszélesedével), ezt követően pedig a térségen belüli egyenlőtlenségek csökkenése tapasztalható, a piaci és a központi beavatkozások eredményeként (Nemes Nagy 2005). Az eredeti modellhez képest a kelet-közép-európai változatban egy erőteljesebb konvergencia figyelhető meg a szocialista beavatkozások következtében (jövedelmi viszonyok, ágazati támogatások), amelyet a piacgazdasági átalakulás gazdasági recesszióval és térségi divergenciával kísér, majd újabb konvergens periódus jelenik meg (Nemes Nagy 2009).

A hazai trendek megerősíti a módosított Williamson-hipotézist, a konvergenciairodalomból (Paas et al. 2007, Kotosz 2016) ismert σ -konvergencia¹ vizsgálatok szerint Magyarországon a kezdeti mérsékelt egyenlőtlenségi szintet az 1990-es évek közepéig gyors differenciálódás, majd stagnálás követte, az ezredfordulótól pedig minden területi szinten a belső tagoltság fokozatos csökkenése, vagyis a jövedelmi szintek egymáshoz való közeledése tapasztalható (Dusek 2006, Németh-Kiss 2007, Kiss 2007, Péntes 2019, Egri 2020). A hazai területi eredmények is megerősítik a fenti eredményeket, ugyanakkor a térbeli differenciáltság erőteljes jelenségére mutatnak rá. Vagyis arra, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek akár mikrotérségi-

¹ A σ -konvergencia alatt valamilyen jövedelemegyenlőtlenségi mutató csökkenését értjük (Kotosz 2016), vagyis az egymáshoz való közeledést.

(kistérségi, járási), akár mezoszinten (megye, régió) szerveződnek, különböző lefutású és amplitúdójú pályákat, mintázatokat mutatnak (Németh-Kiss 2007, Péntes 2019, Egri 2020).

A felzárkózás típusú konvergencia-elemzések mikrotérségi szinten is megjelennek (például Czaller 2016, Pannon Elemző et al. 2013), igazolva az alacsonyabb fejlettségű terek magasabb növekedését, vagyis a β -konvergenciát. Ezen típusú konvergencia-hipotézist, és annak hazai eredményeit általános kritikák is érik, Dusek (2006) szerint nincsenek automatikus erők, amelyek a jövedelmi konvergencia irányába hatnak, a jelenség nem értelmezhető az intézményi, történelmi, demográfiai és egyéb tényezők nélkül.

A hazai jövedelmi egyenlőtlenségeket, jövedelmi eloszlásokat befolyásoló tényezők köre főként a földrajzi helyzetet, a tudást, a közlekedésföldrajzi elérhetőséget, a humán erőforrás-jellemzőket, a külföldi működőtőkét, a településnagyságot és a közigazgatási státuszt, a gazdasági aktivitást, a szocialista időszakos fejlesztési státuszt, valamint a szomszédosági hatásokat érintik (Nemes Nagy-Németh 2005, Dusek 2006, Kiss 2007, Németh 2008, Tóth 2013, Egri 2020).

Dolgozatunk egy kiemelt periódust érint, és elemi célja az Amerikai Egyesült Államokból 2008-ban kiinduló, globálissá vált válságot követő időszak hazai területi jövedelemegyenlőtlenségi hatásainak elemzése. Az egyébként komoly strukturális problémákkal (magas külföldi tőkefüggés, államháztartási reformok hiánya) bíró Magyarország – a többi új tagállam többségével egyetemben – igen jelentős, az uniós átlagot meghaladó gazdasági visszaeséssel szembesült (Lentner 2010, Farkas 2012). A gazdasági recesszió térbeli képe hazánkban igen differenciált volt, elsőként és alapvetően a globális gazdaságba integrálódott közép- és nyugat-dunántúli terek szenvedték el a legnagyobb visszaesést (Egedy 2012, Milio et al 2014). A válságot és a kilábalást követően a magyar makrogazdasági növekedése töretlen, lényegében gyorsabb bővülés tapasztalható, mint Csehországban és Szlovákiában, a hazai GDP gyarapodás az euróövezet átlagos értékét is meghaladja. A 2010-2019 közötti magas átlagos gazdasági növekedéssel párhuzamosan a háztartások rendelkezésre álló jövedelme is jelentősen emelkedik (Oblath-Palócz 2020).

Az időszakot érintő elemzések jelzik azt, hogy a szilárd makrogazdasági növekedés mögött szubnacionális (megyei) szinten a különbségek növekedése (divergencia), illetve a klubkonvergencia jelei mutatkoztak meg (Lengyel-Kotosz 2018, Lengyel-Varga 2018, Smirnykh-Wörgötter 2021). Lokálisabb léptékben Péntes (2019) a járásokon belüli egyenlőtlenségi pályák tendenciáira mutat rá, amelyek a válságot követően kétféle területi

irányt mutatnak: a személyi jövedelmek esetén inkább a konvergencia, míg a települési gazdasági erő² esetén a divergencia jellemző.

A vizsgálatainkat az utóbbi, települési szinten végezzük, úgy véljük, hogy ezen lokális szint – korlátosságai ellenére – képes megragadni a válságot követő időszak jövedelemegyenlőtlenségeinek sajátosságait, annak főbb területi ismérveit.

Kutatásuk során az alábbi kutatási kérdések és feladatok megválaszolását céloztuk meg.

- *A gazdasági válságot követő időszakban a területi jövedelemegyenlőtlenségek milyen pályát mutatnak országos vonatkozásban?* Vizsgálataink első lépéseként a hagyományos σ -konvergencia elemzés mellett az alternatív módszernek számító Markov-lánc módszerrel is bemutatjuk a jövedelmek differenciáltságát és mobilitását. Utóbbi vizsgálattal a jövedelemegyenlőtlenségi (konvergencia/divergencia) folyamatok összetettségére kívánunk rámutatni, arra, hogy a települési jövedelmek mobilitása miként befolyásolja, alakítja a vizsgált jelenséget.
- *Az országos növekedési és egyenlőtlenségi trendekhez képest a területi összefüggések mennyire tekinthetők heterogénnek?* Az ehhez kapcsolódó elemzéseket a hazai általános térbeli differenciáltságot kifejező, társadalmi-gazdasági értelemben homogénnek vett fejlesztési célzatú terek (klubok) mentén végezzük el. A matematikai-statisztikai elemzésekkel (Robin Hood-index, Markov-lánc, a jövedelemnövekedés triadikus felbontásának módszere) rámutatunk a különböző fejlettségű települési terek növekedésének, valamint azok jövedelemegyenlőtlenségeinek különbözőségeire. Azt feltételezzük, hogy a vizsgált jelenségek térben jelentős heterogenitást, illetve szignifikáns eltérést mutat.
- *Mely tényezők alakítják a települési klubok jövedelemeloszlását a gazdasági válságot követő kilábalási és növekedési időszakban? Mennyire jellemző az átmeneti időszakban megfigyelhető meghatározó tényezők szerepe a jövedelmi folyamatokban? Mely tényezők mentén különböznek az egyes települési klubok?* A kutatási kérdésekre adott válasz módszerét a térökonometriai módszerek (többváltozós regressziók) jelentik, amellyel a térbeli heterogenitást is figyelembe vesszük, keresve a valódi differenciáltságot kifejező jelenségeket.

² A települési gazdasági erő a GDP dezaggregáltja alacsonyabb területi szintekre (település, kistérség, stb.).

Módszertan

A jövedelemegyenlőtlenségek időbeli alakulását a területi megoszlások eltérését mérő Hoover- (Robin Hood-) indexszel, illetve a jövedelmek mobilitását és az eloszlásokat reprezentáló alternatív konvergencia-elemzéssel, a Markov-lánc modell segítségével ismertetjük.

A Hoover-index, illetve ennek specifikus változata, a Robin Hood-index azt mutatja meg, hogy a jövedelmek mennyiségének mekkora hányadát kell a települések között átcsoportosítanunk ahhoz, hogy annak területi megoszlása a népesség arányával megegyezzen (Németh 2005).

Danny T. Quah (1993, 1996) a hagyományos β - és σ -konvergencia vizsgálatok kritikái miatt alkalmazza a Markov-lánc módszert a jövedelmi eloszlások és a konvergencia elemzésére. A módszer – a sztochasztikus tulajdonságú, ún. átmenet-valószínűségi mátrixok alkalmazásával – lehetővé teszi a megfigyelési egységek mozgásának egyik időszakról a másikra történő kimutatását. A Markov-lánc átmenet-valószínűségi mátrixának bármely eleme (i,j) azt mutatja meg, hogy mekkora a valószínűsége annak, hogy i állapotban található elem j állapotba kerül. A mátrix sorai egy eloszlást írnak le, kimutatva azt, hogy egy adott állapotból kiindulva milyen lesz a következő időszak állapotának várható eloszlása (Le Gallo 2001, Major 2007). Az átmenet-mátrix létrehozásához a megfigyelési változók diszkrecionalizálása szükséges. Az egyes osztályközök kialakítása körültekintést igényel, a különböző beosztások eredményeként eltérő eredmények születhetnek (Le Gallo-Chasco 2009, Major 2007, Monfort 2020).

A Markov lánc vizsgálandó kulcsjelensége a mozgás, valamint a sokasági eloszlás (Major 2007, Le Gallo – Fingleton 2013).

- A folyamat stabilitásáról – arról, hogy mekkora a valószínűsége az adott kategóriában való maradásnak – ad információt a stabilitási index. Minél nagyobb az értéke, annál nagyobb az esélye a „nem mozgásnak”, vagyis – a jövedelemegyenlőtlenségek vonatkozásában – az alacsony szintű konvergenciának (Major 2007, Monfort 2020). Ugyanezt a jelenséget, de eltérő módon fejezi ki a mobilitási vagy Shorrocks-index (Major 2007, Shorrocks 1978).
- Az ún. ergodik (invariáns, stacioner) eloszlás egy olyan állapotot feltételez, amikor a kialakult eloszlás már nem változik tovább, jövőbeli nyugvópontként (hosszútávú egyensúlyi állapotként) értelmezhető (Monfort 2008, Le Gallo-Fingleton 2013).
- Az átmenet folyamatának sebessége is meghatározható, az hogy mennyi időbe telik az egyik jövedelmi állapotból a másikba való átjutás. A Markov-terminológiában ez az ún. átlagos első elérési idő (Monfort 2008, 2020).

- Megállapítható az a sebesség is, amely során a jelenlegi eloszlás feltételezhetően közeledik a hosszútávú egyensúlyi állapothoz. Ezt a lánc felezési idejének nevezzük, ami azt fejezi ki, hogy mennyi idő szükséges a jelenlegi eloszlástól az egyensúlyi állapot feléig elérni (Monfort 2020, Shorrocks 1978).

Emellett a khí-négyzet próbán alapuló Pearson- (Q) és Likelihood arány (LR) tesztek alkalmaztuk, a statisztikai módszerek alkalmasak mind az időbeli stacionaritás, mind a térbeli heterogenitás tesztelésére (Bickenbach-Bode 2003).

A települési jövedelmek eloszlását befolyásoló tényezők meghatározásához és értékeléséhez a területi adatok feltáró módszerét (ESDA – Exploratory Spatial Data Analysis) használjuk. Magyarázó modelleket építünk, többváltozós regressziótípusokat alkalmazva:

- a legkisebb négyzetek- (ordinary least squares – OLS),
- a kétfokozatú legkisebb négyzetek- (two stage least squares – 2SLS),
- a térbeli kétfokozatú legkisebb négyzetek- (spatial two stage least squares – S2SLS),
- valamint a térbeli súlyozott kétfokozatú legkisebb négyzetek módszereket (spatially weighted two stage least squares – SWLS).

A regressziós metódusok részletes leírását Anselin (1988), Anselin-Rey (2014), Kelejian-Prucha (2010), Drukker et al. (2013) és Grekousis (2020) közli. Tanulmányunkban azt feltételezzük, hogy a jövedelemegyenlőtlenségeket magyarázó tényezők térbeli mintái elütnek egymástól, ezért ennek vizsgálatára az ún. „spatial regime” modellt használjuk fel (Anselin-Rey 2014). Ezen megközelítés a települések különböző részalmazaira eltérő regressziós együtthatókat számol, rámutatva a valós, térben differenciált hatásmechanizmusokra. A regressziós koefficiensek egymástól való szignifikáns különbözőségét a térbeli Chow-teszttel vizsgáljuk (Chow 1960, Grekousis 2020).

