

DR. BÁLINT LAJOS

A születéskor várható élettartam nemek szerinti térbeli különbségei

A tanulmány a 2005–2009 közötti, születéskor várható élettartamok fontosabb kistérségi jellemzőit mutatja be a jelenleg hatályos besorolás szerint. A születéskor várható élettartamok térbeli mintázatának leírása külön-külön nemek szerint, globális és lokális autokorrelációs mutatók segítségével történt. A férfiak és a nők területi életkilátásai közötti erős kapcsolat miatt az alkalmazott nem térbeli klaszterelemzési eljárás a tipológiaalkotáshoz nyújtott egzaktabb módszertani keretet. A tanulmány kizárólagos célja a születéskor várható élettartamok térbeli struktúrájának deskriptív eszközökkel történő jellemzése volt.

A születéskor várható élettartam messze túlmutat demográfiai tartalmán. Többek hangsúlyozzák, hogy a várható élettartam a társadalmi folyamatok stabil lenyomatának tekinthető, és a makroszintű indikátorok közül az életminőség legfontosabb komponensének számít (Sen 1998, Wilkinson 1992, Bobak és Marmot 1996, Mazumdar 2001, Dasgupta 2000). Ellentétben az életminőség más indikátoraival, különböző és sokszor nehezen interpretálható kompozitindikátorokkal, a várható élettartam önmagában is egyértelmű, térbeli és időbeli kontextustól is független tartalommal bír. Tovább élni és ezen belül minél tovább egészségesen élni egyike azon egyéni és közösségi céloknak, amelyek mindenki számára megkérdőjelezhetetlen tartalmat jelentenek.

Magyarországon jelentős számú publikáció foglalkozott a halandóság területi vizsgálatával (Daróczy 1997). A kistérségi struktúra létrejöttéig a kutatások döntően a megyei szintű elemzésekre, fővárosi kerületek különbségeire fókuszáltak (Daróczy 1997, Józán és Forster 1999). Az árnyaltabb területi skálán végzett demográfiai, térepidemiológiai kutatások a kistérségi struktúra létrejöttének, illetve az egyre kifinomultabb módszertani eszközöknek köszönhetően nyertek teret. A hazai szakirodalomban számos kistérségi szintű mortalitási elemzés született (Hablicsek 2004, Klinger 2003, 2006a, 2006b). A demográfusok által felsorakoztatott elemzések fókuszában elsősorban a területi halandósági táblák konstruálása, a különbségek deskriptív jellemzése állt. Jelen keretek között a hangsúly határozottan a térbeliségre helyeződik. A tanulmány ezen térbeli keresztmetszeti adatok segítségével vázolja az életkilátások jelenlegi különbségeit.

Adatok és módszer

A kistérségi rövidített halandósági táblákat Chiang módszerével számítottam ki külön a férfiakra és külön a nőkre (Chiang 1984). A módszer részletes leírása a hazai szakirodalomban több helyütt is jól dokumentált (Hablicsek 2003, Daróczy 2004). A rövidített halandósági táblák <1, 1–4, 5–9, ..., 90+ korcsoportok adataiból épülnek fel. A halálozási és az évközepepi népességadatok a Központi Statisztikai Hivatal DEMOgráfiai táblázó alkalmazásából származtak. A megbízhatóság érdekében a kistérségi szintű, születéskor

várható élettartamok öt év összevont adatait tartalmazzák. A választott területi skála a jelenleg hatályos¹ kistérségi besorolás, amely az országot kompakt módon 174 diszjunkt térségre tagolja. Ezek népességnagysága meglehetősen eltérő. Lehetséges megoldásnak kínálkozik a főváros kerületekre történő bontása, ezáltal a megfigyelések száma értelem-szerűen nő, míg a közöttük lévő népességnagyságbeli különbség mérséklődik. A térbeli skála változtatása azonban jól ismert következményekhez vezet. A születéskor várható élettartam esetében a „minta” átlaga növekszik, az autokorrelációs tesztek, különösen a lokális tesztek eredményei változnak. Gyakorlatilag a legjobb életkilátást nyújtó területek Budapest kerületeire és néhány agglomerációs kistérségre korlátozódnak. A hagyományosan mondható kistérségi területi skála változatlansága mellett elsősorban az szól, hogy a főváros kerületenkénti megosztottsága napjainkra sokkal kevésbé szembeötlő, mint a főváros és a vidéki perifériális területek közötti különbségek.

1. táblázat

Leíró statisztika

Megnevezés	Férfiak	Nők
Minimum	63,54	74,54
Maximum	73,09	80,51
Terjedelem	9,55	5,97
1. kvartilis	67,39	76,50
Medián	68,58	77,10
3. kvartilis	70,02	78,17
Interkvartilis terjedelem	2,63	1,67
Átlag	68,67	77,27
Szórás	1,80	1,22
Variancia	3,23	1,50
Ferdeség	-0,04	0,17
Csúcsosság	-0,27	-0,56
r	0,83*	
N=	174	174

* p < 0,001.

Általános jellemzők

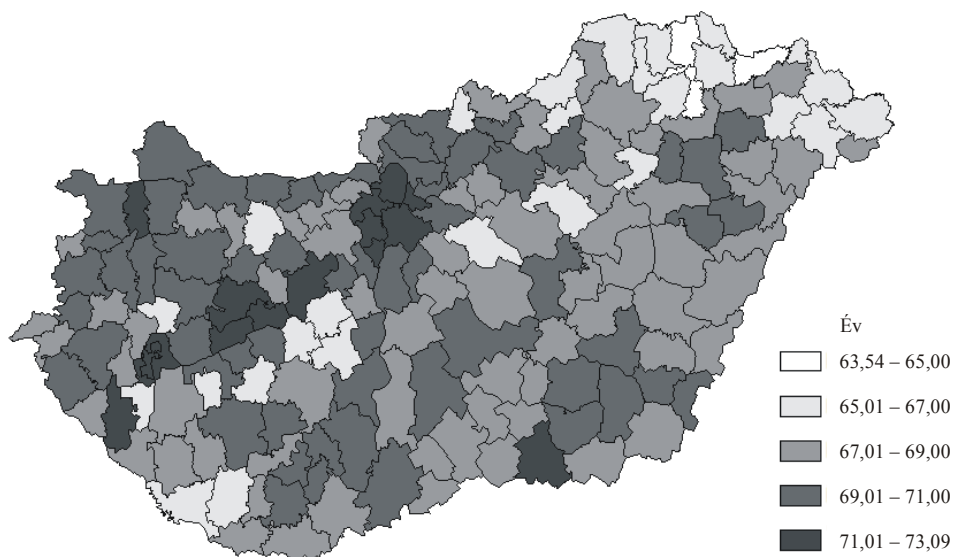
A *férfiak* kistérségenként meghatározott születéskor várható élettartama az elemzett időszakban 63,5, valamint 73,1 év között szóródott. A közel tízéves terjedelem jelentős különbségnek mondható. A legalacsonyabb várható élettartamot biztosító kistérségek döntően az ország északkeleti térségében, jellemzően Borsod-Abaúj-Zemplén megyében, továbbá a dél-dunántúli régióban alkotnak nagyobb kiterjedésű összefüggő területet. A Fejér megye déli területein található (Abai, Enyingi és Sárbogárdi) kistérségek ugyancsak kedvezőtlen életkilátásokkal bírnak. A közép-dunántúli régióban elszigetelten fordulnak még elő magas halandóságú területek. A legkedvezőtlenebb várható élettartamú területek elhelyezkedése többé-kevésbé egy délnyugat-északkelet irányba elforgatott homokóra-hoz hasonlítható, míg a kedvezőbbeknél hasonló absztrakció nehezebben olvasható ki.

