

## A nyugdíjasok és a nyugdíjak területi egyenlőtlenségei Magyarországon

### Spatial inequality of pensioners and pensions in Hungary

#### **Molnár D. László**

Országos Nyugdíj-  
biztosítási Főigazgatóság  
E-mail:  
molnardl@hotmail.com

#### **Breuer Marcell**

Országos Nyugdíj-  
biztosítási Főigazgatóság  
E-mail:  
breuer.marcell@onyf.hu

A Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságon valamennyi magyar nyugdíjban, járadékban vagy egyéb járandóságban részesülő ember (2,7 millió fő) anonimizált részletes adatai alapján egyéni és járási szintű aggregált adatokat elemeztünk statisztikai módszerekkel. A járási adatokat tematikus térképeken (choropleth) jelenítettük meg. A vizsgált változók magukban foglalták a különböző típusú ellátásokban részesülők arányát és az ellátás összegét, valamint egyéb tényezőket. Az egyéni adatokat ANOVA módszerrel elemeztük, a térbeli adatokra pedig kiszámítottuk a Moran-féle I autokorrelációs indexet a területi hasonlóságok igazolásához, továbbá szimultán (SAR) és feltételes (CAR) autoregressziós, valamint bayesi területi modelleket illesztettünk a térbeli autokorrelációs folyamatok azonosításához. Csaknem valamennyi vizsgált változó erős pozitív térbeli autokorrelációt mutatott, amely bizonyos földrajzi területek hasonlóságára utalt. Az adatok alapján úgy tűnik, hogy létezik olyan vonal, amely Zala megyétől majdnem Budapestig fut, majd megkerüli a budapesti agglomerációt és két részre: egy északnyugati gazdagabb és egy keleti-délkeleti szegényebb részre osztja az országot. A térképeken részben egymással ellentétes, komplementer kapcsolatot lehetett megfigyelni a nyugdíjasok és a rendszeres szociális segélyben részesülők területi megoszlásában. A rendszerváltozás után az elmaradott ipari létesítmények bezárását követő munkanélküliség nagy térbeli egyenlőtlenségek kialakulásához vezetett a kötelező nyugdíjbiztosításon belül a nyugdíjjogosultsági idő elérése és a megváltozott munkaképességűek és a szociális segélyben részesülők arányaiban. A nagyobb keleti-délkeleti városok kivételt képeznek a nyugdíjasok ellátásáról megállapított általános jellemzők alól. A nyugdíjban, járadékban vagy egyéb járandóságban részesülők arányaiban és a nyugdíjak összegében kimutatott területi egyenlőtlenségek kiegyenlítéséhez lehetséges megoldási javaslatokat fogalmaztunk meg.

#### **Kulcsszavak:**

nyugdíjas,  
járas,  
egyenlőtlenség,  
choropleth,  
autokorreláció

Regional differences in the proportion of pensioners and the amount of pension were analyzed at district level. Data of 2.7 million pensioners were aggregated at the Central Administration of National Pension Insurance with SAS Enterprise Guide. Aggregated data of the Department of Demography and Social Protection of the HCSO were also used for the computations. A district level country map was digitized manually from publicly available data and then projected according to the WGS 84 standards, which was compatible with the ITRS system. Choropleths were created in the R programming environment using ggplot2 and other packages. Moran's I coefficient as an index of autocorrelation was calculated to quantify the similarities of outcome variables among areas that were defined as spatially related. Simultaneous (SAR), conditional autoregression (CAR) and bayesian models were fitted to assess the spatially autocorrelated processes. Further analysis was also made on individual data records of 2.7 million persons. Almost every variable showed a strong positive spatial autocorrelation indicating similarities among areas. A direct line running from Zala county located in the South-West upto the capital city of Budapest and then circling round the agglomeration area of Budapest seems to cut the country into two parts: a northwestern wealthy and an eastern poorer part. A partially complementary relationship was seen among the proportion of old-age pensioners, disability pensioners and the average number of regular social beneficiaries per 1000 inhabitants. The collapse of the communist regime and its aftermath, i.e. the closure of the outdated industrial manufacturing plants and a consecutive high unemployment rate led to spatial inequality in terms of reduced eligibility for statutory old-age pension with a lower retirement age, and higher probability of getting disability pension or social benefit in certain geographic areas. The larger towns in the Eastern part of the country are exceptions of the general rules in terms of pension provisions. Possible solutions are mentioned to reduce spatial inequality of pensioners and the amount of pension.

**Keywords:**  
pensioner,  
district,  
inequality,  
choropleth,  
autocorrelation

*Beküldve:* 2016. június 28.

*Elfogadva:* 2016. szeptember 20.

## Bevezetés

Magyarországon a társadalombiztosításon belül az állami nyugdíjrendszer pay-as-you-go alapon finanszírozott nyugdíjjáruék-ellátási alapú vagy egyszerűbben járulékalapú biztosítási rendszer. A korábbi hazai nyugdíjtörvényeket a jelenlegitől lényegesen eltérő gazdasági, munkaerőpiaci, házasodási és gyermekvállalási környezetben, a mostaninál lényegesen alacsonyabb várható élettartamok mellett hozták meg. Korábban a nyugdíjrendszer alapfeltevése az volt, hogy az zárt, nemzetállami keretek között működik, ahol viszonylag kicsi a migráció. A megváltozott környezetben a jól képzett, idegen nyelveket beszélő munkaerő Magyarországról Nyugat-Európába vándorol, és az ottani magas keresetek járuléka a gazdagabb országok vagyont gyarapítják, miközben a képzés költségeit a szegényebb országok költségvetése és a családi bevételek fedezték. A különböző nyugdíjbiztosítási rendszerek és ezen belül a magyar rendszer részletes leírása megtalálható a szakirodalomban (Banyár 2014, Mackenzie 2015, Mészáros 2014).

## Nemzetközi kitekintés

A nyugdíjrendszereket területileg gyakran a különböző országok és országcsoportok szintjén hasonlítják össze. Adott országon belül a nyugdíjasokkal és a nyugdíjakkal kapcsolatban viszonylag kevés területi statisztikai elemzés áll rendelkezésre, viszont a társadalmi védelem rendszerének struktúráját és működését a fejlettebb országokban már régóta elemzik területi statisztikai módszerekkel. Az Egyesült Királyságban például tematikus térképeken megjelenítették és elemezték – egyebek mellett – a nyugdíjaskorú népesség megoszlását (Demographic Change and the Environment 2011) és a területi szegénységi csapdákat (Bird et al. 2010). A magánnyugdíjrendszer keretén belül területi elemzéssel kimutatták, hogy az Egyesült Királyság különböző régióiból a nyugdíjalapokba befolyt járulékok nagy része olyan pénzügyi intézményekbe áramlik, amelyek központja az ország délkeleti részében található. Javasolták, hogy az így befolyó hatalmas összegek ne a legfejlettebb területre jussanak, hanem azokat egyenletesebben terítsék szét az egész országban annak érdekében, hogy a különböző régiók a befizetésekkel arányosan tudjanak fejlődni (Martin–Minns 1995).

## Hazai előzmények

Hazánkban a nyugdíjban és egyéb ellátásokban részesülők területi megoszlását ellátástípus szerint, valamint az egy ellátottra jutó öregségi nyugdíj átlagos havi összegét 2015-ben megyei tematikus térképeken mutatták be, és jelentős területi különbségekre hívták fel a figyelmet (KSH 2016). Az öregségi nyugdíjasok aránya az összes ellátott között 2015 elején Budapesten volt a legnagyobb, csaknem 85%, míg Szabolcs-Szatmár-Bereg megyében ez az arány nem érte el a 60%-ot, miközben a

megváltozott munkaképességűeknek járó ellátásban részesülők részaránya ugyanitt megközelítette a 30%-ot, a budapesti arány több mint háromszorosát. Jellemzően magas az öregségi nyugdíjasok aránya a fővároson kívül Pest, Győr-Moson-Sopron, Fejér, Zala és Veszprém megyében. Az ellátottak teljes körében a megváltozott munkaképességűeknek járó ellátások aránya a Dunántúlon Tolna és Baranya, az Alföldön pedig Szabolcs-Szatmár-Bereg és Békés megyében haladta meg a 20%-ot. 2015 elején összesen 2 022 905 fő számára folyósítottak öregségi nyugdíjat, és egy öregségi nyugdíjas átlagosan 118 439 forintot kapott. A férfiak átlagos öregségi nyugdíja 10 ezer forinttal több, a nők 6,2 ezer forinttal kevesebb volt az átlagos öregségi nyugdíj összegénél. Budapesten egy öregségi nyugdíjasnak átlagosan 140,5 ezer forintot folyósítottak, Szabolcs-Szatmár-Bereg megyében ennél 35 ezer forinttal kevesebbet, átlagosan 105 ezer forintot. Az ország középső és nyugati megyéiben az emberek az öregségi nyugdíjat hosszabb szolgálati idővel vették igénybe, mint az ország keleti és déli megyéiben. A megváltozott munkaképességűeknek járó rokkantsági vagy rehabilitációs ellátást, járadékot 2015 elején 404 880 főnek utaltak ki, az ország felnőtt lakosságának 5%-a részesült ilyen ellátásban. Ezen a jogcímen egy fő havonta átlagosan 67 759 forintot kapott. Főellátásként hozzátartozói nyugellátásban (özvegyi és szülői nyugdíj, valamint árvaellátás) 167 201 fő részesült, és egy ellátottra havonta átlagosan 55 021 forint jutott. A KSH jelentése (2016) szerint a nyugdíjban és egyéb ellátásban részesülők létszámának és az öregségi nyugdíjak átlagos összegének a területi különbségei a megyék gazdasági szerkezetével, fejlettségével, továbbá az elmúlt évtizedek eltérő foglalkoztatottsági és kereseti viszonyaival, valamint a népesség eltérő kormegoszlásával, egészségi állapotával, várható élettartamával függ össze. Az elmúlt csaknem 30 évben bekövetkezett társadalmi átalakulások legnagyobb vesztesei az ország észak-magyarországi és keleti megyéinek lakosai, ahol jelentősen csökkent a foglalkoztatottak száma, és munkalehetőség hiányában a lakosság jelentős része sokkal hamarabb menekült a korai nyugdíjazás valamely formájába, mint más területeken, ráadásul esetükben a munka nélkül töltött időszakok miatt kieső szolgálati idő tovább csökkentette az ellátás amúgy is alacsony összegét.

