



Területi Statisztika

Közzététel: 2023. január 30.

A tanulmány címe:

Mobilitás és perzisztencia a hazai települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban, 2012–2019

Szerző:

Egri Zoltán

<https://doi.org/10.15196/TS630101>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Területi Statisztika c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány, vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

- 1) A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Sztj.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
- 2) A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
- 3) A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
- 4) A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Sztj. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
- 5) A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
- 6) A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„Forrás: Területi Statisztika c. folyóirat 63. évfolyam 1. számában megjelent, Egri Zoltán által írt, Mobilitás és perzisztencia a hazai települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban, 2012–2019 c. tanulmány”

- 7) A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.



Mobilitás és perzisztencia a hazai települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban, 2012–2019

Mobility and persistence in income inequality processes at the domestic settlement level, 2012–2019

Egri, Zoltán

Magyar Agrár- és
Élettudományi Egyetem
E-mail: egrized@gmail.com

A tanulmány a 2008–2009-ben kiinduló gazdasági világválságot követő, a fellendülési időszakot érintő általános és települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatok ismeretét célozza meg.

A bevezetés a főbb elemzési kereteket és a hazai lényegi egyenlőtlenségi összefüggéseket, majd a kutatás hipotéziseit ismerteti. A szerző kiemelt figyelmet fordít a területi heterogenitásra, amit a hazai területfejlesztésben használatos fejlesztési kategóriák (klubok) mentén értelmez, és feltételezi a klubok jövedelemegyenlőtlenségi folyamatainak szignifikáns differenciáltságát.

A tanulmány a σ -konvergencia (Robin Hood-index) és az alternatív Markov-lánc módszert, valamint a térökonometriai (többváltozós) regressziós modelleket alkalmazza. 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 alakító tényezők beazonosítását követően a szerző rámutat a jelenségek endogén voltára, vagyis arra, hogy a hosszú ideje fennálló, helyi szinten beágyazott folyamatok fenntartják a jövedelmi centrum-periféria viszonyt.

Kulcsszavak:

jövedelemegyenlőtlenségek,
fejlesztési klubok,
térökonometria,
Markov-lánc

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

The author describes in the introduction, the main analytical framework and the substantive inequality in Hungary, and presents the hypotheses of the research. The research pays special attention to territorial heterogeneity, the author interprets it 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. According to the results 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 regarding 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, the fact that long-standing, embedded processes at the local level maintain the income centre-periphery relation.

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

Beküldve: 2021. szeptember 13.

Elfogadva: 2022. május 10.

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 élénk érdeklődést váltott ki a rendszerváltozáskor és az azt követő időszakban (Nemes Nagy 2005, Németh–Kiss

2007, Capello–Perucca 2013, Smętkowski 2014, 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) pozicionálása, 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, Kocziszky et al. 2018, Lengyel–Kotosz 2018, Ubarvičienė et al. 2021).

A hazai területi jövedelemegyenlőtlenség- és konvergenciaelemzések 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 a kapitalizmus előtti időszakról eredezteti, amelynek kiegyenlített térszerkezetét a nagyiparra alapozott fejlődés polarizálja (a divergencia kiszélesedéssel), ezt követően pedig a piaci és a központi beavatkozások nyomán csökkennek a térségen belüli egyenlőtlenségek (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 időszak jelenik meg (Nemes Nagy 2009).

A hazai trendek megerősítik a módosított Williamson-hipotézist, a konvergenciairodalomból (Paas et al. 2007, Kotosz 2016, Demeter 2020) 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 fokozatosan csökkent a belső tagoltság, vagyis közeledtek egymáshoz a jövedelmi szintek (Dusek 2006, Németh–Kiss 2007, Kiss 2007, Péntes 2019, Egri 2020). A hazai területi vizsgálatok is megerősítik az ismertetett eredményeket, ugyanakkor erőteljes térbeli differenciáltságra mutatnak rá. Vagyis arra, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek akár mikrotérségi (kistérségi, járási), akár mezoszinten (megye, régió) szerveződnek, különböző lefutású és amplitúdójú pályákkal, mintázatokkal jellemezhetők (Németh–Kiss 2007, Péntes 2019, Egri 2020).

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

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

A hazai jövedelemegyenlőtlenségeket, -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 státust, a gazdasági aktivitást, a szocialista időszak fejlesztési státust, valamint a szomszédsági hatásokat érintik (Nemes Nagy–Németh 2005, Dusek 2006, Kiss 2007, Németh 2008, Tóth 2013, Egri 2020, Egri–Tánczos 2018, Vida 2022).

Dolgozatunk egy kiemelt időszakot vizsgál, és elemi célja az Egyesült Államokból 2008-ban kiinduló, globálissá vált válságot követően a hazai területi jövedelemegyenlőtlenség hatásainak elemzése. Az egyébként súlyos strukturális problémákkal (nagyértékű függés a külföldi tőkéktől, az államháztartási reformok hiánya) küzdő Magyarország – a többi új tagállam többségével egyetemben – jelentős, az uniós átlagot meghaladó gazdasági visszaeséssel szembesült (Lentner 2010, Farkas 2012). A gazdasági recesszió térbeli megjelenése hazánkban 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 makrogazdaság töretlenül és lényegében gyorsabban bővült, mint Csehországban és Szlovákiában, a hazai bruttó hazai termék (gross domestic product – GDP) gyarapodása az euróövezet átlagos mértékét is meghaladja. A 2010 és 2019 közötti magas átlagos gazdasági növekedéssel párhuzamosan a háztartások rendelkezésre álló jövedelme is jelentősen emelkedik (Oblath–Palócz 2020).

Az időszak elemzése szerint 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 tendenciáit emeli ki, amelyek a válságot követően kétféle területi irányt mutatnak: míg a személyi jövedelmek esetén inkább a konvergencia, addig a települési gazdasági erő² esetén a divergencia jellemző.

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

Kutatásuk során a következő kérdések megválaszolását céloztuk meg:

- *A gazdasági válságot követő időszakban a területi jövedelemegyenlőtlenségek országosan milyen pályát mutatnak?* 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, vagyis arra mutatunk rá, hogy a települési jövedelmek mobilitása miként befolyásolja, alakítja a vizsgált jelenséget.

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

- *Az országos növekedési és egyenlőtlenségi trendekhez képest a területi összefüggések mennyire tekintetők 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 mutatnak.*
- *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 a válaszokat térökonometriai módszerekkel (többváltozós regressziók) keressük, amelyekkel a térbeli heterogenitást is figyelembe vesszük, a valódi differenciáltságot kifejező jelenségek megismerése érdekében.*

Módszertan

A jövedelemegyenlőtlenségek időbeli alakulását a területi megoszlások eltérését mérő Hoover- (Robin Hood-) indexszel, illetve a jövedelmek mobilitását és az eloszlásokat reprezentáló alternatív konvergenciaelemzéssel, 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).

