

# A térbeli jövedelemegyenlőtlenségek változása Magyarországon

---

TÁNCZOS TAMÁS<sup>a</sup>, CSUGÁNY JULIANNA<sup>b</sup>, EGRÍ ZOLTÁN<sup>c</sup>

<sup>a, b</sup> Eszterházy Károly Katolikus Egyetem

Gazdaság- és Társadalomtudományi Kar

Gazdaságtudományi Intézet

Egészségház u. 4., Eger 3300

*tanczos.tamas@uni-eszterhazy.hu;*

*csugany.julianna@uni-eszterhazy.hu*

<sup>c</sup> Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem

Vidékfejlesztés és Fenntartható Gazdaság Intézet

Vidék- és Területfejlesztési Tanszék

5540 Szarvas Szabadság utca 1-3.

*egrized@gmail.com*

**A társadalmi és gazdasági fejlettség, illetve az azzal szorosan összefüggő jövedelmi kondíciók térbeli különbségeinek vizsgálata évtizedek óta foglalkoztatja a hazai kutatókat. A területi egyenlőtlenségek változásának időbeli alakulása mérhető a vizsgált időszak első évére jellemző állapot és a vizsgált időszak egészére jellemző tendencia összevetésével, azaz béta konvergenciával, illetve történhet szóródás és szórás alapú mutatók, azaz szigma konvergencia segítségével. A szóródás és szórás alapú mérőszámok a területi egyenlőtlenségek mértékét és annak időbeli változását abszolút és relatív megközelítésben is képesek jellemezni. Tanulmányunk célja, hogy különböző egyenlőtlenségi mutatók és megközelítések mentén feltárjuk a hazai járások közötti jövedelemegyenlőtlenség alakulását 1992 és 2020 között, és rámutassunk az egyes mérőszámok alapján kapott eredmények közötti összefüggésekre, illetve különbségekre, kitérve az összefüggések és különbségek okaira is.**

**Kulcsszavak:** jövedelemegyenlőtlenség, konvergencia, szórás, differenciálódás, nivellálódás

## 1. A vizsgálat elméleti és módszertani megalapozása, lehatárolása, célkitűzései

A társadalmi és gazdasági fejlettség térbeli különbségeinek vizsgálata évtizedek óta foglalkoztatja a hazai kutatókat. Az ilyen típusú elemzések száma a rendszerváltást követő időszakban az európai uniós csatlakozásra történő felkészülés jegyében jelentős mértékben nőtt. Az említett időszakra jellemző térbeli differenciáltság elemzésével foglalkozott többek között *Csatári* (1996; 1999), *Major és Nemes Nagy* (1999), *Faluvégi* (2000), valamint az elméleti háttérrel is hozzátéve *Nemes Nagy* (1990). A térségi-települési sajátosságok vizsgálatában később megjelentek a demográfiai zsugorodás szemszögéből történő elemzések is (*Kovács* 2014, 2016).

A területi egyenlőtlenségek feltárásának egyik legegyszerűbb módszere a szóródás és szórás alapú mérőszámokra épülő elemzés. Az itt említett mérőszámok időbeli változása az elemzés tárgyát képező területegységek vizsgált jellemző mentén történő differenciálódását vagy homogenizálódását mutatják attól függően, hogy a mérőszámok értéke az idő előrehaladtával nő vagy csökken. A szóródás és szórás alapú mérőszámok a területi egyenlőtlenségek mértékét és annak időbeli változását abszolút és relatív megközelítésben is képesek mérni attól függően, hogy a szóródást, illetve a szórást önmagában vagy a vizsgált jellemző átlagához viszonyítva jelenítik meg. Az egyenlőtlenségek változásának az abszolút szórás változására épülő módszertana a szigma konvergencia, míg a vizsgált időszak első évének az adatait az adatok vizsgált időszak alatt bekövetkezett átlagos növekedési ütemével összevető módszertan a béta konvergencia. Az egyenlőtlenségek változásának a feltárására szórás alapú mérőszámok és béta konvergencia mentén számos tanulmány jelent meg a hazai szakirodalomban (*1. táblázat*).

Szerző	Módszer	Szerző	Módszer
Benedek–Kocziszky (2017)	d	Novák–Papdi (2007)	d
Egri (2020)	d; e	Pénzes (2007)	d; e
Farkas (2010)	e	Pénzes et al. (2018)	f
Kiss et al. (2008)	e	Sánta et al. (2015)	e; g
Kotosz–Lengyel (2018)	d; e	Szabó (2008)	e
Major–Nemes Nagy (1999)	d; e	Vida (2022)	e
Nagy (2011):	e	Zapreskó (2023)	d; g
Nagy et al. (2018)	a; b; c; d	Zsibók (2019)	g
Németh–Kiss (2007)	f	Zsugyel (2007)	d

a: szóródás terjedelme; b: szórás; c: szóródás relatív terjedelme; d: relatív szórás;  
e: súlyozott relatív szórás; f: logaritmikus szórás; g: béta konvergencia

*Forrás: Saját összeállítás*

*1. táblázat: A hazai szakirodalomban megjelent tanulmányok szerzői által a területi egyenlőtlenségek mérésére alkalmazott módszerek*

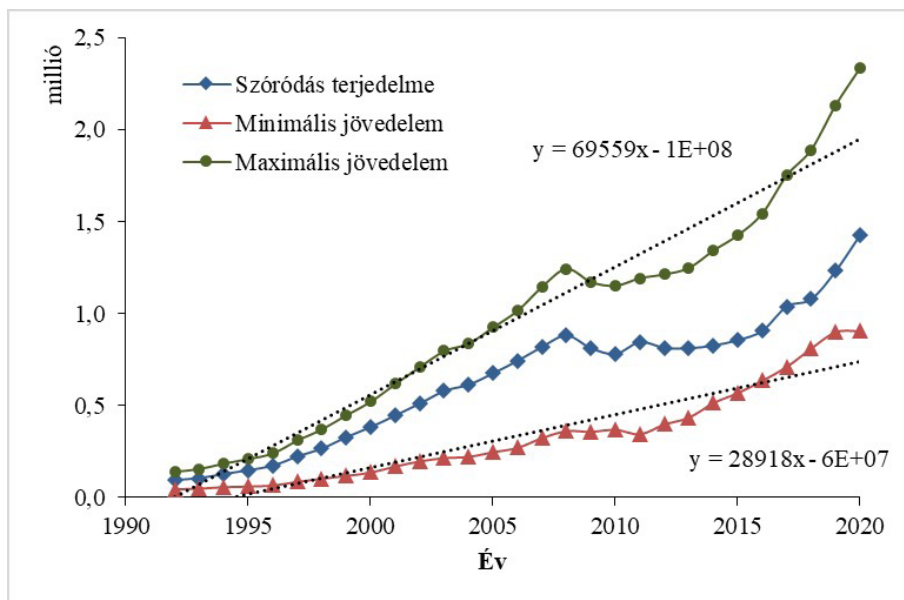
Ahogy a fentiekből kitűnik, a szakirodalomban megjelent tanulmányok jelentős többsége a területi egyenlőtlenségeket vagy egy – esetenként két – egyenlőtlenségi mutató mentén, vagy – a szigma és a béta konvergencia szempontjából – egyfajta megközelítésben vizsgálja, a különböző egyenlőtlenségi mutatók által kapott, illetve a különböző megközelítésben született eredmények összehasonlítására és/vagy az eredmények közötti összefüggések, illetve különbségek feltárására, továbbá azok konkrét mérésekkel történő illusztrálására nem törekszik. Az itt megfogalmazottak alapján tanulmányunk célja, hogy különböző egyenlőtlenségi mutatók és megközelítések mentén feltárjuk a hazai járások közötti jövedelemegyenlőtlenség alakulását 1992 és 2020 között, és rámutassunk az egyes mérőszámok alapján kapott eredmények közötti összefüggésekre, illetve különbségekre, kitérve az összefüggések és különbségek okaira is. Vizsgálataink során az egyenlőtlenségek teljes időszakra vonatkozó változásán túl rámutatunk az egyes időszakokra jellemző eltérésekre, különös tekintettel a 2008-as pénzügyi világválság időszakára, valamint az azt megelőző és az azt követő időszak között tapasztalható eltérésekre. Emellett vizsgálat alá vonjuk az eltérő jövedelemmel rendelkező járások csoportján belüli jövedelemegyenlőtlenségek, valamint a két csoport közötti jövedelemegyenlőtlenségek időbeli alakulását is. A jövedelemegyenlőtlenség mérésére az évenkénti járási szintű egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem értékét használjuk,<sup>1</sup> melyet 174 járásra vonatkoztatva elemzünk. Budapestet kiugró jellege miatt a vizsgálatból kizárjuk.<sup>2</sup> A jövedelemegyenlőtlenségeket a különböző egyenlőtlenségi mutatók mentén az egyszerűbbektől a bonyolultabbak felé haladva vizsgáljuk.

## 2. A jövedelemegyenlőtlenségek változása abszolút mérőszámok alapján

A jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálatának legegyszerűbb módja a szóródás terjedelme alapján történő elemzés. Ez esetben a legmagasabb és a legalacsonyabb egy főre eső jövedelemmel rendelkező járás jövedelme közötti különbség időbeli alakulását vizsgáljuk (1. ábra).

<sup>1</sup> Az adatokat a Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszerből (TeIR) nyertük.

<sup>2</sup> A hazai területi kutatásokkal foglalkozó szerzők közül ugyanígy járt el *Csatári* (1996, 1999), *Lengyel* (1999), *Faluvégi* (2000, 2004), *Nemes Nagy–Németh* (2003), *Csatári–Farkas* (2006), *Németh–Kiss* (2007), *Faluvégi–Típdó* (2007, 2009).



Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján

1. ábra: Az egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem járási szinten

A vizsgált időszakban a legmagasabb és a legalacsonyabb egy főre eső éves jövedelemmel rendelkező járáások<sup>3</sup> közötti jövedelemkülönbség nőtt, a növekedés mértéke a vizsgált időszak alatt több mint tizenötszörös.<sup>4</sup> A jövedelem ugyan mindkét jövedelemkategóriában nőtt, ahogyan azonban a trendvonalak meredekségéből is kitűnik, a növekedés átlagos üteme a legmagasabb jövedelem esetén közel két és félszeres a legalacsonyabb jövedelem növekedési üteméhez képest (1. ábra).

A tendenciákat időszakosan vizsgálva látható, hogy 1992-től 2008-ig a jövedelemkülönbségek növekedése töretlen, a pénzügyi világválság időszakában több mint 11%-os visszaesés,<sup>5</sup> majd ezt követően gyorsuló növekedés figyelhető meg, minek eredményeként 2016-ban az említett jövedelemkülönbség már meghaladja a 2008-as értéket. A pénzügyi világválság időszakában a legmagasabb egy főre eső jövedelmet képviselő járáások esetén a jövedelem visszaesése intenzívebb,<sup>6</sup> de csupán két évig tart, ezt követően az első három évben lassuló, majd gyorsuló jövedelemnövekedés következik be. Ezzel szemben a legalacsonyabb egy főre eső jövedelmet képviselő járáások esetén

<sup>3</sup> A legalacsonyabb egy főre jutó jövedelemmel a vizsgált 29 évből 25-ben a Cigándi, 3-ban a Kunhegyesi, míg 1-ben Csengeri járás rendelkezett. A legmagasabb egy főre jutó jövedelmet 23 évben a Budakeszi, 4-ben – az időszak elején – a Tiszaújvárosi és 1-ben a Veszprémi járás érte el.