1 A kistérségek száma a kézirat leadása után változott 175-re. – A szerk.

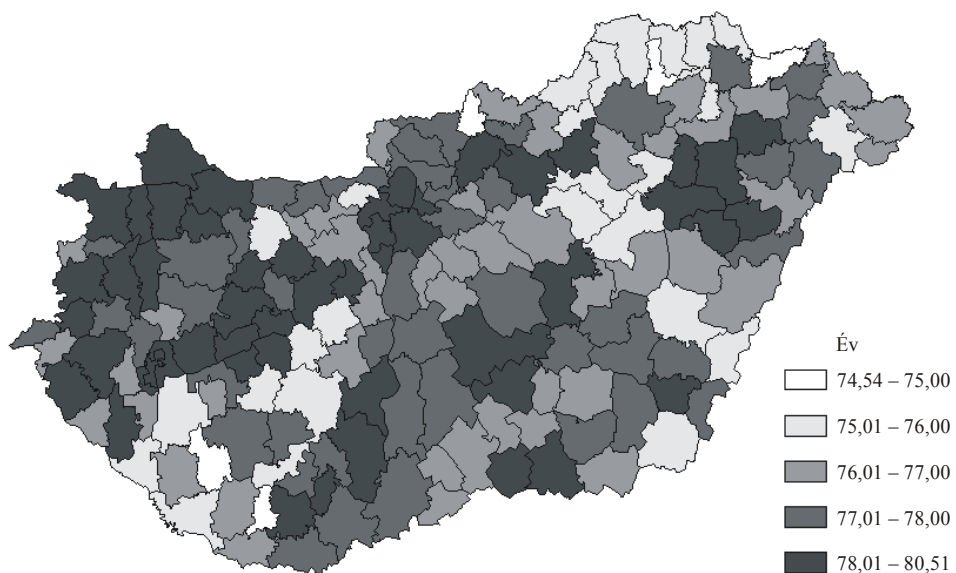
1–2. ábra

A születéskor várható élettartam kistérségeként, 2005–2009 között

1. Férfiak



2. Nők



A legmagasabb várható élettartamú területek a fővárosban és agglomerációs térségében, valamint a Balaton északi partján találhatók. Ennél kisebb élettartamok jellemzik a nyugat-dunántúli régió kistérségeinek többségét, de valamennyi régióban előfordulnak, elsősorban urbanizáltabb térségekben.

A nők kistérségi várható élettartamának térbeli különbségei jóval mérsékeltebbek (1. táblázat), amit a terjedelem (6 év) és az interkvartilis terjedelem is alátámaszt (1,7 év szemben a férfiakra vonatkozó 2,6 évnyi terjedelemmel). A legmagasabb és a legalacsonyabb életkilátású területek közötti hatévnyi különbség azonban ugyancsak jelentősnek mondható. A legkedvezőbb helyzetű térségek – hasonlóan a férfiakhoz – döntően Budapesten és a fővárosi agglomerációban, a nyugat-dunántúli régióban és a Balaton északi térségében találhatók (1–2. ábra), a férfiaktól eltérően azonban bőséggel fordulnak elő az Alföld különböző térségeiben (például a Hajdúságban). A keleti országrészben a nők magasabb várható élettartama majd mindenütt nagyvárosi központú térségben és ezek szomszédjaiban (Szeged, Debrecen, Eger, Békéscsaba) jelentkezik.

A férfiak és a nők várható élettartamának térbeli mintázata – már amennyire a vizuális benyomásnak létjogosultsága lehet – számottevően nem különbözik egymástól. A két nem határozott együttjárását mutatja a Pearson-féle lineáris korrelációs együttható magas értéke is ($r=0,83$, $p<0,001$).

Térbeli autokorreláció

A térbeli autokorrelációnak számos alkalmazási lehetősége van, közülük az exploratív adatelemzési szempontot (Exploratives Spatial Data Analysis – ESDA) érvényesítem. Arra a kérdésre keresem a választ, hogy az egyes lokációkban megfigyelt értékek mennyire hasonlítanak a szomszédok értékeihez, vagy térnek el azoktól. A várható élettartamok klaszterezettségének mértékét megállapítva és a klaszterek elhelyezkedését bemutattva írom le az életkilátások jelenlegi térbeli struktúráját. Az irreguláris polygonokra alkalmazott autokorrelációs tesztek közötti különbségek lényegileg a szimilaritás eltérő megfogalmazásaira vezethetők vissza (Waller és Gotway 2004). A következőkben három gyakran alkalmazott autokorrelációs tesztet mutatok be és alkalmazok kistérségi várható élettartamokra.

Moran I

A Moran I (Moran 1950, Cliff és Ord 1981) a Pearson-féle szorzatmomentum-korrelációhoz hasonlóan épül fel. Moran maga a térbeli korreláció fogalmát használta. A különbséget a térbeliségnek a súlymátrixszal (W) történő korrekciója jelenti. Az együttható nem két változó közötti lineáris kapcsolat erősségét, hanem a változónak önmagával, azaz a szomszédos lokációk azonos változóival való kapcsolatát mutatja meg. A Moran-koefficiens tehát univariáns, és a térbeliség inherens sajátossága miatt multidirekcionális mutató. Képlete az alábbi közismert módon írható fel:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2},$$

ahol $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$. Ha a súlymátrix sorstandardizált, azaz a sorok összege egy, vagyis az összes létező szomszédot a szomszédok számával normáljuk, akkor S_0 összege megegyezik a megfigyelések számával (n). Az egyenlet egyszerűsödik:

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

ahol y_i az y változó i -edik lokációban való realizációja, y_j az y változó j -edik lokációban való realizációja, \bar{y} a megfigyelések átlaga. A Moran-együttható várható értéke $E(I) = -1/(n-1)$, a nullhipotézis szerint a megfigyelések függetlenek egymástól, azaz nincs jelen autokorreláció. A mutató értékészlete hozzávetőleg -1 és 1 közötti. A Moran-érték érzékeny a vonatkozó megfigyelések népességbeli különbségeire (Oden 1995), a kiugró értékekre, és nagysága a választott súlymátrixtól is függ (Waller és Gotway 2004). A hipotézis tesztelésére normalitási, random permutációs tesztek, továbbá nyeregpon-t-becslés áll rendelkezésre (Bivand 2009). A Moran I értéke természetesen nem változik, a szignifikanciaszint viszont módosulhat. A tesztstatistikák valószínűségi eloszlására a normalitási feltevés gyakran nem teljesül, ezért általában a fenti eljárások valamelyikével vizsgáljuk a megfigyelések random vagy klaszterezett voltát.

Geary szomszédsági hányados (Geary's c)

A Moran I nullhipotézise a vizsgált térbeli változó kovarianciastruktúrájára épül $[(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})]$. A feltevés az, hogy a lokációk értékei nem konzisztens módon térnek el a megfigyelések átlagától. A Geary c nullhipotézise a függetlenség más megfogalmazásán alapul, és azt mondja ki, hogy az egymással szomszédos tételek nem térnek el egymástól (Geary 1954). A hipotézis következtetése szerint nincs konzisztens térbeli mintázat a szomszédok különbségében, amelyek néhol nagyok, néhol kisebbek. A Geary c a következő képlettel számítható ki:

$$c = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - y_j)^2}{2W_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}.$$

A jelölések megegyeznek a korábban közöltekkel. A Geary-mutató várható értéke térbeli függetlenség esetén: $E(c)=1$. A Geary c és a Moran I között negatív kapcsolat van. Mivel a Moran a legjobb invariáns autokorrelációs teszt, a Geary alkalmazására ritkán kerül sor. A mutató egynél kisebb értéke pozitív autokorrelációra, azaz a szomszédos megfigyelések hasonlóságára (kis különbségére) utal. Extrém mértékű pozitív autokorreláció esetén a c értéke 0. Az egynél nagyobb érték az egyes lokációk jelentős különbségére, negatív autokorrelációra utal. A negatív autokorreláció szélsőértéke 2. Mivel a mutató a szomszédos lokációk értékeinek négyzetes különbségén alapul, ezért az outlier-értékek jelentős hatást gyakorolnak az autokorreláció becslésére (Fortin–Dale 2005).

Getis–Ord féle G-statisztika (General G)

Az általános vagy globális G-mutató (Getis–Ord 1992) a szomszédság távolsági szemléletű koncepcióján alapul, ez azonban nem zárja ki, hogy a topológiai kapcsolat alapján határozzuk meg a súlymátrixot. Globális G esetben a megfigyeléseket egyetlen ponttal általában, de nem kizárólagosan centroidjukkal azonosítjuk, amelynek Descartes-féle koordinátái ismertek. Aggregált demográfiai adatoknál a geometriai eljárások helyett a népességsúlypont alkalmazása indokoltabb lehet, ami kistérségek esetében megegyezne a legnépesebb település (kistérségközpont) centroidjának koordinátaival. A statisztika az egymástól d távolságra elhelyezkedő x_i és x_j pontok alkotta pontpárok értékeit vizsgálja. A mutató képlete:

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j}, \quad j \neq i$$

A globális G a térbeli kapcsolatot a pontpárok értékeinek szorzatával azonosítja. A várható érték random mintázat esetén: $E[G(d)] = W/[n(n-1)]$. Ha a G értéke nagyobb, mint a függetlenség esetén előálló várható érték, akkor a térbeli mintázatot a magas értékek koncentrációja jellemzi. Alacsony érték esetén azt mondhatjuk, hogy a térbeli mintázatot sokkal inkább az alacsony értékpárok dominálják. A globális G szignifikanciaértékét normalitási teszt mellett a Z érték segítségével határozzuk meg.