## A területi elemzések célja

A történelmi okok és a piaci tényezők hatására az országon belül kialakult társadalmi és gazdasági területi egyenlőtlenségek súlyos társadalmi feszültségek forrásai lehetnek. Az elmaradott területeken tömeges szegénység, párhuzamos társadalmak, gettók alakulhatnak ki, és megnövekedhet a bűnözés is. A lokális társadalmi problémák terjedése a távolabbi területekre is hatással lehet, és azok országos kockázati tényezőkké válhatnak. A területi egyenlőtlenségek a vonatkoztatási csoport elméletébe ágyazva is értelmezhetők. Merton szerint a vonatkoztatási csoport elmélete alapján az egyén vonatkoztatási keretként más személyek vagy csoportok értékeit vagy

mintáit veszi át. A vonatkoztatási csoportok egyik funkciója az, hogy az egyén önértékelése számára összehasonlítási mérceként szolgáljanak, másik funkciója pedig az, hogy forrásai legyenek az egyén normáinak, attitűdjeinek és értékeinek (Merton 1980). A vonatkoztatási csoport elmélete alapján a nagy területi különbségek szubkultúrák kialakulásához vezethetnek és befolyást gyakorolhatnak a formális szervezetekre, az emberek magatartására, vásárlási szokásaira, politikai attitűdjeire, sőt, mentális állapotára is. Wilkinson és Pickett (2010) számos érvet sorakoztatott föl amellet, hogy az egyenlőtlenségek csökkentése irányába tett lépések nagyobb osztársadalmi boldogságot eredményeznek, és epidemiológiai szempontból a lakosság jobb egészségi állapotához vezetnek. Az OECD főtitkára szerint, ha a szegények és a gazdagok közötti szakadék csökkent volna, akkor sok ország gazdasága a jelenleginél sokkal erősebb volna (Elliott 2014).

A piaci mechanizmusokon keresztül nem várható a területi társadalmi egyenlőtlenségek csökkenése. Számokkal igazolták, hogy az OECD-országok többségében, de éppúgy az Egyesült Államokban is a középosztály elszegényedésével párhuzamosan a gazdagok hosszú évek óta egyre gazdagabbak és a szegények egyre szegényebbek lesznek (OECD 2011, Income Inequality 2014). A fejlettebb országokban felismerték, hogy az állam kiegyenlítő szerepe nélkülözhetetlen a területi egyenlőtlenségek csökkentésében (Skwirc 2010).

Magyarország egyes gazdaságilag és társadalmilag elmaradott területein a lakosság számára gyakran a nyugdíj jelenti az egyedüli állandó és biztos jövedelemforrást. A nyugdíjat helyenként pótolja, máshol kiegészíti a szociális segély. Általános munkahipotézisként megfogalmazható, hogy a nyugdíjasok és a nyugdíjak területi megoszlása a térségek általános gazdasági fejlettségének egyik indikátora. A nyugdíjasok járási szintű tematikus térképeiből közvetve a térségek általános gazdasági fejlettségére is következtethetünk. A nyugdíjasokat érintő társadalmi egyenlőtlenségek ezeken a területeken hozzáadódnak az amúgy is meglévő gazdasági és társadalmi egyenlőtlenségekhez. Emiatt elsődleges célunk a korábbiaknál nagyobb részletességgel azonosítani azokat a járásokat, ahol a nyugdíjasokat érintő társadalmi egyenlőtlenségek csökkentésére szükség volna. A legelmaradottabb kisebb területek azonosítása célzottabb beavatkozást tesz lehetővé és kisebb erőforrás-allokációt igényel. Az egyenlőtlenségek csökkentése növelné a lakosság jövedelmét a legelmaradottabb területeken, amely hozzájárulhat e térségek felzárkózásához és gazdasági fejlődéséhez. Következtetéseinket exploratív, feltáró jellegű adatelemzésre alapoztuk, és az adatokat tematikus térképeken (*choropleth*) jelenítettük meg. Az exploratív elemzést térbeli statisztikai konfirmatív technikákkal: Moran-féle I, SAR, CAR és bayesi BYM térbeli regressziós modellekkel, valamint egyedi adatokon elvégzett ANOVA elemzésekkel egészítettük ki.

## Források és módszerek

### Adatok

Az elemzések előkészítő munkái során támaszkodtunk Magyarország közigazgatási helynévkönyvére (KSH 2015a) és a Területi statisztikai évkönyv, 2014 adataira (KSH 2015b). A járási szintű poligonokat nyilvánosan elérhető adatok alapján digitalizáltuk. A poligonok a 2016. január 1-jei állapotokat tükrözik. A nemrég megszűnt Polgárdi járás adatait létszámarányosan szétosztottuk a Székesfehérvári és Enyingi utódjárások között. A poligonok projekciója az Egyesült Államok Védelmi Minisztériuma által kialakított WGS 84 standard szerint történt, amely alapját képezi a Globális Helymeghatározó Rendszernek (Global Positioning System – GPS) és kompatibilis a Nemzetközi Földi Referencia Rendszerrel (International Terrestrial Reference System – ITRS).

Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságon a járási adattáblák előállításához anonim egyéni adatok alapján végeztük el a részletes számításokat. A teljes nyugdíjfelosztási állomány egyéni adatai a legutóbbi időkben fokozatosan váltak hozzáférhetővé a statisztikai elemzésekhez az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságnál (ONYF) létrehozott *Oracle* alapú adattárház, valamint a *SAS* programkörnyezet kialakítása révén. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) Népesedési és Szociális Védelmi Statisztikai főosztálya támogatásával megkaptuk a 2015. január 1-jén 51 éves és idősebb férfi és női lakónépesség létszámát járásonként. A KSH szerint 2015 januárjában az ország népességének 28%-a, 2,7 millió fő részesült nyugdíjban, ellátásban, járadékban vagy egyéb járandóságban (KSH 2016). A nyugdíj típusa és nagysága szerint férfi-nő bontásban járásonként aggregált adatokat tartalmazó képzett változók számlálójának kiszámításához az ONYF adattárházából a 2013. évi állapotokat tükröző 2 702 214 adatrekordot használtuk fel, a változók nevezőjének kiszámításához pedig a 2015. január 1-jén 51 éves és idősebb férfi és női lakónépesség létszámát járásonként.

### Változók

A KSH által publikált járási szintű aggregált adatokat manuálisan rögzítettük és validáltuk, amelyek között szerepeltek a 65 éves és idősebb népesség aránya a lakónépességből, a nyugdíjban, ellátásban, járadékban és egyéb járandóságban részesülők száma ezer lakosra, a saját jogú nyugdíjban részesülők aránya, a rendszeres szociális segélyben részesítettek átlagos száma ezer lakosra, az idősök nappali intézménye férőhelyeinek száma ezer 65 éves és idősebb lakosra stb. (KSH 2015b).

Az egyedi, anonim nyugdíjasadatok (ONYF) és az aggregált népesség létszámadatai (KSH) alapján többszáz, a nyugdíjasokra és a nyugdíjra vonatkozó, járásokra aggregált változót képeztünk. E változók között szerepeltek az öregségi nyugdíjas férfiak és nők, az özvegyi nyugdíjas férfiak és nők, a megváltozott munkaképességű nyugdíjas férfiak és nők, az átmeneti férfi bányászjáradékban és a bányászok férfi egészségkárosodási járadékában részesülők aránya az 51 éves és idősebb férfi, illetve

női lakónépességhez viszonyítva, valamint a teljes ellátást figyelembe vevő férfi és női öregségi nyugdíjak átlagos összege.

## Módszerek

### Adatfeldolgozás

Az adatok elsődleges feldolgozásához a *SAS Enterprise Guide* hálózati programcsomagot használtuk (SAS 2016).

### Tematikus térképek

A tematikus térképeket R *ggplot2*-ben készítettük el (Wickham 2016, Chang 2015). A vizsgált változók eloszlásait kvintilisekre, tehát 20%-os kvantilisekre bontottuk. A térképeken az alacsony értékeket – amerikai mintát követve – kék (#559999), a közepes nagyságúakat szürke (grey80), a magas értékeket pedig téglavörös (#BB650B) színnel jelenítettük meg (Chang 2015).