<sup>4</sup> 1992-ben a jövedelemkülönbség 94.000 Ft, 2020-ban 1.428.000 Ft.

<sup>5</sup> A jövedelemkülönbség 2008-ban 880.700 Ft, ugyanez a mélyponton 780.800 Ft.

<sup>6</sup> A visszaesés mértéke 91.867 Ft, ami 7,4%.

a visszaesés tendenciájában kisebb mértékű,<sup>7</sup> ugyanakkor egy évvel tovább tart, majd ezt követően egyenletes növekedés következik, ami 2020-ban – vélhetően a Covid-járvány hatására – megtorpan. A válság előtti időszakban a legmagasabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén a jövedelem átlagos növekedési üteme több mint három és félszerese a legalacsonyabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások átlagos jövedelemnövekedési ütemének.<sup>8</sup> Ugyanez az arány 2016-ot követően közel háromszoros<sup>9</sup> és 2018-tól már több mint négy és félszeres.<sup>10</sup> Az, hogy a pénzügyi világválság időszakában a magasabb jövedelmű járásokban a visszaesés nagyobb mértékű, vélhetően abból fakad, hogy a pénzügyi válságra érzékenyebb gazdasági szektorok ezekben a járásokban működnek, és a helyi gazdasági teljesítmény meghatározó hányadát képviselik. Ugyanakkor az említett szektorok gazdasági erejét jelzi, hogy a magasabb jövedelmű járások válságból történő kilábalása gyorsabb, és a válságot követő időszakban a növekedés üteme nagyobb. A jövedelemkülönbség átlagos növekedési üteme 2016-tól – ahol a jövedelemkülönbség értéke már meghaladja a válság előtti utolsó év jövedelemkülönbségét – közel 2,4-szerese a válság előtti időszak átlagos növekedési ütemének.<sup>11</sup> Az itt leírtakból kitűnik, hogy a hazai járások szóródásterjedeleme alapján mérhető jövedelemegyenlőtlensége a vizsgált időszakban nőtt, a pénzügyi világválságot követően pedig gyorsulva nőtt (1. ábra).

Felvetődhet bennünk a kérdés, hogy a két szélsőérték alapján felvázolt jövedelemegyenlőtlenségek mennyiben jellemzik a sokaság egészét. A járások egy főre eső éves jövedelmének szórása (2. ábra) a vizsgált időszakban a szóródás terjedelmével azonos tendenciát mutat, vagyis a jövedelmek két szélsőértéke alapján jellemzett jövedelemegyenlőtlenségek tendenciájukban egybeesnek a sokaság egészére jellemző átlagos jövedelemegyenlőtlenséggel. Ezt erősíti meg az is, hogy a szóródás terjedelme és a szórás értéke között számított korrelációs együttható 0,99. Az itt leírtak arra engednek következtetni, hogy az egy főre eső átlagos jövedelem alapján a két szélsőértéket képviselő járás nem képvisel kiugró értéket, vagy a kiugró értékek közötti jövedelemkülönbség időbeli alakulása együtt mozog a járások egy főre eső jövedelmének az átlagtól való átlagos eltéréssel. A két indikátor értéke között tapasztalható nagyságrendnyi különbség nem meglepő, hiszen a szóródás terjedelme esetén a legnagyobb és a legkisebb érték közötti különbségről, míg a szórásnál az átlagtól mért átlagos eltérésről beszélünk.

<sup>7</sup> A visszaesés mértéke 15.696 Ft, ami 4,3%.

<sup>8</sup> A legmagasabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 71.063, a legalacsonyabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 19.414.

<sup>9</sup> A legmagasabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 199.141, a legalacsonyabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 67.256.

<sup>10</sup> A legmagasabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 222.244, a legalacsonyabb egy főre eső jövedelmet képviselő járások esetén az átlagos növekedési ütem 47.676.

<sup>11</sup> A válság előtti időszakban az átlagos növekedési ütem 51.649, 2016-tól ugyanez az érték 123.510.

A vizsgált időszak első és utolsó éve között mérhető több mint tizenötszörös jövedelemegyenlőtlenség a szórás alapján is kimutatható.<sup>12</sup> A fentiek túl meg kell jegyezni, hogy az egy főre jutó évi országos átlagjövedelem a vizsgált időszakban a szórással nagyon szoros korrelációt mutat,<sup>13</sup> azaz az egy főre jutó jövedelem és a szórás alapján mért egyenlőtlenség növekedése szorosan együtt jár. Az itt felvázolt összefüggés már akkor is kialakul, ha az egy főre eső jövedelem százalékos növekedése minden járásban – tehát a magasabb és az alacsonyabb jövedelműekben is – azonos.

A tendenciákat időszakosan vizsgálva, összességében a szóródás terjedelme alapján feltárt kép rajzolódik ki, néhány árnyalatnyi különbség mellett. 2008-at követően a szórás értékének visszaesése a szóródás terjedelmében mért visszaeséshez képest kisebb<sup>14</sup> – valamivel több mint 9,5% –, és már a 2014-ben mérhető jövedelemegyenlőtlenség meghaladja a pénzügyi világválság előtti 2008-as értéket. A szórás átlagos növekedési üteme 2014-től valamivel több mint 2,3-szerese a válság előtti időszak átlagos növekedési ütemének,<sup>15</sup> ugyanakkor 2016-tól mérve ugyanez az arány több mint 2,9-szeres,<sup>16</sup> tehát nagyobb, mint a szórássterjedelem alapján ugyanerre az időszakra kapott érték. Az itt leírtakból kitűnik, hogy a hazai járások szórás alapján mérhető jövedelemegyenlőtlensége a vizsgált időszakban nőtt, a pénzügyi világválságot követően pedig gyorsulva nőtt. A pénzügyi világválság jövedelemegyenlőtlenségre gyakorolt hatása (nivellálódás) a szórás terjedelme alapján nagyobb mértékű, mint a szórás alapján, ami arra enged következtetni, hogy a pénzügyi világválság az egy főre jutó jövedelem alapján szélsőértéket képviselő járások közötti jövedelemkülönbségre nagyobb mértékben hatott, mint a járások közötti átlagos jövedelemkülönbségre. Ugyanakkor a válságot követő időszakban a járások közötti átlagos jövedelemegyenlőtlenség nagyobb mértékben nőtt, mint a szélsőértéket képviselő járások között jövedelemkülönbség.

A jövedelemegyenlőtlenségek vizsgálatának alapvető célja a társadalom tagjainak életszínvonalában fennálló különbségek feltárása. Az eddigi vizsgálataink során a járások közötti jövedelemkülönbségek időbeli alakulását vizsgáltuk, figyelmen kívül hagyva, hogy az adott járás átlagos egy főre eső jövedelme hány lakos (hány ember) életszínvonalát jellemzi. A továbbiakban a hazánk lakosságának egy főre eső éves jövedelmében mérhető egyenlőtlenségeket vizsgáljuk<sup>17</sup> oly módon, hogy az adott járás minden egyes lakójának az éves jövedelmét a járás egy főre eső átlagos évi jövedelmével azonosítjuk

<sup>12</sup> 1992-ben a szórás 19.530 Ft, 2020-ban 306.350 Ft.

<sup>13</sup> A korrelációs együttható értéke 0,99.

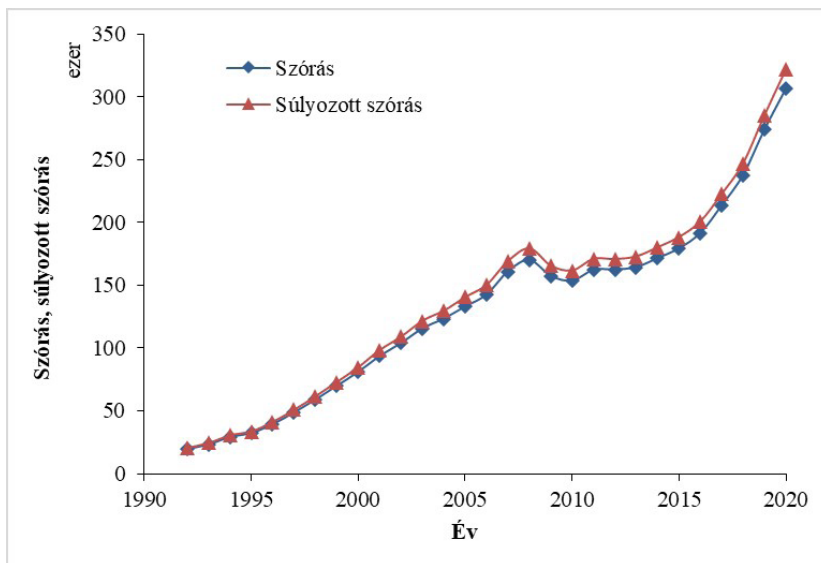
<sup>14</sup> A szórás értéke 2008-ban 169.970 Ft, ugyanez a mélyponton 153.560 Ft.

<sup>15</sup> A válság előtti időszakban az átlagos növekedési ütem 9.809, 2014-től ugyanez az érték 22.863.

<sup>16</sup> 2016-tól az átlagos növekedési ütem 28.991.

<sup>17</sup> Az egyenlőtlenségek mérését célzó területi kutatásokban gyakran alkalmazott Hoover-index is a lakosság-szám területi eloszlásával veti össze különféle társadalmi-gazdasági tartalommal bíró mennyiségi ismérvek eloszlását (Gyurkó 2022).

– hiszen minden egyes lakos jövedelmét külön-külön nem ismerjük, de az átlag számítási sajátosságaiból adódóan alkalmas az egyes lakosok jövedelmi helyzetének jellemzésére –, és az egyenlőtlenséget az országos átlagtól való átlagos eltéréssel mérjük, azaz a járások egy főre eső átlagos évi jövedelmének népességszámmal súlyozott szórásával dolgozunk.



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
2. ábra: A járási szinten egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem szórásértékei*

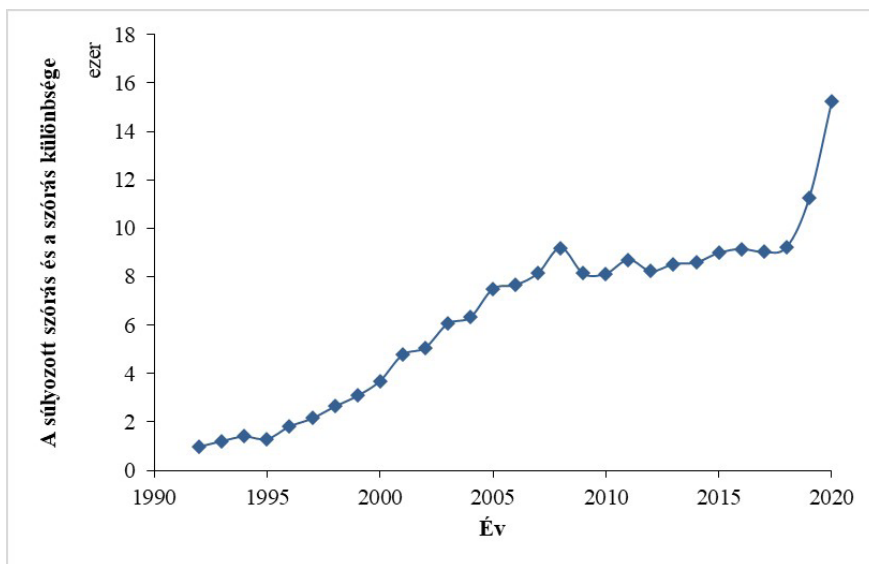
A járások egy főre eső éves jövedelmének népességszámmal súlyozott szórása a vizsgált időszakban a szórással azonos tendenciát mutat (2. ábra), vagyis a járások népességének változékonysága a jövedelemegyenlőtlenséget jelentős mértékben nem befolyásolja. A két érték közötti korrelációs együttható értéke 0,99. A két mutató értéke között a növekedés dinamikájában van különbség, ez azonban a két szélsőérték egymáshoz való viszonyában különbséget nem eredményez, a vizsgált időszak első és utolsó éve között ebben az esetben is több mint tizenötszörös különbség mutatható ki.<sup>18</sup>

A tendenciákat időszakosan vizsgálva, összességében a szóródás alapján feltárt összefüggések figyelhetők meg, eltérések a mértékekben tapasztalhatók. 2008-at követően a súlyozott szórás értékének visszaesése a szórásban mért visszaeséshez képest bár abszolút számban jól láthatóan nagyobb, arányaiban azonban szinte azonos.<sup>19</sup> Ebben az esetben is igaz, hogy már a 2014-ben mérhető jövedelemegyenlőtlenség meghaladja

<sup>18</sup> 1992-ben a súlyozott szórás 20.520 Ft, 2020-ban 321.590 Ft.