A települési jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok alapmutatójának az egy állandó lakosra jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelmet alkalmazzuk. A mutatónak számos előnye van (hosszú idősoros elérhetőség, azonos módszertan), de hátrányok is ugyanúgy fellelhetők (a teljes makrojövedelem-tömeg kisebb részét adja³, a (például KATA, EVA) vállalkozói jövedelmeket nem tartalmazza (Major–Nemes Nagy 1999, Kiss 2007). Az SZJA-köteles jövedelmek elfogadottnak tekinthetők és használhatók a komolyabb, paraméteres módszertannal elvégzett területi jövedelemegyenlőtlenségi vizsgálatok szempontjából is (Nemes Nagy 2009, Németh–Kiss 2007, Péntes 2013, Korompai 2019). Ugyanakkor fontos

³ A 2012-2019 közötti időszakban az SZJA-köteles jövedelmek a GDP 28,23-32,55 százalékát, míg a GNI 29,47-33,43 százalékát adják.

kihangsúlyozni, hogy csak az erősen kiegyenlített társadalmi fejlettség bemutatására alkalmas, a GDP/fő például ettől eltérő tendenciát és egyenlőtlenséget jelez (Kiss 2007, Lócsei 2010, Egri 2020). Előzetes korrelációs számításaink szerint a választott indikátor mind fajlagos, mind abszolút változata a társadalmi-gazdasági fejlettség főbb indikátoraival (képzettség, társas vállalati mutatók, gazdasági aktivitás) közepesen erős és erős kapcsolatokat mutat települési szinten, így véleményünk szerint a társadalmi-gazdasági mozgások megfelelő proxy változója. Természetesen az alacsony területi szinten megfigyelhető térbeli sajátosságok miatt ezen mutató sem tökéletes (Dusek–Kiss 2008), így ezen elemzés is korláatosnak tekinthető.

A vizsgálat kiemelt időhorizontját a 2012-2019 időszak jelenti. Ez ugyan rövid periódusnak számít, de úgy véljük, hogy ezen időszakból is kiolvashatók releváns összefüggések a települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok vonatkozásában.

Az elemzések adatbázisát az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer (TeiR) szolgáltatta. Ezen belül a GeoX Kft., a Központi Statisztikai Hivatal (KSH), valamint a Nemzeti Adó- és Vámhivatal Személyi jövedelemadó és Társasági adóbevallás adatait alkalmaztuk.

Eredmények

A jövedelmi egyenlőtlenségek általános sajátosságai 2012-2019 között

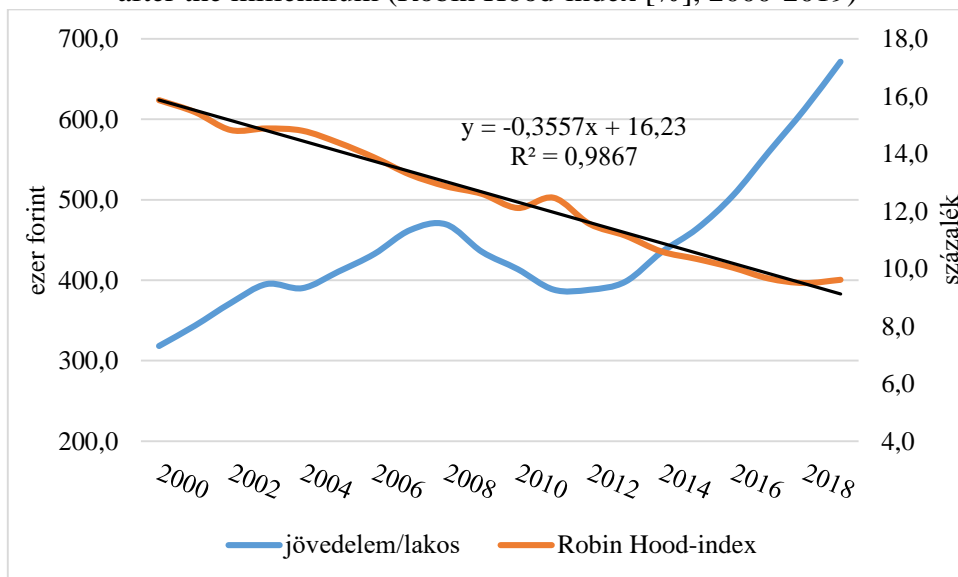
Elsőként a települési szintű egyenlőtlenségek alakulását (vagyis a σ -konvergencia tesztelését) ismertetjük a Robin Hood-index segítségével. (1. ábra) Az egy főre jutó SZJA-köteles jövedelmek közötti egyenlőtlenségek meredeken csökkennek az ezredfordulót követően, az adatsorra illesztett lineáris trendfüggvény főbb jellemzői (meredekség, determinációs együttható) is megfelelően jelzik ezt a folyamatot. A 2012-2019-as részügyidőszakra is egyértelműen jellemző a σ -konvergencia⁴, ugyanakkor a periódus végén már enyhe divergencia tapasztalható.

A Markov-lánc elemzés első lépéseként a települési szintű SZJA-köteles jövedelem/fő értékeket az adott évre vonatkozó, egy állandó lakosra jutó országos átlagos jövedelemmel osztottuk el. Így az elemzés 8 évére (2012-2019) a 3.154 település relatív jövedelmi pozícióját kifejező mutatót kaptunk (25.232 eset), amelyek időbeli változását modellezzük. Panel megközelítést alkalmaztuk, az évente történő változás alapján kategorizáltuk az egyes településeket. Az állapotter diszkretizálására az azonos számú megfigyelések alapján történő választást

⁴ A lineáris regressziós egyenlet a következőképpen írható fel. $y = -0,2977x + 11,649$. $R^2 = 0,9316$

alkalmaztuk, a sokaságot öt egyenlő részre osztottuk fel⁵. A szakirodalom nem nyújt univerzális megoldást a diszkretizálásra, de jelen vizsgálat keretein belül érdemes figyelembe venni az alacsony népességű településekhez kapcsolódó anomáliák⁶ miatt fellépő mozgásokat. Így további, részletesebb felosztás véleményünk szerint nem indokolt.

1. ábra: Az egy lakosra jutó SZJA-köteles reáljövedelem (ezer Ft) és a települési szintű σ -konvergencia az ezredfordulót követően (Robin-Hood index [%], 2000-2019)
Development of per capita income (1.000 HUF) and settlement-level σ -convergence after the millennium (Robin Hood-index [%], 2000-2019)



Megjegyzés: a bal oldali tengely az egy lakosra jutó jövedelem-, míg a jobb oldali a Robin Hood-index tartományát jelzi. Az egy lakosra jutó jövedelem reálértéken (a 2000-es árakon) kerül ismertetésre.
forrás: saját számítás, szerkesztés

A települési jövedelmek mozgása alapján a Markov-mátrix is világos konvergenciát mutat 2012-2019 közötti időszakában. (1. táblázat) Az alsó két kategória esetében egyértelműen nagyobb a felzárkózás valószínűsége, mint a lefelé nivellálódásé. A középső jövedelmű csoport esetében közel ugyanakkora a kétfelé irányuló mozgás esélye. Ez a jelenség hozzájárulhat egy jövőbeli ún. „twin-peaks” jelenséghez (bimodális eloszlást, vagyis polarizációt eredményezve), viszont erre biztosabb választ csak az ergodikus eloszlások tudatában adhatunk. Előbbi gondolatnak viszont ellentmond a fejlettebb kategóriáknál megfigyelhető mobilitás, ahol a lecsúszás esélye nagyobb, mint a felzárkózásé. Általánosságban kijelenthető, hogy a felzárkózás időtartama alacsonyabb, mint a leszakadásé. (1. melléklet) Megállapítható továbbá,

⁵ Összesen 22.078 átmenet adja az elemzések alapját. Az első kategória a hazai átlag 73,7-, a második 90,3-, a harmadik 106,0-, a negyedik pedig 125,0 százalékgig tart, az ötödik esetén az efeletti teljesítménnyel bíró települések találhatók.

⁶ Például a kisebb települések esetén egy-egy újabb adófizető megjelenése indokolatlannak tűnő fejlődést generál (Pénzes 2011). Véleményünk szerint emiatt is tekinthető megfelelőnek a legelső kategória relatíve magasabb határa.

hogy a jövedelmi eloszlás igen stabilnak tekinthető, a 2012-2019 közötti időszakban a nem mozduló települések összesített aránya 85,1 százalék. Igen jelentős mozdulatlanság figyelhető meg a „végeken”. Azon települések, amelyek a legalacsonyabb vagy a legmagasabb jövedelmi kategóriában vannak, 90,0 százalék fölötti az esély a helyben maradásra. Ez megerősíti Pénzes (2019) – ugyan tágabb időszakra vonatkozó – megállapítását, miszerint a jövedelmi centrumok és perifériák térben és időben stabil jellemzőkkel bírnak. A jövedelemegyenlőtlenségekkel és a konvergenciával foglalkozó szakirodalom (Le Gallo 2001, Stokke-Rattso 2011, Iammarino et al 2020) a jövedelmi perifériák tartós helyben maradását a szegénységi csapda jelenségével azonosítja⁷, azaz olyan önerősítő mechanizmussal, amely a szegénység fennmaradását okozza (Azariadis-Stachurski 2005).

Az ergodikusság eloszlás is megerősíti az enyhe konvergencia tényét, a kezdeti egyenletes eloszlás – kissé balra elnyúló – normális eloszlás irányába tart. A települések közötti polarizáció és a perzisztencia sem jellemző hosszú távon, az alsó két osztályban csökkenő jelenlét tapasztalható, míg a harmadik (átlagos) és a negyedik csoportban látványos felhalmozódás várható. Az átlagos és a fölötte lévő jövedelmi csoportokban hosszú távon növekvő jelenlét prognosztizálható (a kezdeti 60 százalékról 67,8 százalékra emelkedik).

1. táblázat: Települési átmenet-valószínűségi mátrixok (Maximum likelihood becslés, 2012-2019)

Table 1. Transition probabilities at settlement level (2012-2019)

jövedelmi osztály	átmenet-valószínűségek					megfigyelések száma
	1	2	3	4	5	
1	0,904	0,096				4406
2	0,069	0,811	0,120			4400
3		0,094	0,806	0,100		4391
4			0,101	0,822	0,077	4395
5				0,088	0,912	4400
kezdeti eloszlás	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200	-
ergodikusság eloszlás	0,135	0,187	0,238	0,235	0,205	-

Megjegyzés: A mátrix időben stacioner eloszlást mutatnak. Azon cellák, amelyek két tizedesjegyig nulla értéket vesznek fel, eltávolításra kerültek a mátrixból.

forrás: saját számítás, szerkesztés

A talán túlságosan technikai leírásnak tűnő elemzéssel arra kívántuk felhívni a figyelmet, hogy a 2012-2019 közötti jövedelmi kiegyenlítődés jelensége (a folyamatos átlagos növekedés mellett) komplex és dinamikus folyamatnak tekinthető, és nem (csak) az általános felzárkózásnak tudható be. A folyamatos σ -konvergencia mögött – a mobilitás ellenére – továbbra is nagyon szilárd egyenlőtlenségi sajátosságok húzódnak meg (ezt erősítik meg a

⁷ Hazánkban ezen mechanizmusok területi sajátosságait – habár nem csak jövedelmi vonatkozásban, de ahhoz egyértelműen kapcsolódva – Káposzta (2014) ismerteti.

főatlóban szereplő értékek). Vagyis a települések jövedelmek szerinti klubosodása tapasztalható, amely feltehetően a térben differenciált többszörös egyensúlyi pályákat is jelzi.

Területi heterogenitás a települési szintű jövedelemegyenlőtlenségek és konvergencia terén

A jövedelemegyenlőtlenségek, a jövedelmi konvergencia- és divergenciafolyamatok területi differenciáltságát nem a nagyobb adminisztratív (közigazgatási) egységek (megyék, régiók) mentén végezzük el, társadalmi-gazdasági szempontból homogénebb teret választottunk elemzési keretként.