### Statisztikai elemzés

Az R környezetben elvégzett statisztikai programozás R version 3.3.1 (2016-06-21) x86\_64-w64-mingw32/x64 (64-bit) platformon történt (R Development Core Team 2016).

### Moran-féle autokorrelációs index

A területi autokorrelációt a Moran-féle  $I$  együtthatóval mértük. Az autokorreláció Moran-féle  $I$  mérőszáma a Pearson-féle korrelációs koefficienshez hasonlít, és kifejezi a vizsgált változó hasonlóságát bizonyos területeken az összefüggőnek definiált térben (Moran 1950, Mészáros et al. 2006, Solymosi et al. 2010, Pfeiffer et al. 2012, Rogerson–Jacquez 2016). A Moran-féle  $I$  statisztika a következő formulával számítható ki:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{(\sum_i \sum_j W_{ij}) \sum_k (Z_k - \bar{Z})^2},$$

ahol  $Z_i$  adott területen a megfigyelt és a várt értékek különbsége,  $(O_i - E_i)$  reziduális, más kontextusban SMR,  $W_{ij}$  az  $i$  és  $j$  területek közelségének a mértéke. A  $W_{ij}$  súlymátrix szerepe az, hogy a térben egymáshoz közelebb álló területek az  $I$  statisztika kiszámítása során nagyobb súllyal szerepeljenek, mint a távolabb lévők. A Moran-féle  $I$  közelítőleg normális eloszlású és várható értéke  $-1/(N-1)$  abban az esetben, ha a szomszédos területek között nincs korreláció.  $N$  a vizsgált területi egységek száma. Az  $I$  koefficiens várható értéke  $N$  növekedésével párhuzamosan zérushoz közelít. Jóllehet a Moran-féle  $I$  rendszerint  $-1$  és  $+1$  között mozog éppúgy, mint a Pearson-féle

korrelációs együttható, de az utóbbival ellentétben a *Moran*-féle  $I$  a  $-1$  és  $+1$  értékeken túl is felvehet értékeket (Waller–Gotway 2004). A *Moran*-féle  $I$  zérus értéke a fűrtösödés, csomósodás hiányára utaló nullhipotézisnek felel meg, míg  $I$  pozitív értéke pozitív, negatív értéke pedig negatív területi autokorrelációt jelez. Pozitív területi autokorreláció esetén a térben egymáshoz közel álló területek adatai hasonlóak egymáshoz. Negatív területi autokorreláció esetén a térben egymáshoz közel álló területek adatai különböznek egymástól, az adott poligontól távolabbi adatok viszont hasonlóak adataához.

### Területi autoregresszió

A területi autoregressziós modellekkkel, az időbelihez hasonlóan, lehetséges a térben összefüggő, autokorrelált folyamat modellezése. A térbeli autoregressziós modellben a hagyományos lineáris regressziós modell kiegészíthető egy  $\delta$  tényezővel, amellyel kifejezhetők a területi összefüggések. A területi autoregressziós modell általános formája a következő:

$$\mu_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_m x_{mi} + \delta + \varepsilon_i,$$

ahol  $\mu_i$  a vizsgált eredményváltozó értéke az  $i$ -edik poligonnál,  $\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_m x_{mi}$  a változó átlagos értéke az  $i$ -edik poligonnál,  $\delta$  normális eloszlású random hatás zérus várható értékkel és  $\Sigma$  kovarianciamátrixszal,  $\Sigma \sim N(0, \Sigma)$ ,  $\varepsilon_i$  pedig a hibtag (reziduális), amely normális eloszlást követ  $0$  várható értékkel és  $\sigma^2$  szórásnégyzettel. Bayesi modell esetében az  $\varepsilon_i$  hibtag nem szerepel, mivel minden egyes tényezőnek már eleve van valamilyen eloszlása.

Frekventista megközelítés esetén a területi autoregresszió kifejezhető feltételes autoregresszív (CAR), szimultán autoregresszív (SAR) és mozgó átlag (MA) térbeli kovarianciastruktúrákkal. A kovarianciastruktúrák a CAR-, SAR- és MA-modellek esetén a következők:

$$\text{CAR: } \Sigma = \frac{D\sigma^2}{(I - \rho W)}$$

$$\text{SAR: } \Sigma = \frac{\sigma^2}{(I - \rho W)^T D^{-1} (I - \rho W)}$$

$$\text{MA: } \Sigma = (I - \rho W) D (I - \rho W)^T \sigma^2$$

A CAR- és SAR-modelleknél az  $i$ -edik poligonhoz tartozó  $z_i$  érték fölött többváltozós eloszlást feltételeztünk, és olyan, a szomszédságokkal összefüggő variancia-kovariancia mátrixot, amelynek értékei a  $W$  súlyozott kontiguitás mátrix értékeitől függenek. A  $W$  kontiguitás mátrix révén kifejezhetők a szomszédságok. A  $D$  diagonális mátrix a marginális eloszlások esetleg egymástól eltérő, nem konstans szórásainak a kifejezésére alkalmas. A skaláris  $\rho$  és  $\sigma$  értékeit az adatokból becsültük. Mindhárom



modellben  $q$  alkalmas a szomszédokkal való interakció nagyságának kifejezésére, miután az összes magyarázó változót bevontuk a modellbe. Ha a térbeli kontiguitás mátrixot úgy standardizáltuk, hogy a sorainak összege egy legyen, akkor  $q$  értéke  $-1$  és  $+1$  között mozog (Brunsdon–Comber 2015, Rogerson–Jacquez 2016, Pfeiffer et al. 2012). A kétféle modellben a variancia-kovariancia mátrix formulája fejezi ki a területi hatások különbségét.

A SAR-modell elsősorban olyan esetekben alkalmazható, amikor az elsőrendűn túlmenően másodrendű vagy még távolabbi függőség feltételezhető a poligonok adatainak kialakulásakor, tehát a poligonok adatait nemcsak a közvetlenül szomszédos poligonok, hanem a távolabbi szomszédok adatai is befolyásolják (Whittle 1954). Az egyszerűbb CAR-modell olyan esetekben alkalmazható, amikor elsőrendű függőséget, lokális autokorrelációt feltételezhetünk Markov-tulajdonsággal, tehát a poligonok adatait a közvetlenül szomszédos poligonok adatai befolyásolják, de a szomszédok szomszédainak adatai már nem (Besag 1974). Amennyiben tehát a térbeli Markov-tulajdonság érvényes, az egyszerűbb CAR-modell teljesen megfelelő lehet a térbeli adatok leírására. A gyakorlatban nem ritkán előfordul, hogy a SAR- és CAR-modellekkel hasonló eredményeket kapunk.

Az MA-modellekben csak az elsőrendű és a másodrendű szomszédos poligonok mutatnak térbeli összefüggést. Ezeknek a modelleknek az alkalmazási köre viszonylag korlátozott.

A térbeli regressziós elemzéseknél a standard elemzési technikák között szerepel a BYM-modell (Besag, York és Mollié). A BYM-modellben a vizsgált nyugdíjváltozót szétbontják véletlen Poisson-komponensre, továbbá térben strukturált terület-specifikus véletlen hatásra és struktúra nélküli véletlen hatásra a földrajzi egységek között:

$$\log(\mu_i) = \log(n_i) + (\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_m x_{mi}) + U_i + S_i + \xi_i,$$

ahol  $S_i$  a strukturált (térben korrelált) random hatások és  $U_i$  a nem strukturált véletlen hatások kifejezője az  $i$ -edik területi egységen (Pfeiffer et al. 2012, Gilks et al. 1995, Latouche et al. 2007). A BYM-modellben a  $\log(\text{nyugdíjas arány})$ -hoz a nem strukturált heterogenitástól a strukturált heterogenitásig terjedő konvolúciós gaussi *a priori* eloszlást alkalmaznak (Besag et al. 1991a). A BYM-modell sok esetben előnyös, mivel erős torzításokhoz vezethetne, ha a térbeli variabilitásokat nem vennénk figyelembe (Rogerson–Jacquez 2016). Általában a strukturált random hatásra térben strukturált *a priori* eloszlást alkalmaznak, amely sokszor a CAR-modell speciális esete (Besag et al. 1991b). A  $\beta_i$  együtthatókra általában nem informatív *a priori* eloszlásokat alkalmaznak.

## Eredmények

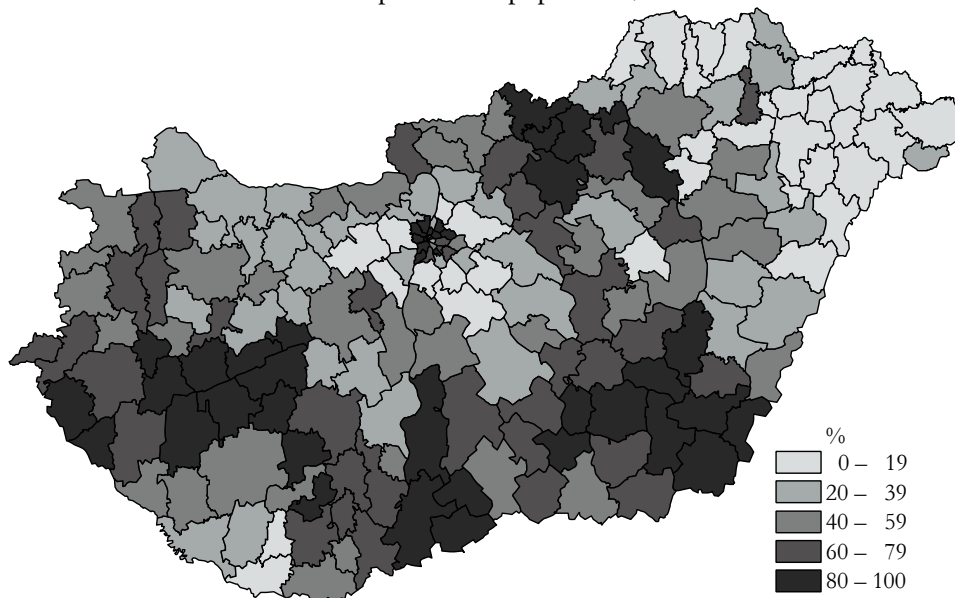
### Életkor és nyugdíjasok

A KSH területi statisztikai adatai alapján (KSH 2015b) 2015-ben a 65 éves és idősebb népesség járási területi megoszlása (1. ábra), valamint a nyugdíjban, ellátásban, járadékban és egyéb járandóságban részesülők (2. ábra) területi megoszlása egymáshoz hasonló volt.