<sup>19</sup> A súlyozott szórás értéke 2008-ban 179.170 Ft, ugyanez a mélypontra 161.695 Ft, a visszaesés 9,7%.

a pénzügyi világválság előtti 2008-as értéket. A súlyozott szórás átlagos növekedési üteme a 2008-at megelőző időszakban több mint 5%-kal meghaladja a szórás átlagos növekedési ütemét,<sup>20</sup> vagyis a két mutató értéke közötti különbség tendenciaszerűen nő (2. és 3. ábra). A súlyozott szórás átlagos növekedési üteme 2014-től közel 2,3-szerese a válság előtti időszak átlagos növekedési ütemének,<sup>21</sup> ugyanakkor 2016-tól mérve ugyanez az arány több mint 2,9-szeres,<sup>22</sup> az értékek tehát a szórásnál kapott értékekkel megegyezők. A két szórásmutató értékére vonatkozóan az itt leírtakból az következik, hogy a súlyozott szórás értéke a vizsgált időszak alatt egyre inkább meghaladja a szórás értékét, mely folyamat a 2008-as pénzügyi világválságot követő időszak első két évében enyhén megfordul, majd a két mutató közötti különbség a súlyozott szórás javára gyorsulva növekszik (3. ábra).



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

*3. ábra: A járási szinten egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem szórásértékeinek különbsége*

A szórás és a népességszámmal súlyozott szórás időbeli alakulását összehasonlítva látható, hogy a súlyozott szórás meghaladja, és az idő előrehaladtával egyre inkább meghaladja a szórás értékét (3. ábra), vagyis az egyes járásokban élő lakosság egy főre eső jövedelmének egyenlőtlensége nagyobb, és az idő előrehaladtával egyre nagyobb,

<sup>20</sup> A súlyozott szórás átlagos növekedési üteme 10.346, ugyanez a szórás esetén 9.809.

<sup>21</sup> A válság előtti időszakban az átlagos növekedési ütem 10.346, 2014-től ugyanez az érték 23.740.

<sup>22</sup> 2016-tól az átlagos növekedési ütem 30.431.



mint az egyes járásokra jellemző átlagos egy főre eső jövedelem egyenlőtlensége. Az okok feltárásához a két szórásmutató képletének algebrai összehasonlításából indulunk ki:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{y})^2}{\sum f_i}} \qquad \sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}$$

Ahol:

$n$ : a járások száma, esetünkben 174;

$f_i$ : az  $i$ -edik járás népességszáma;

$x_i$ : az  $i$ -edik járás éves jövedelmének egy főre eső átlaga;

$\bar{x}$ : a járások egy főre eső évi átlagjövedelmének országos átlaga;

$\bar{y}$ : a járások egy főre eső évi átlagjövedelmének népességszámmal súlyozott országos átlaga, azaz az évi egy főre eső országos átlagjövedelem.

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{y})^2}{\sum f_i}} > \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}$$

$$\frac{\sum_{i=1}^n f_i (x_i - \bar{y})^2}{\sum f_i} > \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{f_i}{\sum f_i} (x_i - \bar{y})^2 > \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} (x_i - \bar{x})^2$$

A fenti levezetésből kitűnik, hogy a két mutató közötti különbség két tényezőtől függ. Egyrészt az ország lakosságának járások közötti megoszlásától, másrészt az egy főre jutó országos átlagjövedelem és a járások egy főre jutó jövedelmének országos átlaga közötti különbségtől. A két befolyásoló tényező közös eleme a vidéki össznépesség, ezért a következő lépésben azt vizsgáltuk, hogy ez hogyan és milyen mértékben befolyásolta a két szórásmutató értéke közötti különbség alakulását. Vizsgálataink azt mutatták, hogy a vidéki össznépesség és a két szórásmutató értéke közötti különbség szoros, negatív irányú kapcsolatban van egymással,<sup>23</sup> vagyis az össznépesség növekedése a két mutató értéke közötti különbség csökkenését eredményezi. Mivel hazánk, és azon belül kiváltképp a vidék lakossága a vizsgált időszakban tendenciózan csökken, ezért – tekintettel a lineáris korrelációs együttható értékére – azt mondhatjuk, hogy a vidéki

<sup>23</sup> A lineáris korrelációs együttható értéke -0,89.

népesség csökkenése közel nyolcvan százalékban magyarázza a két mutató értéke közötti különbség növekedését.<sup>24</sup> A fennmaradó húsz százalék a vidéki össznépesség járások közötti megoszlásának időbeli változásával és annak összetett, tovagyrúzó hatásával magyarázható, melynek részletes feltárása jelen tanulmány keretein túlmutat.

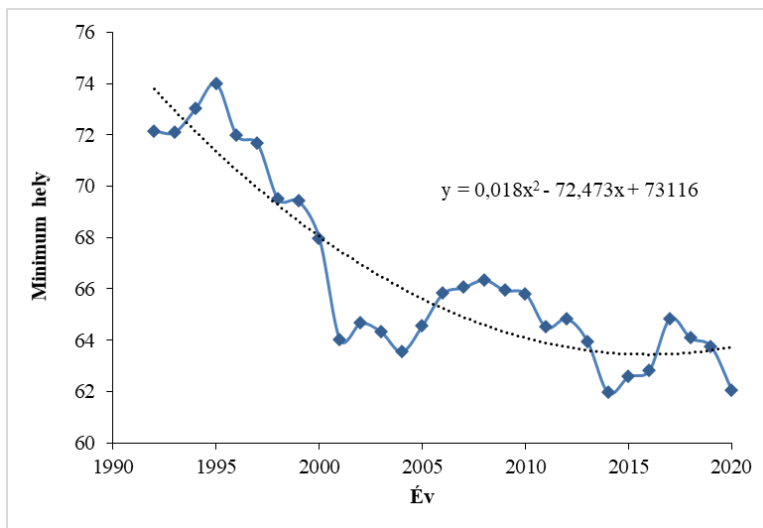
A leírtak alapján megállapítható, hogy hazánk vidéki lakosságának jövedelemegyenlőtlensége a vizsgált időszakban nőtt. Ez a növekedés a pénzügyi világválságot megelőző időszakban dinamikus volt, a válság időszakában kiegyenlítőds, majd ezt követően gyorsuló növekedés következett be. A két mutató értékét összehasonlítva azt mondhatjuk, hogy a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség a járások egy főre jutó jövedelme alapján kisebb, és a vizsgált időszak alatt tendenciájában kisebb mértékben növekedett, mint hazánk vidéki lakosságának jövedelemegyenlőtlensége. Az említett tendencia csak a pénzügyi világválság időszakában fordult meg. A fentiekben túl vizsgálataink arra engednek következtetni, hogy a két szórásmutató értékében mért különbséget hazánk lakosságának csökkenése jelentős mértékben befolyásolta, amit vélhetően kiegyensúlyoz a vidéki össznépesség járások közötti megoszlásának időbeli változása. Bár a vizsgált időszakban a vidéki járások jövedelemegyenlőtlensége kapcsán a két szórásmutató egymással szoros összefüggést mutat, így a két indikátor értékei között árnyalatnyi különbségek fedezhetők fel, tekintettel azonban arra, hogy a jövedelemegyenlőtlenség a társadalom tagjainak életszínvonalában fennálló különbségek okán lényeges, ezért az ilyen jellegű vizsgálatok esetén a súlyozott szórás alkalmazását tartjuk indokoltnak, összhangban a szakirodalom által a fajlagos mutatók szórásának kiszámítására tett javaslatokkal (Németh 2005, Dusek–Kotosz 2016).

Tekintettel arra, hogy a szórásmutatók az átlagtól vett átlagos eltérést mérik, ezért ezen mutatók arra vonatkozóan nem szolgáltatnak információt, hogy a sokaságon belül az egyenlőtlenség mennyire változékonny, azaz vannak-e olyan járások, melyek között a jövedelmkülönbség nagyobb, míg más járások esetén kisebb. Az itt megfogalmazott kérdés tisztázása érdekében a járásokat minden vizsgált évben az egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelemük alapján rangsoroltuk,<sup>25</sup> majd az egy főre eső jövedelmet a rangszámok függvényében ábrázoltuk, és az így nyert pontdiagramra regressziós függvényt illesztettünk. A vizsgált időszak első és utolsó évére jellemző pontdiagramot, valamint a ráillesztett regressziós függvényt az 1. mellékletben ábrázoltuk, illetve a vizsgált időszak minden egyes évére jellemző regressziós függvény paramétereit és az illeszkedés pontosságára utaló  $r^2$  értékét ugyanitt közöljük. A regressziós függvények szinte száz százalékos illeszkedése a vizsgált időszak első és utolsó évében szemmel látható, amit a determinációs együttható értéke a vizsgálat minden egyes évére vonatkozóan igazol. A regressziós vizsgálat célja jelen esetben nem

<sup>24</sup> A determinációs együttható értéke 0,79.

<sup>25</sup> A legkisebb jövedelemű járás kapta az 1-es, a legnagyobb pedig a 174-es rangszámot.

a növekvő tendencia bizonyítása és szemléltetése – hiszen az természetes –, hanem a növekedési ütem elemzése. A növekedési ütem ugyanis ebben az esetben kifejezi a jövedelmi rangsorban egymást követő járások közötti jövedelmi különbség nagyságát. A regressziós függvény növekedési ütemét annak elsőrendű deriváltja jeleníti meg, amit a vizsgálat első és utolsó évére vonatkozóan az 1. mellékletben ábrázoltunk, illetve a vizsgált időszak minden egyes évére jellemző derivált függvény paramétereit ugyanitt közöljük. A derivált függvényeket vizsgálva megállapítható, hogy minden vizsgált évben a jövedelem növekedésével párhuzamosan a jövedelmi rangsorban egymást követő járások közötti jövedelmi különbség egy darabig csökken, majd növekszik. A jövedelmi rangsorban egymást követő járások közötti minimális jövedelemkülönbség a derivált függvény minimum helyén alakul ki.