Quah (1993, 1996) a hagyományos β - és σ -konvergencia vizsgálatok kritikái miatt használja a Markov-lánc módszert a jövedelemeloszlások 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 fejezi ki, hogy mekkora a valószínűsége annak, hogy i állapotban található elem j állapotba kerül. A mátrix sorai azt az eloszlást mutatják, hogy egy adott állapotból kiindulva milyen lesz a következő időszak állapotának várható eloszlása (Le Gallo 2001, Major 2007). Az átmenetmátrix létrehozásához a megfigyelési változók diszkracionalizálása szükséges. Az egyes osztályközők 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 – a stabilitási index ad információt. Minél nagyobb az értéke, annál nagyobb az esélye a „nem mozgásnak”, vagyis – a jövedelem-egyenlőtlenségek 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. ergodikus (invariáns, stacioner) eloszlás egy olyan állapotot feltételez, amikor a kialakult eloszlás már nem változik tovább, jövőbeli nyugvópontként (hosszú távú egyensúlyi állapotként) értelmezhető (Monfort 2008, Le Gallo–Fingleton 2013).
- Az átmenet folyamatának sebessége is meghatározható, azaz 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 2019. évi eloszlás feltételezhetően közeledik a hosszú távú egyensúlyi állapothoz. Ezt a lánc felezési idejének nevezzük, ami azt fejezi ki, hogy mennyi idő szükséges a 2019. évi eloszlástól az egyensúlyi állapot felének eléréséhez (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 (exploratory spatial data analysis – ESDA) használjuk. Magyarázó modelleket építünk, a következő 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 módszerek részletes leírását Anselin (1988), Anselin–Rey (2014), Kelejian–Prucha (2010), Drukker et al. (2013) és Grekousis (2020) közlik. Tanulmányunkban azt feltételezzük, hogy a jövedelemegyenlőtlenségeket magyarázó tényezők térbeli mintái eltérnek egymástól, ezért ennek vizsgálatára az ún. „spatial regime” modellt használjuk (Anselin–Rey 2014). Ez a modell a települések különböző részalmazaira eltérő regressziós együtthatókat számol, rámutatva a valós, térben differenciált hatásmechanizmusokra. A regressziós együtthatók 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 (szja)-köteles jövedelmet alkalmazzuk. A mutatónak számos előnye van (hosszú idősoros elérhetőség, azonos módszertan), de hátrányai is 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 szélesebb körű, paraméteres módszertannal elvégzett területi jövedelemegyenlőtlenségi vizsgálatokhoz is (Nemes Nagy 2009, Németh–Kiss 2007, Pénzes 2013, Korompai 2019). Ugyanakkor fontos kiemelni, 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 kapcsolatot 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 a vele végzett elemzés is korlátozottnak tekinthető.

A vizsgálat kiemelt időhorizontját a 2012–2019 időszak jelenti, ami ugyan rövidnek számít, de úgy véljük, hogy ebből is megállapíthatók releváns összefüggések a települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokról.

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 (NAV) személyi jövedelemadó és társasági adóbevallás adatait alkalmaztuk.

Eredmények

A jövedelemegyenlőtlenségek általános sajátosságai 2012 és 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 egyenlőtlensége meredeken csökken az ezredfordulót követően, és az adatsorra illesztett lineáris trendfüggvény főbb jellemzői (meredekség, determinációs együttható) is megfelelően jelzik ezt a folyamatot. A 2012 és 2019 közötti időszakra egyértelműen jellemző a σ -konvergencia⁴, ugyanakkor az időszak végén már enyhe divergencia jelentkezik.

³ A 2012 és 2019 közötti időszakban az szja-köteles jövedelmek a GDP 28,23–32,55%-át, míg a bruttó nemzeti jövedelem (gross national income – GNI) 29,47–33,43%-át adják a teljes makrojövedelemnek.

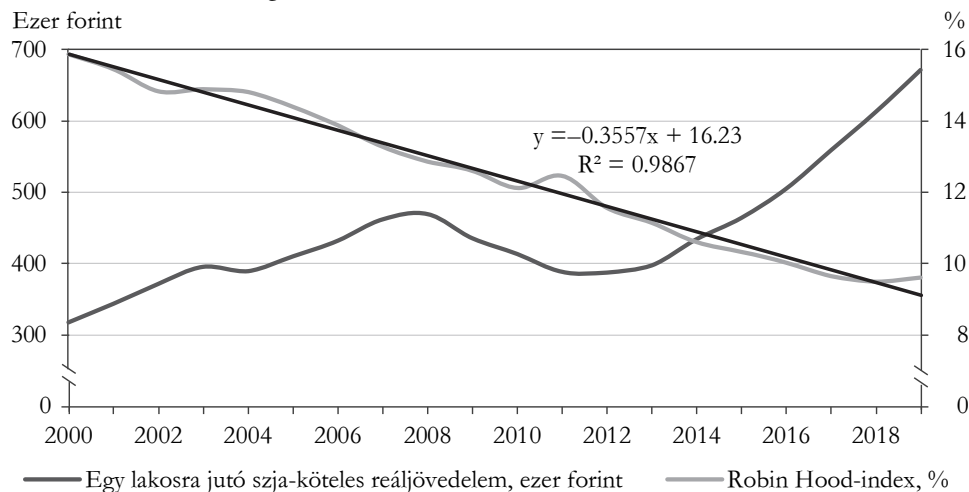
⁴ A lineáris regressziós egyenlet a következő: $y = -0,2977x + 11,649$. $R^2 = 0,9316$.

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 3154 település viszonylagos jövedelmi pozícióját kifejező mutatót kaptunk (25 232 eset), amelyek időbeli változását modellezzük. Panelmegközelítést alkalmaztunk, az éves változás alapján kategorizáltuk az egyes településeket. Az állapottér diszkrétizálására az azonos számú megfigyelések alapján történő választást alkalmaztuk, a sokaságot 5 egyenlő részre osztottuk fel.⁵ A szakirodalom nem szolgál univerzális megoldással a diszkrétizálásra, 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* és a települési szintű σ -konvergencia (Robin-Hood index)

Development of per capita income (1.000 HUF) and settlement-level σ -convergence after the millennium (Robin Hood-index)



* 2000. évi áron.

A települési jövedelmek mozgása alapján a Markov-mátrix is konvergenciát mutat a 2012 és 2019 közötti időszakban (1. táblázat). Az alsó két csoportban egyértelműen nagyobb a felzárkózás valószínűsége, mint a lefelé nivellálódásé. A középső csoport esetében közel ugyanakkora a kétfelé irányuló mozgás esélye. Ez a jelenség

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 125,0%-ig tart, az ötödikben pedig az e feletti teljesítményű 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 viszonylag magasabb határa.

hozzájárulhat egy jövőbeli ún. „twin-peaks” jelenséghez (bimodális eloszlást, vagyis polarizációt eredményezve), viszont erre biztosabb választ csak az ergodikusság ismeretében adhatunk. Előbbi gondolatnak viszont ellentmond a magasabb jövedelemcsoportokban megfigyelhető mobilitás, ahol a lecsúszás esélye nagyobb, mint a felzárkózásé. Általánosságban kijelenthető, hogy a felzárkózás időtartama rövidebb, mint a leszakadásé (lásd Melléklet M1. táblázat). Megállapítható továbbá, hogy a jövedelemeloszlás stabilnak tekinthető, ugyanis a 2012 és a 2019 közötti időszakban a nem mozgó települések összesített aránya 85,1%. Jelentős mozdulatlan-ság figyelhető meg a „végeken”. A legalacsonyabb vagy a legmagasabb jövedelmi csoportba tartozó településeknek 90,0% fölötti az esélyük a helyben maradásra. Ez megerősíti Pénzes (2019) – ugyan hosszabb időszakra vonatkozó – megállapítását, miszerint a jövedelmi centrumok és perifériák térben, valamint időben stabil jellemzőkkel rendelkeznek. A jövedelemegyenlőtlenségekkel és a konvergenciával foglalkozó szakirodalom (Le Gallo 2001, Rattsø–Stokke 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 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 jövedelemcsoportban csökkenő jelenlét, míg a harmadikban (átlagos) és a negyedikben jelentős mértékű felhalmozódás várható. Az átlagos és a fölötte lévő jövedelemcsoportokban hosszú távon növekvő jelenlét prognosztizálható (aránya a kezdeti 60-ról 67,8%-ra emelkedik).