1. ábra

#### A 65 éves és idősebb népesség aránya az állandó népesség százalékában, 2014

Proportion of population aged 65 years and over as a % of permanent population, 2014

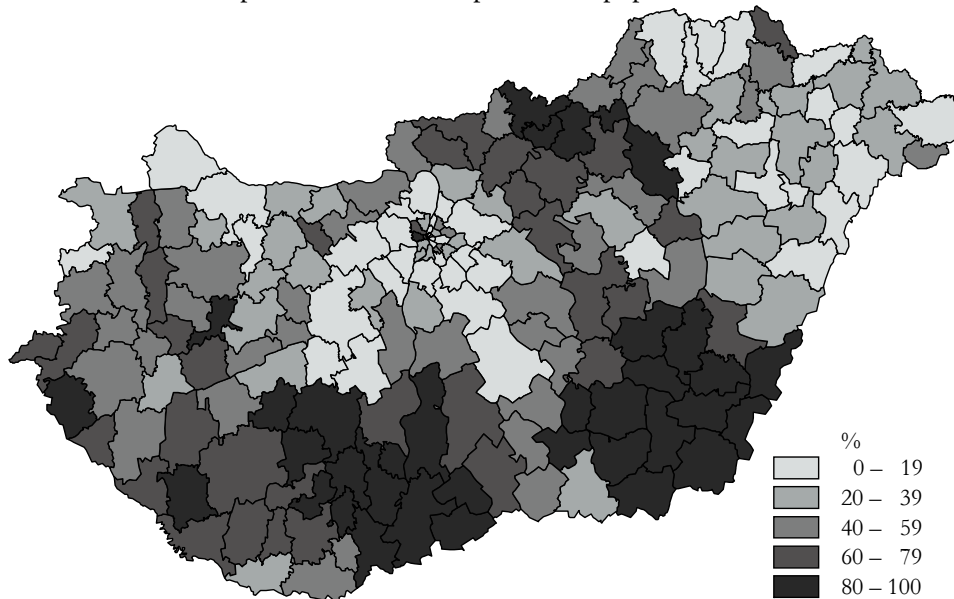


Megjegyzés: az 1–2., 7. ábra adatainak forrása: KSH.

2. ábra

**A nyugdíjban, ellátásban, járadékban és egyéb járandóságban részesülők aránya az állandó népesség százalékában, 2014**

Proportion of recipients of pension, benefits, allowances and other provisions as a % of permanent population, 2014



### Átmeneti bányászjáradék

Átmeneti bányászjáradékra az az öregségi nyugdíjkorhatárt nem betöltött személy jogosult, aki Magyarországon bányavállalkozónál föld alatti munkakörben

- legalább 25 év figyelembe vehető szolgálati időt szerzett, vagy
- legalább 5 ezer – szolgálati időként figyelembe vehető – műszakot töltött el (a mecseki ércbányászatban elért műszakszámnak az 1,67-szorosát, a mecseki szénbányászatban elért műszakszámnak pedig az 1,25-szorosát kell a műszakszám meghatározása során figyelembe venni).

A 2012. január 1-je előtt megállapított bányásznyugdíjban részesülők közül azok részére, akik ellátásának megállapítására legalább 25 év föld alatti munkakörben eltöltött idő, vagy meghatározott föld alatt eltöltött műszakszám alapján került sor, a megállapított bányásznyugdíjat 2012. január 1-jétől átmeneti bányászjáradékként folyósítják tovább.

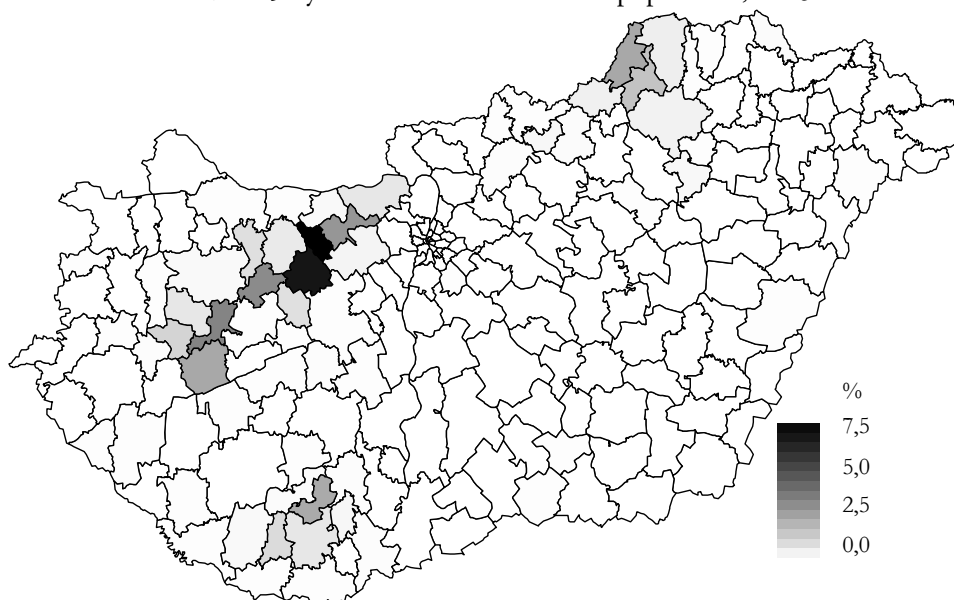
A 3. ábrán jól kirajzolódnak a bányászattal érintett járások. Az arány a közelmúltban bezárt bányákkal érintett területeken volt a legmagasabb. Az oroszlányi szénmedencében legtovább működő bányászat eredménye egyértelműen látható volt a Móri, illetve Oroszlányi járásban. Az ezredforduló környékén bezárt Ózd-Putnok környéki,

bakonyi, illetve mecseki szénbányák volt foglalkoztatott dolgozóinak az ellátása a többi járáshoz viszonyítva jelentős mértékű volt. Általánosságban megállapítható, hogy a bányabezárások miatt megszűnő munkakörök, illetve az érintettek elhalálása miatt az átmeneti bányászjáradékban részesülő férfiak aránya a bezárás időpontjától kezdődően folyamatosan csökkent.

3. ábra

**Az átmeneti bányászjáradékban részesülők aránya  
az 51 éves és idősebb férfi lakónépesség százalékában, 2013**

Proportion of recipients of temporary annuity for miners  
as a % of 51 year-old and older resident population, 2013



Megjegyzés: a 3–6., 8–9. ábra adatainak forrása: ONYF.

### Bányászok egészségkárosodási járadéka

A bányászok egészségkárosodási járadékára az a keresőtevékenységet nem folytató, saját jogú nyugellátásra nem jogosult személy jogosult, aki

- bányászati tevékenységet folytató gazdálkodó szervezetnél legalább 10 évet föld alatti munkakörben töltött el, egészségkárosodása legalább 29%-os mértékű, és
- nem részesül rendszeres pénzellátásban, keresetkiegészítésben, átmeneti keresetkiegészítésben, jövedelemkiegészítésben, átmeneti jövedelemkiegészítésben, illetve

- a keresőtevékenység megszűnését megelőzően megváltozott munkaképessé-  
gére, egészségkárosodására tekintettel a bányászokat megillető vagy átmeneti  
keresetkiegészítésben részesült.

A felsoroltakra tekintettel a bányászat különböző típusainak egészségkárosító ha-  
tásait a 4. ábrán követhetjük nyomon. Három jelentős gócpont rajzolódott ki: a Bor-  
sod-Abaúj-Zemplén megyei (a Putnoki és a szomszédos járások), illetve a mecseki  
bányák szén- és uránbányászata.