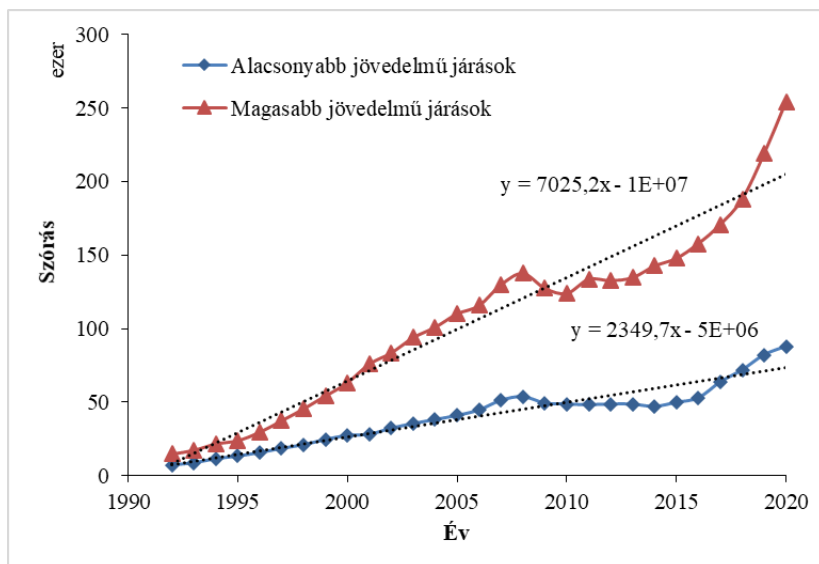


*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

4. ábra: A járások minimális jövedelemkülönbségéhez tartozó rangszám az idő függvényében

Ahogy az a 4. ábrán látható, a vizsgált időszakban a jövedelem szerinti rangsor 74. és 62. pozíciója között elhelyezkedő járások egy főre eső jövedelme között a legkisebb a különbség, és a legkisebb jövedelmi különbséggel rendelkező terület egységek a jövedelmi skálán csökkenő ütemben ugyan, de tendenciáját tekintve egyértelműen lefelé tolódtak el. Az eddigiekben leírtak arra engednek következtetni, hogy a vizsgált időszakban a legkisebb jövedelmi különbséggel rendelkező járások ranghelyén mérhető egy főre eső jövedelemtől alacsonyabb jövedelemmel rendelkező járások (alacsonyabb jövedelmű járások csoportja) közötti jövedelemkülönbség a vizsgált időszakban kisebb mértékben nőtt, mint a legkisebb jövedelmi különbséggel rendelkező járások ranghelyén mérhető egy főre eső jövedelemtől magasabb jövedelemmel rendelkező járások

(magasabb jövedelmű járások csoportja) közötti jövedelemkülönbség.<sup>26</sup> Feltételezésünk ellenőrzése okán minden vizsgált évben a járások mindkét csoportjában meghatároztuk a szórás értékét, melynek időbeli alakulását az 5. ábrán mutatjuk be.



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

5. ábra: A magasabb és az alacsonyabb jövedelmű járások differenciálódási folyamata a vizsgált időszakban

A járások két csoportjának differenciálódási folyamatát összehasonlítva látható, hogy a magasabb jövedelmű járások közötti jövedelemegyenlőtlenség nagyobb volt, és a vizsgált időszakban átlagosan majdnem háromszor gyorsabban nőtt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén. Az adatokat időszakosan vizsgálva megállapítható, hogy a pénzügyi világválság előtti időszakban a magasabb jövedelmű járások közötti jövedelemkülönbség átlagosan közel háromszor gyorsabban nőtt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén.<sup>27</sup> A pénzügyi világválság időszakában a magasabb jövedelmű járások esetén a nivellálódás mértéke nagyobb, de jóval rövidebb ideig tart, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén,<sup>28</sup> ugyanakkor ezt követően a magasabb jövedelmű

<sup>26</sup> Ha az alacsonyabb és a magasabb jövedelmű járások közötti különbségtételt a statisztikában közismert indikátor mentén szeretnénk megtenni, akkor ehhez a mediánjövedelem áll a legközelebb, az eltérés a vizsgált időszakban átlagosan csupán 7,3%.

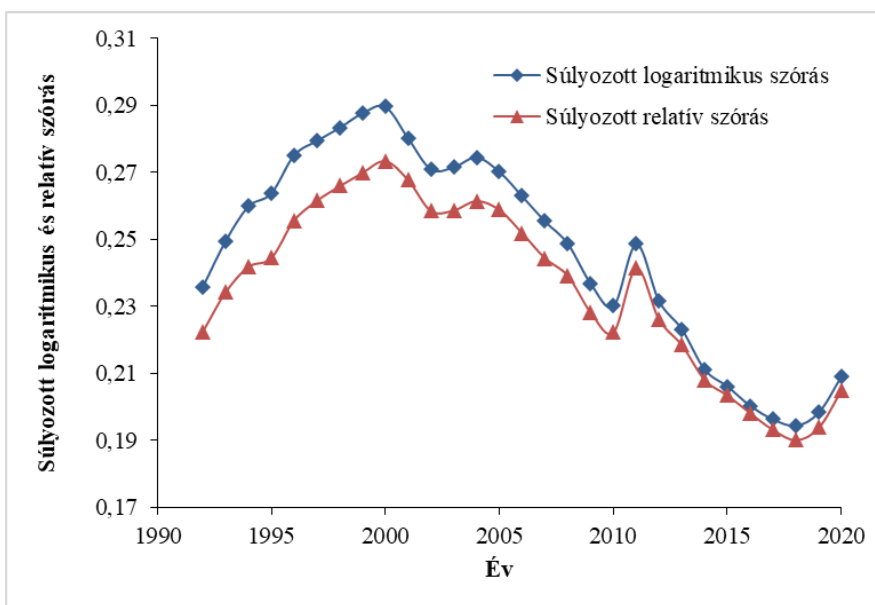
<sup>27</sup> A regressziós függvény meredeksége az alacsony jövedelmű járások esetén 2872,4, a magas jövedelmű járások esetén 8127,1.

<sup>28</sup> A szórás a magasabb jövedelmű járások esetén két év alatt 13619 Ft-ot, az alacsonyabb jövedelmű járások esetén hat év alatt 6665 Ft-ot csökkent.

járások esetén a differenciálódás folyamata nagyobb mértékben gyorsul, különösen igaz ez az utolsó két vizsgált évre.

### 3. A jövedelemegyenlőtlenségek változása relatív mérőszámok alapján

Tekintettel arra, hogy a fentiekben tárgyalt szórásmutatók kiszámítása során átlagokkal dolgozunk, ezért az eredményeket a kiugró értékek torzíthatják. Az itt említett torzítás csökkentésére a szakirodalom a logaritmikus szórás alkalmazását javasolja. A logaritmikus transzformáció a kiugró értékek súlyát csökkenti a differenciáltságot jellemző szórásmutatóban. (Németh 2005, Dusek–Kotosz 2016)



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

6. ábra: A járási szinten egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem szórásértékei

Az egy főre jutó jövedelem súlyozott logaritmikus szórásának időbeli alakulását vizsgálva megállapítható (6. ábra), hogy annak tendenciája alapvetően eltért a súlyozott szórás kapcsán tapasztaltaktól. Az ezredfordulóig a súlyozott logaritmikus szórás is differenciálódást mutat, ezt követően azonban – ellentétben a súlyozott szórással – a jövedelemegyenlőtlenségek csökkenését jelzi. A két említett indikátor által felrajzolt tendenciában tapasztalható eltérések abból adódnak, hogy a súlyozott logaritmikus szórás nem a súlyozott szórással, hanem a súlyozott relatív szórással mutat igen szoros

összefüggést, ahogyan az a 6. ábrán is látható. Ez arra enged következtetni, hogy a logaritmikus szórás nem pusztán – és talán nem is elsősorban – a kiugró elemek súlyát csökkenti a szórásmutatóban, hanem a szórást más nézőpontból, az átlaghoz való viszonyában ragadja meg. Ez a logaritmus azonosságaiból fakad, minek köszönhetően a súlyozott logaritmikus szórás az alábbiak szerint is felírható:

$$\sigma_l = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n f_i \left[ \ln \frac{x_i}{\bar{y}} \right]^2}{\sum f_i}}$$

Ahol:

$n$ : a járások száma, esetünkben 174;

$f_i$ : az  $i$ -edik járás népességszáma;

$x_i$ : az  $i$ -edik járás éves jövedelmének egy főre eső átlaga;

$\bar{y}$ : a járások egy főre eső évi átlagjövedelmének népességszámmal súlyozott országos átlaga, azaz az évi egy főre eső országos átlagjövedelem.

A képlet számlálójában az egyes járások egy főre eső átlagjövedelme és a népességszámmal súlyozott országos átlagjövedelem hányadosa szerepel. A súlyozott relatív szórás pedig a népességszámmal súlyozott szórás – ahogyan azt fentebb láttuk, ebben szerepel az egyes járások egy főre eső átlagjövedelme – és a népességszámmal súlyozott országos átlagjövedelem hányadosa, így mindkét esetben az egyes járások egy főre eső átlagjövedelme az átlaghoz viszonyítva jelenik meg. Az itt leírtakból szükségképpen következik az is, hogy mindkét számítási mód esetén a jövedelmek átlagtól való eltérése az átlaghoz viszonyítva kerül figyelembevételre. Az itt leírtakat felhasználva belátható, hogy az ezredfordulót követően a súlyozott logaritmikus szórás és a súlyozott relatív szórás mentén tapasztalható nivellálódás az egy főre eső országos átlagjövedelemhez viszonyítva következett be, aminek az az oka, hogy az egy főre eső országos átlagjövedelem az előző évi jövedelem arányában – egyszerűen szólva százalékosan – tendenciaszerűen nagyobb mértékben nőtt, mint az egyes járások közötti jövedelemegyenlőtlenség, azaz a szórás értéke az előző évi szórásérték arányában (százalékában). Ez a dinamika 2018-at követően megfordult, ebben az időszakban a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség gyorsabban nőtt, mint az egy főre eső országos átlagjövedelem, így az itt tárgyalt két szórásmutató értéke is nőtt. Ugyanez a folyamat játszódott le az ezredforduló előtti időszakban. A témakör zárásaként megjegyezzük, hogy a logaritmikus szórás értékét is kiszámítottuk, ami a súlyozott logaritmikus szórással szinte teljes egészében azonos értéket adott.<sup>29</sup> Ennek

<sup>29</sup> A korrelációs együttható 0,99, a regressziós függvény meredeksége 0,97.

kapcsán megjegyezzük azt is, hogy a logaritmikus szórás a relatív szórással mutat igen szoros összefüggést,<sup>30</sup> és a szóródás relatív terjedelme mindkét itt említett indikátorral szorosan összefügg.<sup>31</sup>

Ahogy az korábban már említettük, a szórásmutatók arra vonatkozóan nem szolgáltatnak információt, hogy a sokaságon belül az egyenlőtlenség mennyire változékony, azaz vannak-e olyan járások, melyek között a jövedelemkülönbség nagyobb, míg más járások esetén kisebb. A felvetett kérdés a logaritmizált értékek esetén is érdekes lehet, ezért az egy főre jutó jövedelmek logaritmusára kapcsán is elvégeztük a fentiekben már említett rangsorolást, regressziós függvényillesztést, valamint képeztük a függvények elsőrendű deriváltját.<sup>32</sup> A derivált függvényeket vizsgálva megállapítható, hogy a logaritmikus transzformációt követően is igaz, hogy minden vizsgált évben a jövedelem növekedésével párhuzamosan a jövedelmi rangsorban egymást követő járások közötti jövedelmi különbség egy darabig csökken, majd növekszik, illetve a legkisebb jövedelmi különbséggel rendelkező területegységek a jövedelmi skálán tendenciaszerűen lefelé tolódtak el. Az itt leírtak alapján a logaritmikus transzformációt követően a legkisebb jövedelmi különbséggel rendelkező járások ranghelyén mérhető egy főre eső jövedelem mentén osztottuk két csoportra a járásokat, alacsonyabb és magasabb jövedelmű csoportokat elkülönítve. A logaritmikus szórás és a relatív szórás fentiekben bemutatott összefüggését felhasználva<sup>33</sup> a két járási csoport differenciálódását a relatív szórás mentén hasonlítjuk össze (7. ábra). A járások két csoportjának differenciálódási folyamatát összehasonlítva látható, hogy a magasabb jövedelmű járások esetén a jövedelemegyenlőtlenség két év kivételével nagyobb volt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások közötti jövedelemegyenlőtlenség, és ez az eltérés a vizsgált időszak alatt tendenciájában nőtt. A növekedés abból adódik, hogy az alacsonyabb jövedelmű járások az átlagjövedelemhez viszonyítva nagyobb mértékben nivellálódtak, mint a magasabb jövedelmű járások.<sup>34</sup> Ennek oka, hogy a magasabb jövedelmű járások esetén az átlagjövedelem növekedése az előző évi átlagjövedelem arányában kisebb mértékben haladta meg a szórás növekedését, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén.