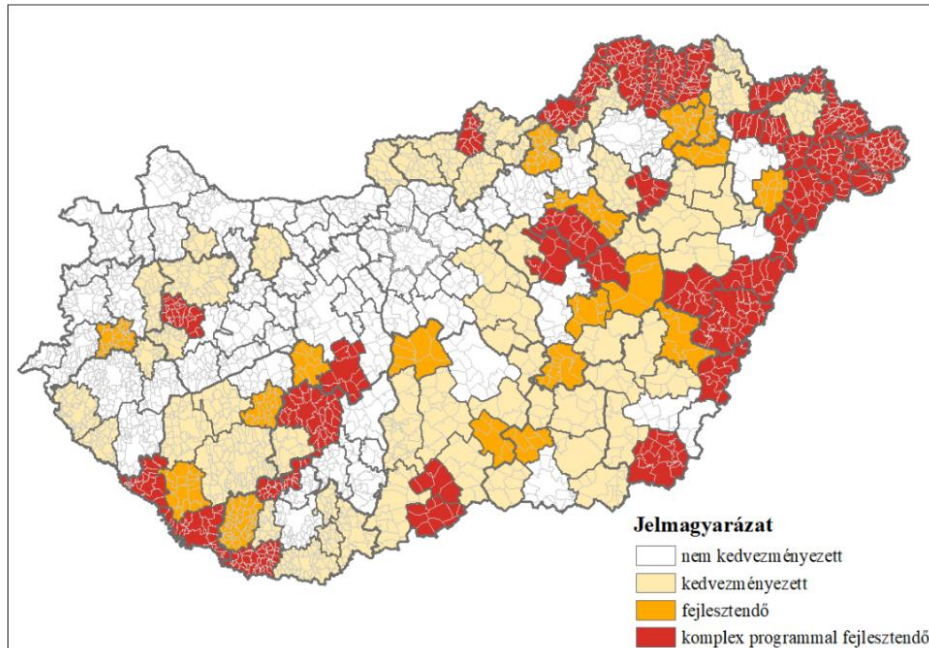
Több fejlesztéspolitikai célzatú elemzés (EC 2017, Iammarino et al 2017, Iammarino et al 2020) dokumentálja a fejlesztési szempontú gazdasági klubok kialakulását az európai uniós térben. Ezen klubok olyan régiókból állnak össze, amelyek nemcsak a központban álló jövedelmi mutató tekintetében (az egy főre jutó GDP) különböznek egymástól, hanem a főbb szerkezeti jellemzők vonatkozásában is (a gazdasági struktúra, az infrastrukturális helyzet, a demográfia és munkaerő, a termelékenység, valamint a gazdaságföldrajzi és a globalizációs sajátosságok) (Iammarino et al. 2017, Iammarino et al. 2020). A szerzők a területi egyenlőtlenségek kezelésére ún. „helyérzékeny” fejlesztéspolitikai eszköztárat is javasolnak, amelyek az állami és egyéb (szupranacionális) beavatkozásokat az egyes klubok igényeihez igazítják.

A jövedelemegyenlőtlenségek további vizsgálata során – a fenti logika alapján – a (terület-)fejlesztési klub-megközelítést alkalmazzuk. Ehhez a kedvezményezett járások besorolásáról szóló 290/2014. (XI. 26.) Korm. rendeletben ismertetett járáskategorizálást hívtuk segítségül. Jelen tipizálás választásának oka – sok esetben erős kritikái ellenére is (Pannon Elemző et al 2013, Somlyódiné 2020) – az egyértelmű gyakorlati kapcsolódásban is rejlik. Ezen lehatárolás alapján⁸ sorolják be hazánkban az elmaradott térségeket, illetve szabályozzák a fejlesztési célú támogatásokhoz való hozzáférést⁹, amelyek feltételezhetően a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokat is befolyásolják.

⁸ A lehatárolás alapja egy, a járások társadalmi-gazdasági és infrastrukturális fejlettségét mérő komplex mutató. A mutató 24 indikátorból került kiszámításra normalizálás segítségével, az alábbi mutatócsoportok alapján: társadalmi és demográfiai helyzet, lakás és életkörülmények, helyi gazdaság és munkaerőpiac, infrastruktúra és környezet. A komplex mutató tartalmazza az egy lakosra jutó SZJA-köteles jövedelem kezdeti értékét is.

⁹ A fenti jogszabályon kívül még a szabad vállalkozási zónák létrehozásának és működésének, valamint a kedvezmények igénybevételének szabályairól szóló 27/2013. (II. 12.) Korm. rendelet tekinthető relevánsnak.

2. ábra: Kedvezményezett járások kategóriái a 290/2014 (XI. 26.) Korm. rendelet alapján
Figure 2. Categories of beneficiary districts according to Government Decree 290/2014 (XI. 26.)



Forrás: a 290/2014 (XI. 26.) Korm. rendelet alapján, saját szerkesztés

Erre közvetve a hazai jövedelemegyenlőtlenségi irodalom szolgált bizonyítékot (Németh 2008, Kiss 2007, Tóth 2013), a statikus jövedelmi pozíciók a fenti jogszabály komplex mutatójában is fellelhető társadalmi-gazdasági és közlekedésföldrajzi, stb. tényezők eredőjeként értelmezhetők. További elemzésünkben viszont azt is feltételezzük, hogy ezen fejlesztési klubok a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok dinamikus megközelítésében (mobilitás, eloszlás) is szignifikánsan különböznek egymástól.

A fenti jogszabály négy fő kategóriát különít el: a nem kedvezményezett, a kedvezményezett, a fejlesztendő és a komplex programmal fejlesztendő járásokat. (2. ábra) Ezen járási besorolás lényegében reprezentálja a hazai főbb területi sajátosságokat: a regionalizálódó térségi szintű differenciáltságot (elmaradottságot/fejlettséget), a városiasság-vidékiesség menti-, valamint a Budapesti agglomerációval kiegészül északnyugati térség és a többi országrész közötti egyenlőtlenségeket. Emellett a fejlettségi és a földrajzi centrum-periféria viszonyok (és azok metszetei) is megmutatkoznak, amelyek főbb kontúrjai nem változtak jelentősen az elmúlt 15 évben (Enyedi 2004, Némediné et al. 2014, Péntes 2014). A besorolás a centrum-periféria relációk mellett implicit módon a globális/lokális integráltságot is kifejezi. Továbbá, az egyes

csoportok a szerkezeti jellemzők mentén is erőteljesen különböznek, mind a megoszlások, mind a fajlagos mutatók tekintetében¹⁰. (2. melléklet)

A települési szinten mért társadalmi-gazdasági és infrastrukturális fejlettségét mérő komplex mutató¹¹ igen szoros kapcsolatot mutat az egy lakosra jutó jövedelemmel, vagyis minél kedvezőbb a társadalmi-gazdasági és infrastrukturális helyzet, annál magasabbak a jövedelmi szintek. ($r=+0,810$; $p=+0,827$, $p<0,000$.) Ennél lényegesebb eredmény, hogy a Kruskal-Wallis H-teszt alapján a települési szintű egy lakosra jutó jövedelmek szignifikánsan különböznek az egyes járási kategóriák mentén 2012-2019 között. A χ^2 statisztika értéke három szabadságfok mellett 854,443 és 1026,484 között szóródik a vizsgált időszakban, végig $p<0,000$ mellett. Az elkülönülés hatását jelző η^2 értéke 0,27-0,33 közötti értéket vesz fel, amely szerint a társadalmi-gazdasági és infrastrukturális jellemzők jelentős hatást gyakorolnak a 2012-2019 közötti jövedelemegyenlőtlenségekre. Ezt a kapcsolódó nemparaméteres post-hoc teszt is megerősíti, megbízható különbséget jelez az összes kategória jövedelme között, végig a vizsgált időszakban.

2012 és 2019 között mindegyik kategóriában nőtt az egy lakosra jutó reáljövedelem, amely a fejlettségi szintekkel párhuzamosan alakult. (3. ábra) Az országos átlagos növekményt csupán a nem kedvezményezett klub értéke haladja meg. Ezen eredmények rávilágítanak a kedvezőtlen adottságú települések felzárkózását érintő pesszimizmusra. A növekményt a triadikus felbontás módszerével¹² is vizsgáltuk. Sorrendben a termelékenység, a foglalkoztatás és a (negatív előjelű) korstruktúra határozza meg leginkább a jövedelmek növekedését a vizsgált időszakban. A tényezők részaránya váltakozó, a termelékenységi növekmény a fejletlen terek felé haladva egyre csökken, a legkisebb differenciálódás pedig a foglalkoztatás tekintetében jellemző. A növekményhez való hozzájárulás arányában hiába a legnagyobb mértékű munkaerő-piaci aktivitás-javulás az elmaradott járások településein, általában olyan alacsony termelékenységű munkavállalók kerültek be, akik piaci jövedelme nem haladja meg a korábbi társadalmi juttatásokat (Svraka 2021).

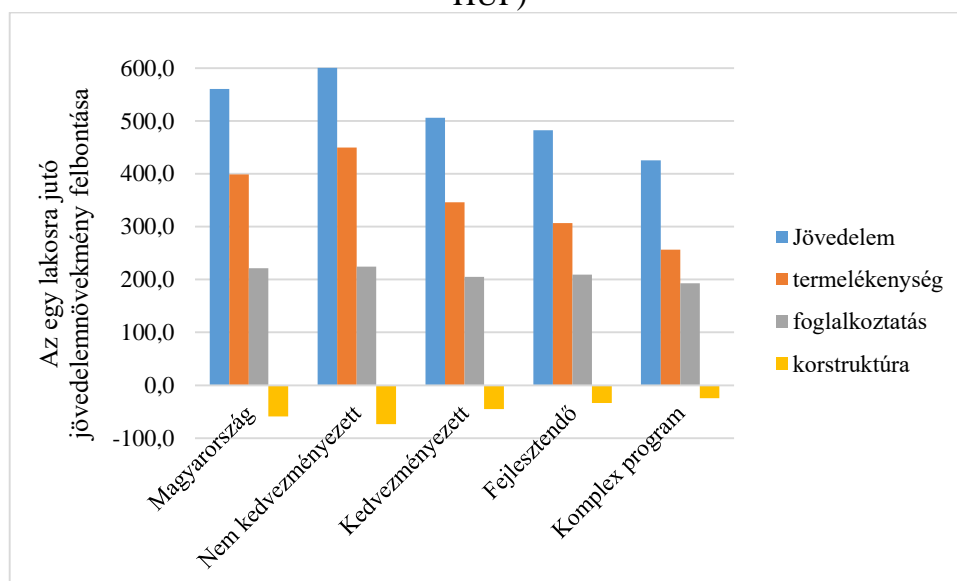
¹⁰ A szerkezeti egyenlőtlenségek kimutatására olyan indikátorokat választottunk, amelyeket nem tartalmaz a komplex mutató.

¹¹ A kedvezményezett települések besorolásáról és a besorolás feltételrendszeréről szóló 105/2015. (IV. 23.) Korm. rendelet – hasonlóképpen a járási kedvezményezettséget szabályozó jogszabályhoz, – egy 23 indikátorból álló komplex mutató segítségével határozza meg a támogatandó településeket. A kétféle mutatóstruktúra igen nagymértékben (21 tételében) megegyezik, illetve ugyanazon módszertannal kerültek kiszámításra a komplex mutatók.

¹² Két időpont között a reálértéken számolt jövedelmi növekmény felbontható a következő képlettel: $j\ddot{o}v_1 - j\ddot{o}v_0 = (term_1 - term_0) * fogl_0 * korstr_0 + (fogl_1 - fogl_0) * term_1 * korstr_0 + (korstr_1 - korstr_0) * term_1 * fogl_0$, ahol $j\ddot{o}v$ az egy lakosra jutó jövedelem, a $term$ az egy adófizetőre jutó jövedelem, a $fogl$ az adózók aránya a 15-64 korcsoportban, míg a $korstr$ a 15-64 évesek aránya a teljes népességből. (Lengyel-Varga 2018 alapján)

3. ábra: Az egy lakosra jutó reáljövedelem-növekmény felbontása településkategóriánként (ezer Ft)

Figure 3. Composition of the increase in real income per capita by settlement category (1.000 HUF)



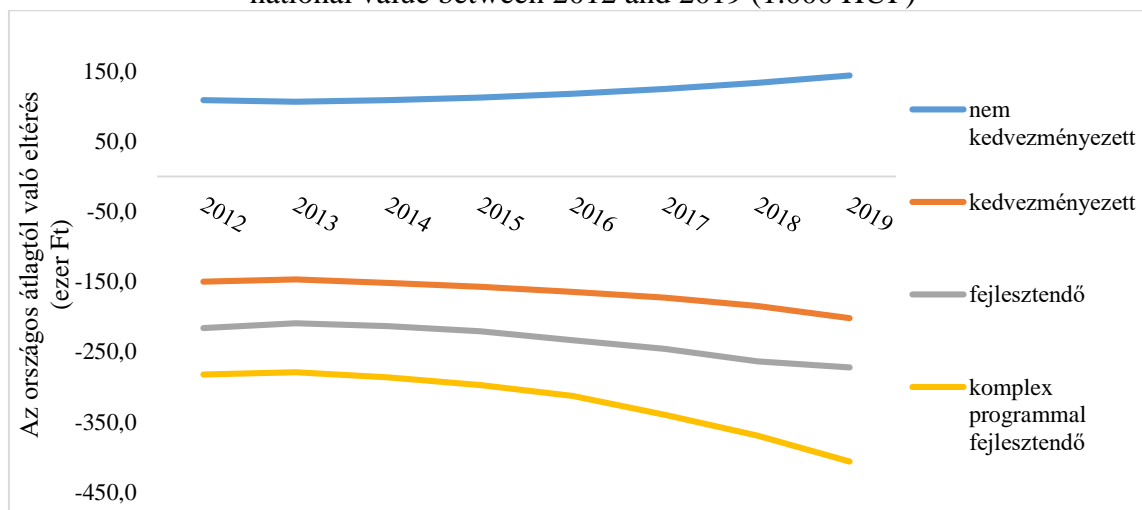
Forrás: saját számítás a NAV és a TeiR adatai alapján

A fenti, felzárkózásra való utalást árnyalja tovább az országos átlagtól való eltéréseket ismertető

4. ábra is, amely egyre növekvő reáljövedelmi ollót jelez a fejlett és az elmaradottabb járásokhoz tartozó települések között. Az átlagos jövedelmek tehát nem mutatnak egymáshoz közeledést, viszont a csoportokon belüli jövedelmek többségükben egymáshoz konvergálnak. (5. ábra) Ezen jellemzők alapján a fejlesztési klubok a jövedelmek szerint klubosodnak.

