

**PÉCSI TUDOMÁNYEGYETEM**  
**Természettudományi Kar**  
**Földtudományok Doktori Iskola**

**A TERÜLETI HALANDÓSÁGI KÜLÖNBSÉGEK ALAKULÁSA**  
**MAGYARORSZÁGON**  
**1980-2006**

**PhD-értekezés tézisei**

Bálint Lajos

Témavezető:

Dr. Tóth József  
Rector emeritus, egyetemi tanár

Pécs, 2009.

Doktori iskola címe: PTE Földtudományok Doktori Iskola  
Pécs, 7624 Ifjúság útja 6.  
Vezetője: Dr. Tóth József, egyetemi tanár, rector emeritus  
A földrajztudomány doktora  
PTE TTK Földrajzi Intézet,  
Társadalomföldrajzi és Urbanisztikai Tanszék

Doktori témacsoport címe: Terület- és településfejlesztés  
Vezetője: Dr. Tóth József, egyetemi tanár, rector emeritus  
A földrajztudomány doktora  
PTE TTK Földrajzi Intézet,  
Társadalomföldrajzi és Urbanisztikai Tanszék

Értekezés tudományága: térbeli demográfia

Témavezető: Dr. Tóth József, egyetemi tanár rector emeritus  
A földrajztudomány doktora  
PTE TTK Földrajzi Intézet,  
Társadalomföldrajzi és Urbanisztikai Tanszék

## Bevezetés, előzmények

A magyar népesség korai halandósága, életkilátásainak elmaradása a világ fejlett országaiban élőkéhez képest, évtizedek óta akut társadalmi probléma. A mortalitás folyamatainak és okainak bemutatása valamint nemzetközi környezetben történő elhelyezése – demográfiai és epidemiológiai kereteken messze túlmutató – lehetőséget nyújt arra, hogy rávilágítsunk a magyar társadalom tartósan fennálló zavaraira.

A huszadik század kezdetétől a hatvanas évek közepéig a civil népesség halandósága a világ fejlettebb országaiban csökkent. A halandóság trendjének kedvező alakulása szokatlan módon érzéketlen volt a gazdasági megtorpanásokra, globális recessziókra, beleértve a világgazdasági válságot is. Az 1970-es évekig bezáróan – eltekintve a háború és/vagy éhínség sújtotta területektől – világszerte javultak a népesség életkilátásai. Közép- és Kelet-Európában a huszadik század hatvanas éveinek közepén példátlan demográfiai, epidemiológiai fordulatra került sor. A jelenség a népesség életkilátásainak tartós stagnálásában, esetenként romlásában, a szocialista rezsimek összeomlásának időszakában – néhány kivételtől eltekintve – országonként eltérő mértékű, időzített és tartósságú krízisben öltött testet. Ehhez hasonló változás alig ismert a modern történelemben. A kedvezőtlen folyamatok annak ellenére következtek be, hogy újabb és fejlettebb technológiák jelentek meg a gyógyítás területén, a fertőző betegségek többsége az antibiotikumok elterjedésének köszönhetően gyógyíthatóvá vált, ezáltal a csecsemőhalandóság és a kisgyermekkorú mortalitás korábban nem tapasztalt mértékben esett vissza. A fejlett nyugati országokban a hetvenes évektől a preventív intézkedések mellett számos innovációra, a korábbiaknál lényegesen hatékonyabb beavatkozásra került sor az egészségügyben, amelynek köszönhetően jelentős javulást sikerült elérni a krónikus betegségek terén is. A javulás lényegében annak volt köszönhető, hogy a degeneratív betegségek okozta halálozások egyre későbbi életkorokban jelentkeztek. Mindemellett számottevő életmódváltozásra került sor, az általános életszínvonal pedig emelkedett. Kelet-Európában azonban hasonló jellegű változás nem következett be. A konvergencia időszaka Kelet és Nyugat-Európa relációjában rövidnek bizonyult. A felzárkózást a kelet- és közép-európai népesség egészségi állapotának hosszan elhúzódó stagnálása, majd romlása, a trendek szétnyílása, a leszakadás hosszabb időszaka követte, miközben a nyugat-európai, általában alacsonyabb mortalitású országokban folytatódott a javulás, ennek következtében körükben erősödött a konvergencia. Nemcsak kelet és nyugat viszonylatában, hanem a szocialista blokkon belül is mélyültek a repedések.

A hatvanas évek közepétől a nyolcvanas évek végéig tartó negyed század során a nyugat-európai országokban átlagosan 5-7 évvel nőtt a várható élettartam. Eközben a keleti blokk legjobb népegészségügyi mutatókat felvonultató országaiban is jóval mérsékeltebb ütemű előrelépés történt. Kelet-Németországban 2,8 évvel Csehországban és Lengyelországban 1,6 évvel nőtt a teljes népesség születéskor várható élettartama. Alig érezhető javulás, inkább stagnálás volt megfigyelhető Magyarországon és Romániában (0,2 év), míg a Baltikumban és a volt Szovjet tagállamokban eltérő mértékű visszaesés ment végbe.