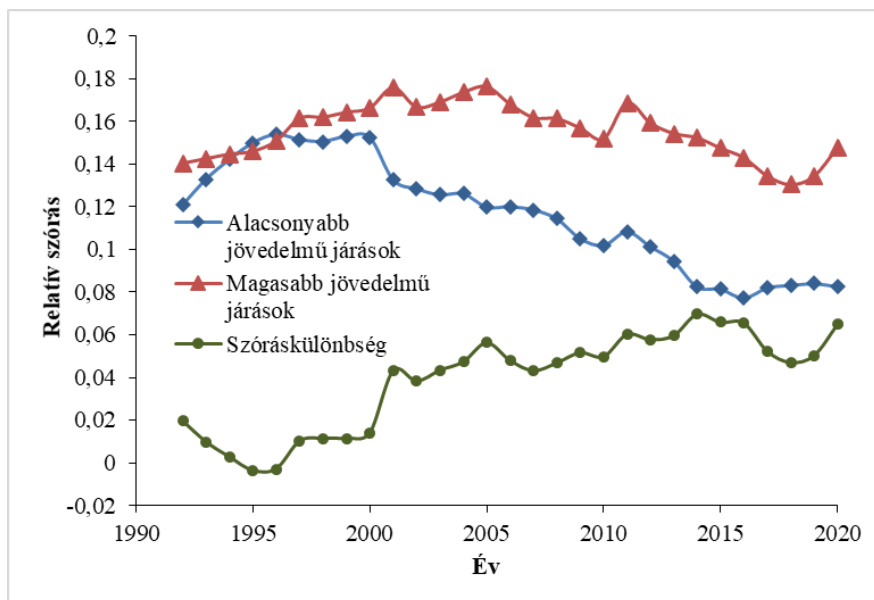
<sup>30</sup> A korrelációs együttható 0,99, a regressziós függvény meredeksége 0,93.

<sup>31</sup> A korrelációs együttható a relatív szórással 0,91, a logaritmikus szórással 0,88.

<sup>32</sup> Az említett függvények paramétereit és a  $r^2$  értékét a 2. mellékletben közöljük.

<sup>33</sup> A két mutató közötti korrelációs együttható mindkét csoport esetén több mint 0,99, és a regressziós függvény meredeksége is közel 1.

<sup>34</sup> A trendvonal meredeksége a magasabb jövedelmű járások esetén -0,0004, az alacsonyabb jövedelmű járások esetén -0,0028.



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

*7. ábra: A magasabb és az alacsonyabb jövedelmű járások differenciálódási folyamata a vizsgált időszakban*

A folyamatokat időszakosan vizsgálva látható, hogy a magasabb jövedelmű járások esetén az egyenlőtlenség relatív növekedése egy évvel tovább tart, és a mértéke nagyobb, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén,<sup>35</sup> majd az alacsonyabb jövedelmű járások csoportjában az ezredfordulót követően a nivellálódás üteme meghaladja a magasabb jövedelmű járások nivellálódási ütemét.<sup>36</sup>

#### 4. A jövedelemegyenlőtlenségek változása béta konvergencia alapján

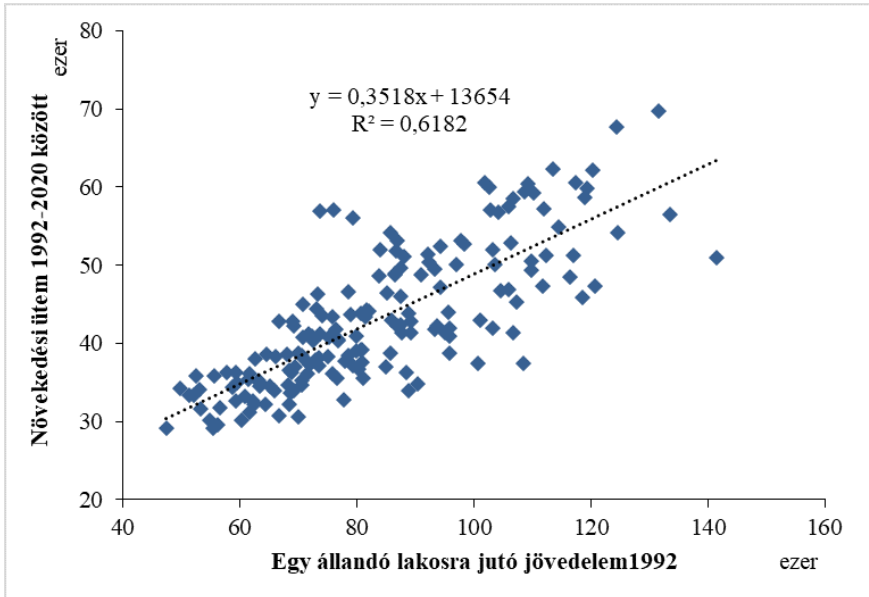
Az eddigiekben a járások közötti jövedelmkülönbséget szórásmutatók mentén, azaz szigma konvergencia alapján elemeztük. A jövedelemegyenlőtlenség vizsgálatának másik megközelítése a béta konvergencia, vagy más néven „*level and trend*” elemzés. Ebben a vizsgálati megközelítésben minden egyes járás esetén a kiinduló évre jellemző jövedelemszintet vetjük össze a vizsgált időszakban mérhető tendenciával, azaz a trendfüggvény

<sup>35</sup> A trendvonal meredeksége a magasabb jövedelmű járások esetén 0,0039, az alacsonyabb jövedelmű járások esetén 0,0034.

<sup>36</sup> A trendvonal meredeksége a magasabb jövedelmű járások esetén -0,0021, az alacsonyabb jövedelmű járások esetén -0,0033.



meredekségével. A trendfüggvények meredeksége ebben az esetben az adott járás egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező belföldi jövedelemének átlagos növekedési ütemét mutatja a vizsgált időszakban.



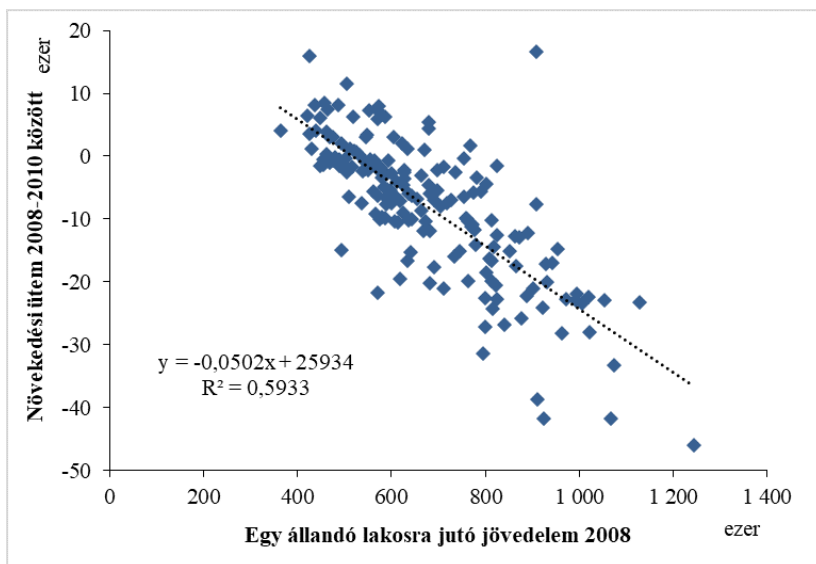
*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

8. ábra: Összefüggés az 1992-re jellemző egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem és az 1992–2020 között bekövetkezett átlagos növekedési ütem között

A járások 1992-re jellemző jövedelemszintjét és a jövedelem vizsgált huszonkilenc évben bekövetkezett átlagos növekedési ütemét megjelenítő ponthalmazra illesztett lineáris regressziós függvény pozitív meredeksége azt jelzi, hogy a nagyobb kiinduló jövedelemmel rendelkező járások esetén a vizsgált időszakban a jövedelem átlagos növekedési üteme tendenciaszerűen nagyobb volt, azaz a járások közötti jövedelemegyenlőtlenségek a vizsgált időszakban átlagosan nőttek (8. ábra). A kapott eredmények a korábban kiszámított szórással vannak összhangban, hiszen jelen esetben a népességszámmal súlyozni nem lehet, és logaritmikus transzformációt nem alkalmaztunk. A szórás vizsgált időszakra jellemző tendenciája egyértelműen pozitív, vagyis a szigma és a béta konvergencia is tendenciaszerű differenciálódást mutat.

A folyamatokat időszakosan vizsgálva megállapítható, hogy a pénzügyi világválságot megelőző időszakban a jövedelemegyenlőtlenségek növekedése az időszak egészére jellemző átlagos differenciálódáshoz képest nagyobb és egyértelműbb volt. A járások kiinduló jövedelemszintjét a 2008 előtti időszakra jellemző növekedési ütemmel összevető ponthalmazra illesztett regressziós függvény meredeksége több mint harminc

százalékkal haladja meg az időszak egészét jellemző regressziós függvény meredekségét, és az  $r^2$  értéke is nagyobb.<sup>37</sup> Az eredmények a szórás kapcsán erre az időszakra kapott eredményekkel összhangban állnak.



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

9. ábra: Összefüggés az 2008-ra jellemző egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem és az 2008–2010 között bekövetkezett átlagos növekedési ütem között

A pénzügyi világválság időszakában 2008 és 2010 között az összefüggés megfordult (9. ábra). Ebben az időszakban a járások közel 79%-ában az egy főre eső jövedelem csökkent, és a 2008-ra jellemző jövedelem növekedésével párhuzamosan a csökkenés átlagos üteme tendenciaszerűen egyre nagyobb. Azon járások esetén, ahol a jövedelem nőtt, a növekedés üteme a 2008-ra jellemző jövedelem növekedésével párhuzamosan tendenciaszerűen egyre kisebb. Az itt megfogalmazottakból az következik, hogy ebben az időszakban a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség csökkent, összhangban a szórás kapcsán kapott eredményekkel. Ahogyan arról korábban már szóltunk az, hogy a pénzügyi világválság időszakában a magasabb jövedelmű járásokban a jövedelem csökkenése nagyobb mértékű, vélhetően abból fakad, hogy a pénzügyi válságra érzékenyebb gazdasági szektorok ezekben a járásokban működnek, és a helyi gazdasági teljesítmény meghatározó hányadát képviselik. A 9. ábra kapcsán érdekes megfigyelni, hogy a mediánjövedelemtől alacsonyabb jövedelemi tartományba eső járások közel 37%-ában a 2008 és 2010 közötti időszakban is nőtt az egy főre eső jövedelem. Egy

<sup>37</sup> A regressziós függvény meredeksége 0,4612, az  $r^2$  értéke 0,8204.