1. táblázat

Települési átmenet-valószínűségi mátrixok, 2012–2019
(Maximum likelihood becslés)
Transition probabilities at settlement level, 2012–2019
(Maximum likelihood estimate)

Jövedelemcsoport	Átmenet-valószínűsége					Megfigyelések száma
	1	2	3	4	5	
1.	<i>0,904</i>	0,096				4 406
2.	0,069	<i>0,811</i>	0,120			4 400
3.		0,094	<i>0,806</i>	0,100		4 391
4.			0,101	<i>0,822</i>	0,077	4 395
5.				0,088	<i>0,912</i>	4 400
Kezdeti eloszlás	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200	–
Ergodikusság	0,135	0,187	0,238	0,235	0,205	–

Megjegyzés: A mátrix időben stationer eloszlást mutat. Azokat a cellákat, amelyek két tizedesjegyre nulla értéket vesznek fel, eltávolítottuk a mátrixból.

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

A talán túlságosan technikainak tűnő elemzéssel arra szándékoztuk felhívni a figyelmet, hogy a 2012 és 2019 közötti jövedelemkiegyenlítődéssel (a folyamatos átlagos növekedés mellett) komplex és dinamikus folyamat, és nem (csak) az általános felzárkózással magyarázható. A folyamatos σ -konvergencia mögött – a mobilitás ellenére – továbbra is nagyon szilárd egyenlőtlenségi sajátosságok húzódnak meg (ezt erősítik meg a főatlóban szereplő értékek). Vagyis a települések a jövedelmek szerint klubosodnak, ami 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, hanem társadalmi-gazdasági szempontból homogénebb teret választottunk elemzési keretként.

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

A jövedelemegyenlőtlenségek további vizsgálata során – az ismertetett logika alapján – a (területi) fejlesztési klubmegközelítést alkalmazzuk. Ehhez a kedvezményezett járáások besorolásáról szóló 290/2014. (XI. 26.) Korm. rendeletben ismertetett járáskategorizálást választottuk. Ez – sok esetben az erős kritikák ellenére is (Pannon Elemző et al. 2013, Somlyódiné Pfeil 2020) – az egyértelmű gyakorlati kapcsolódással is magyarázható. Ezen lehatárolás alapján⁸ sorolják be hazánkban az elmaradott térségeket, illetve szabályozzák a fejlesztési célú támogatásokhoz való hozzáférést⁹, amelyek feltételezhetően a jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokat is befolyásolják.

Erre közvetve a hazai jövedelemegyenlőtlenségi irodalom szolgáltat bizonyítékot (Németh 2008, Kiss 2007, Tóth 2013), a statikus jövedelmi pozíciók a hivatkozott jogszabály komplex mutatójában is fellelhető társadalmi-gazdasági és közlekedés-földrajzi stb. tényezők eredőjeként értelmezhetők. További elemzésünkben viszont azt is feltételezzük, hogy ezen fejlesztési klubok a jövedelemegyenlőtlenségi folyama-

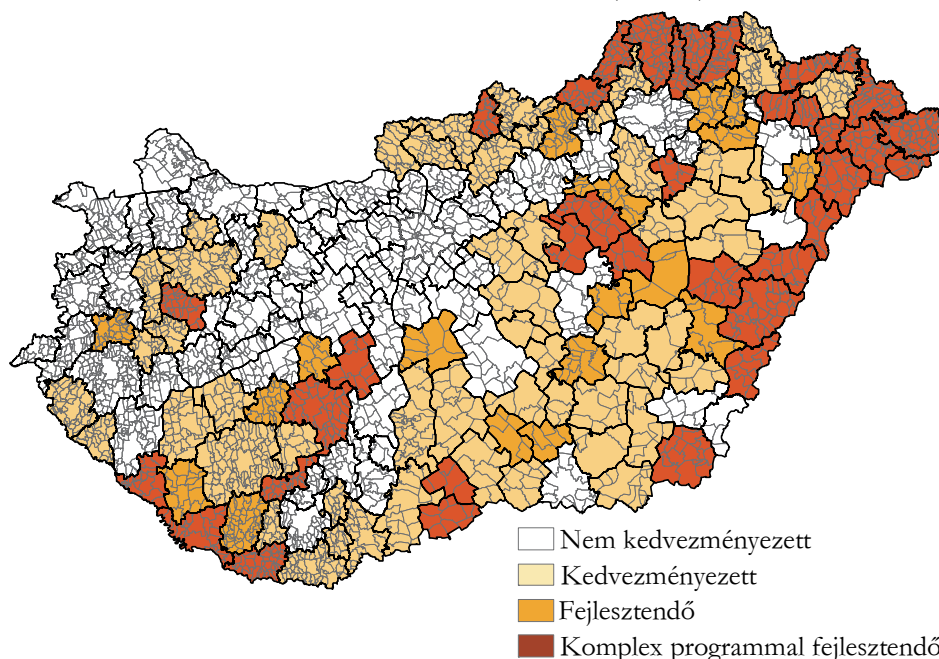
⁸ A lehatárolás alapja egy, a járáások társadalmi-gazdasági és infrastrukturális fejlettségét mérő komplex mutató. A mutató 24 indikátorból lett meghatározva, normalizálás segítségével, a következő mutatócsoportok alapján: társadalmi és demográfiai helyzet, lakás- és életkörülmények, helyi gazdaság és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

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

tok dinamikus megközelítésében (mobilitás, eloszlás) is szignifikánsan különböznek egymástól.

2. ábra

**A járásek kedvezményezettség szerinti besorolása
a 290/2014 (XI. 26.) Korm. rendelet alapján**
Categories of beneficiary districts according to
Government Decree 290/2014 (XI. 26.)



A 290/2014 (XI. 26.) Korm. rendelet 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 (elmarginalizáltságot/fejlettséget), a városiasság-vidékiesség mentiségét, valamint a Budapesti agglomerációval kiegészülő 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 Kollár et al. 2014, Pénzes 2014). A besorolás a centrum-periféria viszonyok mellett implicit módon a globális/lokális integráltságot is kifejezi. Az egyes csoportok továbbá a szerkezeti jellemzők mentén is erőteljesen különböznek, mind a megoszlások, mind a fajlagos mutatók tekintetében¹⁰ (lásd Melléklet M2. táblázat).

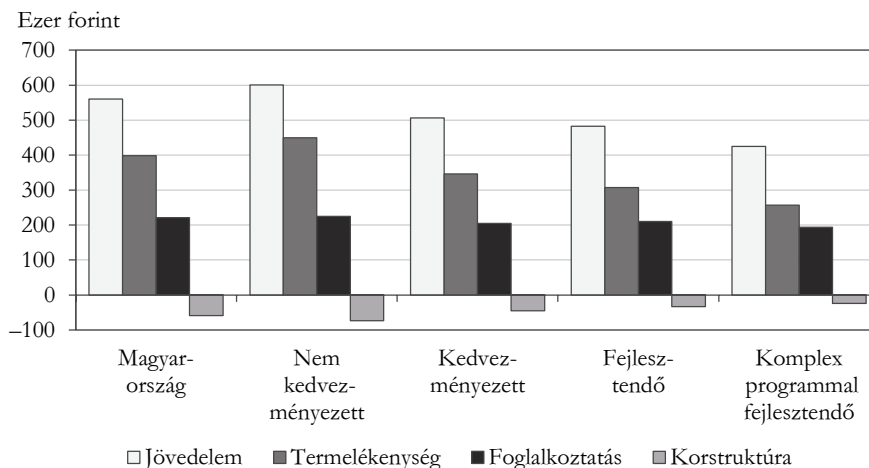
¹⁰ A szerkezeti egyenlőtlenségek kimutatására olyan indikátorokat választottunk, amelyeket nem tartalmaz a komplex mutató.

A települési szinten mért társadalmi-gazdasági és infrastrukturális fejlettségét kifejező komplex mutató¹¹ szoros kapcsolatot mutat az egy lakosra jutó jövedelemmel, vagyis minél kedvezőbb a társadalmi-gazdasági és infrastrukturális helyzet, annál magasabbak a jövedelmi szintek. ($r=+0,810$; $\rho=+0,827$, $p<0,000$.) Ennél lényegesebb eredmény, hogy a Kruskal–Wallis H-teszt alapján a települési szintű egy lakosra jutó jövedelmek az egyes járási kategóriák mentén 2012 és 2019 között szignifikánsan különböznek. 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 és 2019 közötti jövedelemegyenlőtlenségekre. Ezt a kapcsolódó nemparaméteres post-hoc teszt is megerősíti, megbízható különbséget jelez az összes kategória jövedelme között, végig a vizsgált időszakban.