A kilencvenes évek első felében a kommunista rezsimek összeomlásával súlyos társadalmi-gazdasági krízis rázta meg a volt szocialista országokat. A mortalitási krízis nem egyenletesen érintette a volt szocialista országokat és nem is mindenhol jelentkezett. Kelet-Németország mellett Csehország (és kisebb mértékben Szlovákia) több egyedi specifikummal bír. Az átmenet az össznépeség mortalitásának szempontjából megrázkódtatás nélküli volt, a javulás pedig töretlen. A krízis Lengyelországban mérsékeltebb és nagyon rövid idejűnek bizonyult, a mortalitási mutatók 1992 után kezdtek el javulni. A magyar népesség születéskor várható átlagos élettartama a rendszerváltozás után 1992-ben és 1993-ban érte el mélypontját, majd ezt követően történt javulás. Míg a periférikusabb, balkáni országokban, így Romániában és Bulgáriában az egészségromlás egészen a kilencvenes évek végéig elhúzódott. Az egykori Szovjetunióban az összeomlás mortalitási mérlege óriási károkat mutatott. A sokkterápia után rövidebbel 1994-től azonban váratlan javulás mutatkozott, de 1998-tól az orosz bankrendszer összeomlásával, és a továbbgyűrűző gazdasági megrázkódtatásoknak köszönhetően a mortalitási krízis megismétlődött.

A Közép- és Kelet-Európa társadalmainak mortalitási folyamataival kapcsolatban megfogalmazódó kérdések alapvetően a stagnálás/leszakadás okaira, majd a nyolcvanas évek végétől a megrázkódtatások eltérő mértékére vonatkoznak. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy a jelenség sokkal komplexebb annál, semmint, hogy egy vagy néhány tényező egyértelmű választ tudna adni. Összességében azonban máig nem rendelkezünk a jelenséget átfogóan magyarázó holisztikus elmélettel.

A régió társadalmainak halandósági profiljában számos közös jellemző bukkan fel. Jól ismert tény, hogy a kelet-európai társadalmakat sújtó egészségromlás, és főleg az átmenet alatti jelentős halandósági többlet alapvetően a férfiaknál jelentkezett. Ugyancsak jól dokumentált a középidősek továbbélési valószínűségeinek romlása. Valamint az is, hogy az alacsony iskolázottságú társadalmi csoportok tekinthetők a szocialista rendszer utolsó évtizedének, majd a piacgazdaság legnagyobb veszteseinek. Szintén közös, országghatárokon

átívelő ismérvek tekinthető az egyes halálokok hozzájárulása a várható élettartam alakulásához (a különbség alapvetően nem a mortalitási profilban, hanem a halálozás bekövetkezésének időpontjaiban van). A dolgozat Human Mortality Database adatai alapján részletesen taglalja a kor és nemspecifikus mortalitás időbeli alakulását országonként.

Meslé (2001) számításaiból jól kivehető az egyes halálteki főcsoportok szerepe, és meghatározhatók a mortalitási krízis utáni felívelő szakasz nyereségének epidemiológiai okai is (1. tábla). A hatvanas évektől az átmenet végéig tartó csökkenő-stagnáló időszakban a legjelentősebb hatás a keringési megbetegedések okozta halálozásokhoz volt köthető. Magyarország annyiban tért el a közép-európai modelltől, hogy az emésztőrendszer okozta halálozások hatása bizonyult a legjelentősebbnek, másodikként a keringési rendszer okozta halálozások következtek, a malignus eredetű mortalitás a harmadik jelentősebb hozzájárulást mutatta. A három fontosabb halálteki csoport hatása lényegesen nem tért el. A mortalitási krízistől az ezredfordulóig tartó időszak alatt tapasztalt javulás valamennyi országban elsődlegesen a kardiovaszkuláris halálozások csökkenésének volt köszönhető.