A mecseki bányászat a területileg szomszédos Baranya megyei járások ellátottjait  
érintette, azonban két külön egységként kezelendők:

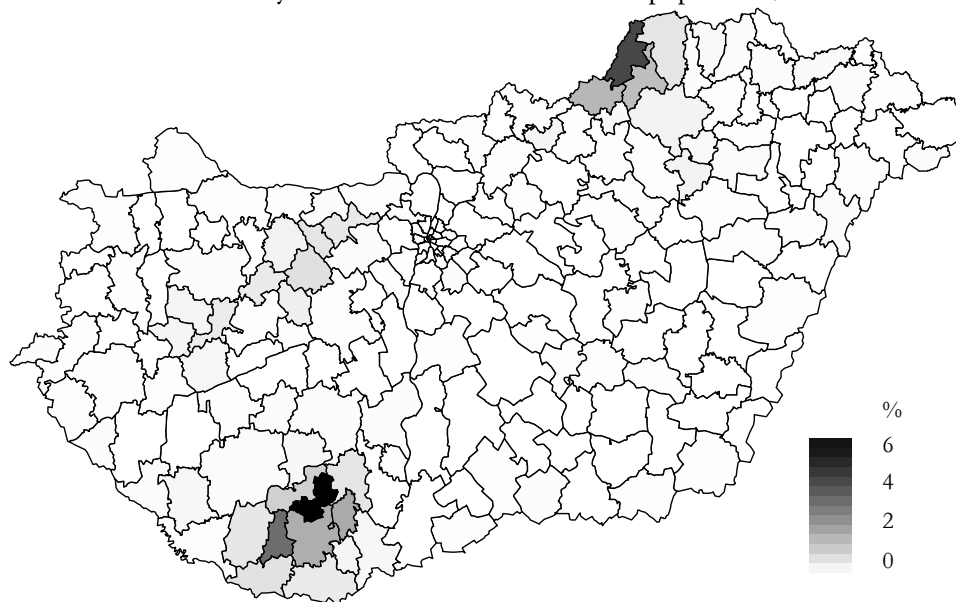
- Pécstől keletre, északkeletre szénbányászat – jellemzően Komlói, Pécsváradi,  
Pécsi járás,
- Pécstől nyugatra uránbányászat – jellemzően Szentlőrinci, Szigetvári, Sellyei,  
Pécsi járás.

Az egészséget jelentősen károsító urán kitermelése a bányákban a 2000-es években  
már nem folytatódott tovább, és az uránbányászok átlagéletkora alacsonyabb volt az  
országos átlagnál, így az ellátásban érintettek aránya a vonatkozó járások tekintetében  
ennek megfelelően a legmagasabb volt.

4. ábra

**A bányászok egészségkárosodási járadékában részesülők aránya  
az 51 éves és idősebb férfi lakónépesség százalékában, 2013**

Proportion of recipients of miners' health deterioration annuity  
as a % of 51 year-old and older male resident population, 2013



### Megváltozott munkaképességűek

A megváltozott munkaképességű személyek ellátása a rehabilitációs hatóság komplex minősítése keretében megállapított rehabilitációs javaslattól függően lehet:

- rehabilitációs ellátás vagy
- rokkantsági ellátás.

A megváltozott munkaképességű személyek ellátására az a keresőtevékenységet nem végző és rendszeres pénzellátásban nem részesülő személy jogosult, akinek az egészségi állapota a rehabilitációs hatóság komplex minősítése alapján 60%-os vagy annál kisebb mértékű, és aki

- a kérelem benyújtását megelőző 5 éven belül legalább 1095 napon át,
- 10 éven belül legalább 2555 napon át vagy
- 15 éven belül legalább 3650 napon át a Tbj. 5.§-a szerinti biztosított volt.

### Rehabilitációs ellátás

- Amennyiben a szakértői bizottság az egészségi állapotot 60%-ban, vagy annál kisebb mértékben véleményezi (ez korábban 40% vagy azt meghaladó egészségkárosodásnak felelt meg) és a foglalkoztathatóság tekintetében az igénylőt rehabilitálhatónak minősíti, úgy az igénylő rehabilitációs ellátásra szerezhet jogosultságot.
- A rehabilitációs ellátás a folyósítás kezdetétől számított maximum 3 év.

### Rokkantsági ellátás

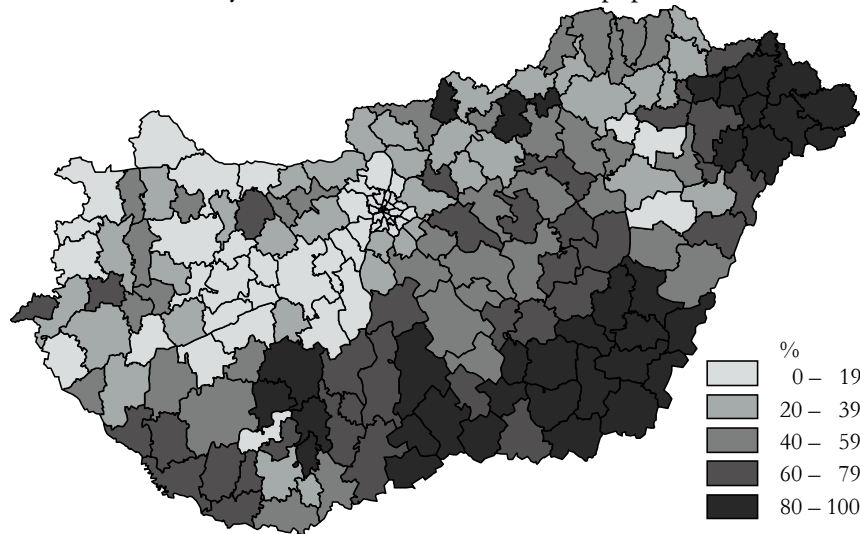
- Amennyiben a foglalkoztathatóság szempontjából a szakértői bizottság az egészségi állapotot 60%-ban, vagy annál kisebb mértékben véleményezi és a rehabilitációt nem javasolja, úgy az igénylő rokkantsági ellátásra lehet jogosult.
- Az ellátásra való jogosultság két alapfeltétele tehát a megfelelő hosszúságú biztosított jogviszony, illetve az orvosi bizottság által megállapított – jogosultsági szintet elérő – egészségi állapot.

Magyarország klasszikus értelemben vett válságterületei hatással voltak ugyan a kialakult képre, azonban az ellátáshoz szükséges biztosított jogviszony mértéke a jelentős munkanélküliséggel is sújtott területeken élők számára sok esetben nem volt elegendő a nyugdíjjogosultság megszerzéséhez. Például Észak-Magyarország járásaiban, vagy a Dráva menti ormánsági járásokban (Sellyei, Siklósi, Barcsi járás) a megváltozott munkaképességűek aránya nem kiugró (5., 6. ábra).

5. ábra

**A megváltozott munkaképességű nyugdíjas férfiak aránya az 51 éves és idősebb férfi lakónépesség százalékában, 2013**

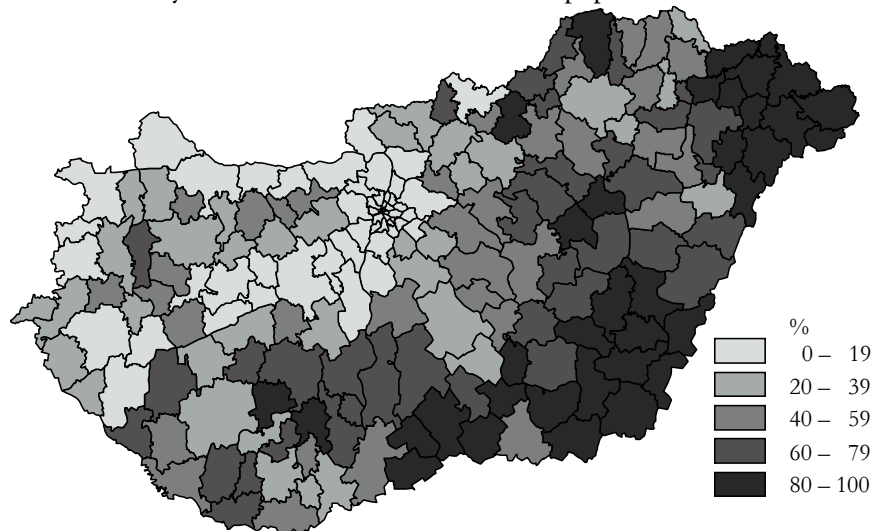
Proportion of male pensioners with reduced working capacity as a % of 51 year-old and older male resident population, 2013



6. ábra

**A megváltozott munkaképességű nyugdíjas nők aránya az 51 éves és idősebb női lakónépesség százalékában, 2013**

Proportion of female pensioners with reduced working capacity as a % of 51 year-old and older female resident population, 2013



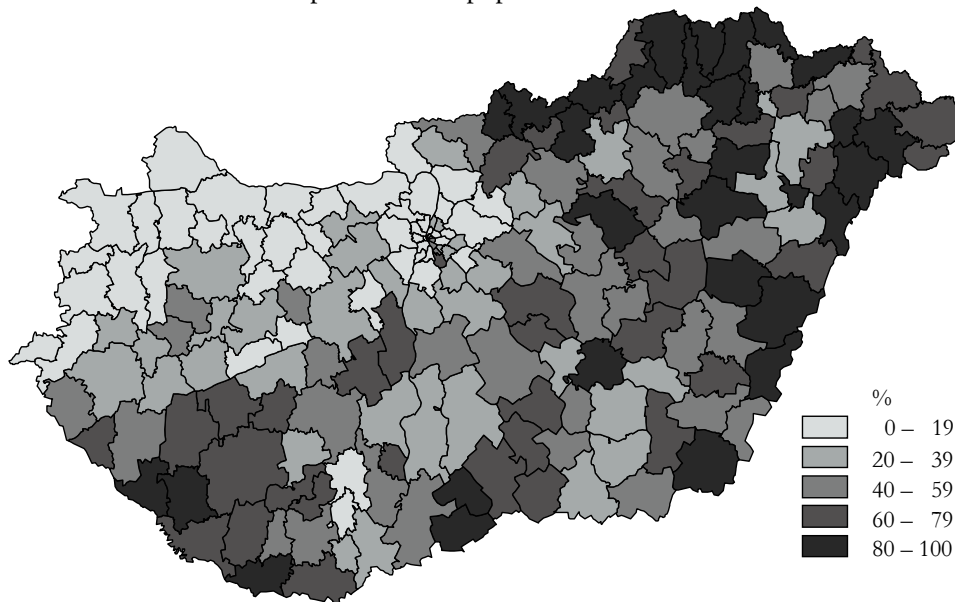
### Rendszeres szociális segély

Az előbbieket a rendszeres szociális segélyezettek ezer lakosra vetített átlagos számát mutató 7. ábrával összevetve kirajzolódnak az eddig meg nem talált, „hiányzó”, általánosan hátrányos helyzetűnek ítélt járások.