4. ábra: Az egyes településcsoportok egy lakosra jutó reáljövedelmének átlagos eltérése az országos értéktől 2012-2019 között (ezer Ft)

Figure 4. Average deviation of the real income per capita of each settlement group from the national value between 2012 and 2019 (1.000 HUF)

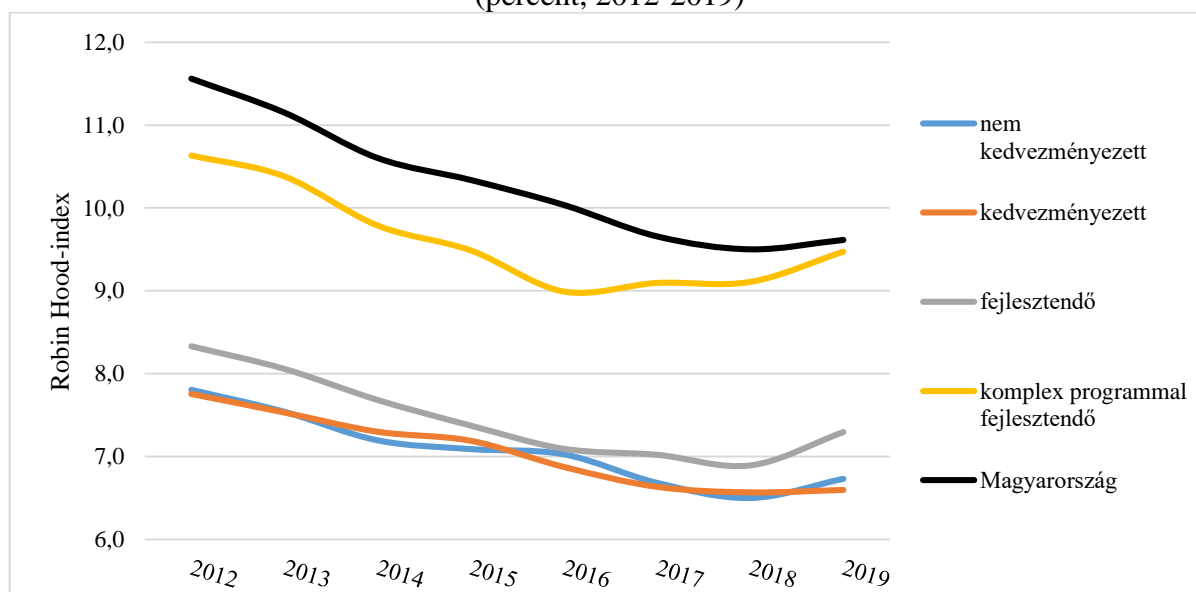


Forrás: saját számítás a NAV adatai alapján

A σ -konvergencia eredmények mozgalmassabb képet nyújtanak az átlagos (ország szintű) jövedelmi konvergenciához képest. (5. ábra) A 2019-ben megnyilvánuló enyhe országos divergenciához elsődlegesen a legelmaradottabb (főleg a komplex programmal fejlesztendő), majd a fejlesztendő járások települései közötti különbségek növekedése járul, míg a többi kategória esetén – eltérő léptékű, de – folyamatos konvergens folyamatok tapasztalhatók. Ha a jövedelmi pozíciókat összevetjük az egyenlőtlenségi tendenciákkal, azt tapasztalhatjuk, hogy az összefüggések rövid távon is kötődnek a Williamson-hipotézishez. Igen látványos a kapcsolat a két legelmaradottabb kategória esetén, a 2016-tól induló jelentősebb jövedelmi távolodás (az országos átlagtól való eltérés növekedése) egyértelmű divergenciával társul. A dolgozatnak nem célja ezen növekvő differenciáltság feltárása, feltételezhető magyarázat lehet a fejletlen terekből a gazdagabb munkapiac irányába történő térbeli mobilitás szignifikáns hatása (Svraka 2021).

5. ábra: Az egy lakosra jutó települési jövedelem egyenlőtlenségei a kedvezményezettségi besorolás alapján (százalék, 2012-2019)

Figure 5. Inequalities of per capita municipal income based on beneficiary classification (percent, 2012-2019)



Forrás: saját számítás a NAV adatai alapján

A nem kedvezményezett, valamint a kedvezményezett településcsoport esetén inkább a trendszerű jövedelmi konvergencia jellemző. Az is szembetűnő, hogy ez utóbbi két településcsoport belső tagoltsági szintje a vizsgált időszakban nagyon hasonló értéket mutat, a területi különbségek értékei együtt futnak. Ez részben a hipotézis korlátosságát mutatja (erre

utal Williamson [1965] néhány részeredménye is), másrészt pedig a települési összefüggések komplex módon közelítendők, a jövedelmek konvergenciája/divergenciája nemcsak a fejlettségi szint függvénye (Németh-Kiss 2007). Harmadrészt pedig sajátos homogén tereket alkalmazunk, eltérő településszámmal, valamint elkülönülő térbeli elhelyezkedéssel.

A fenti egyenlőtlenségi pályák mögötti mobilitást és eloszlásokat is megvizsgáltuk a Markov-lánc módszerrel, annak érdekében, hogy lássuk-láttassuk azt, hogy a települési jövedelmek dinamikája miként alakul a vizsgált időszakban.

A legelmaradottabb – komplex programmal fejlesztendő – járások településeinél jelentős mértékű felzárkózás nem jellemző. Az országos szintű folyamatos növekedés mellett a lecsúszás mértéke kivétel nélkül meghaladja az országos átlagot, míg a felfelé történő mobilitás nem éri el azt. Nagyon enyhe felzárkózás csupán az egyébként legstabilabb legalsó (ahol a legmagasabb, 93,2 százalék a helyben maradás esélye) és az ezt követő kategóriában figyelhető meg, emellett kirívó a csekély számú 4-5. kategóriás települések lefelé történő nivellálódása. A települések jelentős része 2012-ben az alsó kettő kategóriában sűrűsödik (72,1 százalék), a hosszú távú eloszlás sem mutat sokkal kedvezőbb perspektívát a települési többség számára. A fejlesztendő járások alsó három jövedelmi kategóriaiban fellelhető településeinél már egyértelműbb a felfelé irányuló mozgás. A jelenlegi mobilitás alapján a kezdeti időszakra jellemző, az alsó három jövedelmi kategóriában megfigyelhető településkonzentráció (78,4 százalék) hosszú távon hasonló mértékben áthelyeződik a középső három kategóriába. Emellett a magasabb jövedelmi kategóriák lecsúszása az előző típushoz hasonlóan jellegzetesen magas, a legmagasabb jövedelmi kategória leszakadásának mértéke az országos átlag háromszorosa. A kedvezményezett járások települései esetén főként az alsó és középső kategóriái számára egyre kedvezőbbek a kilátások, a települések zöme (71,0 százalék) a 2.-4. osztályokban található, a jelenlegi mozgás alapján további koncentráció várható a jövőben. Az alsóbb jövedelemosztályok esetében már az országos átlagot meghaladó felzárkózás tapasztalható, és az alatti a lefelé nivellálódás mértéke. A nem kedvezményezett járások településeinek meghatározó aránya a felső két jövedelemosztályban ragadt, az ergodikus eloszlás is hasonló mértékű sűrűsödést jelez. A mobilitás irányai és arányai minden esetben a nemzeti trendeknél kedvezőbbek. Az ergodikus eloszlások alapján megállapítható, hogy azok többségében az átlagos jövedelmi szinteknek megfelelően sűrűsödnek hosszabb távon is.

Utóbbi vizsgálatok alapján kijelenthető, hogy az egyes járáskategóriákhoz tartozó települések a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok vonatkozásában statisztikailag megbízható – az országos átlagtól és egymástól világosan – elkülönülő önálló térbeli klubokat alkotnak. Az egyes klubok egymástól eltérő társadalmi-gazdasági és infrastrukturális háttértényezőkkal

jellemezhető, emellett unikális mobilitási és egyensúlyi pályákat, valamint minden esetben egyedi konvergenciát mutatnak. (3., 4., 5. mellékletek) Vagyis a Markov-lánc elemzés megerősíti a hipotézisünket, mely szerint a fejlesztési klubok jövedelemegyenlőtlenségi folyamatai térben szignifikánsan heterogén jellegűek.

A települési szintű jövedelemegyenlőtlenségeket magyarázó modellek

A következő vizsgálat során azon tényezőket kívánjuk beazonosítani, amelyek potenciálisan hozzájárulnak a fejlesztési klubok 2012-2019 közötti jövedelemegyenlőtlenségeihez. A kapcsolódó vizsgálatokat hármass területi megosztásban végeztük el: a nem kedvezményezett (fejlett), a kedvezményezett kategóriák (átmeneti, köztes), illetve az összevont fejlesztendő és komplex programmal fejlesztendő (fejletlen, elmaradott) járások települési csoportjai mentén. (Utóbbi csoportok összevonását az optimális méretek elérése érdekében tartottuk szükségesnek.)

Az elemzésekhez regressziós technikákat alkalmaztunk, amelyek a főbb növekedési és egyenlőtlenségi faktorokhoz kapcsolódó szakirodalmi összegzésen és empirikus eredményeken (Smętkowski 2018) alapul. A növekedési tényezőket exogén, endogén, strukturális és tradicionális jellegük alapján értelmezzük.

A kiegészített regressziós alapegyenlet a következő:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EXO_{i,t-x} + \beta_2 ENDO_{i,t-x} + \beta_3 STRUCT_{i,t-x} + \beta_4 TRAD_{i,t-x} + \beta_5 AS_{i,t-x} + \beta_6 HIST_{i,t-x} + \varepsilon_{i,t},$$

ahol $Y_{i,t}$ = a jövedelemegyenlőtlenségek 2012-2019 közötti átlagos állapota, melyet az országos egy lakosra jutó SZJA-köteles jövedelemszinttől való átlagos eltérés mutat. A jövedelmi eltéréseket reálértéken számoltuk, és a 2012-es árakon határoztuk meg. A mutató normál eloszlást követ.

Az $EXO_{i,t-x}$ alatt a települési elérhetőséget (2012), a külföldi működőtőke jelenlétét (2012), valamint az ingázás mértékét (2011) értjük. Az elérhetőség konceptualizálását és operacionalizálását a hazai térgazdasági és a közlekedésföldrajzi sajátosságok alapján végezzük el (Egri-Kószegi 2020). Alapvetően a hálózatoktól való távolságot mértük (ESPON 2013), amelyeket egyrészt a nagyvárosoktól (főváros, régióközpont, megyeszékhely), másrészt pedig a közúti infrastruktúrától (autópálya) való idő- és közlekedésföldrajzi távolsággal fejeztünk ki. A változók közötti multikollinearitás miatt az információsűrítést főkomponens elemzéssel végeztük el¹³. Mivel Magyarország a külföldi működőtőkétől (is) függő piacgazdaság

¹³ A következő mutatókat vontuk be a matematikai-statisztikai elemzésbe: az idő szerinti optimalizálás esetén a leggyorsabb út hossza kilométerben és percben a fővárosig, a legközelebbi autópálya-csomópontig, a saját

(Nölke–Vliegenhart 2009), ezért ezen jelenség hatását is mérni szükséges. A KMT jelenlétét és intenzitását a társas vállalkozások külföldi tulajdonú jegyzett tőkéje jelzi (ordinális skálára átalakítva, 0–10 kategóriák¹⁴ alkalmazásával). A munkaerő térbeli mobilitását a naponta ingázó (eljáró) foglalkoztatottak aránya fejezi ki. A regressziós egyenletben az $ENDO_{i, t-x}$ a 18-X korosztályban a legalább érettségivel rendelkezők arányát (2011) értjük, valamint a kis- és középvállalkozások számát ezer főre vetítve (2012). A $STRUCT_{i, t-x}$ alatt a főbb gazdaság szerkezeti jellemzőket (mezőgazdaság, ipar foglalkoztatotti arányai, 2011) alkalmazzuk. A gazdaság tradicionális tényezőjét ($TRAD_{i, t-x}$) jelen esetben az adófizetők arányával (2012) azonosítjuk. Az $AC_{i, t-x}$ (active spatiality) az aktív térbeliség (szomszédsági hatások, térséghez tartozás), a térbeli interakciók esetében a területileg késleltetett y változók, illetve hibtagok is itt találhatóak. A $HIST_{i, t-x}$ a korábbi területpolitikai fejlesztések endogenitását (hosszú távú hatások, determinációk) kifejező Bernoulli-változó. Azon települések, amelyek bekerültek az 1971. évi Országos Településhálózat-fejlesztési Konceptió¹⁵ (OTK), illetve a megyei településhálózatfejlesztési tervek valamely fejlesztési kategóriájába, 1-es értéket kaptak, amelyek nem, azok 0-t. A $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ a magyarázó változók regressziós koefficienseit jelzi, a β_0 pedig a konstans tag, az $\varepsilon_{i, t}$ a véletlen hibtag. A két- és többfokozatú regressziók esetében kulcskérdés, hogy mely változók tekinthetők endogénnek, melyeket szükséges kezelni instrumentális változókkal (Chasco 2013, Anselin-Rey 2014, Váry 2017). A térbeli kétfokozatú legkisebb négyzetek-, valamint a térbeli súlyozott kétfokozatú legkisebb négyzetek módszer esetén a függő változó és a hibtagok térben késleltetett értéke egyértelműen ezen változókörhöz sorolhatók, emellett az alábbi független változókról feltételezzük az endogenitást. Egyrészt a képzettségi mutató esetén, hiszen a humán tőke színvonala és a jövedelemegyenlőtlenségek között kétirányú ok-okozati kapcsolat van (Sánta et al. 2015, Péntes et al. 2018). Emellett a külföldi működőtőke – jövedelemegyenlőtlenségek/területi fejlettség relációjában szintén feltételezzük a szimultaneitást (Nemes Nagy-Németh 2005, ESPON 2013, Gál 2019). Ezen változóknál az instrumentumok Chasco (2013) megoldása alapján a mutatók időben késleltetett verziói¹⁶.