Néhány megjegyzést érdemes fűzni a G-statisztika 1992-ben publikált és általánosan használt gyakorlata mellé (Getis–Ord 1992).² Korlátot jelent, hogy alkalmazni csak pozitív, saját mértékegységben mért (nem transzformált) pozitív értékekre lehet. A nem lineáris transzformáció a tesztstatisztikai értékét jelentősen befolyásolja. A nullhipotézis elfogadása, miszerint a megfigyelések függetlenek, nem feltétlenül jelent random mintázatot. Előfordulhat, hogy a magas és az alacsony klaszterek egyformán jelen vannak a térszerkezetben. Vagyis a G-statisztika – ellentétben más globális autokorrelációs mutatókkal – arra világít rá, hogy a klaszterezettség milyen típusa van jelen a vizsgált térstruktúrában (Aldstadt 2010).

A várható élettartamok globális tesztjeinek eredményei

A topológiai típusú súlymátrixok esetében a kapcsolat minden esetben elsőrendű, királynőszomszédságon alapult. A szakirodalomban elterjedt jelöléseknek megfelelően B (bináris) és W típusú (sorstandardizált) súlyokat alkalmaztam, valamint a legközelebbi 5, 10, 15 szomszéd alapján hoztam létre bináris súlymátrixot. Az autokorreláció szignifikanciaszintjének megállapításához randomizációs tesztet alkalmaztam a Moran- és a Geary-értékeknél, a Getis-statisztikánál normalitási előfeltevéssel éltem. A számításokat R 13.0 program segítségével hajtottam végre (R Development Core Team 2011).

² A szerzők 1995-ben egy rugalmasabb tesztet dolgoztak ki, amely már nemcsak pozitív előjelű változókra, hanem bináris súlyokra is alkalmazható (Ord–Getis 1995).

Általánosan megállapítható, hogy a férfiak születéskor várható élettartamának térbeli mintázata mind a Moran I , mind a Geary c mutató alapján valamivel jelentősebb pozitív autokorrelációról árulkodik, mint a nők hasonló tesztjei (2. táblázat). Tehát az egyes kistérségekben várható élettartamuk térbeli hasonlósága jelentősebb. A globális G -érték a nők elsőfokú bináris szomszédságának kivételével valamennyi súlymátrixnál szignifikánsnak bizonyult. A nullától alig eltérő alacsony értékek azt jelzik, hogy a hazai térszerkezetben az életkilátások kistérségi mintázatára az alacsony értékek határozottabb szerepe jellemző, ami pusztán a térkép nyújtotta impressziók alapján egyáltalán nem magától értetődő.

2. táblázat

Az autokorrelációs tesztek eredményei eltérő súlymátrixoknál

A súlymátrix típusa	Moran I	Geary c	Global G
	Férfiak		
B	0,371***	0,631***	0,031*
W	0,394***	0,613***	–
KNN5	0,398***	0,631***	0,029**
KNN10	0,327***	0,691***	0,058***
KNN15	0,270***	0,749***	0,087***
	Nők		
B	0,237***	0,717***	0,031
W	0,264***	0,716***	–
KNN5	0,233***	0,770***	0,029***
KNN10	0,199***	0,804***	0,058***
KNN15	0,159***	0,838***	0,087***

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Korrelogram

A térbeli struktúra jellemzése összetett feladat, magában foglalja a térbeli folyamatok nagyságát, intenzitását, irányát (izotróp, anizotróp jellegét). A mintázat jellemzésének egyik eszköze a térbeli korrelogram, amely nem más, mint a Moran I értékeinek távolság ($D=1, 2, \dots, d$) vagy különböző fokú szomszédság ($K=1, 2, \dots, k$) függvényében történő ábrázolása. A korrelogram szemléletes vizuális megjelenítését adja a térbeli dependencia tartósságának. A korrelogramon megjelenített együttthatókat szignifikanciájuk függvényében specifikus szimbólummal szokás jelölni, az üres mintázatú jel a szignifikancia hiányára utal, míg szignifikáns társaik ($\alpha=0,05$) kitöltöttek (Fortin–Dale 2005). Az általános tapasztalat szerint az autokorreláció az elsőfokú vagy a legközelebbi szomszédoknál a legnagyobb, majd a távolság vagy a magasabb rendű szomszédság növekedésével a dependencia fokozatosan alábbhagy. A geostatistikában járatosak számára könnyen felsejlik a hasonlóság a korrelogram és a szemivariogram között. A korrelogram gyakorlatilag a szemivariogram inverzének tekinthető.³

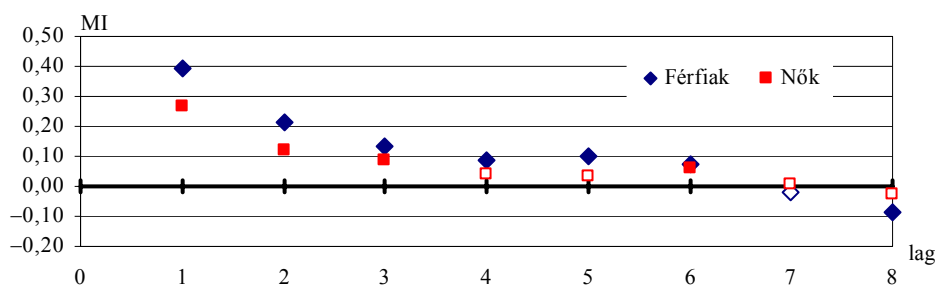
A 174 megfigyelés 1–8 késleltetett értékét (angolul: lag), azaz a nyolcadik lehetséges szomszédot vettem figyelembe (3. ábra). A diagramból világosan látszik, hogy a férfiak

³ A szemivariogram x tengelyén a megfigyelt pontok közötti távolságok, az y tengelyen pedig a variancia található. Két közeli pont hasonlósága esetén kettejük varianciája kevésbé tér el, a távolság növekedésével viszont a különbségek is nőnek. A megfelelő függvény illesztése jelzi a térstruktúra működését.

autokorreláltsága egyrészt mindig jelentősebb, mint a nőké, másrészt annak intenzitása egészen a hatodfokú szomszédig szignifikánsan jelen van, míg a nőknél a negyedfokú után lényegileg lecsengett. Ugyanakkor a hatodfokúnál a férfiakétól nem eltérő mértékű, szignifikáns autokorreláció fordul újra elő.

3. ábra

Moran I korrelogram

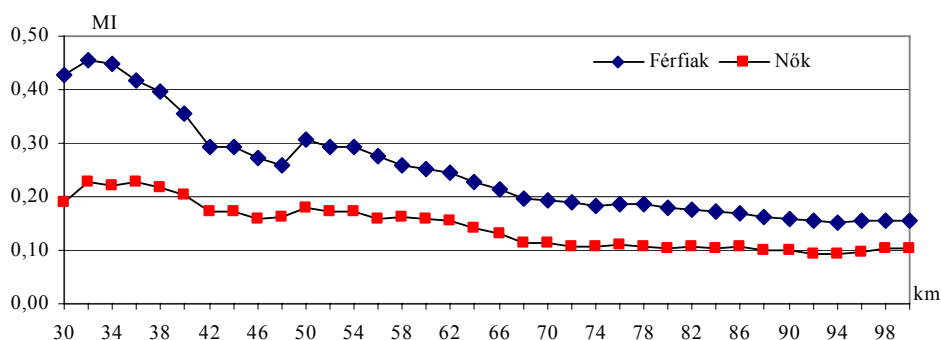


Megjegyzés: az üres alakzat az inszignifikáns térbeli hatásra (a térbeli hatás hiányára) mutat rá.

A különböző fokú szomszédságon alapuló korrelogramhoz képest a távolságtípusú megközelítés szintén elfogadott, ugyanakkor ezek szubsztantív tartalma az adatok jellege, a térelemek irregularitása, így a távolságok különbözősége miatt korántsem egyértelmű. A távolságot a kistérségek centriodjainak euklidészi távolsága alapján határoztam meg, 30 és 100 kilométer közötti intervallumban, két kilométerenként (4. ábra). A minimális 30 kilométeres távolság biztosítja, hogy minden megfigyelés (kistérség) rendelkezzen legalább egy szomszédal. A távolságalapú megközelítés szerint a Moran I maximum-értéke a férfiaknál 32 kilométernél ($MI = 0,447$), a nőknél 32–36 kilométer között ($MI = 0,22$) valósult meg. A legmagasabb érték kitüntetett szereppel bír, mivel a térbeli hatás ekkor a legnagyobb, újabb additív hatás már nem realizálható. Ezt követően szinte folyamatosan csökken a Moran-együttható értéke, de 100 kilométeres sugarú körön belüli szomszédoknál, ami hazai léptékkel regionális nagyságrendet jelent, még számottevő és erősen szignifikáns autokorreláció mutatkozik.