újabb elemzés tárgyát képezheti ezen járások beazonosítása és annak feltárása, hogy az említett területegységeknek van-e valamilyen közös jellemzője, ami egyben egyértelműen elkülöníti őket a többi járástól. Egy ilyen tárgyú elemzés rámutathat annak az okára, hogy ezekben a járásokban – szemben a jelentős többséggel – a pénzügyi világválság időszakában is nőtt az egy főre eső jövedelem.

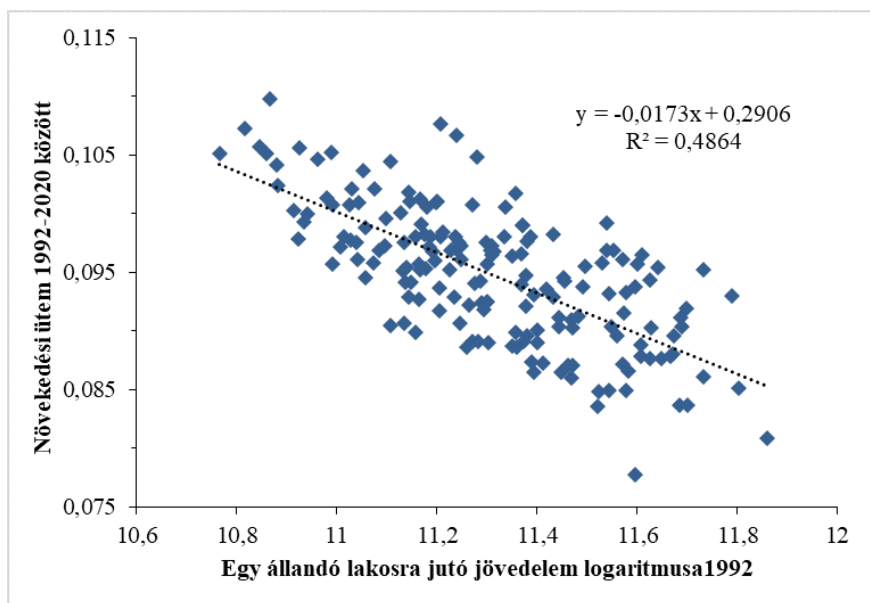
A 2010 és a 2020 közötti időszakot úgy vizsgáltuk, hogy az évek számát rendre egyesével csökkentve illesztettünk trendfüggvényt az egyes járások adott időszakra jellemző jövedelemértékeire, és a trendfüggvények meredekségét vetettük össze az időszak első évére jellemző jövedelemértékeivel, majd az így kapott ponthalmazra regressziós függvényt illesztettünk. A regressziós függvények meredekségét az idő függvényében ábrázolva a 3. mellékletben közöljük. Mivel a regressziós függvények meredeksége 2010 után minden időszakban pozitív, ezért a béta konvergencia is azt igazolja, hogy a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség minden évben nőtt. Mivel a meredekségek értéke 2016-ig növekszik, ezért 2010 és 2016 között a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség gyorsulva nőtt, majd ezt követően az egyenlőtlenségek növekedési üteme lassult. Az eredményeket összevetve a szórás azonos időszakokra vonatkozó tendenciáival, az adatok közötti együttmozgás erős,<sup>38</sup> tehát a két vizsgálati módszer eredményei egymással összecsengenek.

Ahogy az a fentiekben leírtakból kitűnik, a béta konvergencia trendfüggvényekre és az azokkal összefüggő regressziós modellre épül. A szakirodalom rámutat (*Major* 2005, *Dusek–Kotosz* 2016), hogy a trendfüggvényeket és a regressziós modelleket a kiugró adatok hatása, valamint az adatok heteroszkedaszticitása<sup>39</sup> torzíthatja, ami az alapadatok logaritmikus átalakításával csökkenthető, így indokolttá teheti a logaritmizált adatok mentén elvégzett konvergenciaelemzést. Ahogy arra a logaritmikus szórás és a súlyozott logaritmikus szórás kapcsán rámutattunk, ezek a mutatók nem a szórással és a súlyozott szórással, hanem azok relatív változatával mutatnak összefüggést, ami nem csak tapasztalati, hanem algebrai úton is belátható. Az itt leírtak alapján arra számítunk, hogy az egyes járások esetén a vizsgált időszak logaritmizált jövedelemértékeire illesztett trendfüggvények meredeksége az adott évi jövedelem előző évi jövedelem arányában kifejezett értékének – a vizsgált időszak egészére jellemző – átlagával fog szoros összefüggést mutatni, amire *Major* (2005) is utal. Ez esetben tehát nem az egyes járások kiinduló évre jellemző jövedelmét vetjük össze a jövedelem vizsgált időszakra jellemző abszolút növekedési ütemének átlagával, hanem a kiinduló évre jellemző jövedelem logaritmusát vetjük össze az adott évi jövedelem az előző évi jövedelem arányában (százalékában) kifejezett értékének (egészen pontosan ezen érték logaritmusának) az átlagával. Leegyszerűsítve azt mondhatjuk, hogy

<sup>38</sup> A korrelációs együttható értéke 0,8.

<sup>39</sup> Heteroszkedaszticitás esetén az eredeti és a becslést függő változó értékének a különbsége a független változó mentén eltér, így a regressziós függvény becslési pontossága a független változó mentén eltérő lesz.

ebben a vizsgálati aspektusban a járások kiinduló évre jellemző jövedelmét a jövedelemnek a vizsgált időszakra átlagosan jellemző relatív (az előző évhez viszonyított) növekedési ütemével vetjük össze. Az itt leírtak alapján arra is számítottunk, hogy a logaritmizált adatokra épülő béta konvergencia a vizsgált időszak egészében a logaritmikus szórással azonos tendenciát fog mutatni a járások közötti jövedelemegyenlőtlenség vonatkozásában.



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

*10. ábra: Összefüggés az 1992-re jellemző egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem természetes alapú logaritmus és annak 1992–2020 között bekövetkezett átlagos növekedési üteme között*

A 10. ábra alapján a várakozásaink abban a tekintetben beigazolódtak, hogy a logaritmizált adatokra épülő béta konvergencia a vizsgált időszak egészében a logaritmikus szórással azonos tendenciát mutat. A logaritmikus szórás évenkénti értékeire illesztett trendfüggvény meredeksége negatív,<sup>40</sup> tehát az időszak egészének az átlagában a logaritmikus szórás alapján is nivellálódás tapasztalható éppen úgy, mint a béta konvergencia alapján. Tekintettel arra, hogy a logaritmikus szórás és a súlyozott logaritmikus szórás közötti összefüggés rendkívül erős, ezért a béta konvergencia és a logaritmikus szórás tendenciája közötti összefüggés a 6. és a 10. ábra összehasonlítása alapján is belátható. Az itt felvázolt összefüggést az is megerősíti, hogy a 1992 és 2000 közötti időszakban

<sup>40</sup> A trendfüggvény meredeksége -0,0029.

mindkét vizsgálati módszer szerint differenciálódás mérhető.<sup>41</sup> Várakozásaink abban a tekintetben is beigazolódtak, hogy az egyes járások esetén a vizsgált időszak logaritmizált jövedelemértékeire illesztett trendfüggvények meredeksége az adott évi jövedelem előző évi jövedelem arányában kifejezett értékének – a vizsgált időszak egészére jellemző – átlagával szoros összefüggést mutat.<sup>42</sup> Ez az összefüggés a trendfüggvények meredeksége és az arányosított jövedelemértékek logaritmusának a vizsgált időszak egészére jellemző átlaga között egy árnyalattal erősebb.<sup>43</sup>

## 5. Konklúzió, javaslatok

Kutatásunk eredményei alapján megállapítható, hogy az 1992 és 2020 között vizsgált huszonkilenc évben a vidéki járások közötti abszolút jövedelemkülönbség minden vizsgálati módszer szerint tendenciaszerűen nőtt. A szóródás alapú vizsgálati módszerek szerint kapott eredmények nemcsak tendenciájukban, hanem azok együttmozgása alapján is nagymértékű hasonlóságot mutatnak. A szórás és a népességszámmal súlyozott szórás közötti árnyalatnyi különbség az értékek időbeli alakulásában nyilvánul meg. A súlyozott szórás meghaladja, és az idő előrehaladtával egyre inkább meghaladja a szórás értékét, ami hazánk lakosságának csökkenéséből fakadt, kiegészülve a vidéki össznépeség járások közötti megoszlásának időbeli változásával. A vidéki járások közötti abszolút jövedelemkülönbségek növekedése abból fakadt, hogy bár a jövedelem tendenciájában minden járás esetén nőtt, a magasabb jövedelemmel rendelkező járások esetén ez a növekedés nagyobb mértékű volt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén, ahogyan erre a béta konvergencia kapcsán végzett elemzéseink is rámutattak. A magasabb és az alacsonyabb jövedelemmel rendelkező járások csoportjában mért abszolút jövedelemkülönbségeket összehasonlítva elmondható, hogy a magasabb jövedelmű járások közötti jövedelemegyenlőtlenség nagyobb volt, és a vizsgált időszakban átlagosan majdnem háromszor gyorsabban nőtt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén. Az abszolút jövedelemkülönbségek tendenciáját időszakosan vizsgálva az tapasztalható, hogy az egyenlőtlenségek növekedése 2008-ig minden vizsgálati módszer szerint töretlen, és a magasabb jövedelmű járások közötti jövedelemkülönbség átlagosan közel háromszor gyorsabban nőtt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén. A pénzügyi világválság időszakában nivellálódás tapasztalható, ami a magasabb jövedelmű járások esetén nagyobb, de jóval rövidebb ideig tart, mint az alacsonyabb

---

<sup>41</sup> Béta konvergencia esetén a regressziós függvény meredeksége 0,0226, logaritmikuszórás esetén a trendfüggvény meredeksége 0,0071.

<sup>42</sup> A korrelációs együttható értéke 0,89, a regressziós függvény meredeksége 0,98.

<sup>43</sup> A korrelációs együttható értéke 0,9, a regressziós függvény meredeksége 1,09.

jövedelmű járások esetén. 2010-től a járások mindegyikében ismételt és gyorsuló differenciálódás következik be, ami az alacsonyabb jövedelmű járások esetén néhány évvel később kezdődik és kevésbé intenzív.