3. ábra

Az egy lakosra jutó reáljövedelem-növekmény felbontása a kedvezményezettség szerinti településcsoportokban, 2012–2019

Composition of the increase in real income per capita by settlement category



Forrás: saját számítás a NAV és a TeiR adatai alapján.

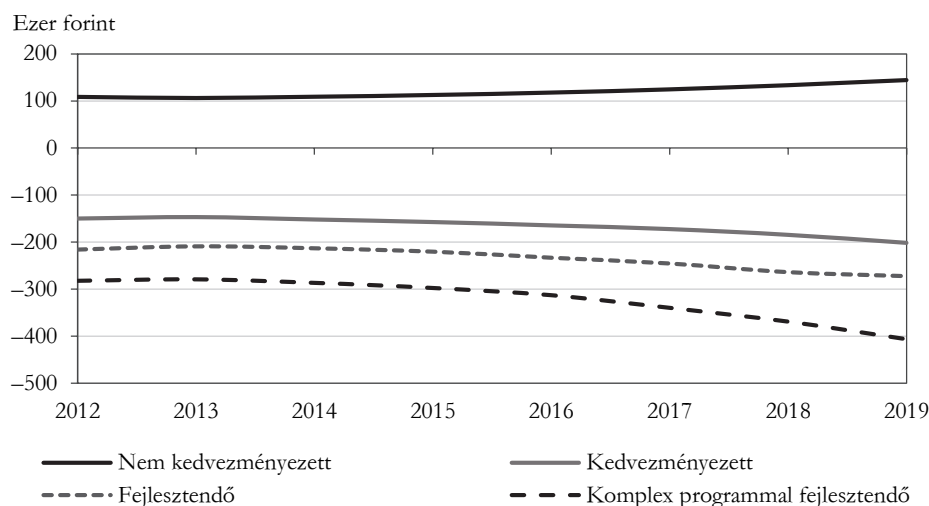
2012 és 2019 között mindegyik kategóriában nőtt az egy lakosra jutó reáljövedelem, ami a fejlettségi szintekkel párhuzamosan alakult (3. ábra). Az országos átlagos növekményt csupán a nem kedvezményezett klub értéke haladja meg. Ezen eredmények rávilágítanak a kedvezőtlen adottságú települések felzárkózásával kapcsola-

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 nagymértékben (21 tételében) megegyezik, illetve ugyanazon módszertannal számítottak a komplex mutatók is.

tos 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 foglalkoztatást jellemzi. A növekményhez való hozzájárulásban hiába javult legnagyobb mértékben az elmaradott járások településeinek munkaerőpiaci aktivitása, általában olyan, alacsony termelékenységű munkavállalók kerültek be a munkaerőpiacra, akiknek a piaci jövedelme nem haladja meg a korábbi társadalmi juttatásokat (Svraka 2021).

4. ábra

A kedvezményezettség szerinti településcsoportok egy lakosra jutó reáljövedelmének átlagos eltérése az országostól
Average deviation of the real income per capita of each settlement group from the national value



Forrás: saját számítás a NAV adatai alapján.

Az említett, felzárkózásra való utalást tovább árnyalja az országos átlagtól való eltéréseket ismertető 4. ábra, amely egyre növekvő reáljövedelmi ollót jelez a fejlett és az elmaradottabb járásokhoz tartozó települések között. Az átlagos jövedelmek tehát nem közelednek egymáshoz, viszont a csoportokon belüli jövedelmek többségükben egymáshoz konvergálnak (5. ábra). Ezen jellemzők alapján a fejlesztési klubok a jövedelmek szerint klubosodnak.

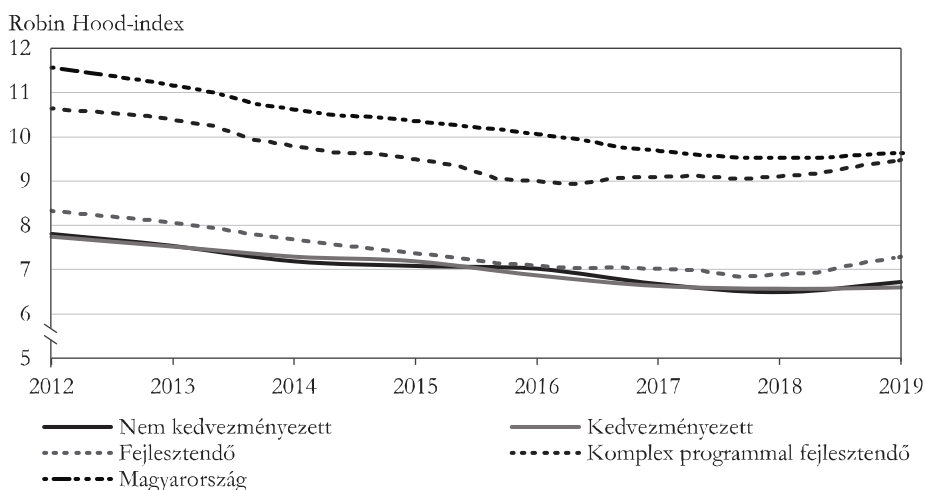
¹² Két időpont között a reálértéken számolt jövedelmi növekmény a következő képlettel bontható fel: $j\ddot{o}v_i - j\ddot{o}v_0 = (term_i - term_0) * fogl_0 * korstr_0 + (fogl_i - fogl_0) * term_1 * korstr_0 + (korstr_i - korstr_0) * term_1 * fogl_0$, ahol $j\ddot{o}v$ az egy lakosra jutó jövedelem,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

A σ -konvergencia eredmények nagyobb elmozdulást mutatnak az átlagos (ország szintű) jövedelmi konvergenciához képest (5. ábra). A 2019-ben megnyilvánuló kismértékű 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 figyelhetők meg. A jövedelmi pozíciók egyenlőtlenségi tendenciákkal történő összevetése azt mutatja, hogy az összefüggések rövid távon is kötődnek a Williamson-hipotézishez. Figyelemre méltó 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 okának feltárása, aminek hátterében feltételezhetően a fejletlen terekből a gazdagabb munkapiac irányába történő térbeli mobilitás szignifikáns hatása húzódhat meg (Svraka 2021).

5. ábra

A kedvezményezettség szerinti településcsoportok egy lakosra jutó települési jövedelemegyenlőtlenségei

Inequalities in per capita municipal income based on beneficiary classification



A nem kedvezményezett, valamint a kedvezményezett településcsoport esetén inkább a trendszerű jövedelmi konvergencia jellemző. Az is szembevetendő, hogy az említett két településcsoport belső tagoltsági szintje a vizsgált időszakban nagyon hasonlóan alakult, a területi különbségek párhuzamosan futnak. Ez egyrészt a hipotézis korlátosságát mutatja (erre utal Williamson [1965] néhány részeredménye is), másrészt pedig a települési összefüggések komplex módon közelítendők, a jövedelmek konvergenciája/divergenciája nem csak a fejlettségi szint függvénye (Németh-Kiss 2007). Harmadrészt pedig sajátos homogén tereket alkalmazunk, eltérő településszámmal, valamint elkülönülő térbeli elhelyezkedéssel.

Az említett egyenlőtlenségi pályák mögötti mobilitást és eloszlásokat is megvizsgáltuk a Markov-lánc módszerrel, annak kimutatása érdekében, hogy a települési jövedelmek dinamikája miként alakul a vizsgált időszakban.