4. ábra

Távolság alapú Moran I korrelogram



A lokális autokorreláció mutatószámai

A globális autokorrelációs tesztekkel szemben a lokális megközelítések a térbeli struktúrák helyi sajátosságaira világítanak rá, leírják a vizsgált térstruktúrán belüli különbségeket és hasonlóságokat, egzakt választ adva a „hol?” és a „melyek azok?” kérdésekre. Míg a globális mérőszámok egyetlen mutatóban adnak számot az autokorreláció mértékéről, addig ezek lokális variánsai valamennyi megfigyelést egyenként értékelik. Anselinnek (1995) a kilencvenes évek közepén megjelent tanulmánya jelentős előrelépés volt a polygontípusú térbeli adatok autokorrelációja terén. Ő a lokális indikátorok családját a LISA mozaikszóval (Local Indicators of Spatial Association) jelölte. A LISA-mutatók mindegyike arányos globális megfelelőikkel. Másképp fogalmazva a globális mutatók dekomponálhatók lokális összetevőikre.

Lokális Moran

A LISA-családba tartozó mutatók közül a legelterjedtebb az Anselin nevéhez kötődő lokális Moran (local Moran), amely az i -edik lokációra az alábbi módon határozható meg:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j,$$

ahol z_i és z_j az átlagtól való eltérések, $(y_i - \bar{y})$ és $(y_j - \bar{y})$, w_{ij} a területi súlymátrix. A j megfigyelések értékeire történő szummázás miatt csak a szomszédos értékek kerülnek bevonásra, azaz $j \in J_i$. Az egyszerűbb interpretáció végett w_{ij} általában sorstandardizált, nem szükségszerű, de az általános gyakorlat szerint $w_{ii}=0$. A lokális Moran várható értéke $E(I_i) = -w_{ii}/(n-1)$. A szignifikáns lokális klaszterek meghatározására sor kerülhet normalitási, randomizációs feltevés mellett is. A lokális Moran interpretációja azonos a Moran-szórásdiagram síknegyedekének megfelelő típusaival. Négy szignifikáns kimenet lehetséges. Beszélhetünk magas–magas, alacsony–alacsony klaszterekről, ahol a fix lokáció és környezete is hasonló értékeket hordoz. Léteznek továbbá alacsony–magas, magas–alacsony klaszterek. A szignifikáns klaszterek meghatározása lehetséges normalitási feltevés mellett, ismert momentumai alapján. Különösen elterjedt megoldás az Anselin javasolta random permutációs teszt, illetve Tiefelsdorf nyeregpont-becslése (LLoyd 2011).

Getis–Ord lokális G

A Getis–Ord-statisztika (Getis–Ord 1992, 1995) kevésbé terjedt el a hazai gyakorlatban, így részletesebb ismertetése, beleértve a momentumait is, indokoltnak tűnik. A Getis–Ord-statisztika lokális változata az alábbi módon határozható meg:

$$G_i(d) = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_j}{\sum_{j=1}^n x_j}, \quad i \neq j,$$

ahol w_{ij} szimmetrikus térbeli súlymátrix. A mátrix elemeinek értéke 1, ha azok az általunk meghatározott (d) távolságon belül helyezkednek el, minden más esetben 0 értéket vesznek fel. A mutató ezen típusa szerint az adott lokáció önmagával nem szomszédos, a súlymátrixban szereplő érték 0. Ez különbözteti meg a $G_i^*(d)$ mutatótól, ahol $i = j$. A $G_i(d)$ statisztika lényegileg a súlyozott térbeli pontok koncentrációjával azonosítja a térbeli asszociáció erősségét. Az adott távolságon belüli átlag feletti értékek tömörülése esetén a G_i értéke magas lesz, az alacsony értékek koncentrációja esetén alacsony. A mutató várható értéke a következőképpen határozható meg:

$$E(G_k) = \frac{W_i}{(n-1)}, \quad \text{ahol } W_i = \sum_{j=1}^n w_{ij}(d), \quad i \neq j.$$

A mutató varianciájához definiálnunk kell:

$$Y_{i1} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n-1} \quad \text{és} \quad Y_{i2} = \frac{\sum_{j=1}^n x_j^2}{n-1} - Y_{i1}^2, \quad i \neq j.$$

A variancia:

$$\text{Var}(G_i) = \frac{W_i(n-1-W_i)}{(n-1)^2(n-2)} \left(\frac{Y_{i2}}{Y_{i1}^2} \right).$$

A G_i -statisztikának a megfigyelt és várható értéke közötti különbsége választ ad arra a kérdésre, hogy a változó magas vagy alacsony értékének klaszterezettsége jellemző az adott lokáció környezetében. A G_i -értékhez tartozó standardizált Z-érték $G_i(Z)$ felírható:

$$Z_i = \frac{G_i(d) - E[G_i(d)]}{\sqrt{\text{Var}(G_i(d))}}$$

A szignifikancia meghatározása a fenti feltételek mellett egyszerűnek mutatkozik, hiszen $G_i(Z)$ kritikus értéke 95%-os megbízhatóság mellett 1,96. A lokális G_i -értékek meghatározásánál kulcskérdés az optimális d távolság meghatározása. Getis (1995) javaslata szerint a legkézenfekvőbb azon távolság meghatározása, amelynél az autokorreláció mértéke maximális.

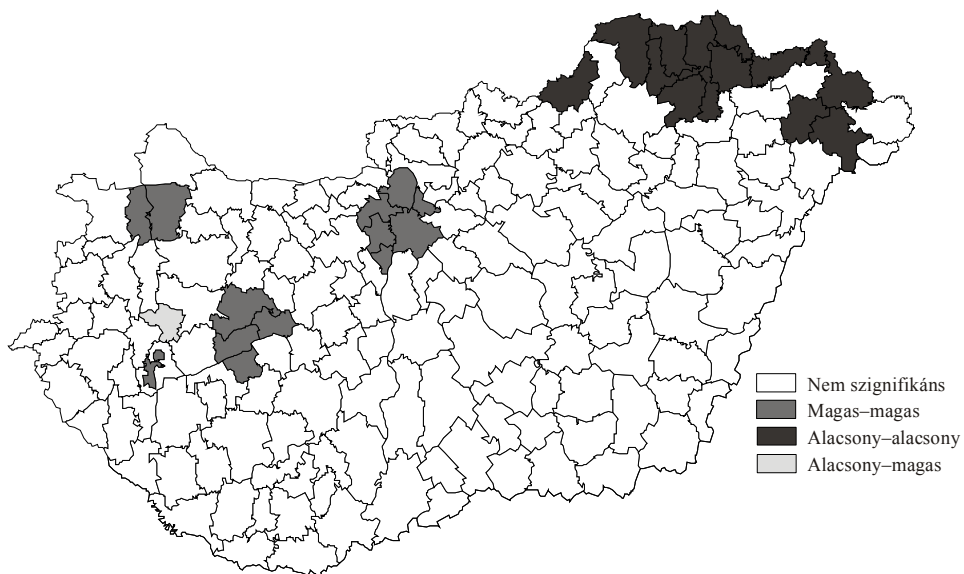
A kistérségi várható élettartamok lokális autokorreláltsága

A lokális sajátosságokat a lokális Moran- (Anselin 1995) és a Getis–Ord- (1992) statisztikák segítségével vizsgáltam. Mindkét teszt esetében azonos, királynőszomszédságon alapuló, elsőrendű bináris súlymátrix alkalmazására került sor. Az autokorreláció lokális értékeinek térképezése helyett csak a szignifikáns klaszterekre hívom fel a figyelmet. A szignifikancia meghatározása mindkét tesztnél azonos módon, az úgynevezett normalitási feltevés mentén történt, amelynek korlátaira már utaltam a korábbiakban.