régióközpontig és a megyeszékhelyig (2012). A KMO érték 0,671, a Bartlett próba magasan szignifikáns (0,000). A változók három faktorba sűrűsödnek, az alábbi előjelekkel. Az elsőbe az autópálya (+) és főváros (+) elérhetőségi jellemzői, a másodikba a megyeszékhely- (+), a harmadikba pedig a régióközpont távolságadatai (+) kerültek. (A sajátértékek igen karakteresek, a következőképpen alakulnak, sorrendben: 3,100; 1,992; 1,986.) Az összes megőrzött információtartalom 88,49 százalék.

¹⁴ Azon települések, amelyeken nincs jelen külföldi működőtőke, 0 értékkel láttuk el. A fennmaradó településeket tíz egyenlő részre osztottuk fel, és így kaptak önálló rangsor-értéket az egyes kvantilisok.

¹⁵ A Magyar Forradalmi Munkás-Paraszti Kormány 1007/1971. (III. 16.) számú határozata az országos településhálózatfejlesztési koncepcióról.

¹⁶ A képzettségi mutatót a 2001-es, a külföldi jegyzett tőkét pedig az egy évvel korábbi adatokkal instrumentáltuk.

Ezt követően a legjobban illeszkedő, valamint a diagnosztikai feltételeknek (alacsony szintű multikollinearitás, a hibatagok homoszkedasztikus és normális eloszlása, a térbeli függőség kezelése) leginkább megfelelő eredményeket közöljük.

Elsőként a globális – a teljes településkört magába foglaló, a fejlesztési klubok nélküli – regressziókat futtattuk le. Az OLS modellt a hibatagok nem normális és heteroszkedasztikus jellemzői, valamint a fent említett változók endogenitása miatt elvetettük. A reziduálisok térbeli függőségi tesztjei (Lagrange Multiplier, Robust LM) mind a lag, mind az error változatoknál magasan szignifikánsak, így térbeli modell indokolt. A kétfokozatú legkisebb négyzetek módszere (és az instrumentális változók) alkalmazásával becsültük meg a jövedelmek eloszlását, a heteroszkedaszticitás és autokorreláció konzisztens (HAC) robusztus standard hibák mellett. A regresszió igen jó illeszkedést mutat (pszeudo R^2 0,7710), ugyanakkor az Anselin-Kelejian teszt továbbra is szignifikáns térbeli autokorreláltságot jelez a hibatagok vonatkozásában. Így a következő becslés a térbeli kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerével történt.

A modell illeszkedése kimagasló (Pseudo $R^2 = 0,8029$), de az Anselin-Kelejian teszt újra a hibatagok statisztikai szempontból megbízható térbeli autokorrelációját mutatja. Végül, a térbeli súlyozott kétfokozatú legkisebb négyzetek módszert tekintjük konzisztens modellnek, a heteroszkedaszticitást (a térbeli autokorreláció mellett) kezelni képes KP-HET standard hibával becsültük meg a függő változót (Kelejian–Prucha 2010). (2. táblázat)

Az eredmények az előzetes elvárásoknak megfelelően alakultak. Azon településeken jellemző a magasabb jövedelmi pozíció, ahol az elhelyezkedés közelebb van a fővároshoz, az autópályákhoz, illetve a központokhoz, továbbá átlag feletti az ingázók aránya, a külföldi tőke jelenléte, a képzett népesség aránya, az ipari foglalkoztatás, az adófizetők aránya, illetve az adott település korábban fejlesztendő kategóriába került. A magas mezőgazdasági foglalkoztatás visszafogja, míg a kis- és középvállalkozások jelenléte nem befolyásolja szignifikánsan a jövedelemegyenlőtlenségeket. A lambda koefficiens az SW2SLS regressziós egyenletben szignifikáns és markáns szereplő, így a függő és a független változók a térbeli autokorreláció hatásaitól megtisztított relációja biztosított. Az egyenlet (a z-értékek) alapján a jövedelemegyenlőtlenségek főbb meghatározóit a tradicionális (munkaerő), az endogén (tudás) és az exogén (Budapesttől/autópályától való távolság) faktorok jelentik.

2. táblázat: A teljes településkörre vonatkozó regressziós eredmények (2012-2019)
Table 2. Regression results for the hungarian settlements (2012-2019)

	OLS	2SLS (HAC)	S2SLS (HAC)	SW2SLS (KP-HET)
konstans	-1308,057*** (-55,493)	-1374,867*** (-56,418)	-1210,138*** (-40,453)	-1315,928*** (-53,673)
Budapest/autópálya	-27,904*** (-7,770)	-29,880*** (-8,453)	-21,389*** (-6,958)	-33,062*** (-8,119)
régióközpont	-13,355*** (-4,310)	-14,354*** (-4,684)	-11,0367*** (-4,101)	-18,404*** (-5,336)
megyeszékhely	-15,919*** (-4,846)	-17,699*** (-5,226)	-16,148*** (-5,792)	-16,715*** (-4,099)
ingázók	1,539*** (6,987)	1,473*** (6,448)	0,975*** (4,489)	1,239*** (5,512)
külföldi részesedésű jegyzett tőke	2,298*** (2,734)	3,389*** (3,561)	2,387*** (2,771)	3,236*** (4,081)
tudás	8,614*** (17,775)	7,607*** (11,024)	6,708*** (11,166)	7,330*** (11,513)
KKV	-0,157 (-0,118)	-0,778 (-0,586)	-0,886 (-0,712)	-0,941 (-0,726)
mezőgazdaság	-1,259*** (-3,789)	-1,568*** (-4,091)	-1,447*** (-4,167)	-1,525*** (-4,207)
ipar	2,187*** (7,972)	1,862*** (6,653)	1,504*** (5,999)	1,480*** (5,445)
adófizetők	9,430*** (23,240)	11,071*** (19,037)	10,322*** (19,054)	10,728*** (18,150)
OTK kategória	7,237 (1,408)	7,566 (1,455)	11,540** (2,436)	7,427*** (1,772)
W/lambda	-	-	0,199*** (8,022)	0,583*** (28,445)
R-Squared	0,7738	-	-	-
Adjusted R-squared	0,7730	-	-	-
Pseudo R-squared	-	0,7710	0,8029	0,7700
Spatial Pseudo R-squared	-	-	0,7801	-
Jarque-Berra	2442,359***	-	-	-
Breusch-Pagan	968,801***	-	-	-
Kroenker-Basset	308,926***	-	-	-
Moran's I	29,504***	-	-	-
Lagrange Multiplier (lag)	666,605***	-	-	-
Robust LM (lag)	120,051***	-	-	-
Lagrange Multiplier (error)	852,573***	-	-	-
Robust LM (error)	306,019***	-	-	-
Anselin-Kelejian Test		672,462***	106,988***	-
N	3154	3154	3154	3154

Megjegyzés: A térbeli súlymátrix az elsőrendű bináris királynő-szomszédságon alapul. Zárójelben a t- (OLS) és z-értékek (2SLS, S2SLS, SW2SLS) szerepelnek. A W a térben késleltetett jövedelemegyenlőtlenségi mutatót, míg a lambda a térben késleltetett hibatagokat jelöli. *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten, * szignifikáns 0,10 szinten.

Ezt követően a fenti módszer szerint lefuttattuk a spatial regime regressziós modelleket is, az előre definiált települési csoportok alapján. A regressziók közül újra térbeli súlyozott kétfokozatú legkisebb négyzetek változat adja a legkonzisztensebb becslést. (3. táblázat)

Az eredmények megfelelően reprezentálják a területi jövedelemegyenlőtlenségek térbeli heterogenitását. Ez világosan megmutatkozik a magyarázó változók előzetes várakozásoknak

megfelelő (és különböző erősségű) előjeleiben, a jelentős többségében szignifikáns hatásokban. Az illeszkedést jelző pszeudo R^2 -ek ugyan nem éri el a globális modell értékét, de megközelítik azt.

3. táblázat: Települési szintű térbeli regressziók (SW2SLS) eredményei
(kedvezményezettségi besorolás alapján, 2012-2019)

Table 3. Results of settlement-level spatial regressions (SW2SLS) (based on beneficiary classification, 2012-2019)

	fejlett klub	átmeneti klub	elmaradott klub
konstans	-1446,287*** (-26,632)	-1295,880*** (-37,639)	-1276,170*** (-32,061)
Budapest/autópálya	-51,088*** (-7,274)	-15,849** (-2,398)	-17,610*** (-3,341)
régióközpont	-15,440** (-2,564)	-16,125*** (-3,013)	-0,637 (-0,146)
megyeszékhely	-48,576*** (-6,541)	6,545 (1,360)	-14,734*** (-3,651)
ingázók	1,227*** (3,474)	1,724*** (4,086)	1,048*** (3,328)
külföldi részesedésű jegyzett tőke	2,198* (1,840)	4,162*** (2,586)	4,360*** (2,919)
tudás	8,456*** (9,221)	6,264*** (6,463)	4,845*** (3,503)
KKV	-1,571 (-0,431)	-1,173 (-0,541)	1,089 (0,476)
mezőgazdaság	-0,679 (-0,748)	-1,380*** (-3,041)	-1,991*** (-3,450)
ipar	2,755*** (5,370)	1,481*** (3,770)	0,547 (1,614)
adófizetők	11,306*** (12,709)	10,248*** (13,459)	11,154*** (9,857)
OTK kategória	2,574 (0,399)	16,967** (1,971)	25,529*** (4,152)
lambda	0,544*** (16,515)	0,415*** (10,233)	0,337*** (6,616)
Pseudo R-squared	0,7092	0,6907	0,7208
N	1239	968	947

Megjegyzés: A térbeli súlymátrix az elsődrendű bináris királynőszomszédságon alapul. Zárójelben a z-értékek szerepelnek. A lambda a térben késleltetett hibatagokat jelöli. *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten, * szignifikáns 0,10 szinten.

Habár Smetkowski (2018) a regionális gazdasági fejlődés szempontjából az elérhetőségi dimenziót exogén jellemzőként definiálta, a hazai fejlettségi térszerkezetben viszont jelentős mértékben endogén tényezőként jelenik meg (Németh 2008, Egri-Kőszegi 2020). A Budapesttől, az egyéb nagyvárosoktól, valamint az autópályáktól való távolság a helyzeti és a gazdasági centrum-periféria viszonyrendszer fontos ismérve (Nemes Nagy-Németh 2003, Lőcsei-Szalkai 2008, Győri-Mikle 2017). A Budapest- és az autópálya elérhetőség faktor megfelelően fejezi ki a főváros- és nagyvárosközpontú közlekedéshálózatot, vagyis azt, hogy a magasabb rendű utak a jelentősebb nagyvárosokat kötik össze Budapesttel, ezzel erősítve ezen

centrumok gazdasági koncentrációjának meglétét, további fennmaradását (Egri-Kőszegi 2020). A centralizált közlekedéshálózati faktor minden vizsgált térségben erőteljesen magyarázza a jövedelmek differenciáltságát. Feltételezésünk szerint viszont településkategóriánként eltérő hatásmechanizmussal magyarázható a fenti jelenség.