A legelmaradottabb – komplex programmal fejlesztendő – járások településeinél jelentős mértékű felzárkózás nem jellemző. Míg az országos szintű folyamatos növekedés mellett a lecsúszás mértéke kivétel nélkül meghaladja az országos átlagot, addig a felfelé történő mobilitás nem éri el azt. Kismértékű felzárkózás csupán az egyébként legstabilabb legalsó (ahol a legmagasabb, 93,2% a helyben maradás esélye) és az ezt követő kategóriában figyelhető meg, emellett kirívó a csekély számú legfelső kategóriába tartozó település lefelé történő nivellálódása. A települések jelentős része 2012-ben az alsó két kategóriában sűrűsödik (72,1%), a hosszú távú eloszlás sem mutat sokkal kedvezőbb perspektívát a települések többsége számára. A fejlesztendő járások alsó három jövedelmi kategóriában fellelhető településeinél már egyértelműbb a felfelé irányuló mozgás. A 2019. évi mobilitás alapján a kezdeti időszakra jellemző, az alsó három jövedelmi kategóriában megfigyelhető településkonzentráció (78,4%) hosszú távon hasonló mértékben helyeződik át 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 a középső kategóriákban egyre kedvezőbbek a kilátások, a települések túlnyomó többsége (71,0%) a 2–4. osztályokban található, a 2019. évi mozgás alapján további koncentráció várható a jövőben. Az alsóbb jövedelemosztályok esetében már az országos átlagot meghaladja a felzárkózás, 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 klubokat egymástól eltérő társadalmi-gazdasági és infrastrukturális háttér tényezők jellemzik, emellett egyedi mobilitási és egyensúlyi pályákat, valamint minden esetben szintén egyedi konvergenciát mutatnak (lásd Melléklet M3–M5. táblázat). Vagyis a Markov-lánc elemzés megerősíti hipotézisünket, mely szerint a fejlesztési klubok jövedelemegyenlőtlenségi folyamatai térben szignifikánsan heterogének.

A települési szintű jövedelemegyenlőtlenségeket magyarázó modellek

A következő vizsgálat során azon tényezőket szándékozunk beazonosítani, amelyek potenciálisan hozzájárulnak a fejlesztési klubok 2012 és 2019 közötti jövedelem-

egyenlőtlenségeihez. A kapcsolódó vizsgálatokat hármaskörös területi megosztásban végeztük el: a nem kedvezményezett (fejlett), a kedvezményezett kategóriák (átmeneti, köztes), illetve az összevont fejlesztendő és komplex programmal fejlesztendő (fejletlen, elmaradott) járási településcsoportjai 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) alapulnak. A növekedési tényezőket exogén, endogén, strukturális és tradicionális jellegük alapján értelmezzük.

A kiegészített regressziós alapegyenlet a következő:

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

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

Az $EXO_{i,t}$ a települési elérhetőséget (2012), a külföldi működőtőke jelenlétét (2012), valamint az ingázás mértékét (2011) jelentik. Az elérhetőség konceptualizálását és operacionalizálását a hazai térgazdasági és a közlekedésföldrajzi sajátosságok alapján végezzük el (Egri–Kőszegi 2020). Alapvetően a hálózatoktól való távolságot mértük (ESPON 2013), amit egyrészt a nagyvárosoktól (főváros, régióközpont, megyeszékhely), másrészt pedig a közúti infrastruktúrától (autópálya) való időbeli és közlekedésföldrajzi távolsággal fejeztük ki. A változók közötti multikollinearitás miatt az információsűrítést főkomponens-elemzéssel végeztük el¹³. Mivel Magyarország a külföldi működőtőkétől is függő piacgazdaság (Nölke–Vliegthart 2009), ezért ennek hatását is mérni szükséges. 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 $ENDO_{i,t}$ a 18 éves és idősebb korosztályban a legalább érettségivel rendelkezők 2011. évi arányát, valamint a kis- és középvállalkozások 2012. évi ezer főre jutó számát jelenti. A $STRUCT_{i,t}$ a főbb gazdaságszerkezeti jellemzőket (mezőgazdasági, ipari foglalkoztatottak 2011. évi arányai) fejezi ki. A gazdaság tradicionális tényezőjét ($TRAD_{i,t}$)

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

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

jelen esetben az adófizetők arányával (2012) azonosítjuk. Az $AC_{i,t,x}$ az aktív térbeliség (szomszédsági hatások, térséghez tartozás – active spatiality), a térbeli interakciók esetében a területileg késleltetett y változók, illetve hibatagok is itt találhatók. 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 Koncepció¹⁵ (OTK), illetve a megyei településhálózat-fejlesztési tervek valamely fejlesztési kategóriájába, 1-es értéket kaptak, amelyek nem, azok pedig 0-t. A $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ a magyarázó változók regressziós együtthatóit jelzi, a β_0 pedig a konstans tag, az $\varepsilon_{i,t}$ a véletlen hibatag.

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 módszere esetén a függő változó és a hibatagok térben késleltetett értéke egyértelműen ezen változókörhöz sorolható, emellett a következő 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 viszonylatában 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.

Ezt követően a legszorosabban 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 magában foglaló, a fejlesztési klubok nélküli – regressziókat futtattuk le. Az OLS modellt a hibatagok nem normális és heteroszkedasztikus jellemzői, valamint az 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 az autokorreláció konzisztens (HAC), robusztus standard hibák mellett. A regresszió 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 becslést a térbeli kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerével végeztük el.

A modell illeszkedése kimagasló (Pseudo $R^2 = 0,8029$), de az Anselin–Kelejian-teszt újra a hibatagok statisztikai szempontból megbízható térbeli autokorrelációját

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

¹⁶ A képzettségi mutatót a 2001. évi, a külföldi jegyzett tőkét pedig az egy évvel korábbi adatokkal számítottuk.

mutatja. Végül, a térbeli súlyozott kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerét 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).

2. táblázat

A teljes településkörre vonatkozó regressziós eredmények, 2012–2019

Regression results regarding Hungarian settlements, 2012–2019

Megnevezés	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	–

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Megnevezés	OLS	2SLS (HAC)	S2SLS (HAC)	SW2SLS (KP-HET)
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 hibtagokat jelöli. *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten, * szignifikáns 0,10 szinten.

Az eredmények az előzetes elvárásoknak megfelelően alakultak. Azon településeken jellemző a magasabb jövedelmi pozíció, amelyek közelebb vannak a fővároshoz, az autópályákhoz, illetve a központokhoz, továbbá átlag feletti az ingázók aránya, a külföldi tőke jelenléte, a képzett népesség aránya, az ipari foglalkoztatottak, az adófizetők aránya, illetve az adott település korábban a fejlesztendő kategóriába került. A magas mezőgazdasági foglalkoztatás visszafogja, míg a kis- és középvállalkozások jelenléte nem befolyásolja szignifikánsan a jövedelemegyenlőtlenségeket. A lambda 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.

Ezt követően az ismertetett módszer szerint lefuttattuk a spatial regime regressziós modelleket is, az előre definiált településcsoportok 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

**A települési szintű térbeli regressziók (SW2SLS) eredményei
kedvezményzettségi besorolás szerint, 2012–2019**

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

Megnevezés	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 elsőrendű bináris királynőszomszédságon alapul. Zárójelben a z-értékek szerepelnek. A lambda a térben késleltetett hibtagokat jelöli. *** szignifikáns 0,01 szinten, ** szignifikáns 0,05 szinten, * szignifikáns 0,10 szinten.

Habár Smętkowski (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, Lócsei–Szalkai 2008, Győri–Mikle 2017). A Budapest/autópálya-elérhetőség faktor megfelelően fejezi ki a főváros- és nagyvárosközpontú közlekedéshálózatot, vagyis azt, hogy a magasabb rendű utak a jelentő-

sebb 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 ez a jelenség.