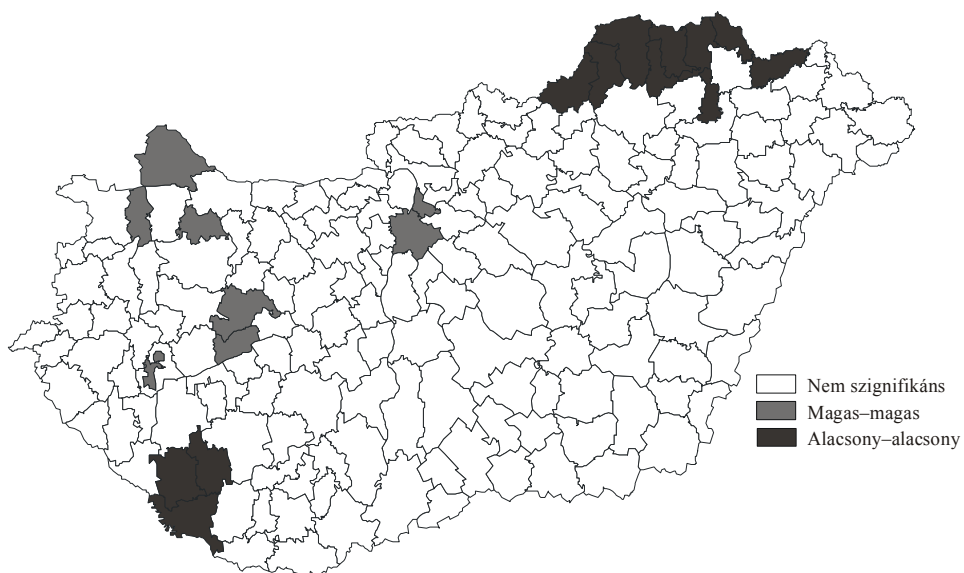
5–8. ábra

A kistérségi várható élettartamok lokális autokorrelációja
Lokális Moran I_i

5. Férfiak

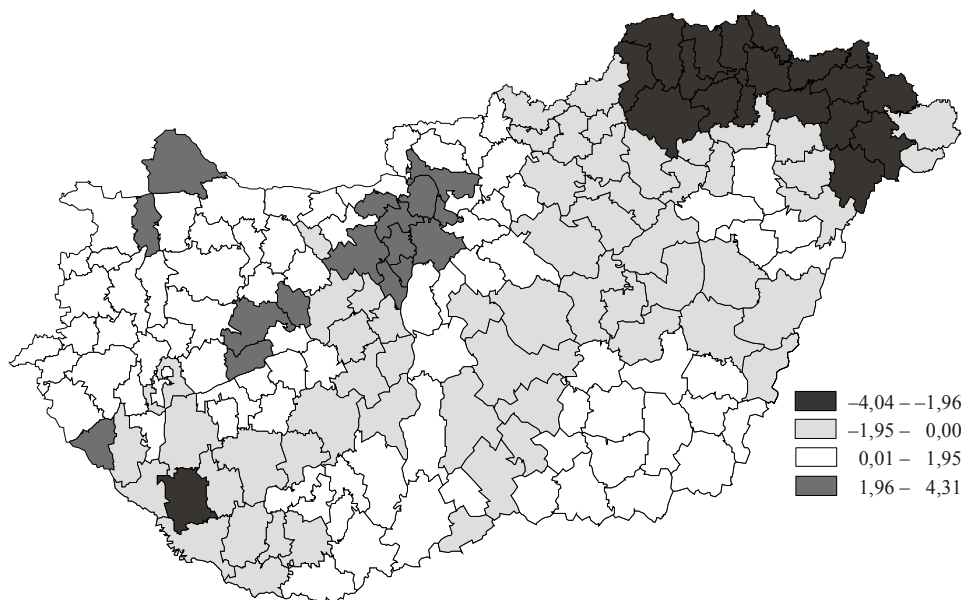


6. Nők

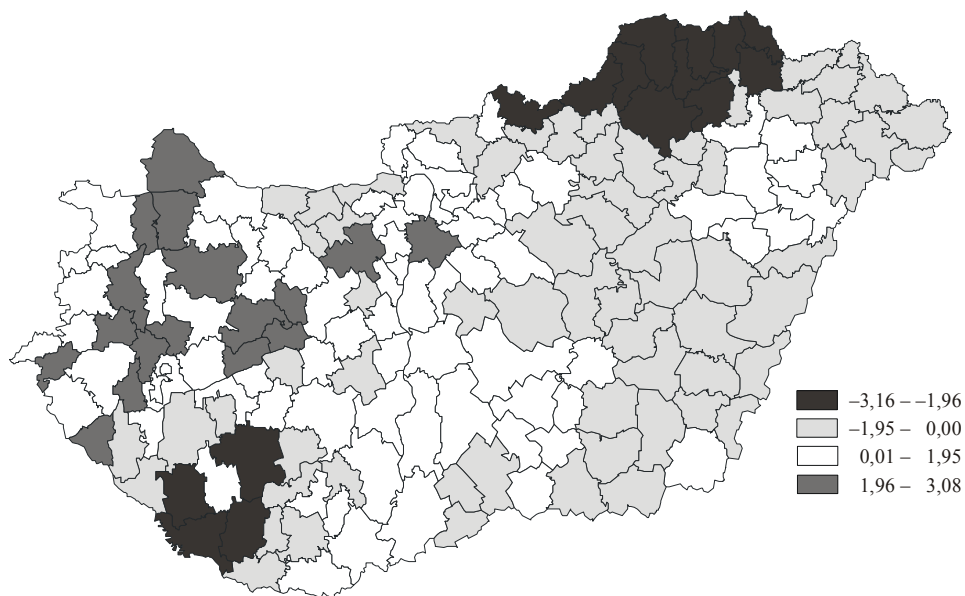


Lokális $G_i(Z)$

7. Férfiak



8. Nők



Összességében a két teszt nagyon hasonló eredményekhez vezetett mind a férfiaknál, mind a nőknél. A férfiak alacsony klasztere az ország északkeleti térségében található. A lokális G szerinti klaszter valamivel kiterjedtebbnek bizonyult, mint a Moran lokális változata szerinti. Érdekesség, hogy a lokális Moran alapján nem volt szignifikánsan alacsony klaszter Dél-Dunántúlon, míg a Getis-típusúnál előbukkan egy klaszterközpont (Nagyatádi kistérség). A magas értékek csoportosulása alapján négy-négy – lényegileg csak a méretében eltérő – klaszter különíthető el. A férfiak magas életkilátású területei főképp a főváros szomszédságában, Balatonfüred és Veszprém környezetében (a Balaton északi területein), illetve Győr-Moson-Sopron megyében találhatók. A lokális Moran szerint a Keszthelyi kistérség által körülölelt Hévízi, míg a Getis–Ord szerint a Letenyei központú bizonyult magas klaszternek.

Az alacsony várható élettartamú területek a nőknél is az ország északi peremén találhatóak. A férfiakhoz képest azonban ez a klaszter jóval keskenyebbnek és valamivel rövidebbnek is bizonyult. Mindkét lokális teszt jelentősebb kiterjedtségű klasztert jelzett Dél-Dunántúl somogyi kistérségeiben (Nagyatádi, Barcsi, Kadarkúti). Megjegyzendő, hogy a G_i szerint a Kaposvári kistérség is része volt az alacsony klaszternek. A magas élettartamot ígérő területek a főváros kivételével ugyancsak kompaktan tömörülnek. A Budapest körüli klaszter egyáltalán nem olyan kiterjedt, mint a férfiaknál, szignifikánsnak csak a klaszter középpontja, Budapest bizonyult. Úgy tűnik, hogy a magasabb életszínvonal hatása nemenként eltérően jelentkezik az ország centrumtérségében. Míg a férfiaknál határozottan kivehető egy Budapest körüli térben diffúz hatás, addig a nőknél ez limitáltnak tűnik. A magas klaszterek a nyugat-dunántúli régió kistérségeiben fordulnak elő. A korábbiakhoz képest számottevő különbség rajzolódik ki a két teszt között. A lokális Moran által jelzett klasztertagok száma lényegesen elmarad a lokális G által jelöltétől.