7. ábra

#### A rendszeres szociális segélyben részesítettek átlagos száma ezer lakosra, 2014

Average number of recipients of regular social assistance  
per thousand population, 2014



A rendszeres szociális segélyekre való jogosultságnak ugyanis nem alapfeltétele az előzetes keresőtevékenység, továbbá ez az ellátás a megváltozott munkaképességű ellátásokkal együtt nem folyósítható. Mindhárom vizsgált feltétel alapján egy területi egység volt jelentősen érintett, a Sarkadi járás Békés megyében. A megváltozott munkaképességűek eloszlását bemutató 5. és 6. ábrán mindkét nem tekintetében, a gócpontként kialakuló járásokon túl, az eloszlások alapján kivehető a megyehatárok is, Békés, Szabolcs-Szatmár-Bereg megye teljes területén; Csongrád, illetve Tolna megyében pedig jelentős volt a járásokban ellátottak aránya. A Hajdú-Bihar megyén belüli járásokban a vizsgált arány alacsonyabb, azonban a megyehatár esetében is kirajzolódott. Az említettek egyik oka az, amelyre a jelenség részben visszavezethető, hogy az ellátástípus megállapítása (beleértve az egészségi állapotot megállapító szakértői bizottságokat is) megyei illetőségű.



### Özvegyi nyugdíj

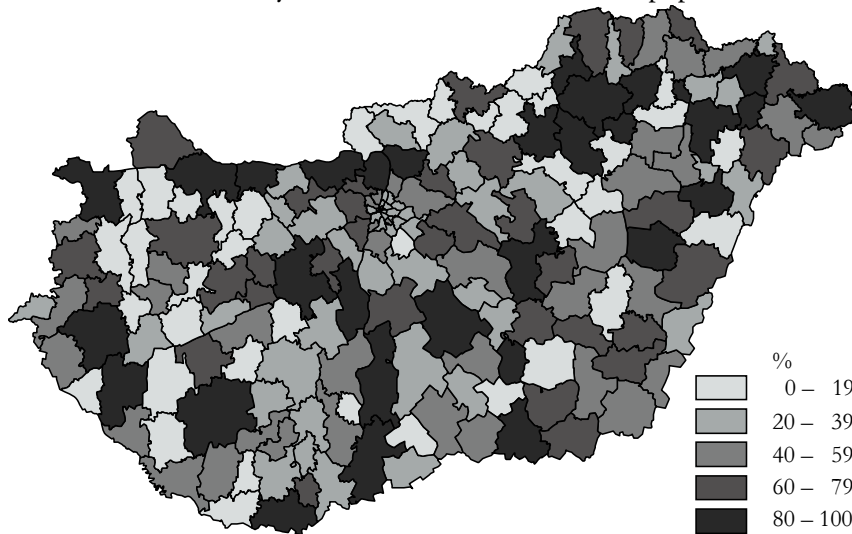
Özvegyi nyugdíjat a házastárs, a bejegyzett élettárs, az elvált házastárs és az élettárs kaphat a társadalombiztosítási nyugellátásról szóló törvényben meghatározott feltételek teljesülése esetén.

- Özvegyi nyugdíjra az jogosult, akinek házastársa, bejegyzett élettársa öregségi nyugdíjasként halt meg, vagy akinek házastársa a nyugdíjjogosultsághoz szükséges szolgálati időt megszerezte.
- Élettárs – a jogszerzőre előírt feltételek fennállása esetén – csak akkor jogosult özvegyi nyugdíjra, ha élettársával annak haláláig egy év óta megszakítás nélkül együtt élt és gyermekük született, vagy megszakítás nélkül tíz év óta együtt élt, feltéve, hogy az együttélésük (vagy annak akár csak egy része) alatt özvegyi nyugdíjban nem részesült.
- Amennyiben az élettársak korábban egymással házasságban éltek és a házasságot jogerős bírói ítélet felbontotta, vagy bejegyzett élettársi kapcsolatban éltek és a bejegyzett élettársi kapcsolatot bírói ítélet felbontotta vagy közjegyző nem peres eljárásban megszüntette, az élettárs özvegyi nyugdíjra jogosultságának vizsgálatakor a házasság, illetve a bejegyzett élettársi kapcsolat felbontását, megszüntetését követő együttélési idő vehető figyelembe.
- Elvált, továbbá a házastársától külön élő személy özvegyi nyugdíjra jogosultsága akkor állapítható meg, ha házastársától annak haláláig tartásdíjban részesült vagy részére a bíróság tartásdíjat állapított meg.
- A vizsgált ellátástípus esetében különült el a legélesebben a férfi, illetve a női ellátottak aránya. A legjelentősebb ellentétek a fővároson kívüli nagyvárosokat magukban foglaló járások esetében mutatkoztak. A férfi és a női özvegyi ellátottak közötti legjellemzőbb ellentétek a soproni, a győri, az egri, a miskolci, a nyíregyházi, a debreceni, a szolnoki, a szegedi, illetve a kaposvári arányában mutatkoztak meg. Ennek oka a jobb egészségügyi ellátottság, illetve a magasabb iskolai végzettséghez kapcsolódó, a férfiak egészségét kevésbé károsító korábbi munkavégzés lehetett. A nagyvárosok tekintetében Pécs a kivétel, ott azonban jelentős bányászati tevékenység zajlott, amely kiegyenlíthette az eredményeket.
- Országos, illetve megyei tagozódás a vizsgált esetekben nem figyelhető meg, azonban járási szinten egyedi jellemzők, akár a szomszédos területekkel ellentétesen is befolyásolhatták az arányokat. Kiemelhetők a korábban főként férfiakat foglalkoztató, például nehéz-, illetve vegyipari tevékenységű járások, ahol a férfiak hamarabb haláloztak el. E tekintetben példaként említhető a Putnoki vagy a Mezőcsáti járás (8., 9. ábra).

8. ábra

**Az özvegyi nyugdíjas férfiak aránya az 51 éves és idősebb férfi lakónépesség százalékában, 2013**

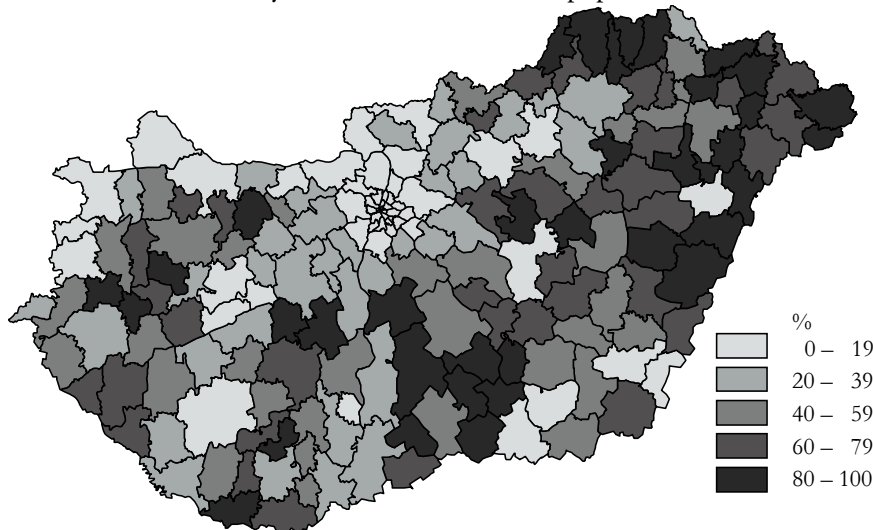
Proportion of male widowhood pensioners  
as a % of 51 year-old and older male resident population, 2013



9. ábra

**Az özvegyi nyugdíjas nők aránya az 51 éves és idősebb női lakónépesség százalékában, 2013**

Proportion of female widowhood pensioners  
as a % of 51 year-old and older female population, 2013



## Statisztikai elemzések

A statisztikai elemzések során kiszámítottuk a területi autokorrelációt jellemző *Moran*-féle *I* index értékeit, továbbá SAR, CAR és bayesi BYM autoregressziós modelleket illesztettünk, valamint egyedi adatokat is elemeztünk.