A fejlett klub települései esetén a jövedelemegyenlőtlenségeket az elérhetőséghez kötődő hálózati externáliák magyarázzák jelentős mértékben: a költséghatékonysághoz való hozzájárulással, a területi interakciók növekedésével, illetve az agglomerációs erők szétterülésével (de Bok–van Oort 2011, Crescenzi–Rodríguez-Pose 2008, ESPON 2013). A régióközpontok és a megyeszékhelyek elérhetőségeinek szignifikáns együttműködési egyenest a jelenséget írják le „lokálisabb” szinten¹⁷ is, utóbbi változó a vizsgált további tényezők kontrollja mellett a Budapest/autópálya-elérhetőség faktorról közel hasonló erősséggel magyarázza a policentrikus jövedelemegyenlőtlenségeket 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) periferezáltságot jelzi utóbbi klubok településeinél, a helyi, de főként a globális hálózatokból való kimaradást (Cséfalvay et al. 2005).

Az ingázás a térbeli mobilitás pillanatnyi (esetünkben 2011. évi) állapotát jelzi, így annak összehasonlíthatósága korlátozott. A jelenség rámutat a helyi munkalehetőségek hiányára, vagy éppen nem megfelelő voltára (Németh 2008, Kiss–Szalkai 2014, Hardi 2015). Az ingázás regressziós együttműködési szignifikáns és eltérő 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 településcsoportok mentén a legalább érettségivel és az érettségivel alacsonyabb végzettséggel rendelkező ingázók mutatói között ($\chi^2=180,43$; 2 szabadságfok mellett, $p<0,000$). Ezen eredmények szerint minél fejlettebb járáshoz tartozik egy település, annál magasabb az ingázók közül a képzettebbek aránya. 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. Ugyanakkor arról sem szabad elfelejtkezni, hogy az egyes változók a többi változó összefüggésében értékelhetők, azok interakciós hatásaként értelmezve.

A külföldi működőtőke proxy változója ellentétes összefüggést jelez az előzetesen elvárthoz képest. Minél fejlettebb járásban helyezkedik el egy-egy település, annál ki-

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

sebb a változó hatása a 2012 és 2019 közötti jövedelemegyenlőtlenségekre. Az ellentmondás véleményünk szerint csak látszólagos. Mivel a nem kedvezményezett járásokban óriási a külföldi tulajdonú jegyzett tőke koncentrációja (96,82%), és azok területi eloszlása sem olyan szórta (a települések 58,19%-ában megtalálható), mint például az átmeneti és az elmaradott klubokban, így feltételezhetően a külföldi működőtőke nem tekinthető kimagaslóan differenciáló tényezőnek. Utóbbi csoportban viszont nem éri el az 1%-ot a külföldi jegyzett tőke koncentrációja (0,789%), a települések 70,96%-án pedig egyáltalán nincs jelen külföldi működőtőke. A 275 érintett településből az első három (Tiszavasvári, Ózd, Kaba) adja a külföldi működőtőkét kifejező indikátor közel felét (47,85%-át). 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 csekély, „periféria mivoltuk eredendően kizárja őket a potenciális győztesek köréből”. A társadalmi-gazdasági perifériák esetén az amúgy is 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 külföldi működőtőke gazdasági impulzusa az ipari foglalkoztatásban megjelenő hatásokon keresztül jelenik meg. Ez a lejtő világosan megmutatkozik az ipar különböző regressziós együtthatóiban. 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 (Smętkowski 2018), ugyanakkor már a szerzője is felhívja a figyelmet ennek kelet-közép-európai vonatkozásaira. Eszerint a tudás szerepe jellemzően a külföldi működőtőke 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 korántsem homogén jellemzőkkel rendelkezik, de – Magyarországon főként itt tekinthető relevánsnak (Lengyel 2012). A tudáshasznosulás különbségei a duális gazdasághoz (is) egyértelműen kötődnek (Lengyel 2012).

A kis- és középvállalkozások a jövedelemegyenlőtlenségekben betöltött nem szignifikáns szerepe számos tényezőre vezethető vissza. Egyrészt heterogének mind ágazati, mind területi, mind hatékonysági szempontból (a kényszer- [mikro-] vállalkozásoktól a nemzetközi jelenlétű traded szektorig), emellett pedig gyenge hálózatosodás és innovációs képesség jellemzi ezeket a vállalatokat (Jóna 2016, Lengyel 2021, Jeneiné Gerő et al. 2021).

¹⁸ Lásd Tiszavasvári (Alkaloida Vegyészeti Gyár Zrt.) és Ózd (ÓAM Ózdi Acélművek Kft.) példáit.

A települési gazdasági struktúra másik mutatója (mezőgazdasági foglalkoztatás) a viszonylagos 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” is. A mezőgazdaság magas jelenléte, a társadalmi-gazdasági erózióval társulva a periferialódás egyértelmű proxyja (Póla 2017). A tradicionális tényező (adófizetői arány) minden térségben szignifikáns regresszor, ugyanakkor nincs jelentős különbség a jövedelmi magyarázó erőben. 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 nem szignifikáns) 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 Gergely 2014). Az átmeneti és az elmaradott klubokban megfigyelhető magasabb jövedelmi hozadék az általános vidékies településsűrűségű, települési szerkezetű térségekből (Kollár 2012, KSH 2014) való kiemelkedéssel magyarázható.

4. táblázat

A térbeli megosztottságra vonatkozó Chow-teszt eredményei, 2012–2019
Results of the Chow test for spatial division

Megnevezés	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

Megjegyzés: Dőlt számokkal a legalább 0,10 szinten szignifikáns eredményeket közöljük.

¹⁹ A nem kedvezményezett járások településeinek 35,75, a kedvezményezett járások településeinek 38,22, míg a fejlesztendő járások településeinek 34,95%-át érinti a korábban valamilyen fejlesztési kategóriába történő besorolás.

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

Az egyes jövedelmi klubok között valódi differenciáltságot csak a közlekedés-földrajzi elérhetőség, a tudásdimenzió, az ipari foglalkoztatás, az OTK besorolás, valamint a regressziós egyenletek – technikai jellegű – konstans és a lambda mutatói fejezik ki. 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 megerősítették az elérhetőségre, a klubonként eltérő hatásmechanizmusra vonatkozó feltételezésünket. Fontos azt is kiemelni, hogy az elérhetőség javításával a fejlettségi centrum-periféria viszonyok jelentősen nem oldódnak hosszabb távon sem, a javulás nem minden esetben hoz magával területi fejlettségbeli eredményeket (Németh 2008, Egri–Kőszegi 2020).

Dolgozatunkban a gazdasági szerkezet vonatkozásában csak az iparra és a mezőgazdaságra koncentráltunk. Emiatt jogosan érheti 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 annak a kérdésnek a megválaszolása, hogy a negyedik ipari forradalom mit kínál az átmeneti és a periferikus 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 aránya a területi fejlettség különböző szintjein egyértelműen polarizálódik (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 világválságot követő, a kilábalást és fellendülést érintő időszak jövedelemegyenlőtlenségi folyamatait vettük górcső alá. A tanulmányban egyrészt a válságot követő időszak jövedelemegyenlőtlenségi trendjeire, illetve a jelenség összetételére, valamint ezek térbeli különbségeire és alakító tényezőire mutattuk rá.

A 2012-es esztendő követően Magyarországon jelentősen növekedtek az szja-köteles jövedelmek, ami a területi egyenlőtlenség folyamatos csökkenésével (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 húzódik meg. 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 (és 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 eltérnek egymástól. 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 továbbra sincs sok esély.

A jövedelemegyenlőtlenségeket és -eloszlást befolyásoló tényezőket térökonometriai módszerek (többváltozós regressziók) segítségével azonosítottuk be. Az egyes klubok jövedelemeloszlása 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). E tényezők klubonként endogének (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 jellemezhetők, 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.