A nemek közötti különbségek

A férfiak és a nők várható élettartama közötti különbség az első világháborút követően vált nyilvánvalóvá, és ezt követően a nők várható élettartama a fejlettebb országokban mindenütt magasabb, mint a férfiaké (Nathanson 1984). A nők kedvezőbb mortalitása valamennyi korcsoportnál megfigyelhető, idősebb korban azonban a különbségek mérséklődnek (Read és Gorman 2011). Ekkor már nemcsak a halálozási valószínűségek között mérsékelt a különbség, de az okstruktúrában sincs lényeges eltérés (Cockerham 2004). A nemek közötti különbség mértéke számottevően változott az idők során (Annandale 2010). A különbség fluktuálásának magyarázata a megfelelő késleltettség mellett életmódbeli tényezőkkel és az ezeknek megfelelő halálloki struktúra változásával részben magyarázható (Cutler et al. 2006). Napjainkban az eltérés az alacsony mortalitású országokban a hatvanas évek végének, a hetvenes évek elejének csúcserkéihez képest lényegesen visszafogottabbnak mondható. A legfejlettebb országokban általában 4–7 év közötti különbségek figyelhetők meg. Így például a nyugat-európai mortalitási profilú Ausztriában 2009-ban a férfiak születéskor várható élettartama 77,7 év, a nőké 83,3 év volt (a különbség 5,6 év), ennél mérsékeltebb, 4–5 évnyi különbség jellemezte a skandináv országok közül Svédországot (79,3, 83,4) és Norvégiát (78,5, 83,4), míg Finnországban számottevőbb, 6,8 évnyi különbség rögzült (76,7, 83,5). A nyugat-európai

országok közül Franciaországban határozottan jelentősnek mondhatók a nemek közötti egyenlőtlenységek (77,8, 84,8) (HFA–DB).

A kelet-közép-európai és a kelet-európai térségben a különbségek összehasonlíthatatlanul nagyobbak: a volt szovjet térségben jóval tíz év feletti eltérések általánosnak tekinthetők (Cockerham 1999). Oroszországban pontosan 12 év különbség választja el a férfiakat és a nőket (62,7, 74,7) (HMD), s ugyanez a helyzet Ukrajnában is (62,3, 74,1) (HFA–DB).

A magyar nők és férfiak várható élettartambeli különbsége 2010-ben 8 év volt (70,0, 77,9), amely köztes értéknek tekinthető a kelet-európai extrém magas és a nyugati alacsony mortalitású országok között. A nemek közötti differencia csökkent az elmúlt másfél évtized során, de a leszakadás a magasabb nyugat-európai különbségekhez képest is számottevőnek mondható.

A nemek közötti különbségek bizonyos mértékig magyarázhatók biológiai (genetikai, hormonális) jegyekkel. A makroszintű különbségek időbeli pulzálása kellő érvet szolgáltat a biológiai magyarázat korlátozottságára. A biológiai mellett különböző társadalmi, magatartásbeli, pszichológiai tényezők játszanak meghatározó szerepet. A magatartásbeli különbségek a nemek közötti eltérő életmódra utalnak. Néhány kivételtől eltekintve a férfiak körében gyakoribbak az egészségkárosító szokások (dohányzás, alkoholfogyasztás), étkezési szokásaik egészségtelenebbek, mint a nőkéi, életvitelükben a kockázatos tevékenységformák rendszeresebben fordulnak elő (sérülések, balesetek), továbbá a végzetes kimenetelű erőszakos bűncselekmények áldozatai között is több férfi fordul elő. A befejezett öngyilkosságok áldozatai között is többségben vannak a férfiak. Ugyancsak ismeretes, hogy a férfiak szűrő- és gyógyítóellátásban való részvétele is elmarad a nőkéitől.

A nemek közötti különbségek térbeli vizsgálatánál két fontosabb empirikus irányvonal határolható körül. Az egyik kifejezetten a térbeli struktúrának az elemzését helyezi előtérbe, míg a másik a különbségek okaira keres választ. Preston (1976) a modernizáció különböző (gazdasági, társadalmi, pszichológiai) dimenziói alapján igyekezett magyarázni az egyenlőtlenységet. Az egyes tényezők halálkori struktúrára gyakorolt eltérő hatását emelte ki. A nemek közötti egyenlőtlenységek és az egészségi állapot kapcsolatát vizsgáló svéd tanulmány negatív kapcsolatot talált az egészségi állapot és az egyenlőség különböző metszetei között, vagyis a nemi szerepekben megnyilvánuló egyenlőség növekvő egészségegyenlőtlenységeket generált, ami az egyenlőtlenységi irodalom legfontosabb állításának éppen az ellenkezője volt (Backhans 2007).

A férfiak és a nők egészségben eltöltött éveinek (healthy life expectancy) térbeli kapcsolatát vizsgálta Groenewegen munkatársaival (Groenewegen et al. 2003). A férfiak és a nők regionális értékei között viszonylag erős kapcsolatot talált. A kilencvenes évek első felének adatait elemző angol területi (health authorities) elemzés jelentősebb különbségeket talált a férfiaknál, mint a nőknél. A nemi különbségek számottevőbbek voltak a deprivált területeken, míg a magasabb társadalmi státusú területeken nivelláltabbnak bizonyultak (Relaigh és Kiri 1997). Teljesen más eredményre jutott Malczewski (2009) 373 lengyel területi egység adatait elemezve. A férfiak és a nők várható élettartama csupán közepesen korrelált, a két nem térbeli mintázata számottevően eltért. Egy skót tanulmány az alkohol okozta halandóság területi adatait vizsgálta nemek szerint (Emslie és Mitchell 2009). A szerzők erős kapcsolatot találtak a két nem mortalitása között. Megállapításuk szerint ugyanazon társadalmi tényezők állnak az alkohol okozta mortalitás mögött mindkét nemnél.

A hazai tapasztalatok

A hazai kistérségi adatok szerint a férfiak és a nők közötti különbségek medián- és átlagértéke 8,5 év körül alakult, amely valamivel magasabb a makroszintű különbségeknél. A legkisebb különbség, 6,35 év a Szentendrei kistérségben fordult elő, ahol a férfiak születéskor várható élettartama 73,04 (95%, KI: 73,44–73,64), a nőké 79,39 év (95%, KI: 78,82–79,96) volt. Budapesten a két nem közötti különbség (6,46 év) alig tért el a Szentendreitől. Ugyanakkor érdemes megjegyezni, hogy a hat év feletti különbség – különösen annak fényében, hogy a leegyenlőbb területekről van szó – elmarad a Nyugat-Európában nem ritka négyéves eltérésektől. A nemek közötti legnagyobb területi egyenlőtlenség az Abauj–Hegyközi kistérségben fordult elő (12,16 év), ahol a férfiak várható élettartama 63,54 (KI: 62,11–4,97), a nőké 75,7 (KI: 74,02–77,37) év volt.

3. táblázat

A nők és a férfiak által várható élettartam különbségeinek leíró statisztikája

Megnevezés	Különbség
Minimum	6,35
Maximum	12,16
Terjedelem	5,81
1. kvartilis	7,87
Medián	8,52
3. kvartilis	9,28
Interkvartilis terjedelem	1,41
Átlag	8,59
N=	174

A különbségeket ábrázoló térkép (9. ábra), valamint a korábban említett korrelációs együttható magas értéke is azt sugallja, hogy a nemek kifejezetten jó prediktorai egymásnak. Azokon a területeken mérsékeltőbbek a különbségek, ahol az életkilátások is magasabbak, míg az abszolút hátrányok nemek közötti relatív hátrányokat is jelentenek. A nemek közötti különbségek területi sajátosságainak tipologizálásához klaszterelemzést alkalmaztam. Mindössze két vektor, a nemek közötti várható élettartamok különbsége és a nők várható élettartama alapján történt a klaszterezés. A klaszterezést megelőzően mindkét változót standardizáltam (z-score). A particionálás lehetséges megoldásai közül agglomeratív hierarchikus és nem hierarchikus módszereket (PAM, k-közép) alkalmaztam. A hierarchikus esetében az egyes csoportok hasonlóságának megállapítását egyszerű és teljes láncmódszerrel, centroid-, csoportátlag-, négyzetösszeg-módszerrel (Ward) is vizsgáltam (a módszerek részletes leírását ld. Kauffmann és Rousseeuw 2005, Füstös et al. 2004). A legmegfelelőbb megoldást a k-közép klaszter jelentette (R 'cclus' package). A megfigyelések közötti távolsági mátrix a legáltalánosabb euklidészi metrikán alapult:

$$d(i, j) = \sqrt{(x_{i1} - x_{j1})^2 + (x_{i2} - x_{j2})^2},$$

A klaszterek optimális számának meghatározása a klasztereljárások legnehezebb feladata. Számos – és eredményét tekintve egymással sem feltétlenül egybecsengő – eszköz áll rendelkezésre a legmegfelelőbb csoportosítás kivitelezésére (a különböző klaszter-algoritmusok értékeléséhez ld. elsősorban Gan et al. 2007, Borcard et al. 2011). Jelen

esetben a Rousseeuw féle silhouette-együtthatót (SC) alkalmaztam (Rousseeuw 2005). A mutató figyelembe veszi az a klaszterhez tartozó megfigyelések disszimilariását, és ugyanezt megvizsgálja az a klaszterhez legközelebb eső b klaszter viszonylatában is.