A fejlett klub települései esetén a jövedelemegyenlőtlenségeket az elérhetőséghez kötődő hálózati externáliák interpretálják jelentős mértékben: a költséghatékonysághoz való hozzájárulással, a területi interakciók növekedésével, illetve az agglomerációs erők szétterülésével (de Bok-van Oort 2011, Crescenci-Rodríguez-Pose 2012, ESPON 2013). A régióközpontok és a megyeszékhelyek elérhetőségeinek szignifikáns koefficiensei ugyanezt a jelenséget írják le „lokálisabb” szinten¹⁷ is, utóbbi változó a vizsgált további tényezők kontrollja mellett a Budapest/autópálya elérhetőségi faktorról közel hasonló erősséggel magyarázza a policentrikus jövedelmi egyenlőtlenségeket a fejlett terekben. Az elmaradott települési terek esetében az egyre lokálisabb központok értékelődnek fel. Ugyanakkor ezen településcsoportokat leginkább a gyengébb interakciók jellemzik a központok vonatkozásában (Pénzes 2013, Kiss-Szalkai 2018). Budapest és az autópályák elérhetősége pedig továbbra is a helyzeti (földrajzi és közlekedésföldrajzi) periferizáltságot jelzi utóbbi klubok településeinél, a helyi, de főként a globális hálózatokból való kimaradást (Cséfalvay et al 2005).

Az ingázás a térbeli mobilitás csak egy pillanatnyi (2011. évi) állapotát jelzi, így annak szerepének megítélése csak korlátozottan értelmezhető. A jelenség rámutat a helyi munkalehetőségek hiányára, vagy éppen nem megfelelő voltára (Németh 2008, Kiss-Szalkai 2014, Hardi 2015). Az ingázás regressziós koefficiense szignifikáns és különböző mértékű a különböző fejlettségű terekben, a legnagyobb jövedelem az átmeneti csoportban figyelhető meg, ezt a fejlett, végül a fejletlen klub települései követik. Az ingázási hozadék értelmezéséhez mindenképpen hozzájárulhat az ingázók képzettségi differenciáltsága. A Kruskal-Wallis H-teszt szerint szignifikáns különbség van az egyes települési csoportok mentén a legalább érettségivel rendelkező és az érettségénél alacsonyabb végzettséggel bíró ingázók mutatók esetében ($\chi^2=180,43$; 2 szabadságfok mellett, $p<0,000$). Ezen eredmények szerint minél fejlettebb járáshoz tartozik egy település, annál magasabb az ingázók közül a képzettebb munkaerő. A post hoc teszt ugyanakkor inkább csak a durva centrum-periféria viszonyrendszert mutatja, vagyis csak a fejlett és az elmaradott járások települései között fedezhető fel szignifikáns elkülönülés. Ez az összefüggés magyarázhatja a fejlett és az elmaradott településkör közötti differenciáltságot, ugyanakkor az átmeneti csoport emelkedett értékét nem.

¹⁷ A területi interakciók (foglalkoztatás, ingázás jövedelmi szint) összefüggéseit Pénzes (2013) ismerteti az északnyugat- és az északkelet-magyarországi térségekre vonatkozóan.

Ugyanakkor arról sem szabad elfelejtkezni, hogy az egyes változók értékelése a többi változó összefüggésében történik, azok interakciós hatásaként értelmezhetők.

A KMT proxy változója ellentétes összefüggést jelez az előzetesen elvárthoz képest. Minél fejlettebb járásban helyezkedik el egy-egy település, annál kisebb a változó hatása a 2012-2019 közötti jövedelmi egyenlőtlenségekre. Az ellentmondás véleményünk szerint csak látszólagos. Mivel a nem kedvezményezett járásokban óriási a külföldi tulajdonú jegyzett tőke koncentrációja (96,82 százalék), és azok területi eloszlása sem olyan szórt (a települések 58,19 százalékában megtalálható), mint például az átmeneti és az elmaradott klubokban, így feltételezhetően nem tekinthető kimagaslóan differenciáló tényezőnek. Utóbbi csoportban viszont nem éri az 1 százalékot a külföldi jegyzett tőke-koncentráció (0,789 százalék), a települések 70,96 százalékán pedig nincs jelen egyáltalán a külföldi működőtőke. A 275 érintett településből az első három (Tiszavasvári, Ózd, Kaba) adja a KMT-t kifejező indikátor közel felét (47,85 százalékát). A regressziós eredmények nyilvánvalóan nem azt jelzik, hogy a külföldi működőtőke új célterületei a társadalmi-gazdasági perifériák lehetnek. Megfelelő infrastruktúra (ipari klaszterek, képzett munkaerő jelenléte, innováció, elérhetőség, népsűrűség, piacméret, stb., ESPON 2018) esetén ugyan elképzelhető¹⁸, de egyetértve Lux (2017) véleményével, a perifériák esélye nagy léptékű ipari beruházások megszerzésére igen csekély, „periféria mivoltuk eredendően kizárja őket a potenciális győztesek köréből”. A társadalmi-gazdasági perifériák esetén az amúgy is igen csekély piaci beruházások mellett a (szintén exogén forrásnak tekinthető) támogatásokra támaszkodó fejlesztés valósul meg (Pannon Elemző et al. 2013).

A fejlett klub esetén feltételezhetjük azt, hogy a KMT gazdasági impulzusa az ipari foglalkoztatásban megjelenő hatásokon keresztül jelenik meg. Ez a lejtő világosan megmutatkozik az ipar különböző regressziós koefficiens-értékeiben. A fejlettebb, innovatívabb (automatizált) feldolgozóipar egyértelműen a külföldi működőtőkéhez kötődik, és annak térbeli elhelyezkedése jelentős átfedést mutat a fejlettebb térségekkel (Lengyel et al. 2016, Lengyel-Varga 2018, Kiss-Tiner 2021).

A tudás endogén jellemzőként jelenik meg az eredeti modellben (Smetkowski 2018), ugyanakkor már a szerző is felhívja a figyelmet ennek kelet-közép-európai vonatkozásai. Eszerint a tudás szerepe jellemzően a KMT által megjelenő technológiai változásokhoz való alkalmazkodás esetén értékelődik fel (Józsa 2019, Farkas 2019). A tudás jövedelmekre gyakorolt hatása a legmagasabb a fejlett terek településein, a tudásalapú gazdaság – bár

¹⁸ Lásd Tiszavasvári - Alkaloida Vegyészeti Gyár Zrt., Ózd - ÓAM Ózdi Acélművek Kft. példáit.

korántsem homogén jellemzőkkel bír, de – Magyarországon jellemzően itt tekinthető relevánsnak (Lengyel 2012). A tudáshasznosulás különbségei a duális gazdasághoz (is) egyértelműen kötődnek (Lengyel 2012).

A kis- és középvállalkozások a jövedelemegyenlőtlenségekben betöltött inszignifikáns szerepe számos tényezőre vezethető vissza. Egyrészt igen heterogén jelleggel bírnak mind ágazati, mind területi, mind hatékonysági szempontból (a kényszer- [mikro-] vállalkozásoktól a nemzetközi jelenléttel bíró traded szektorig), emellett pedig igen gyenge hálózatosodás, és innovációs képesség jellemző ezen vállalatokra (Jóna 2016, Lengyel 2021, Jeneiné Gerő et al 2021).

A települési gazdasági struktúra másik mutatója (mezőgazdasági foglalkoztatás) a relatív többségben lévő átmeneti és elmaradott vidéki terekben differenciál, egyértelműen jelezve, hogy agráralapú dinamika továbbra sem jellemző. Ugyanakkor a kérdés összetettebb, a perifériákon nemcsak egyszerűen lelassult vagy kései gazdaságstruktúra-váltásról van szó (Czaller 2016), hanem legtöbbször „bennragadásról”. A mezőgazdaság magas jelenléte, társadalmi-gazdasági erózióval társulva a periferizálódás egyértelmű proxy-ja (Póla 2017). A tradicionális tényező (adófizetői arány) minden térségben szignifikáns regresszor, ugyanakkor igazán jelentős különbség nem tapasztalható a jövedelmi magyarázóerőben. A munkaerő termelékenysége jellemzően a tudásdimenzióban jelenik meg.

A korábbi területpolitikai fejlesztéseket kifejező dummy változó (OTK kategória) regressziós egyenletenként világos átmenetet mutat, a fejlett kluboktól az elmaradottak felé haladva egyre inkább felértékelődik, és egyre szignifikánsabbá válik a „múlt” szerepe. A piacgazdasági átmenet nyertes tereiben nem a korábban fejlesztendő települések nagyobb sűrűsége miatt gyengébb (és inszignifikáns) a hatás¹⁹, hanem egyrészt az összetétel miatt, másrészt pedig a gazdasági szuburbanizáció, a térbeli agglomerálódás jelensége is nagyobb léptékű és erőteljesebb ezen terekben (Pénzes 2013, Egyedné 2014). Az átmeneti és az elmaradott klubokban megfigyelhető magasabb jövedelmi hozadék az általános vidékies településsűrűségű, települési szerkezetű térségekből (Kollár 2012, KSH 2014) való kiemelkedésnek tudható be.

Végül, a térbeli Chow-teszt segítségével arra mutatunk rá, hogy az egyes települési klubok jövedelemegyenlőtlenségeit befolyásoló tényezők statisztikai szempontból különböznek-e egymástól. (4. táblázat)

¹⁹ A nem kedvezményezett járások településeinek 35,75; a kedvezményezett járások településeinek 38,22; míg a fejlesztendő járások településeinek 34,95 százalékát érinti valamilyen korábbi fejlesztési kategóriába történő besorolás.

4. táblázat: A térbeli megosztottságra vonatkozó Chow-teszt eredményei
 Table 4. Results of the Chow test for spatial division

	szabadságfok	tesztstatisztika	szignifikancia
konstans	2	7,096	0,0288
Budapest/autópálya	2	17,644	0,0001
régióközpont	2	39,552	0,0000
megyeszékhely	2	6,559	0,0377
ingázók	2	1,670	0,4339
külföldi részesedésű jegyzett tőke	2	1,641	0,4403
tudás	2	5,514	0,0635
KKV	2	0,849	0,6540
mezőgazdaság	2	1,610	0,4471
ipar	2	13,186	0,0014
adófizetők	2	0,947	0,6229
OTK kategória	2	6,699	0,0351
lambda	2	13,550	0,0011
Globális teszt	26	160,460	0,0000

Dőlt stílussal a legalább 0,10 szinten szignifikáns eredmények láthatók.

Az egyes jövedelmi klubok között valódi differenciáltságot csak a közlekedéscsoporthoz tartozó elérhetőség, a tudásdimenzió, az ipari foglalkoztatás, az OTK besorolás, valamint a regressziós egyenletek – technikai jellegű – konstans és a lambda koefficiensei mutatják. Ugyanakkor azt sem jelenthető ki, hogy a nem szignifikáns tényezők nem számítanak a jövedelmek alakításában. Ebben az esetben a globális modell együtthatói érvényesek, vagyis az országos átlagfolyamatok jellemzők a vizsgált terekben is (Grekousis 2020).

Az eredmények függvényében úgy véljük, hogy az elérhetősége vonatkozó, a klubonként eltérő hatásmechanizmusra vonatkozó feltételezésünk megerősítésre került. Fontosnak tartjuk azt is kiemelni, hogy az elérhetőség javításával a fejlettségi centrum-periféria viszonyok jelentősen nem oldódnak hosszabb távon sem, a javulás nem eredményez minden esetben területi fejlettségbeli eredményeket (Németh 2008, Egri-Kőszegi 2020).

Dolgozatunkban a gazdasági szerkezet vonatkozásában csak az iparra és a mezőgazdaságra koncentráltunk. Emiatt jogosan érhető kritika az elemzést, viszont a többi ágazat részletesebb foglalkoztatási mutatója vagy nem érhető el teljes mértékben, vagy ha igen, a multikollinearitás miatt elvetettük azok használatát. Mindemellett olyan változót kellett választanunk, amelyről feltételezhető, hogy mindhárom klaszterben szignifikáns prediktorként jelenik meg. Az ipar (ezen belül a feldolgozóipar) szerepe megkerülhetetlen a jövedelemegyenlőtlenségek tekintetében (Lengyel et al. 2016, Molnár et al. 2018), különösen a fejlettebb települési klubban. Ugyanakkor fontos kérdésként merülhet fel, hogy a negyedik ipari forradalom mit kínál az átmeneti és a periférikus tereknek? Egyes szerzők szerint (Káposzta 2014, OECD 2019) szerint ezen terekben az endogén – különös tekintettel a természeti – erőforrásokra alapozott fejlesztés lehet a helyi gazdaságfejlesztés alapja.

Az útfüggőség, a történelmi meghatározottság alapvetően befolyásolja napjaink jövedelemegyenlőtlenségeit. A korábban funkcióhiányos, illetve funkciócsökkentéssel érintett települések ma is egyértelműen elmaradottnak tekinthetők. A sok esetben több évtizedre, évszázadra visszanyúló történelmi előzmények alapvetően befolyásolják a fejlesztési kezdeményezések eredményességét is, amely óriási kihívást jelent a területpolitikai beavatkozások vonatkozásában (Nemes et al 2017, Győri-Mikle 2017, Péntes 2020).