Köszönetnyilvánítás

A tanulmány a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

Mellékletek

M1. táblázat

Átlagos első elérési idők, 2012–2019 Mean first passage times, 2012–2019

Jövedelem- csoport	Átmenet-valószínűségek a településszám-alapú modellben				
	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

M2. táblázat

Az egyes fejlesztési klubok – kezdeti időszakra vonatkozó – átlagos szerkezeti jellemzői, 2012 Average structural characteristics of each development club for the initial period, 2012

Megnevezés	Nem kedvezmé- nyezett	Kedvezmé- nyezett	Fejlesztendő	Komplex programmal fejlesztendő
Az export aránya az értékesítés nettó árbevételéből, %	87,96	9,87	0,68	1,50
Bruttó hozzáadott érték az országos átlag százalékában	90,48	6,98	1,02	1,51
TAO bevallást benyújtó vállalkozások aránya, %	83,16	11,31	2,03	3,50
Külföldiek által eltöltött vendégéjszakák aránya, %	92,62	5,89	0,79	0,69
Jegyzett tőkéből a külföldi tulajdon aránya, %	96,83	2,38	0,43	0,35
Cigány (romani, beás) nemzetiségű népesség aránya, % ^{a)}	1,66	3,81	6,02	10,42
Egyetemi, főiskolai, egyéb oklevéllel rendelkező népesség aránya, % ^{a)}	23,45	11,82	9,04	8,44
Bruttó hozzáadott érték/foglalkoztatottak az országos átlag százalékában	109,75	57,50	50,60	44,59
Helyi iparüzési adó/lakos az országos átlag százalékában	130,32	53,79	40,75	27,84
Legközelebbi legalább 50 ezer fős város elérési ideje közúton a leggyorsabb úton, perc	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) az országos átlag százalékában	136,44	66,83	51,82	44,02
A gyermek- és az idős népesség eltartottsági rátája	44,61	45,00	45,52	45,75

a) 2011. évi adat.

M3. táblázat

Települési jövedelemegyenlőtlenségek a kedvezményezettség szerinti járáskategóriákban, 2012–2019 (Maximum likelihood becslés)
 Municipal income inequalities by individual development clubs, 2012–2019
 (Maximum Likelihood estimate)

Jövedelem-osztály	Megfigyelések száma	Átmenet-valószínűségek					Homogenitástesztek		
		1	2	3	4	5	szabadságfok	Pearson-féle Q-teszt	Likelihood arány
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: A legalább 0,05 szintű szignifikáns tesztstatisztikákat dőlt számokkal közöljük. Az egyes mátrixok időben stacioner eloszlást mutatnak. Azon cellákat eltávolítottuk, amelyek két tizedesjegyre nulla értéket vesznek fel.

M4. táblázat

A települési eloszlások kedvezményezettség szerinti kezdeti és ergodikus értékei, 2012–2019

Initial and ergodic values of settlement distributions
(by beneficiary categories), 2012–2019)

Megnevezés	Átmenet-valószínűségek				
	1	2	3	4	5
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

M5. táblázat

A települési klubok mobilitási jellemzői a kedvezményezettség szerinti járáskategóriák szerint, 2012–2019

Mobility characteristics of municipal clubs, 2012–2019

Megnevezés	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

IRODALOM

- ANSELIN, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models* Kluwer Academic, Dordrecht–Boston–London.
- ANSELIN, L.–REY, S. J. (2014): *Modern spatial econometrics in practice: A guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL* GeoDa Press, Chicago.
- AZARIADIS, C.–STACHURSKI, J. (2005): Poverty traps. In: AGHION, P.–DURLAUF, S. (eds.): *Handbook of economic growth* pp. 295–384., Volume 1, Part A, Elsevier.
[https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01005-1](https://doi.org/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. <https://doi.org/10.2307/2937943>
- BICKENBACH, F.–BODE, F. (2003): Evaluating the Markov property in studies of economic convergence *International Regional Science Review* 26 (3): 363–392.
<https://doi.org/10.1177/0160017603253789>
- 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.
- CHOW, G. C. (1960): Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions *Econometrica* 28 (3): 591–605. <https://doi.org/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. (ed.): *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>
- DEMETER, G. (2020): Estimating regional inequalities in the Carpathian Basin – Historical origins and recent outcomes (1880–2010) *Regional Statistics* 10 (1): 23–59.
<https://doi.org/10.15196/RS100105>
- 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.–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* 52 (4): 334–352.
- EGRI, Z. (2020): A területi jövedelemegyenlőtlenségek változása Békés megyében, 1988–2017 *Területi Statisztika* 60 (4): 477–512. <https://doi.org/10.15196/TS600404>
- EGRI, Z.–TÁNCZOS, T. (2018): The spatial peculiarities of economic and social convergence in Central and Eastern Europe *Regional Statistics* 8 (1): 49–77.
<https://doi.org/10.15196/RS080108>

- EGRI, Z.–KŐSZEGI, I. R. (2020): A közúti elérhetőség szerepe a kelet-magyarországi gazdasági teljesítményben és gazdaságfejlesztésben *Területi Statisztika* 60 (6): 653–687. <https://doi.org/10.15196/TS600603>
- 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, Budapest.
- ENYEDI, GY. (2004): Regionális folyamatok a poszt szocialista Magyarországon *Magyar Tudomány* 49 (9): 935–941.
- 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 (6): 653–686. <https://doi.org/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>
- GYÓRI, R.–MIKLE, G. (2017): A fejlettség területi különbségeinek változása Magyarországon, 1910–2011 *Tér és Társadalom* 31 (3): 144–164. <https://doi.org/10.17649/TET.31.3.2866>
- HARDI, T. (2015): A munkaügyi ingázás területi mintái Észak-Dunántúlon *Területi Statisztika* 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* Publications Office of the European Union, Luxembourg. <https://doi.org/10.2776/02363>
- JENEINÉ GERŐ, H. E.–KINCSES, Á.–TÓTH, G. (2021): A hazai mikro-, kis- és középvállalkozások térbeli jellegzetességei *Területi Statisztika* 61 (6): 769–796. <https://doi.org/10.15196/TS610604>
- JÓNA, GY. (2016): A kooperatív kkv-hálózatok területi dimenziói és hatásai *Területi Statisztika* 56 (1): 66–88. <https://doi.org/10.15196/TS560105>
- JÓZSA, V. (2019): *A vállalati beágyazódás útjai 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>
- 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. <https://doi.org/10.15196/TS610502>
- KISS, J. P. (2007): *A területi jövedelemegyenlőtlenségek strukturális tényezői Magyarországon* Doktori disszertáció Szegedi Tudományegyetem, Földtudományok Doktori Iskola, Szeged–Budapest.