1. tábla

**A születéskor várható élettartam változásához hozzájáruló hét halálteki, különböző időszakokban négy közép-európai országban (férfiak)**

Országok	Fertőző betegségek	Daganatok	Keringési rendszer betegségei	Légzőrendszer betegségei	Emésztőrendszer betegségei	Más betegségek	Erősza-kos okok	Összesen
<b>Magyarország</b>								
1965-1993	0,40	-1,19	-1,25	0,61	-1,33	1,07	-0,56	-2,24
1993-2000	0,05	0,01	1,07	0,23	0,38	0,38	0,51	2,63
<b>Lengyelország</b>								
1965-1991	1,14	-0,75	-2,11	1,34	0,20	0,57	-0,88	-0,50
1991-1999	0,07	0,02	1,59	0,06	-0,09	0,52	0,51	2,68
<b>Bulgária</b>								
1965-1997	0,25	-0,22	-3,74	1,37	-0,19	0,06	-0,15	-2,62
1997-1999	0,00	0,04	0,67	0,26	0,12	0,08	0,08	1,26
<b>Románia</b>								
1969-1997	0,48	-0,35	-1,58	1,81	-0,33	0,34	-0,26	0,12
1997-2000	0,04	-0,01	1,02	0,40	0,28	0,46	0,39	2,57
<b>Cseh Köztársaság</b>								
1988-2000	0,02	0,44	1,97	0,21	0,14	0,77	0,03	3,58
<b>Szlovákia</b>								
1992-2000	0,00	-0,04	0,41	0,31	0,08	0,34	0,41	1,50

Forrás: Meslé, 2001: 53.

A kelet- és közép-európai országok megakadt epidemiológiai fejlődésének magyarázatára több elmélet látott napvilágot. A rendszerspecifikus, alapvetően holisztikus szemléletű megközelítések szerint a Közép- és Kelet-Európában bekövetkezett mortalitási válság geopolitikailag jól definiálható határok között húzódik, képviselőik szerint: ezen országok jellegében azonos politikai rezsim(ek) áldozatait, valamint a mortalitási folyamatok

kedvezőtlen alakulása a szocialista rendszer zsákutcás modernizációs kísérletének, torz fejlődésének köszönhető. Az epidemiológiai válságot és előzményeit társadalmi és politikai válságként kezelő elméletek sikeresnek tekinthetők a krízis értelmezésében, de a fogalmi eszköztár szinte teljességgel alkalmatlan a legújabb, sikeresnek mondható időszak okainak feltárására. A másik nagy elméleti vonulat, az epidemiológiai irányzat szerint a régió leszakadása a népesség egészségtelen életvitelére, életmódváltásának hiányára vezethető vissza. A deskriptív epidemiológiai írások egyértelműen igazolják, hogy a dohányzásnak köszönhető halálozások száma a volt szocialista országok többségében – kiváltképpen Magyarországon és Lengyelországban – extrém méreteket öltött. A dohányzás mellett a túlzott alkoholfogyasztás jelenléte a régió számos országának hétköznapjaiban szintén nem vitatott. Az alkoholfogyasztás betegségterhe és szerepe a mortalitásban szintén közismert. Az általános kutatási tapasztalatok azt erősítik, hogy a kelet-európai volt szovjet utódállamok és a magyar férfiak alkoholnak tulajdonítható halálozása rendkívül magas.

A harmadik jelentősebb iskola a megbirkózási nehézségeket, a szorongás, az alacsony társadalmi tőke és bizalomszint szerepét hangsúlyozza, továbbá azt, hogy a közép-európai mortalitás oka nem önmagában a társadalmi-gazdasági lemaradás, hanem a depressziós tünetegyüttes fokozott jelenléte révén vezetett az alacsonyabb iskolai végzettségű és jövedelmű rétegek egészségi állapotának romlásához. Ennek a megközelítésnek a részletesebb bemutatásától eltekintettem, mivel a rendelkezésre álló aggregátum típusú adatok nem kellően alkalmasak a koncepció tesztelésére.

A hazai és a nemzetközi szakirodalmi utalások azt támasztják alá, hogy sem a környezeti ártalmak, sem pedig az egészségügyi ellátás színvonala nem volt meghatározó a népesség romló életkilátásaiban. Ugyanakkor messze nem kizárható, hogy a mortalitási krízist követő javulás okai nem a klasszikus rizikófaktorok terén elért fejlődésnek köszönhetők, mivel az életmódban bekövetkezett változások csak hosszú távon képesek javítani a halálozási helyzetet. S mivel a változások dinamizmusát a keringési rendszer betegségei adták, így meglehetősen plauzibilisnek tűnik, hogy a 90-es években kibővülő terápiás lehetőségek és szívsebészeti kapacitások kiépülése meghatározó szereppel bírtak a krízis megszüntetésében.

## **A kistérségek mortalitási különbségei Magyarországon**

### **Célkitűzések, adatok és módszerek**

Az értekezés célja a térbeli mortalitási különbségek bemutatása és az okok magyarázó modellek segítségével történő feltárása volt.