### Moran-féle I indexek

A szomszédságok *Queen*-féle definíciója mellett (Brunsdon–Comber 2015) a *Moran*-féle *I* statisztika szélsőértékei nem mindig  $-1$  és  $+1$  közé esnek (Waller–Gotway 2004, Pfeiffer et al. 2012). Esetünkben a *Moran*-féle *I* statisztika szélsőértékei  $-0,739$  és  $+1,024$  közöttiek. A *Moran*-féle *I* index értékeit és a randomizálással kapott p-értékeket a nyugdíjjal összefüggő változókra járási tematikus térképeken mutatja az 1. táblázat. A normális eloszlás feltételezésével kapott értékek nagyon hasonlóak voltak a randomizálással kapott értékekhez.

1. táblázat

### Moran-féle I index értékek a nyugdíjjal összefüggő változókra a járási tematikus térképeken

Moran-type I index values for pension related variables on thematic maps by district

Változó	Moran-féle I	p-érték
Öregségi nyugdíjas férfiak aránya	0,418	$< 2,2e-16$
Öregségi nyugdíjas nők aránya	0,588	$< 2,2e-16$
Özvegyi nyugdíjas férfiak aránya	$-0,026$	0,684
Özvegyi nyugdíjas nők aránya	0,582	$< 2,2e-16$
Megváltozott munkaképességű nyugdíjas férfiak aránya	0,698	$< 2,2e-16$
Megváltozott munkaképességű nyugdíjas nők aránya	0,748	$< 2,2e-16$
Átmeneti férfi bányászjáradék. Ellátott férfiak aránya az 51 éves és idősebb férfi lakónépességhez viszonyítva	0,304	$2,75e-16$
Bányászok férfi egészségkárosodási járadéka. Ellátott férfiak aránya az 51 éves és idősebb férfi lakónépességhez viszonyítva	0,318	$< 2,2e-16$
Férfi öregségi nyugdíjak. A teljes ellátás átlagos összege	0,659	$< 2,2e-16$
Női öregségi nyugdíjak. A teljes ellátás átlagos összege	0,751	$< 2,2e-16$
A 65 éves és idősebb népesség aránya	0,553	$< 2,2e-16$
Nyugdíjban, ellátásban, járadékban, egyéb járandóságban részesülők aránya	0,564	$< 2,2e-16$
Saját jogú nyugdíjban részesülők aránya	0,250	$8,27e-13$
Rendszeres szociális segélyben részesítettek átlagos száma ezer lakosra	0,317	$4,21e-15$
Idősek nappali intézménye férőhelyeinek száma ezer 65 éves és idősebb lakosra	0,356	$< 2,2e-16$

Az eredmények alapján megállapítható, hogy egyedül az özvegyi nyugdíjas férfiak arányának járási területi megoszlása nem mutatott szignifikáns autokorrelációt (a Moran-féle I értéke  $-0,026$ ,  $p = 0,684$ ).

### Nyugdíjas SAR- és CAR-modellek

Az *özvegyi nyugdíjas nők arányának* járási területi megoszlását elemeztük SAR- és CAR-modellekkel a következő változók függvényében:

- Öregségi nyugdíjas nők aránya: ONYF 2013,
- Rokkant nyugdíjas férfiak aránya: ONYF 2013,
- Rendszeres szociális segélyben részesítettek átlagos száma ezer lakosra: KSH 2014,
- Idősek nappali intézménye férőhelyei ezer 65 éves és idősebb lakosra: KSH 2014. ([1. melléklet: A nyugdíjas SAR- és a nyugdíjas CAR-modell eredményei.](#))

A CAR- és SAR-modellekkel némileg eltérő eredményeket kaptunk, azonban mindkettőben közös volt, hogy az *özvegyi nyugdíjas nők aránya* szignifikánsan alacsonyabb, ha ott magas az öregségi nyugdíjas nők aránya ( $p < 0,0001$ ). A SAR-modell alapján az *özvegyi nyugdíjas nők aránya* szignifikánsan alacsonyabb, ha ott magas a rokkantsági nyugdíjas férfiak aránya ( $p < 0,0001$ ). A CAR-modellben kapott p-értéknek Bonferroni korrekció után  $0,025$ , Sidak korrekció után  $0,0253$  alatt szükséges lennie a szignifikanciához, amely ebben az esetben teljesült ( $p = 0,012$ ).

### Nyugdíjas bayesi modellek

A bayesi R INLA programmal először a fentiekkel azonos rögzített hatás (fixed effects) modellt illesztettük. A bayesi 5%-os hihetőségi (kredibilitási) intervallumok (Kruschke 2015, McElreath 2016, Molnár 2016) szerint a CAR- és a SAR-modellekkel azonos eredményeket kaptunk. ([2. melléklet: A nyugdíjas bayesi modell eredményei.](#))

További bayesi modellek (Poisson, BYM stb.) illesztésével a megfelelő *a priori* eloszlások kiválasztásával jelen tanulmányunkban nem foglalkozunk.

### Egyedi adatokon alapuló statisztikák

A 2,7 millió egyedi adaton alapuló korrelációs számítás eredményei szerint az életkor és a nyugdíj összege között  $\rho = 0,119$  nagyságú pozitív korreláció állt fent ( $p < 0,0001$ ), az idősebbek tehát kicsit több nyugdíjat kaptak, mint a fiatalabbak. Az életkor és a nyugdíj összege között a pozitív korreláció értéke járásonként vizsgálva is az esetek túlnyomó többségében fennmaradt. A Szigetvári járásban az életkor és a nyugdíj összege között a pozitív korreláció értéke már  $\rho = 0,448$ -ra emelkedett ( $p < 0,0001$ ), míg a három nem gazdag (Békési, Gyomaendrődi és Kemecei) járásban ez az összefüggés a két szempont között egyáltalán nem megfigyelhető, gyakorlatilag  $\rho = 0$  értéke mellett. Az anonimizált egyedi adatokra elvégzett ANOVA-elemzéssel igazolni lehetett, hogy a nyugdíjasok átlagos életkora járásonként nem egyforma ( $p < 0,0001$ ). A nyugdíjasok

életkor szerinti megoszlása szintén nem egyenletes járásonként a leggyakoribb ellátási főcsoportokon belül sem.

Az aggregált és az egyedi adatok szintjén elvégzett elemzések eredményei általában nem mondtak ellent egymásnak.

## **A területi különbségek összefoglalása és csökkentési lehetőségeik**

Az ONYF és a KSH járási szintű adatai alapján az öregségi és özvegyi nyugdíjban, valamint a megváltozott munkaképességűek és a szociális ellátó rendszer egyes elemei területi eloszlásának vizsgálatakor a legfeltűnőbb jelenség a két részre szakadt ország. A jómódú északnyugatot a szegényebb délkeleti résztől elválasztó vonal a Zala megyei Lenti és Letenyei járást elválasztó határ menti pontnál kezdődik, a Balaton északi partján egyenes vonalban fut Budapest felé, majd nagy ívben megkerüli Pest megyét. A járási adatok alapján több kivételt is találtunk a fenti szabályszerűség alól, elsősorban a nagyvárosok környékén. Feltűnő az öregségi nyugdíjasok, a megváltozott munkaképességű nyugdíjasok és a rendszeres szociális segélyben részesülők megoszlásának komplementaritása abban az értelemben, hogy az ország egyes területein, például Borsod-Abaúj-Zemplén megye egyes részein alacsony az öregségi nyugdíjasok aránya, ahol ugyanis a hagyományos ipar összeomlása után nagyon sok munkahely megszűnt, és sokaknak nem volt lehetőségük elegendő jogosultsági időt összegyűjteni. Az öregségi nyugdíj tekintetében keletkező ellátási űrt részben a megváltozott munkaképességűek nyugdíja, illetve a szociális segély egészítette ki. Vannak olyan többszörösen hátrányos területek is, például a Miskolci járás, ahol az öregségi és a rokkantsági nyugdíj, valamint a szociális segély is alacsony részarányú, ráadásul az idősek nappali intézményeiben a férőhelyek ezer 65 éves és idősebb lakosra jutó száma is alacsony. Az ONYF a közelmúltban részletesen vizsgálta a munkaerőpiaci életpályákat az egyes megyékben, valamint a fővárosban. A 2012-ben és azelőtt szerzett jogosultságok alapján megállapítható, hogy a megtört életpályával rendelkező személyek aránya a megyék népességén belül Borsod-Abaúj-Zemplén, Nógrád és Somogy megyében, továbbá – feltehetőleg a területi migrációval, a nagy odavándorlásokkal összefüggésben – a fővárosban volt a legmagasabb. Ezzel szemben Zala, Vas, és Győr-Moson-Sopron megyében volt a megye népességén belül a legmagasabb azoknak az aránya, akiknek gyakorlatilag folyamatos, megszakításoktól mentes munkaerőpiaci karrierje volt. A nyugdíjjal összefüggő indikátorok területi egyenlőtlensége a hazai és a nemzetközi tapasztalatok alapján gyakran együtt jár más indikátorok, így az oktatás színvonala, a munkavállalási esélyek, a jövedelem, a szolgáltatásokhoz való hozzáférés, a biztonság, a bűnözés, az életminőség, a szegénység és a gazdagság, a halandóság (Molnár-Hollósne Marosi2015) különböző mintázataival, amelynek következtében területi zárványok alakulhatnak ki a társadalom egészén belül.