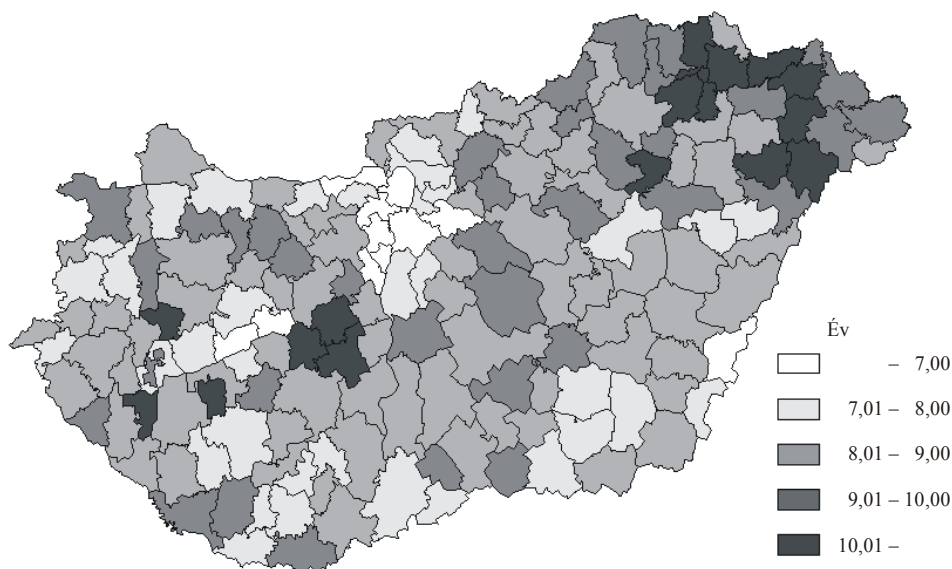
$$s(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max\{a(i), b(i)\}}$$

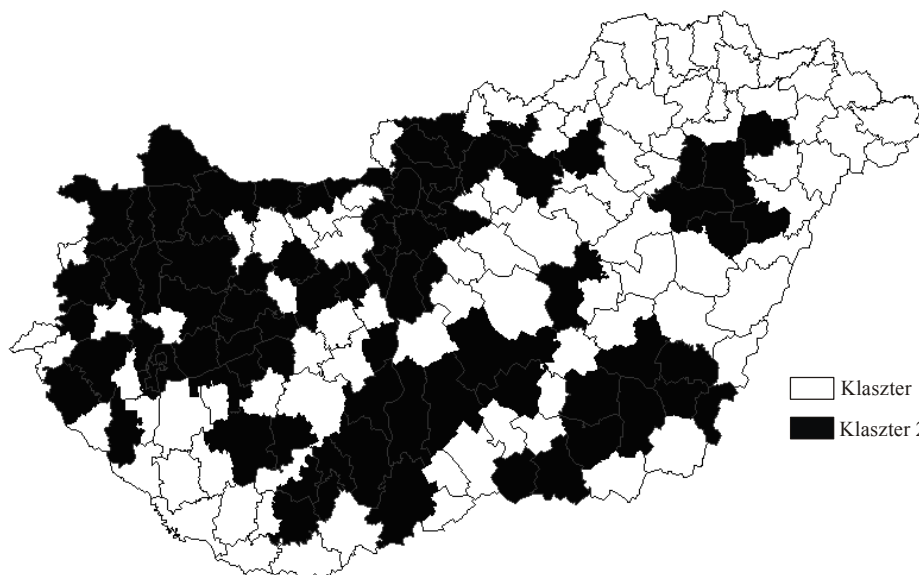
A legmagasabb $s(i)$ átlagos együtthatóérték jelöli ki a klaszterek számát. A mutató értéke $-1 \leq s(i) \leq 1$. Az elképzelés egyértelmű előnye, hogy valamennyi klasztertag sziluettértéke vizuálisan megjeleníthető, így jól láthatók azok a klaszterek, amelyeknek tagjai nem megfelelően illeszkednek csoportjukhoz. A klaszterenkénti együtthatók átlagának értéke a klaszterezettség megfelelőségét értékeli; egyenlőtlen számú csoportok esetén az SC alkalmazása nem ajánlott.

Az együttható két klaszter meghatározását indokolta. Az átlagos silhouette-együttható értéke 0,53 volt, amely stabil klasztersémát mutatott. Az ennél nagyobb klaszterszámú particionálásnál az SC értéke rendre 0,4 alatt volt (három klaszternél az SC értéke 0,36; négy klaszternél 0,23), ami a struktúra gyengeségére, a particionáltság műterméki jellegére utal. A klaszterek validálásához varianciaelemzést (ANOVA) használtam külön-külön mindkét változóra. A reziduálisok normál eloszlását Shapiro–Wilk-tesztel, a varianciák homogenitását Bartlett-tesztel ellenőriztem. Mindkét teszt eleget tett a varianciaanalízissel szemben megfogalmazott követelményeknek. Az elemzés megerősítette, hogy a születéskor várható élettartamok szignifikánsan eltérnek a konstruált faktor (klasztertagság) függvényében.

9. ábra

A férfiak és a nők születéskor várható élettartama közötti különbség



A k-közép klaszterezés eredménye

A kapott eredmény szerint a nemek közötti területi egyenlőtlenség alapján az ország két típusra tagolható, a különbségek értelemszerűen fokozatiak. A jelenlegi adatok szerint a várható nemi sajátosságok térben konzisztensek. Ahol a nők hosszabb élettartamra számíthatnak a mortalitás jelenlegi szintje szerint, ott a férfiak is hasonló életkilátásokkal bírnak. A legfontosabb megállapításom tehát arra vonatkozik, hogy a jelenlegi adatok szerint az alkalmazott módszerrel nem mutathatók ki inkonzisztens klaszterek a hazai térszerkezetben. A nemek szerinti életkilátások nagyon erősen együtt járnak.

A kapott klaszterelemzés eredményét röviden összefoglalva elmondható: az első csoportot azok a kistérségek alkotják ($n=93$), amelyeknél a várható élettartamok mindkét nem esetében alacsonyabbak. A férfiak élettartamának átlaga 67,3 év, a nőké 76,4 év volt, az átlagos különbség pedig 9,1 évnél adódott. A második klaszternél ($n=81$) a várható élettartam átlaga 70,3 és 78,3 év volt, a különbségük valamivel mérsékeltebb volt. A térségi tagoltság nem felel meg sem a kelet–nyugat szerinti, sem a centrum–periféria szerinti megosztottságnak. A nyugati országrészen többségben vannak azok a területek, ahol a különbségek hazai léptékkal mérve valamelyest mérsékeltebbek, és az életkilátások jelentősebbek mindkét nem esetében. A dél-alföldi, észak-alföldi és dél-dunántúli régióban is előfordul ez a típus. Sőt, ezek jelentősebb területet fednek le. Főleg a dél-alföldi régióban dominánsabb a második típusú klaszter jelenléte. Az első klaszterhez tartozó megfigyelések ugyancsak koncentráltan, Dél-Dunántúlon, Észak-Alföldön és főképp Észak-Magyarországon halmozódnak, ugyanakkor sporadikusabban bármely hazai régióban előfordulnak.

Néhány következtetés

A tanulmányban a születéskor várható élettartamok területi mintázatát vizsgáltam. A várható élettartamok becslése saját számítások szerint Chiang (1984) módszere alapján történt. Az adatelemzési technikák közül a globális és a lokális klaszterezettség megfelelő kereteket biztosítottak a térbeli sajátosságok leírására, a lokális mintázatok feltárására. A lokális klaszterek meghatározása bináris súlymátrix és normalitási feltevés mentén történt mindkét nemnél. A klaszterek elhelyezkedése nemek szerint is hasonlóan bizonyult, kisebb különbségek a klaszterek kiterjedtségében mutatkoztak.

A hazai területi egyenlőtlenségek a térbeli lehatárolásból fakadó problémák, a megfigyelt szubrégiók eltérő nagysága miatt nem vethetők egyértelműen össze más országok hasonló adataival, a különbségek jelentős területi diszparitásról árulkodnak. A nyugat-európai kutatásokból származó eredményekhez képest a hazai különbségek határozottan jelentősebbnek bizonyultak. Az elemzés egészében a nemek szerinti sajátosságok bemutatása meghatározó szereppel bírt. Nem meglepő módon a területi különbségek a férfiak vonatkozásában markánsabbnak bizonyultak. A nemek közötti egyenlőtlenségek még a legnívelláltabb kistérségekben is hat év fölött voltak, amelyek éppen megközelítik a nyugat-európai átlagot, míg a nagyobb különbségű területek a kelet-európai, volt szovjet térséggel mutatnak rokon vonásokat. A férfiak és nők várható élettartamai között nagyon szoros együttjárást tapasztalhatunk. A klaszterelemzés csupán fokozati különbségeket tárt fel, azaz nem tudunk olyan klaszterről, illetve területekről beszámolni, amelyek inkonzisztens nemek szerinti viselkedésre utalnának. Magyarországon a nemenkénti várható élettartamok kifejezetten hatékony makroszintű prediktorai egymásnak.