A logaritmizált jövedelemértékek differenciálódását vizsgálva megállapítottuk, hogy bár a szakirodalom a logaritmikus transzformáció kapcsán a kiugró adatok torzító hatásának a mérséklését hangsúlyozza, ugyanakkor a logaritmikus átalakítás – a torzítás mérséklésén túl – egy alapvetően más vizsgálati megközelítésbe helyezi át a jövedelemegyenlőtlenségek elemzését, ebben az esetben ugyanis a relatív jövedelemkülönbségek feltárása kerül a vizsgálat középpontjába. Ezt támasztja alá a súlyozott relatív szórás és a súlyozott logaritmikus szórás algebrai és empirikus összehasonlítása – ami a relatív szórás és a logaritmikus szórás összehasonlításával összhangban álló eredményt ad –, valamint a logaritmizált adatokra épülő béta konvergencia eredményének a logaritmikus szórás tendenciájával történt összevetése. Egri (2023) települési szintű vizsgálatai arra engednek következtetni, hogy a területi megoszlások eltérését mérő Robin Hood-index a relatív jövedelemegyenlőtlenséget mérő szórásmutatókkal összhangban álló eredményt ad. A vidéki járások relatív jövedelemegyenlőtlenségének a tendenciája a vizsgált időszak egészében csökkenő, azaz a járások közötti relatív jövedelemegyenlőtlenség a vizsgált huszonkilenc évben tendenciáját tekintve csökkent. A magasabb és az alacsonyabb jövedelemmel rendelkező járások csoportjában mért relatív jövedelemkülönbségeket összehasonlítva elmondható, hogy a magasabb jövedelmű járások esetén a jövedelemegyenlőtlenség két év kivételével nagyobb volt, mint az alacsonyabb jövedelmű járások közötti jövedelemegyenlőtlenség, és az alacsonyabb jövedelmű járások az átlagjövedelemhez viszonyítva nagyobb mértékben nivellálódtak, mint a magasabb jövedelmű járások. A relatív jövedelemkülönbségek tendenciáját időszakosan vizsgálva a vidéki járások összességében az ezredfordulóig az egyenlőtlenségek növekedése, majd ezt követően annak csökkenése tapasztalható. A magasabb jövedelmű járások esetén az egyenlőtlenség relatív növekedése egy évvel tovább tart, és a mértéke nagyobb, mint az alacsonyabb jövedelmű járások esetén, majd az ezredfordulót követően az alacsonyabb jövedelmű járások csoportjában a nivellálódás üteme meghaladja a magasabb jövedelmű járások nivellálódási ütemét. A témában további vizsgálati lehetőségeket kínál a területi megoszlások eltérését mérő indexeknek az elemzésbe történő bevonása és az így nyert eredmények jelen tanulmány megállapításaival történő összevetése.

## Hivatkozások

- BENEDEK JÓZSEF – KOCZISZKY GYÖRGY (2017): Területi polarizáció és konvergencia a visegrádi országokban, *Magyar Tudomány* 178 (3): 261–272.
- CSATÁRI BÁLINT (1996): *A magyarországi kistérségek néhány jellegzetessége*. Kecskemét: MTA RKK Alföldi Tudományos Intézet.

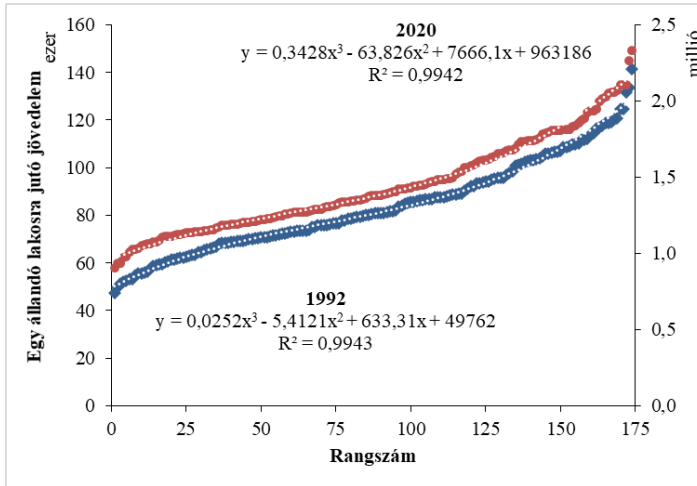
- CSATÁRI BÁLINT (1999): *A kedvezményezett kistérségek besorolásának felülvizsgálata* (összefoglaló zárójelentés). Kecskemét: MTA RKK Alföldi Tudományos Intézete.
- CSATÁRI BÁLINT – FARKAS JENŐ (2006): A magyar vidékies kistérségek új kategorizálása, különös tekintettel a városi hatásokra és a földhasznosítás változásaira. *Tér és Társadalom*, 20 (4) 97–110. o.
- DUSEK TAMÁS – KOTOSZ BALÁZS (2016): *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- EGRI ZOLTÁN (2020): A területi jövedelemegyenlőtlenségek változása Békés megyében 1988–2017, *Területi Statisztika* 60 (4): 3–37. o.
- EGRI ZOLTÁN (2023): Mobilitás és perzisztencia a hazai települési szintű jövedelemegyenlőtlenségi folyamatokban, 2012–2019. *Területi Statisztika* 63 (1): 477–512. o.
- FALUVÉGI ALBERT (2000): A magyar kistérségek fejlettségi különbségei. *Területi Statisztika*, 40 (4), 319–346. o.
- FALUVÉGI ALBERT (2004): Kistérségeink helyzete az EU küszöbén. *Területi statisztika*, 44 (5), 434–458. o.
- FALUVÉGI ALBERT – TIPOLD FERENC (2007): A területfejlesztés kedvezményezett térségeinek 2007. évi besorolása. *Területi statisztika*, 47 (6). 523–540. o.
- FALUVÉGI ALBERT – TIPOLD FERENC (2009): Kedvezményezett települések az új országgyűlési határozat mutatói alapján – próbaszámítás. *Területi Statisztika*, 49 (3) 264–279. o.
- FARKAS MÁTÉ BENCE (2010): Területi fejlettségi különbségek, konvergencia és térszerkezet Spanyolországban. *Területi Statisztika* 50 (6), 674–687. o.
- GYURKÓ ÁDÁM (2022): Magyarország vendégforgalmának teljesítményértékelése területi és keresleti szempontból 2019 és 2022 között, különös tekintettel Eger városának turisztikai teljesítőképességére. *Turisztikai és vidékfejlesztési tanulmányok* 7:4, 20–32.
- KISS JÁNOS PÉTER – TAGAI GERGELY – TELBISZ ERZSÉBET (2008): A szürkeállomány területi különbségei – katedrán innen és túl. *Területi Statisztika* 48 (3), 315–333. o.
- KOTOSZ BALÁZS – LENGYEL IMRE (2018): Térségek konvergenciájának vizsgálata a V4-országokban, *Statisztikai Szemle* 96 (11-12), 1069–1090. o.
- KOVÁCS TIBOR (2014): A városfejlődés „új” iránya közép-európai nézőpontból. *Magyar Tudomány*, 175. évf. – 2014/8. szám, Budapest, pp. 966–973.
- KOVÁCS TIBOR (2016): Demographic Changes and Their Spatial-Settlement Consequences: Lessons from East Germany and Hungary. *Deturope*, 8, 3: pp. 108–123.
- LENGYEL IMRE (1999): Mérték a mérhetetlent? – A megyei jogú városok vizsgálata többdimenziós skálázással. *Tér és Társadalom*, 13 (1-2) 53–73. o.
- MAJOR KLÁRA (2005): Logaritmikus regressziók. In: Nemes Nagy József (Szerk.): *Regionális elemzési módszerek*. 4. fejezet, 169–172. o. Budapest: ELTE TTK Regionális Földrajz Tanszék (Regionális Tudományi Tanulmányok, 11.)
- MAJOR KLÁRA – NEMES NAGY JÓZSEF (1999): Területi jövedelemegyenlőtlenségek a kilencvenes években, *Statisztikai Szemle* 77 (6), 397–421. o.

- NAGY ANDRÁS (2011): A kedvezményezett térségek besorolásának alakulása, a lehatárolások módszertanának sajátosságai. *Területi Statisztika* 51 (2), 148–160. o.
- NAGY ZOLTÁN – SEBESTYÉNNÉ SZÉP TEKLA – SZENDI DÓRA (2018): Területi különbségek a magyar megyei jogú városok energiafelhasználásában – I. rész. *Területi Statisztika* 58 (5): 447–461.
- NEMES NAGY JÓZSEF (1990): Területi egyenlőtlenségek dimenziói – Adalékok egy „kvázi-elmülethez”. *Tér és Társadalom*, 4 (2), 15–30. o.
- NEMES NAGY JÓZSEF – NÉMETH NÁNDOR (2003): *A hely és a fej. A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon*. Budapest: MTA KTK Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye, BKÁE (Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek, 2003/7).
- NÉMETH NÁNDOR (2005): Szórás-típusú mérőszámok. In: Nemes Nagy József (Szerk.): *Regionális elemzési módszerek*, 3. fejezet, 118–121. o. Budapest: ELTE TTK Regionális Földrajz Tanszék (Regionális Tudományi Tanulmányok, 11.)
- NÉMETH NÁNDOR – KISS JÁNOS PÉTER (2007): Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága. *Területi Statisztika* 47 (1), 20–45. o.
- NOVÁK GÉZA – PAPDI ÁKOS (2007): Gazdasági egyenlőtlenségek a kibővült Európai Unióban. *Területi Statisztika* 47 (6), 571–585. o.
- PÉNZES JÁNOS (2007): A területi jövedelemegyenlőtlenségek alakulása az észak-alföldi régióban. *Területi Statisztika* 47 (4), 358–379. o.
- PÉNZES JÁNOS – KISS JÁNOS PÉTER – DEÁK ATTILA – APÁTI NORBERT (2018): Térségi sokszínűség és stabilitás: az iskolázottság települési szintű egyenlőtlenségeinek változása Magyarországon 1990–2011 között, *Területi Statisztika* 58 (6), 567–594. o.
- SÁNTA ÉVA – SZAKÁLNÉ KANÓ IZABELLA – LENGYEL IMRE (2015): Csökkennek az iskolázottság területi egyenlőtlenségei? A felsőfokú végzettségűek területi eloszlása a népszámlálások adatai alapján, 1990–2011. *Területi Statisztika* 55 (6), 541–555. o.
- SZABÓ PÁL (2008): A gazdasági fejlettség egyenlőtlensége az Európai Unió különböző területi szintjein. *Területi Statisztika* 48 (6), 687–699. o.
- VIDA GYÖRGY (2022): A regionális megvalósult versenyképesség néhány szempontjának területi jellemzői Magyarországon 2010 és 2019 között. *Területi Statisztika* 62 (5), 538–569. o.
- ZAPRESKÓ-FARKAS EVELIN (2023): Magyarország vármegyéinek felzárkózása a konvergencia számítás tükrében. *Észak-magyarországi Stratégiai Füzetek* 20 (1), 85–95. o.
- ZSIBÓK ZSUZSANNA (2019): Minden marad a régióban? Regionalizált növekedési pályák Magyarországon. *Területi Statisztika* 59 (3), 247–272. o.
- ZSUGYEL JÁNOS (2007): A magyarországi kistérségek jövedelemtermelő és finanszírozó képességének alakulása 1996 és 2003 között. *Területi Statisztika* 47 (2), 170–185. o.