A tudásdimenzió a jövedelmi térszerkezet endogén jellemzője. Az elmúlt évtizedekben a képzettségi szintek tekintetében az egyes terek egymáshoz konvergálnak, ugyanakkor a diplomások arányai a területi fejlettség különböző szintjein egyértelműen polarizálódnak (Sánta et al 2015, Péntes et al. 2018). Mivel Magyarországon kimagasló mértékű a diplomások bérprémiuma (Svraka 2021), ezért a jövőben az ehhez köthető jövedelmi és területi egyenlőtlenségek tartós fennmaradása prognosztizálható.

Összefoglalás

Dolgozatunkban a 2008-2009-ben kiinduló gazdasági válságot követő, a kilábalást és fellendülést érintő periódus jövedelemegyenlőtlenségi folyamatait vettük górcső alá. A tanulmányban egyrészt a válságot követő időszak jövedelemegyenlőtlenségi trendjeire, illetve a jelenség összetételére, valamint ezen jelenségek térbeli különbségeire és alakító tényezőire mutattuk rá.

A 2012-es esztendőt követően Magyarországot az SZJA-köteles jövedelmek vonatkozásában igen jelentős növekedés jellemzi, amely folyamatos területi egyenlőtlenség-csökkenéssel (σ -konvergenciával) párosult. A Markov-lánc a vizsgált időszak jövedelemegyenlőtlenségi folyamatait árnyaltabban mutatja be, az általános – de csekélyebb mértékű – felzárkózás mellett a stabilitás (jövedelmi klubosodás) is jellemző folyamat.

A kedvező országos jövedelmi folyamatok mögött erős térbeli differenciáltság jellemző. A térbeli heterogenitást a 290/2014 (XI. 26.) Korm. rendelet alapján definiált fejlesztési kategóriák (klubok) alkalmazásával kezeltük, amelyek nemcsak a főbb szerkezeti jellemzők (globalizációs, gazdasági struktúra, társadalmi ismérvek, stb.), hanem a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok tekintetében is egyértelműen elkülönülnek egymástól (valamint az országos átlagtól). A különböző fejlesztési klubok mind a jövedelmek növekedésében, mind a növekedés tényezőiben, az egyenlőtlenségi pályákban, valamint a jövedelmi dinamikában és az eloszlásokban is szignifikánsan eltérő képet nyújtanak. A vizsgált időszakban a települési klubok jövedelemegyenlőtlenségi folyamatai a társadalmi-gazdasági és infrastrukturális helyzetnek megfelelően alakulnak. A dinamika szempontjából a kedvezőtlen

adottságú települések felzárkózása tekintetében egyértelmű a pesszimizmus, a vizsgálatok alapján a klubok által alkotott jövedelmi centrum-periféria viszonyrendszer feloldására sok esély továbbra sincs.

A jövedelmi egyenlőtlenségeket, az eloszlást befolyásoló tényezőket térökonometriai módszerek (többváltozós regressziók) segítségével azonosítottuk be. Az egyes klubok jövedelmi eloszlása esetében négy tényező jelent valódi különbséget egymástól, illetve az országos átlagtól: a közlekedésföldrajzi elérhetőség, a tudásdimenzió, a gazdasági szerkezet (ipari foglalkoztatás), valamint a korábbi fejlesztéspolitikai besorolás, a „múlt”, az útfüggőség szerepe. Ezen jellemzők klubonként endogénnek tekinthetők (Varga 2009, Nemes et al 2017, Győri-Mikle 2017), a mögöttük lévő egyenlőtlenségek sajátos – bizonyítottan több évtizedre, akár egy évszázadra visszanyúló – helyi szinten beágyazott ismérvekkel és hatásmechanizmusokkal írhatók le, amelyek továbbra is fenntartják a jövedelmi centrum-periféria relációt.

A vizsgált téma vonatkozásában további kutatási impulzust jelenthet a fejlesztési források és a jövedelemegyenlőtlenségek kapcsolatának elemzése, valamint a jövedelmek térbeliségének, a földrajzi közelhatások szerepének ismertetése. Tanulmányunk következő részében utóbbi jelenség kimutatására teszünk kísérletet.

Köszönetnyilvánítás

A tanulmány a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

Melléletek

1. melléklet: Az átlagos első elérési idők, 2012-2018
Mean first passage times, 2012-2019

településszám-alapú modell					
Jövedelmi osztály	átmenet-valószínűségek				
	1	2	3	4	5
1	7,38	10,47	24,90	48,45	92,51
2	66,81	5,36	14,43	37,98	82,05
3	97,19	30,38	4,20	23,55	67,61
4	115,70	48,88	18,51	4,25	44,07
5	127,04	60,22	29,85	11,34	4,89

2. melléklet: Az egyes fejlesztési klubok – kezdeti időszakra vonatkozó – átlagos szerkezeti jellemzői (2012)

Average structural characteristics of each development club for the initial period (2012)

	1	2	3	4
Értékesítés nettó árbevételéből: Export ^a	87,96	9,87	0,68	1,50
Bruttó hozzáadott érték ^a	90,48	6,98	1,02	1,51
TAO bevallást benyújtó vállalkozás ^a	83,16	11,31	2,03	3,50
Külföldiek által eltöltött vendégéjszakák ^a	92,62	5,89	0,79	0,69
Jegyzett tőkéből külföldi tulajdon ^a	96,83	2,38	0,43	0,35
Cigány (romani, beás) nemzetiségű népesség aránya ^b	1,66	3,81	6,02	10,42
Egyetemi, főiskolai, egyéb oklevéllel rendelkező népesség ^b	23,45	11,82	9,04	8,44
Bruttó hozzáadott érték/foglalkoztatottak ^c	109,75	57,50	50,60	44,59
Helyi iparüzési adó/lakos ^c	130,32	53,79	40,75	27,84
Legközelebbi legalább 50 ezer fős város elérési ideje közúton a leggyorsabb úton ^d	33,12	48,48	41,08	58,68
Kulturális rendezvények/tízezer lakos	126,11	111,11	103,88	80,17
Területi gazdasági hatékonyság (SZJA-köteles jövedelmek/mesterséges felszínek) ^c	136,44	66,83	51,82	44,02
A gyermek- és az idős népesség eltartottsági rátája	44,61	45,00	45,52	45,75

1 – nem kedvezményezett, 2- kedvezményezett, 3- fejlesztendő, 4 - komplex programmal fejlesztendő járáskategóriák

Dimenziók: ^a megoszlási viszonyszám, ^b százalék, ^c az országos átlag százalékában, ^d perc. Az egyetemi, főiskolai, egyéb oklevéllel rendelkező népesség aránya, valamint a cigány nemzetiségű népesség aránya 2011-re vonatkozik.

3. melléklet: Települési jövedelemegyenlőtlenségek az egyes járáskategóriák alapján (Maximum Likelihood becslés, 2012-2019)

Municipal income inequalities by individual development clubs (Maximum Likelihood estimate, 2012-2019)

jövedelmi osztály	megfigyelések száma	átmenet valószínűsége					homogenitás tesztek		
		1	2	3	4	5	sz.f.	Qi, Q	LR
nem kedvezményezett járások									
1	490	0,857	0,143				1	14,28	11,18
2	938	0,063	0,795	0,142			2	6,01	4,53
3	1400		0,090	0,784	0,126		2	15,16	9,63
4	2347			0,092	0,818	0,090	2	15,63	7,06
5	3476				0,076	0,924	1	29,37	6,44
					teljes mátrix		8	80,45	38,84
kedvezményezett járások									
1	1236	0,883	0,117				1	9,41	6,36
2	1651	0,060	0,813	0,127			2	4,64	2,98
3	1739		0,087	0,816	0,097		2	2,07	1,27
4	1402			0,106	0,837	0,058	2	10,53	7,78
5	717				0,107	0,893	1	3,93	3,10
					teljes mátrix		8	30,59	21,49
fejlesztendő járások									
1	500	0,886	0,114				1	2,22	-0,13
2	478	0,084	0,833	0,084			2	7,67	7,36
3	376		0,082	0,827	0,090		2	1,17	1,10
4	310			0,090	0,865	0,045	2	5,42	5,74
5	64				0,266	0,734	1	25,43	17,15
					teljes mátrix		8	41,91	31,21
komplex programmal fejlesztendő járások									
1	2180	0,932	0,068				1	36,95	20,53

2	1333	0,080	0,812	0,107		2	5,72	3,94	
3	876		0,119	0,813	0,068	2	18,14	15,15	
4	336			0,155	0,753	0,092	2	13,68	11,27
5	143				0,203	0,797	1	24,15	17,68
					teljes mátrix		8	98,63	68,56

Megjegyzés: sz.f. – szabadságfok, Q_i , Q – Pearson-féle Q-teszt soronként és mátrixonként, LR – Likelihood arány. Dőlt stílussal a legalább 0,05 szintű szignifikáns tesztstatisztika értékek láthatók. Az egyes mátrixok időben stationer eloszlást mutatnak. Azon cellák, amelyek két tizedesjegyre nulla értéket vesznek fel, eltávolításra kerültek a mátrixból.

forrás: saját számítás, szerkesztés

4. melléklet: A települési eloszlások kezdeti és ergodikus értékei (kedvezményezetti kategóriánként, 2012-2019)

Initial and ergodic values of settlement distributions (by beneficiary category, 2012-2019)

nem kedvezményezett					
kezdeti	0,057	0,108	0,162	0,271	0,402
ergodikus	0,057	0,130	0,204	0,279	0,329
kedvezményezett					
kezdeti	0,183	0,245	0,258	0,208	0,106
ergodikus	0,101	0,198	0,290	0,267	0,144
fejlesztendő					
kezdeti	0,289	0,277	0,218	0,179	0,037
ergodikus	0,186	0,254	0,258	0,258	0,044
komplex programmal fejlesztendő					
kezdeti	0,447	0,273	0,180	0,069	0,031
ergodikus	0,321	0,273	0,247	0,109	0,050

5. melléklet: A települési klubok mobilitási jellemzői

Mobility characteristics of municipal clubs

	Magyarország	Nem kedvezményezett járások	Kedvezményezett járások	Fejlesztendő járások	Komplex programmal fejlesztendő járások
stabilitás	0,851	0,836	0,848	0,829	0,821
mobilitás	0,186	0,205	0,190	0,214	0,223
felezési idő (év)	15,368	12,955	11,918	12,778	10,635

forrás: saját számítás, szerkesztés

Irodalomjegyzék

- 1007/1971. (III. 6.) számú kormányhatározat az Országos településhálózat-fejlesztési koncepcióról *Építésügyi Értesítő* 1971. április 7
- 105/2015. (IV. 23.) Korm. rendelet a kedvezményezett települések besorolásáról és a besorolás feltételrendszeréről <https://net.jogtar.hu/jogszabaly?docid=a1500105.kor>
- 27/2013. (II. 12.) Korm. rendelet a szabad vállalkozási zónák létrehozásának és működésének, valamint a kedvezmények igénybevételének szabályairól <https://net.jogtar.hu/jogszabaly?docid=a1300027.kor>
- 290/2014. (XI. 26.) Korm. rendelet a kedvezményezett járások besorolásáról <https://net.jogtar.hu/jogszabaly?docid=a1400290.kor>
- ANSELIN, L. – REY, S. J. (2014): *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL* GeoDa Press, Chicago
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models* Kluwer Academic.

- AZARIADIS, C. – STACHURSKI, J. (2005): Poverty Traps in: AGHION, P. – DURLAUF, S. (ed.) *Handbook of Economic Growth*, edition 1, volume 1, chapter 5, Elsevier, p. 295-384. DOI: 10.1016/S1574-0684(05)01005-1
- BARRO, R. J. (1991): Economic Growth in a Cross Section of Countries *The Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 407-443.
- BICKENBACH, F. – BODE, F. (2003): Evaluating the Markov Property in Studies of Economic Convergence *International Regional Science Review* 26 (3): 363–392.
- 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
- CHASCO, C. (2013): *Geodaspace: A Resource for Teaching Spatial Regression Models* https://www.researchgate.net/publication/256373609_GeoDaSpace_a_resource_for_teaching_spatial_regression_models
- CHOW, GREGORY C. (1960): Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions *Econometrica*. 28 (3): 591–605. doi:10.2307/1910133
- 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.
- CSÉFALVAY, Z. – CSIZMADIA, N. – CSORDÁS, L. (2005): Kistérségek versenyképessége és a globális hálózatok *Polgári Szemle* 1 (6-7): 68-76
- 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>
- DRUKKER, D. M.–EGGER, P.–PRUCHA, I. R. (2013): On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. *Econometric Reviews* 32 (5–6): 686–733. <http://dx.doi.org/10.1080/07474938.2013.741020>.
- 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>
- DUSEK, T.–KISS, J. P. (2008): A regionális GDP értelmezésének és használatának problémái *Területi Statisztika* 48 (3): 264–280.
- EGEDY, T. (2012): A gazdasági válság hatásai városon innen és túl *Területi Statisztika* 15. (52.) 4. pp. 334–352.
- 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. (2020): A területi jövedelemegyenlőtlenségek változása Békés megyében, 1988–2017 *Területi Statisztika* 60 (4): 477–512. DOI: 10.15196/TS600404
- EGYEDNÉ, GERGELY, J. (2014): *Az önkormányzatok lehetőségei a szuburbanizációs folyamatok alakításában A szuburbanizációs hatások térbeli megjelenése és a különbségek mögötti lehetséges okok vizsgálata a Budapesti Agglomeráció példáján* Doktori értekezés Budapesti Corvinus Egyetem Szociológia Doktori Iskola
- ENYEDI, GY. (2004): Regionális folyamatok a poszt szocialista Magyarországon *Magyar Tudomány* 49 (9): 935–941.
- ESPON (2013): *TRACC - TRansport ACCessibility at regional/local scale and patterns in Europe*, Luxembourg.