IRODALOM

- Aldstadt, Jared* (2010): Spatial Clustering. In: Manfred M. Fischer – Getis, Arthur (eds.): Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications, Springer-Verlag, Berlin–Heidelberg
- Annandale, Ellen* (2010): Health Status and Gender. In: William C. Cockerham (ed.): The New Blackwell Companion to Medical Sociology. Wiley–Blackwell
- Anselin, Luc* (1995): Local Indicators of Spatial Association – Lisa. Geographical Analysis, 27(2)
- Backhans, Mona C. – Lundberg, Michael – Mansdotter, Anna* (2007): Does increased gender equality lead to convergence of health outcomes for men and women? A study of Swedish municipalities. Social Science and Medicine, 64.
- Bivand, Roger* (2009): „The Problem of Spatial Autocorrelation” forty years on
- Borcard, Daniel – Gillet, Francois – Legendre, Pierre* (2011): Numerical Ecology with R. USE R! Springer New York, Dordrecht, London, Heidelberg
- Chiang, C. L.* (1984): The Life Table and its Applications. Robert E. Kriger Publishing Company Malabar, Florida
- Cockerham, William C.* (1999): Health and Social Change in Russia and Eastern Europe
- Cockerham, William C.* (2004): Medical Sociology. Ninth Edition, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey
- Cutler, David – Deaton, Angus – Lleras-Muney, Adriana* (2006): The determinants of Mortality. Journal of Economic Perspectives, 20(3)
- Daróczy Etelka – Hablicsek László* (2008): A halandóság területi és időbeli különbségei az életkor függvényében. Demográfia, 1.
- Daróczy Etelka* (1997): A halandóság területi eltérései Magyarországon 1959/60–1992. KSH Népegyetemintézet Kutatási Jelentések, 60., Budapest
- Daróczy Etelka* (2004): Területi és társadalmi különbségek a középkorú férfiak és nők halandóságában Magyarországon 2001 körül. In: Daróczy Etelka – Kovács Katalin (szerk.): Halálórási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak. KSH, Népegyetemintézet Kutatóintézet. Kutatási Jelentések, 77., Budapest
- Dasgupta, Partha* (2000): Valuation and Evaluation: Measuring the Quality of Life and Evaluating Policy. Resources for the Future, Discussion Paper 00–24.
- Emslie, Carol – Mitchell, Richard* (2009): Are there gender differences in the geography of alcohol-related mortality in Scotland? An ecological study. BMC Public Health, 9.
- Fortin, Marie-Josée – Dale, Mark R. T.* (2005): Spatial Analysis – A Guide for Ecologists. Cambridge University Press, Cambridge
- Füstös László – Kovács Erzsébet – Mészéna György – Simonné Mosolygó Nóra* (2004): Alakfelismerés (Sokváltozós statisztikai módszerek). Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest

- Gan, Guojun – Ma, Caoqun – Wu, Jianhong* (2007): Data Clustering: Theory, Algorithms, and Applications. ASA-SIAM Series on Statistics and Applied Probability, SIAM, Philadelphia, ASA, Alexandria, VA
- Geary, R. C.* (1954): The Contiguity Ratio and Statistical Mapping. *The Incorporated Statistician*, 5.
- Getis, Arthur – Ord, John Keith* (1992): The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*, 24.
- Getis, Arthur* (1995): Spatial Filtering in a Regression Framework: Experiments on Regional Inequality, Government Expenditures, and Urban Crime. In: Anselin, L. – Florax, R. (eds.): *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin
- Getis, Arthur* (2010): Spatial Autocorrelation. In: Manfred M. Fischer – Getis, Arthur (eds.): *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*, Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg
- Groenewegen, Peter P. – Westert, Gert P. – Boshuizen, Hendriek C.* (2003): Regional differences in healthy life expectancy in the Netherlands. *Public Health*, 117.
- Hablicsek László* (2003): Térségi halandósági különbségek a középkorúak körében. In: Daróczy E. (szerk.) (2003): *Kettős szorításban. A középgenerációk élete és egészsége*. KSH Hivatal Népeségstudományi Kutatóintézet, Kutatási Jelentések, 74., Budapest
- HFA-DB: European Health for All Database, <http://data.euro.who.int/hfad/>
- HMD: Human Mortality Database, <http://www.mortality.org/>
- Józan, P. – Forster, D. P.* (1999): Social inequalities and health: an ecological study of mortality in Budapest, 1980–83 and 1990–93. *British Medical Journal*, 318.
- Kauffmann, Leonard – Rousseeuw, Peter J.* (2005): *Finding Groups in Data. An Introduction to Cluster Analysis*. John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey
- Klinger András* (2003): A kistérségek halandósági különbségei. *Demográfia*, 1.
- Klinger András* (2006a): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (I.). *Demográfia*, 2–3.
- Klinger András* (2006b): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (II.). *Demográfia*, 4.
- LLoyd, Christopher D.* (2011): *Local Models for Spatial Analysis*. 2nd. Ed. CRC Press, Taylor & Francis Group, Boca Raton, London, Routledge
- Malczewski, Jacek* (2009): Exploring spatial autocorrelation of life expectancy in Poland with global and local statistics. *GeoJournal*, 75(1)
- Mazumdar, Krishna* (2001): Improvements in life expectancy: 1960–1995 an exploratory analysis. *Social Indicators Research*, 55.
- Moran, P. A. P.* (1950): Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37.
- Nathanson, C. A.* (1984): Sex differentials in Mortality. *Annual Review of Sociology*, 10.
- Oden, N.* (1995): Adjusting Moran's I for population density. *Statistics in Medicine*, 14.
- Ord, J. K. – Getis, Arthur* (1995): Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis*, 27.
- Preston, Samuel H.* (1976): *Mortality Patterns in National Populations with Special Reference to Recorded Causes of Death*. Academic, New York
- Read, Jen'nan Ghazal – Borman, Bridget K.* (2011): Gender and Health Revisited. In: Bernice A. Pescolido, Jack K. Martin, Jane D. McLeod, Anne Rogers (eds): *Handbook of the Sociology of Health, Illness, and Healing. A Blueprint for the 21st Century*. Springer, New York, Dordrecht, Heidelberg, London
- Relaigh, Veena Soni – Kiri, Victor A.* (1997): Life expectancy in England: variations and trends by gender, health authority, and level of deprivation. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 51.
- Sen, Amartya* (1998): Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure. *The Economic Journal*, 108.
- Waller, Lance A. – Gotway, Carol A.* (2004): *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. John Wiley & Sons, New York
- Wilkinson, R. G.* (1992): Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal*, 304.
- Kulcsszavak:** kistérségi születéskor várható élettartamok, globális autokorreláció, lokális autokorreláció, k-közép klaszterezés, térbeli demográfia.

Resume

This article examines the spatial gender differences of life expectancy at birth in Hungary using the most recent data available. The estimation of life expectancies is based on modified version of Chiang's method which was calculated by the author. We experienced much larger differences amongst men than women. Our empirical result corresponds to the conventional experience. The range regarding men was 9.5 years and 6 years for women. Both values refer to enormous large spatial disparities. Nonetheless the strength of relationship between genders, based on a simple correlation coefficient was very high ($r=0,83$). It implies that genders are good predictors to one another. The exploration of spatial pattern of life expectancy is based on well-known global and local spatial autocorrelation tests. It has been found that the global spatial autocorrelations are somewhat larger for men than for women. However the differences are not remarkable. Not surprisingly the local patterns were very similar as well. Minor differences were found regarding the extent of local clusters. Areas with high life expectancies can be found in the central region, especially in the capital and its surrounding zones, and Western Transdanubia region. The areas with the lowest life expectancy lie in South Western and North-Eastern regions of the country.

Finally we attempted to partition areas according to women's life expectancy and gender differences. We used k-means cluster method and silhouette coefficient (SC) to classify proper cluster structure. Because of the above mentioned strong relationship we could define only two clusters. SC value was more than 0.5. We experienced that, where the life expectancy was high or relatively high the gender differences were significantly smaller.