- KISS, J. P.–SZALKAI, G. (2014): A foglalkoztatás területi koncentrációjának változásai Magyarországon a népszámlálások ingázási adatai alapján, 1990–2011 *Területi Statisztika* 54 (5): 415–447.
- KISS, J. P.–SZALKAI, G. (2018): Az ingázás mobilitási jellemzői a legutóbbi népszámlálások adatai alapján *Területi Statisztika* 58 (2): 177–199.
<https://doi.org/10.15196/TS580203>
- KOCZISZKY, GY.–BENEDEK, J.–SZENDI, D. (2018): The impact of the 2008 financial crisis on household income and wealth in Visegrad countries *Regional Statistics* 8 (1): 141–167. <https://doi.org/10.15196/RS080102>
- KOLLÁR, K. (2012): *A hazai bátrányos 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.
<https://doi.org/10.17649/TET.28.3.2599>
- KOTOSZ, B. (2016): A konvergencia területisége és lokális szintű mérése: elméleti áttekintés *Területi Statisztika* 56 (2): 139–157. <https://doi.org/10.15196/TS560203>
- 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* pp. 59–80., Physica-Verlag Heidelberg, Berlin.
- LE GALLO, J.–FINGLETON, B. (2013): Regional growth and convergence empirics. In: FISCHER, M. M.–NIJKAMP, P. (eds): *Handbook of regional science* pp. 291–316., Springer Heidelberg–New York–Dordrecht–London.
- LENGYEL, B. (2012): *Tudásalapú regionális fejlődés* L'Harmattan Kiadó, Budapest.
- 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.
<https://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2016.6.615>
- 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.–VARGA, A. (2018): A magyar gazdasági növekedés térbeli korlátai – helyzetkép és alapvető dilemmák *Közgazdasági Szemle* 65 (5): 499–524.
<https://doi.org/10.18414/KSZ.2018.5.499>
- LENTNER, CS. (2010): A magyar gazdasági válság és válságkezelés néhány történeti és nemzetközi aspektusa *Pénzügyi Szemle / Public Finance Quarterly* 55 (3): 561–584.
- LÓCSEI, H. (2010): *Területi növekedési pályák Magyarországon, 1990–2008* Doktori disszertáció ELTE TTK Földtudományi Doktori Iskola, Budapest.
- LÓCSEI, 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.
<https://doi.org/10.17649/TET.31.1.2801>
- MAJOR, K. (2007): Markov láncok használata a regionális jövedelemegyenlőtlenségek előrejelzésében *Tér és Társadalom* 21 (1): 53–67.
- MAJOR, K.–NEMES NAGY, J. (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években *Statisztikai Szemle* 77 (6): 397–421.

- 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>
- 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* pp. 97–111., Sapientia Hungarian University of Transylvania, Csíkszereda.
- 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, hegyek, régiók: A regionális tudomány alapjai* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- NEMES NAGY, J.–NÉMETH, N. (2003): *A „bely” és a „fej” A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon* Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 7. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest.
- NEMES NAGY, J.–NÉMETH, N. (2005): Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői. In: FAZEKAS, K. (eds.): *Munkapiac és regionalitás Magyarországon* pp. 75–137., MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest.
- NEMES, G.–JENEY, L.–VARGA, Á.–JUHÁSZ, P.–KOROMPAL, A. (2017): *Megvalósult és elmaradt színergiák a fejlesztéspolitikában – Uniós és hazai támogatások kölcsönhatásai földrajzi keretben (Színergiák) 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 Ríport 2020* pp. 39–59., TÁRKI Társadalomkutatási Intézet Zrt. Budapest.
- 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>
- 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. (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. <https://doi.org/10.15196/RS100102>
- 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* pp. 66–86., Routledge, London–New York.
- 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>
- QUAH, D. T. (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)
- SÁNTA, É.–SZAKÁLNÉ KANÓ, I.–LENGYEL, I. (2015): 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. <https://doi.org/10.2307/1911433>
- 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>
- 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>
- TÓTH, G. (2013): *Az elérhetőség és alkalmazása a regionális vizsgálatokban* Műhelytanulmányok 1. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- UBAREVIČIENĖ, R.–TRETJAKOVA, V.–POCIŪTĖ-SEREIKIENĖ, G. (2021): The effects of individual and regional factors on adolescent fertility rates: The case of Lithuania *Regional Statistics* 11 (3): 95–118. <https://doi.org/10.15196/RS110305>
- 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 (3): 238–266. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2017.3.238>
- VIDA, GY. (2022): A regionális megvalósult versenyképesség néhány szempontjának területi jellemzői Magyarországon 2010 és 2019 között *Területi Statisztika* 62 (5): 538–569. <https://doi.org/10.15196/TS620503>
- 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. <https://doi.org/10.1086/450136>

INTERNETES HIVATKOZÁSOK

- 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](https://www.researchgate.net/publication/256373609_GeoDaSpace_a_resource_for_teaching_spatial_regression_models) (letöltve: 2021. július)
- 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> (letöltve: 2021. július).
- ESPON (2013): *TRACC – TRAnsport ACCessibility at regional/local scale and patterns in Europe* Luxembourg. <https://www.espon.eu/tracc> (letöltve: 2021. július)
- ESPON (2018): *The World in Europe, global FDI flows towards Europe* Applied Research Synthesis Report, Luxembourg. https://www.espon.eu/sites/default/files/attachments/ESPON_FDI-01-Synthesis_report.pdf (letöltve: 2021. július).
- EUROPEAN COMMISSION (EC) (2017): *Competitiveness in low-income and low-growth regions The lagging regions report* Brussels. https://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/studies/pdf/lagging_regions_report_en.pdf (letöltve: 2021. július).
- 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. https://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/201707_regional_development_matters.pdf (letöltve: 2021. július).
- KOROMPAL, A. (2019): *Településnagyságrendek és jövedelemkoncentráció* előadás A Magyar Regionális Tudományi Társaság XVII. Vándorgyűlése Területi kutatások Közép Európában 2019. október 11., Sopron. <http://www.mrtt.hu/vandorgyulesek/2019/07/korompai.pdf> (letöltve: 2021. július).
- KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (KSH) (2014): *A komplex programmal fejlesztendő járáások jellemzői, 2014* Központi Statisztikai Hivatal, Budapest. <https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/kompjar14.pdf> (letöltve: 2021. július).
- 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). <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01526532> (letöltve: 2021. július).
- MILIO, S.–CRESCENZI, R.–SCHELKLE, W.–DURAZZI, N.–GARNIZOVA, E.–JANOWSKI, P.–OLECHNICKA, A.–WOJTOWICZ, D. –LUCA, D.–FOSSARELLO, M. (2014): *Impact of the Economic Crisis on Social, Economic and Territorial Cohesion of the European Union* Study Vol. 1. Policy Department B: Structural and Cohesion Policies, European Parliament, Brussels. [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/etudes/JOIN/2014/529066/I_POL-REGI_ET\(2014\)529066_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/etudes/JOIN/2014/529066/I_POL-REGI_ET(2014)529066_EN.pdf) (letöltve: 2021. július).
- MONFORT, P. (2008): *Convergence of EU regions measures and evolution* European Union Regional Policy Working Papers. No. 01/2008., Brussels.

- https://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/200801_convergence.pdf (letöltve: 2021. július).
- MONFORT, P. (2020): *Convergence of EU regions redux: recent trends in regional disparities* Working Papers 2/2020, Brussels.
https://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/022020_convergence_redux.pdf (letöltve: 2021. július).
- OECD (2019): *Rural 3.0 people-centred rural policy highlights*
<http://www.oecd.org/cfe/regionaldevelopment/Rural-3.0-Policy-Note.pdf>
(letöltve: 2021. július).
- PANNON ELEMZŐ–REVITA ALAPÍTVÁNY–HÉTFÁ ELEMZŐ KÖZPONT–BUDAPEST INTÉZET (2013): *A fejlesztési források szerepe a leszakadó térségek dinamizálásában* Értékelési Jelentés. <https://hetfa.hu/wp-content/uploads/2013/08/Leszakado-terségek-dinamizalasa-Ertékelési-jelentés.pdf> (letöltve: 2021. július).
- 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>
(letöltve: 2021. július).
- RATTSØ, J.–STOKKE, E. (2011): *Income convergence, migration and geography: Distribution analysis of regions in Norway* ERSA conference papers ersa10p174, European Regional Science Association.
<http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa10/ERSA2010finalpaper174.pdf>
(letöltve: 2021. július).
- SMIRNYKH, L.–WÖRGÖTTER, A. (2021): *Regional convergence in CEE before and after the global financial crisis* IHS Working Paper, 33 Institut für Höhere Studien (IHS), Wien.
<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168ssoar-75847-6>
(letöltve: 2021. július).
- 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, Budapest.
<https://ideas.repec.org/p/auo/moftwp/8.html> (letöltve: 2021. július).

TÖRVÉNYEK/JOGSZABÁLYOK

- 1007/1971. (III. 6.) számú kormányhatározat az Országos településhálózat-fejlesztési koncepcióról *Építészügyi 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>