- ESPON (2018): *The World in Europe, global FDI flows towards Europe* Applied Research Synthesis Report, Luxembourg.
- EUROPEAN COMMISSION (2017): *Competitiveness in low-income and low-growth regions The lagging regions report* Brussels.
- FARKAS, B. (2012): A világgazdasági válság hatása az Európai Unió régi és új kohéziós tagállamaiban *Pénzügyi Szemle* 2012/1: 52-68.
- FARKAS, B. (2019): *Piacgazdaságok az Európai Unióban A piacgazdaság közép- és kelet-európai modellje* Akadémiai doktori értekezés tézisei, Szeged.
- GÁL, Z. (2019): Az FDI szerepe a gazdasági növekedés és a beruházások területi differenciálódásában Magyarországon *Közgazdasági Szemle* 66: 653–686 DOI:10.18414/KSZ.2019.6.653
- GREKOUSIS, G. (2020): *Spatial Analysis Methods and Practice Describe – Explore – Explain through GIS* Cambridge University Press, New York <https://doi.org/10.1017/9781108614528>
- GYŐRI, R.–MIKLE, G. (2017): A fejlettség területi különbségeinek változása Magyarországon, 1910–2011 *Tér és Társadalom* 31 (3): 144–164.
- HARDI, T. (2015): A munkaügyi ingázás területi mintái Észak-Dunántúlon *Területi Statisztika* 2015, 55 (2): 122–141
- IAMMARINO, S. – RODRÍGUEZ-POSE, A. – STORPER, M. – DIEMER, A. (2020): *Falling into the Middle-Income Trap? A Study on the Risks for EU Regions to be Caught in a Middle-Income Trap* Luxembourg: Publications Office of the European Union doi: 10.2776/02363
- 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.
- JENEINÉ GERŐ, H. É. – KINCSES Á. – TÓTH G. (2021): A hazai mikro-, kis- és középvállalkozások térbeli jellegzetességei *Területi Statisztika* 61 (6): 769–796; DOI: 10.15196/TS610604
- JÓNA, GY. (2016): A kooperatív kkv-hálózatok területi dimenziói és hatásai *Területi Statisztika* 56 (1): 66–88; DOI: 10.15196/TS560105
- JÓZSA, V. (2019): *A vállalati beágyazódás újtjai Magyarországon* Dialóg Campus Kiadó, Budapest.
- KÁPOSZTA, J. (2014): Területi különbségek kialakulásának főbb összefüggései *Gazdálkodás* 58 (5): 399-412
- KELEJIAN, H. H.–PRUCHA, I. R. (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- KELEJIAN, H. H.–PRUCHA, I. R. (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- KISS, É. – TINER, L. (2021): Robotizáció a negyedik ipari forradalom idején a világban és a magyar iparban, területi megközelítésben *Területi Statisztika* 61 (5): 577–604; DOI: 10.15196/TS610502
- 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.

- KOLLÁR, K. (2012): *A hazai hátrányos helyzetű kistérségek főbb térgazdasági összefüggései* Doktori (PhD) értekezés Szent István Egyetem Gazdálkodás és Szervezéstudományok Doktori Iskola, Gödöllő
- KOMLÓSI, É. (2014): A regionális jövedelmi egyenlőtlenségek alakulása Japánban 1970 és 1995 között *Tér és Társadalom* 28 (3): 85-109.
- KOROMPAI, A. (2019): *Településnagyságrendek és jövedelemkoncentráció* előadás A Magyar Regionális Tudományi Társaság XVII. Vándorgyűlése Területi kutatások KözépEurópában 2019. október 11., Sopron. <http://www.mrtt.hu/vandorgyulesek/2019/07/korompai.pdf>
- KOTOSZ, B. (2016): A konvergencia területisége és lokális szintű mérése: elméleti áttekintés *Területi Statisztika* 56(2): 139–157; DOI: 10.15196/TS560203
- KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (2014): *A komplex programmal fejlesztendő járások jellemzői, 2014* Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- LE GALLO, J. – CHASCO, C. (2009): Spatial Analysis of Urban Growth in Spain, 1900–2001 in ARBIA, G. – BALTAGI, B.H. (eds.): *Spatial Econometrics Methods and Applications*, Physica-Verlag Heidelberg, Berlin. p. 59-80.
- 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.
- LENGYEL I. – VARGA A.: A magyar gazdasági növekedés térbeli korlátai – helyzetkép és alapvető dilemmák *Közgazdasági Szemle* 65 (5): 499-524.
- LENGYEL, B. (2012): Tudásalapú regionális fejlődés L'Harmattan Kiadó, Budapest.
- LENGYEL, I. – KOTOSZ, B. (2018): Felzárkózás és/vagy távolságtartó követés? A visegrádi országok térségeinek fejlődéséről *Tér és Társadalom* 32 (1): 5-26. <https://doi.org/10.17649/TET.32.1.2910>
- LENGYEL, I. (2021): *Regionális és városgazdaságtan* Szegedi Egyetemi Kiadó, Szeged.
- LENGYEL, I.–SZAKÁLNÉ KANÓ, I.–VAS, ZS.–LENGYEL, B. (2016): Az újraiparosodás térbeli kérdőjelei Magyarországon *Közgazdasági Szemle* (63) 6: 615–646.
- 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>
- LENTNER, CS. (2012): A magyar gazdasági válság és válságkezelés néhány történeti és nemzetközi aspektusa *Pénzügyi Szemle/Public Finance Quarterly* 55 (3): 561-584.
- LŐCSEI, H. (2010): *Területi növekedési pályák Magyarországon, 1990-2008* Doktori disszertáció ELTE TTK Földtudományi Doktori Iskola, Budapest.
- LŐCSEI, H.–SZALKAI, G. (2008): Helyzeti és fejlettségi centrum-periféria relációk a hazai kistérségekben *Területi Statisztika* 48 (3): 305–314
- LUX, G. (2017): A külföldi működő tőke által vezérelt iparfejlődési modell és határai Közép-Európában *Tér és Társadalom* 31 (1): 30-52. doi:10.17649/TET.31.1.2801
- MAJOR, K. - NEMES NAGY, J. (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években *Statisztikai Szemle* 77 (6): 397-421.
- MAJOR, K. (2007): Markov láncok használata a regionális jövedelemegyenlőtlenségek előrejelzésében *Tér és Társadalom* 21 (1): 53-67.
- MOLNÁR, E.–DÉZSI, GY.–LENGYEL, I. M.–KOZMA, G. (2018): Vidéki nagyvárosaink gazdaságának összehasonlító elemzése *Területi Statisztika* 58 (6): 610–637. <https://doi.org/10.15196/TS580604>

- MONFORT, P. (2008): *Convergence of EU Regions Measures and Evolution* European Union Regional Policy Working Papers. No. 01/2008., Brussels.
- MONFORT, P. (2020): *Convergence of EU Regions Redux Recent Trends in Regional Disparities*. Working Papers 2/2020, Brussels.
- NÉMEDINÉ, KOLLÁR K. – GÓDOR, A. – PÉLI, L. (2014): A halmozottan hátrányos vidéki térségek főbb térgazdasági összefüggéseinek vizsgálata Magyarországon In: CSATA, A. - FEJÉR-KIRÁLY, G. - GYÖRGY, O. - KASSAY, J. - NAGY, B. - TÁNCZOS, L. J. (szerk.): *11th Annual International Conference on Economics and Business: Challenges in the Carpathian Basin: Global Challenges, Local Answers* Csíkszereda, Románia: Sapientia Hungarian University of Transylvania, p. 97-111.
- 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. (2005): Fordulatra várva – a regionális egyenlőtlenségek hullámai In: DÖVÉNYI, Z.–SCHWEITZER, F. (szerk.): *A földrajz dimenziói* pp. 141-158., MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Budapest.
- NEMES NAGY, J. (2009): *Terek, helyek, régiók: A regionális tudomány alapjai* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- NEMES, G. – JENEY, L. – VARGA, Á. – JUHÁSZ, P. – KOROMPAL, A. (2017): *Megvalósult és elmaradt szinergiák a fejlesztéspolitikában – Uniós és hazai támogatások kölcsönhatásai földrajzi keretben (Szinergiák)* Projekt jelentés, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- NÉMETH, N. (2005): A (területi) polarizáltság mérőszámai In: NEMES NAGY, J. (ed): *Regionális elemzési módszerek* pp. 4-7., ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport, 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.–VLIAGENTHART, 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>
- OBLATH, G. – PALÓCZ, É. (2020): Gazdasági növekedés, fogyasztás és megtakarítás Magyarországon az elmúlt évtizedben In: *Társadalmi Riport 2020* TÁRKI Társadalomkutatási Intézet Zrt. Budapest, p. 39-59.
- OECD (2019): *Rural 3.0 People-Centred Rural Policy Highlights* <http://www.oecd.org/cfe/regionaldevelopment/Rural-3.0-Policy-Note.pdf>
- PAAS, T.–KUUSK, A.–SCHLITTE F.–VÖRK, A. (2007): *Econometric Analysis of Income Convergence in Selected EU Countries and Their NUTS 3 Level Regions* The University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper No. 60-2007, Tartu. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1078863>
- PANNON ELEMZŐ – REVITA ALAPÍTVÁNY – HÉTFA ELEMZŐ KÖZPONT – BUDAPEST INTÉZET (2013): *A fejlesztési források szerepe a leszakadó térségek dinamizálásában* Értékelési Jelentés.

- PÉNZES, J. (2011): A jövedelmi szempontból elmaradott települések területi átrendeződése a rendszerváltozás után *Földrajzi Közlemények* 135 (1): 59-69.
- PÉNZES, J. (2013): A foglalkoztatottság, az ingázás és a jövedelmi szint összefüggései Északkelet- és Északnyugat-Magyarországon *Területi Statisztika* 53 (3): 202-224.
- 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>
- PÓLA, P. (2017): The transformation of rural areas in Central and Eastern Europe in LUX, G. – HORVÁTH, GY. (eds.): *Regional Development in Central and Eastern Europe.* Routledge, London, New York, pp. 66-86.
- 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)
- QUAH, D. T. (1993): Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis *Scandinavian Journal of Economics* 95 (4): 427–443. <https://doi.org/10.2307/3440905>
- RATTSØ, J. – STOKKE, E. (2011): *Income convergence, migration and geography: Distribution analysis of regions in Norway* ERSA conference papers ersa10p174, European Regional Science Association.
- SÁNTA, É. – SZAKÁLNÉ KANÓ, I. – LENGYEL I.: Csökkennek az iskolázottság területi egyenlőtlenségei? A felsőfokú végzettségűek területi eloszlása a népszámlálások adatai alapján, 1990–2011 *Területi Statisztika* 55 (6): 541–555.
- SHORROCKS, A.F. (1978): The Measurement of Mobility *Econometrica* 46 (5): 1013-1024.
- 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>
- SMIRNYKH, L. – WÖRGÖTTER, A. (2021): *Regional convergence in CEE before and after the Global Financial Crisis* IHS Working Paper, 33 Wien: Institut für Höhere Studien (IHS), Wien. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168ssoar-75847-6>
- SOMLYÓDINÉ PFEIL, E. (2020): A vidéki térségek felzárkóztatásának feltételei és eszközei uniós szemszögből – Visszatérés az endogén erőforrásokra alapozott fejlesztési szemlélettől az újraelosztó támogatáspolitikához Magyarországon *Tér és Társadalom* 34 (4):18-44. <https://doi.org/10.17649/TET.34.4.3298>
- SVRAKA, A. (2021): *Recent Trends in Income Inequalities in Hungary Using Administrative Data* 8. Taxation Working Papers. Taxation Working Papers. Ministry of Finance, Department of Tax Policy and International Taxation. <https://ideas.repec.org/p/auo/moftwp/8.html>.
- TÓTH, G. (2013): *Az elérhetőség és alkalmazása a regionális vizsgálatokban* Műhelytanulmányok 1. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.

- VARGA, A. (2009): *Térszerkezet és gazdasági növekedés* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- VÁRY, M. (2017): Számít-e a földrajzi elhelyezkedés? A nyugat-európai régiók fejlettségének térökonometriai vizsgálata *Közgazdasági Szemle*, 64: 238–266.
- 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.