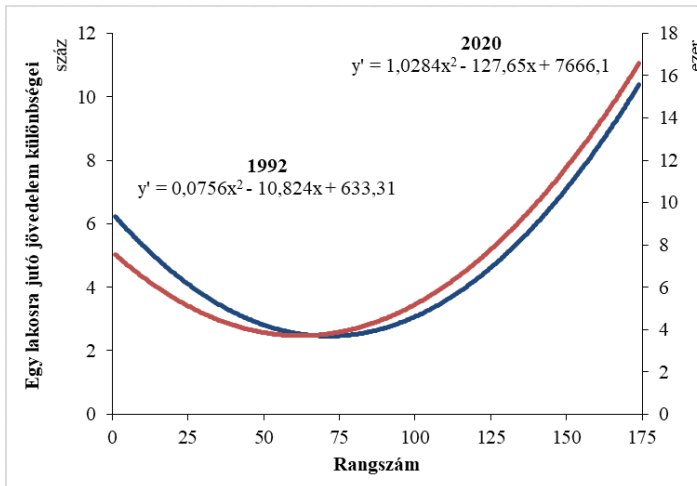


**Mellékletek**

**1. melléklet: Az egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem szerint rangsorolt járások modellezése**



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A jövedelmi rangsorban egymást követő járások jövedelme  
a jövedelem szerinti rangszámuk mentén az első és az utolsó vizsgált évben*



*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A jövedelmi rangsorban egymást követő járások jövedelmi különbségei  
a jövedelem szerinti rangszámuk mentén az első és az utolsó vizsgált évben*

## 1. melléklet (folytatás): Az egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem szerint rangsorolt járáások modellezése

Év	d*	b**	a***	c****	R2	Év	d*	b**	a***	c****	R2
1992	0,025	-5,4121	633,31	49762	0,9943	2007	0,1908	-37,811	4488,1	362352	0,9906
1993	0,0298	-6,4476	761,6	53593	0,996	2008	0,2079	-41,386	4812,2	400214	0,9834
1994	0,0378	-8,2825	979,65	61796	0,9964	2009	0,1913	-37,849	4406,2	402179	0,9898
1995	0,0427	-9,4817	1118,6	65789	0,9947	2010	0,1807	-35,68	4247,3	411669	0,99
1996	0,0475	-10,257	1260,3	76013	0,9954	2011	0,1946	-37,661	4361,3	382610	0,9855
1997	0,0651	-13,998	1606,3	90204	0,9931	2012	0,1955	-38,031	4417,5	428571	0,9902
1998	0,0717	-14,951	1794,3	108387	0,9942	2013	0,1908	-36,613	4336,9	463249	0,9917
1999	0,0843	-17,559	2114,3	124788	0,9922	2014	0,1947	-36,193	4293,6	530342	0,9929
2000	0,0934	-19,049	2342,6	143909	0,9909	2015	0,2047	-38,436	4561,1	573350	0,9928
2001	0,1026	-19,706	2438,6	181747	0,99	2016	0,2202	-41,5	4909,2	637674	0,9928
2002	0,1117	-21,67	2736,6	213504	0,9884	2017	0,2401	-46,711	5714,2	723968	0,9914
2003	0,1258	-24,276	3028,4	237865	0,9881	2018	0,2474	-47,568	6150,1	821686	0,9943
2004	0,1338	-25,512	3174,2	250105	0,9891	2019	0,2892	-55,317	7060,7	922413	0,9954
2005	0,1608	-31,152	3592	276532	0,9879	2020	0,3428	-63,826	7666,1	963186	0,9942
2006	0,1711	-33,788	3962,6	306768	0,9873						

\* d: harmadfokú tag determinánsa

\*\* b: másodfokú tag determinánsa

\*\*\* a: elsőfokú tag determinánsa

\*\*\*\* c: konstans

*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A járáások jövedelmének jövedelem szerinti rangszám mentén ábrázolt  
regressziós függvényeinek (Y) paraméterei*

Év	b*	a**	c***	Év	b*	a**	c***
1992	0,075	-10,8242	633,31	2007	0,5724	-75,622	4488,1
1993	0,0894	-12,8952	761,6	2008	0,6237	-82,772	4812,2
1994	0,1134	-16,565	979,65	2009	0,5739	-75,698	4406,2
1995	0,1281	-18,9634	1118,6	2010	0,5421	-71,36	4247,3
1996	0,1425	-20,514	1260,3	2011	0,5838	-75,322	4361,3
1997	0,1953	-27,996	1606,3	2012	0,5865	-76,062	4417,5
1998	0,2151	-29,902	1794,3	2013	0,5724	-73,226	4336,9
1999	0,2529	-35,118	2114,3	2014	0,5841	-72,386	4293,6
2000	0,2802	-38,098	2342,6	2015	0,6141	-76,872	4561,1
2001	0,3078	-39,412	2438,6	2016	0,6606	-83	4909,2
2002	0,3351	-43,34	2736,6	2017	0,7203	-93,422	5714,2
2003	0,3774	-48,552	3028,4	2018	0,7422	-95,136	6150,1

Év	b*	a**	c***	Év	b*	a**	c***
2004	0,4014	-51,024	3174,2	2019	0,8676	-110,634	7060,7
2005	0,4824	-62,304	3592	2020	1,0284	-127,652	7666,1
2006	0,5133	-67,576	3962,6				

\* b: másodfokú tag determinánása

\*\* a: elsőfokú tag determinánása

\*\*\* c: konstans

*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A jövedelem szerinti rangszám és a jövedelemi különbségek  
összefüggését leíró függvény (Y) paraméterei*

## 2. melléklet: Az egy állandó lakosra jutó SZJA-alapot képező összes belföldi jövedelem természetes alapú logaritmusára szerinti rangsorolt járáskor modellezése

Év	d*	b**	a***	c****	R <sup>2</sup>	Év	d*	b**	a***	c****	R <sup>2</sup>
1992	2,859E-07	-7,356E-05	0,0096	10,838	0,995	2007	2,533E-07	-6,196E-05	0,0089	12,829	0,994
1993	3,065E-07	-8,049E-05	0,0105	10,916	0,995	2008	2,522E-07	-6,110E-05	0,0086	12,928	0,994
1994	3,286E-07	-8,791E-05	0,0114	11,064	0,996	2009	2,365E-07	-5,631E-05	0,0080	12,930	0,993
1995	3,505E-07	-9,503E-05	0,0122	11,128	0,995	2010	2,231E-07	-5,300E-05	0,0076	12,951	0,993
1996	3,337E-07	-9,029E-05	0,0120	11,270	0,994	2011	2,377E-07	-5,580E-05	0,0081	12,883	0,992
1997	3,515E-07	-9,330E-05	0,0121	11,453	0,995	2012	2,246E-07	-5,221E-05	0,0075	12,993	0,995
1998	3,136E-07	-8,264E-05	0,0114	11,634	0,996	2013	2,079E-07	-4,746E-05	0,0069	13,067	0,995
1999	3,145E-07	-8,317E-05	0,0116	11,777	0,995	2014	1,878E-07	-4,080E-05	0,0061	13,199	0,996
2000	2,966E-07	-7,787E-05	0,0112	11,918	0,995	2015	1,867E-07	-4,083E-05	0,0060	13,276	0,996
2001	2,545E-07	-6,281E-05	0,0095	12,143	0,994	2016	1,856E-07	-4,059E-05	0,0059	13,381	0,996
2002	2,416E-07	-6,006E-05	0,0092	12,301	0,993	2017	1,872E-07	-4,286E-05	0,0062	13,507	0,994
2003	2,417E-07	-5,951E-05	0,0091	12,410	0,993	2018	1,747E-07	-4,014E-05	0,0060	13,631	0,995
2004	2,426E-07	-5,919E-05	0,0090	12,459	0,992	2019	1,819E-07	-4,169E-05	0,0062	13,746	0,995
2005	2,614E-07	-6,261E-05	0,0090	12,563	0,992	2020	1,972E-07	-4,364E-05	0,0063	13,791	0,994
2006	2,565E-07	-6,264E-05	0,0090	12,666	0,992						

\* d: harmadfokú tag determinánása

\*\* b: másodfokú tag determinánása

\*\*\* a: elsőfokú tag determinánása

\*\*\*\* c: konstans

*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A járáskor jövedelemének jövedelem szerinti rangszám mentén ábrázolt  
regressziós függvényeinek (Y) paraméterei*

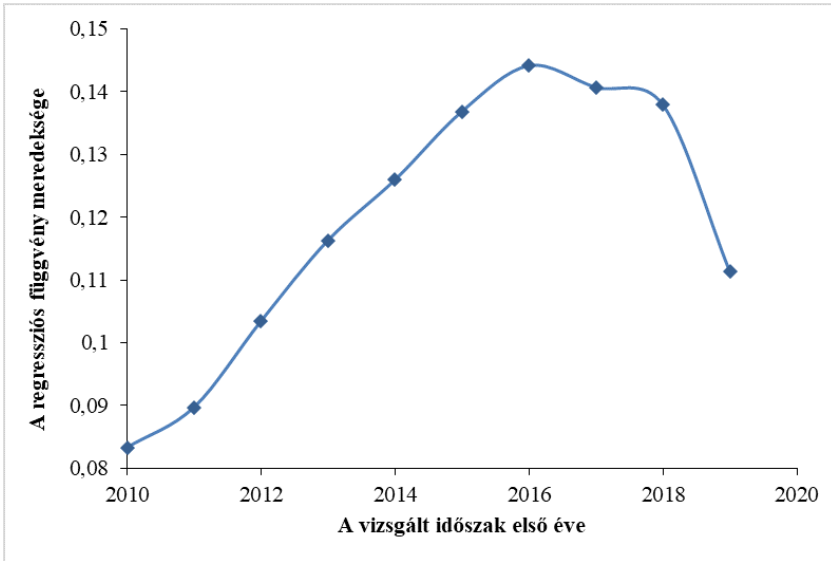
Év	b*	a**	c***	Év	b*	a**	c***
1992	8,576E-07	-1,471E-04	0,0096	2007	7,598E-07	-1,239E-04	0,0089
1993	9,195E-07	-1,610E-04	0,0105	2008	7,565E-07	-1,222E-04	0,0086
1994	9,858E-07	-1,758E-04	0,0114	2009	7,095E-07	-1,126E-04	0,0080
1995	1,051E-06	-1,901E-04	0,0122	2010	6,693E-07	-1,060E-04	0,0076
1996	1,001E-06	-1,806E-04	0,0120	2011	7,130E-07	-1,116E-04	0,0081
1997	1,055E-06	-1,866E-04	0,0121	2012	6,739E-07	-1,044E-04	0,0075
1998	9,409E-07	-1,653E-04	0,0114	2013	6,238E-07	-9,492E-05	0,0069
1999	9,435E-07	-1,663E-04	0,0116	2014	5,634E-07	-8,159E-05	0,0061
2000	8,899E-07	-1,557E-04	0,0112	2015	5,600E-07	-8,167E-05	0,0060
2001	7,635E-07	-1,256E-04	0,0095	2016	5,567E-07	-8,118E-05	0,0059
2002	7,249E-07	-1,201E-04	0,0092	2017	5,615E-07	-8,571E-05	0,0062
2003	7,251E-07	-1,190E-04	0,0091	2018	5,241E-07	-8,028E-05	0,0060
2004	7,277E-07	-1,184E-04	0,0090	2019	5,457E-07	-8,338E-05	0,0062
2005	7,843E-07	-1,252E-04	0,0090	2020	5,917E-07	-8,728E-05	0,0063
2006	7,696E-07	-1,253E-04	0,0090				

\* b: másodfokú tag determinánása

\*\* a: elsőfokú tag determinánása

\*\*\* c: konstans

*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján  
A jövedelem szerinti rangszám és a jövedelemi különbségek összefüggését leíró függvény (Y),  
paraméterei*

**3. melléklet: A béta konvergencia eredményei a 2010 utáni időszakban**

*Forrás: Saját számítás és szerkesztés a TEIR adatbázisa alapján*

*Az időszak első évére jellemző egy főre jutó jövedelem és az adott időszakban bekövetkezett növekedési ütem összevetését jellemző ponthalmazra illesztett regressziós függvények meredeksége időszakonként 2010 után*