A jelentős mértékben megváltozott demográfiai körülmények között elképzelhető, hogy a jövőben a nyugdíjjárulékot nem a későbbi nyugdíjra jogosító kvázi befektetésnek tekintik majd, hanem a szülőknek a gyermeknevelésért járó, az állam által megszervezett visszatérítésnek, amely új társadalmi szerződés alapján a gyermeket nevelőknek járna (Mészáros 2014). A nyugdíjjárulékot ebben a megközelítésben a „hagyományos” nyugdíjrendszerhez hasonlóan, ahol a gyermekek tartják el idős szüleiket, biztosítaná a gyermekeket nevelőknek a nyugdíjat. Ebben a rendszerben azok számára, akik nem nevelnek gyermeket, az állam feltőkésített rendszert szervezhetne úgy, hogy a megtakarított gyermeknevelési költségeket félreteszik a nyugdíjra (Banyár 2014). Ha az elmaradott területekről a fejlettebb magyarországi régiókba vándorol és ott vállal munkát a gyermek, akkor az általa fizetett nyugdíjjárulékból, a fejletlenebb régióban maradt szülőknek fizetnek nyugdíjat korábbi gyermeknevelési erőfeszítéseikért. A nyugdíjrendszer egészének finanszírozását segítené a külföldön dolgozó magyarok által ott befizetett járulékok egy részének Magyarországra utalása, amelyből a hazai területi egyenlőtlenségek célzottan csökkenthetők volnának; ettől azonban a külföldi szervezetek képviselői elzárkóztak. A területi egyenlőtlenségek kiegyenlítését segítheti az újraparosítás, a mezőgazdaság fejlesztése, a munkahelyteremtés, az oktatás fejlesztése és ezen belül kiemelten a roma fiatalok oktatása, valamint a felnőttképzés, amelyek közvetve szintén a nyugdíjasok és a nyugdíjak területi egyenlőtlenségeinek csökkenéséhez vezethetnek. Nem elég egyetlen mutató alapján jellemezni a nyugdíjasok és a nyugdíjak, illetve az egyéb ellátások területi különbségeit, hanem több mutató, illetve összetett, komplex mutatórendszer alkalmazása célszerű a döntések előkészítéséhez. A döntéseket is lehetőség szerint úgy kell meghozni, hogy azok az összetett társadalmi környezetbe illeszkedjenek, és ezért egyszerre több ponton és a megfelelő sorrendben szükséges beavatkozni a területi különbségek csökkentése érdekében.

### Köszönetnyilvánítás

Köszönetet mondunk Prof. Dr. Mészáros Józsefnek, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság főigazgatójának a tanulmány elkészítéséhez nyújtott támogatásáért, továbbá Tokaji Károlynénak, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetőjének a kutatáshoz a korcsoportok és nemek szerint bontott lakónépesség (2015), az évközepi népesség (2014) és halálzási (2014) aggregált adatok rendelkezésre bocsátásáért.

### IRODALOM

- BANYÁR, J. (2014): A modern nyugdíjrendszer kialakulásának két története *Hitelintézési Szemle* 13 (4): 154–179.
- BESAG, J. (1974): Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems (with discussion) *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 36 (2): 192–236.

- BESAG, J.–YORK, Y.–MOLLIÉ, A. (1991): Bayesian Image Restoration With Two Applications In Spatial Statistics *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 43 (1): 1–20.
- BESAG, J.–NEWELL, J. (1991): The detection of clusters in rare diseases *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* 154 (1): 143–155.
- BRUNSDON, C.–COMBER, L. (2015): *An introduction to R for spatial analysis & mapping* Sage, London.
- CHANG, W. (2015): *R Graphics Cookbook* O'Reilly, Sebastopol, CA.
- ELLIOTT, L. (2014): Revealed: how the wealth gap holds back economic growth *The Guardian* 9 Dec.
- GILKS, W. R.–RICHARDSON, S.–SPIEGELHALTER, D. J. (1995): *Markov Chain Monte Carlo In Practice* Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida.
- KRUSCHKE, J. K. (2015): *Doing Bayesian Data Analysis. A Tutorial with R, JAGS, and Stan*. 2nd ed. Elsevier Inc, London.
- KSH (2015a): *Magyarország közigazgatási helynévkönyve* Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH (2015b): *Területi Statisztikai Évkönyv 2014*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MACKENZIE, G. A. (2015): *The Decline of the Traditional Pension: A Comparative Study Of Threats To Retirement Security* Cambridge University Press, Cambridge.
- MARTIN, R.–MINNS, R. (1995): Undermining the Financial Basis of Regions: The Spatial Structure and Implications of the UK Pension Fund System *Regional Studies* 29 (2): 125–144.
- MCELREATH, R. (2016). *Statistical Rethinking. A Bayesian Course with Examples in R and Stan* CRC Press, Boca Raton, Florida.
- MERTON, R. K. (1980): *Társadalomelmélet és társadalmi struktúra* Gondolat Kiadó, Budapest.
- MÉSZÁROS, J.–MOLNÁR, D. L.–MÉRŐ, Cs. (2006): Következtetési lehetőségek a választói magatartásra választási adatokból In: ANGELUSZ, R.–TARDOS, R. (szerk.): *Mérésről mérésre. A választáskutatás módszertani kérdései* pp. 221–244., MA Tankönyv, Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, Budapest.
- MÉSZÁROS, J. (2014): Demográfia és nyugdíjrendszerek In: KASZA, J. (szerk.) *Idősek a családban (2014 a családok éve)* pp. 13–19., Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MOLNÁR, D. L. (2016): *Bayesi módszerek az orvostudományban LAM (Lege Artis Medicinae)* 26 (1–2): 33–47.
- MOLNÁR, D. L.–HOLLÓSNÉ MAROSI, J. (2015): Az öregségi nyugdíjasok halandósága. A nyugellátási összeg, a nyugdíjazási életkor és a halandóság összefüggései Magyarországon, 2004–2012. *Közgazdasági Szemle* 62 (12): 1258–1290.
- MORAN, P. A. P. (1950): Notes on continuous stochastic phenomena *Biometrika* 37 (1–2): 17–23.
- PFEIFFER, D. U.–ROBINSON, T. P.–STEVENSON, M.–ROGERS, D. J.–CLEMENTS, A. C. A. (2012): *Spatial analysis in epidemiology* Oxford University Press, Oxford.
- ROGERSON, P. A.–JACQUEZ, G. (2016): *Statistical tests for clustering and surveillance* In: LAWSON, A. B.–BANERJEE, S.–HAINING, R. P.–UGARTE, M. D. *Handbook of spatial epidemiology*. pp. 165–166., Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida.
- SAS ENTERPRISE GUIDE (2016): *Version: 7.12 HF1 (7.111.2.3362) (64-bit)*. SAS Institute Inc., Cary NC, USA.

- SOLYMOSI, N.–MOLNÁR, D. L.–MÉSZÁROS, J. (2010): Térbeli adatok statisztikai elemzése In: MÉSZÁROS, J. *Elméletek, hipotézisek, mérések, adatok. Módszertani tanulmányok* pp. 105–113., Gondolat Kiadó, Budapest.
- WALLER, L. A. – GOTWAY, C. A. (2004): *Applied spatial statistics for public health data* John Wiley & Sons., New Jersey.
- WICKHAM, H. (2016): *ggplot2: Elegant graphics for data analysis (Use R!)* Springer, Berlin.
- WILKINSON, R.–PICKETT, K. (2010): *The Spirit Level. Why Equality is Better for Everyone* Penguin Books, London.
- WHITTLE, P. (1954): On stationary process in the plane *Biometrika* 41 (3-4): 434–449.

### INTERNETES HIVATKOZÁS

- BIRD, K.–HIGGINS K.–HARRIS, H. (2010): *Spatial poverty traps: an overview* CPRC Working Paper 161, Links Spatial poverty traps: an overview. Chronic Poverty Research Centre, London, UK.  
<https://assets.publishing.service.gov.uk/media/57a08b2ce5274a27b20009e3/WP161-Bird-Higgins-Harris.pdf> (letöltve 2016. november)
- DEMOGRAPHIC CHANGE AND THE ENVIRONMENT (2011): *Twenty-ninth Report*. The Royal Commission on Environmental Pollution. Chairman: Sir John Lawton CBE, FRS. Presented to Parliament by Command of Her Majesty. February  
[https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/228980/8001.pdf](https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/228980/8001.pdf) (letöltve 2016. november)
- INSTITUTE FOR POLICY STUDIES (2014): *Income Inequality* <http://inequality.org/income-inequality/> (letöltve 2016. november)
- OECD (2011): *Divided We Stand. Why Inequality Keeps Rising. An Overview of Growing Income Inequalities in OECD Countries* OECD, Washington  
<https://www.oecd.org/els/soc/dividedwestandwhyinequalitykeepsrising.htm> (letöltve 2016. november)
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2016): *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.r-project.org/> (letöltve 2016. november)
- SKWIRK ONLINE EDUCATION (2010): *Spatial inequality: poverty and the income gap*  
[http://www.skwirk.com/p-c\\_s-16\\_u-140\\_t-417\\_c-1466/spatial-inequality-poverty-and-the-income-gap/nsw/spatial-inequality-poverty-and-the-income-gap/issues-in-australian-environments/geographical-issues-human-elements](http://www.skwirk.com/p-c_s-16_u-140_t-417_c-1466/spatial-inequality-poverty-and-the-income-gap/nsw/spatial-inequality-poverty-and-the-income-gap/issues-in-australian-environments/geographical-issues-human-elements) (letöltve 2016. november)