A dolgozat elméleti és alkalmazott módszertani megközelítése a térbeli demográfiához áll legközelebb. Az elmúlt közel egy évtized során a demográfia tudománya is egyre nagyobb jelentőséget tulajdonít a térbeli megközelítéseknek. Bár a demográfia képviselői korábban is felhasználtak térbeli adatokat, de a mikro adatok megjelenése, a térbeli adatokkal kapcsolatos módszertani problémák (MAUP, ökológiai tévkövetkeztetés) miatt elapadt az érdeklődés a területi elemzések iránt. Nyilvánvaló hátrányuk ellenére, több érv is felsorakoztatható az ökológiai szintű vizsgálatok mellett. Szemben az egyedi adatokon nyugvó elemzésekkel a területi kutatások lényegesen olcsóbbak, az adatokhoz való hozzáférés általában nem ütközik akadályokba. Gyakran azonban területi kutatásokra azért kerül sor, mert elemi szintű adatok nem érhetők el. Számos esetben az individuális megközelítések nem alkalmasak a jelenség magyarázatára. Környezeti hatások időbeli vizsgálatánál az elemi szintű megközelítések korlátozottak, különösen így van ez térbeli halálozási/megbetegedési klaszterek vizsgálatánál.

A nyolcvanas években újra felerősödött a térbeli adatok elemzésének az igénye. Ehhez hozzájárultak a tudományos közösség számára elérhető elektronikus adatbázisok (alacsony szinten aggregált digitalizált területi népszámlálási adatok, a demográfiához korábban nem szorosan kötődő például bűnözési és más egyéb adatbázisok), a térképi megjelenítést és számításokat lehetővé tevő szoftverek. Az adatok tárolása, rendszerezése és elemzése drámai mértékben felgyorsult. Ezt egészítette ki a térbeliség statisztikai kezelésének megfelelő elméleti háttére, amely alapvetően a geográfia, a regionális tudományok felől érkezett. Mindezen előrelépések következtében Voss és kollégái (2004) a kilencvenes évek elejére datálták a térbeli demográfia (újja)születését. A térbeli demográfia által megjelenített újdonság a térbeli modellek demográfiai jellegű kutatásokban való alkalmazásában, a megfigyelt térbeli mintázatok okainak feltárásában keresendők. Mindezek révén lényegesen szofisztikáltabb, pontosabb becslési eredmények szülehetnek. A térbeli módszerek alkalmazásával unikális lehetőség nyílt a korábban kifutottnak vélt demográfiai elméletek újragondolására, a jelenség térbeli specifikumainak átértékelésére. A megbízhatóbb eredményeknek köszönhetően a politikai döntéshozók realisabb háttér-információkhoz juthatnak.

A halandóság területi egyenlőtlenségeit kistérségi szinten vizsgáltam. E területi skálán a megyéknél jóval árnyaltabb (térfolytonosabb), a valósághoz hűebb, statisztikai szempontból ugyanakkor még kellően robusztus becsléseket lehet produkálni.

Az adatok a Központi Statisztikai Hivatal elektronikus népesedési adatbázisából a DEMO-ból származnak. Az adatok települési szinten lettek leválogatva, majd a 2004-2007 között érvényes kistérségi struktúrának megfelelően aggregálva. A kistérségek száma ezen lehatárolás szerint 168 volt. A kistérségek közötti méretbeli különbségek kiküszöbölése nemcsak ezen, hanem mind a korábbi, mind a jelenlegi lehatárolás szerint sem volt megoldható. A kistérségi lehatárolás és bármely más közigazgatási lehatárolás „természetessége” vitatható ugyan, de mint létező térfelosztás a gyakorlati döntéshozók és civil aktorok számára is megfelelő kereteket biztosít akcióprogramok megvalósítására. A megbízhatóság érdekében az évek összevonása mellett, konfidencia intervallumok segítségével igyekeztem minél pontosabb következtetéseket megfogalmazni. A területi mortalitás meghatározására számos mutatószám áll rendelkezésre. A kistérségi halandósági táblák létrehozására, a születéskor várható élettartamok megállapítása mellett szól az az érv, hogy ezen módszernél – szemben a standardizált halandósági mutatókkal – nincs szükség a kormegoszlás hatását kiszűrő standardként meghatározott népességsúlyra vagy a referencia népesség halandósági rátájára, így az időbeli összehasonlítás, anélkül is lehetséges, hogy bármilyen előzetesen definiált korszerkezettel élünk volna. A számításokat Chiang-féle módszer módosított változatával végeztem, amelyet a Brit Statisztikai Hivatal sikerrel alkalmazott alacsony népességszámú területek mortalitásának megállapítására. A módszer előnye az eredeti változathoz képest, hogy azokra a korcsoportokra is meghatározhatók a konfidencia intervallumok, amelyeknél nem történt haláleset.



## A területi egyenlőtlenségek alakulása 1980-2006 között

A várható élettartamok időbeli alakulását öt évet lefedő időszakok segítségével nemek szerint, és a két nemre együttesen is vizsgáltam. Az egyenlőtlenségi mutatók között egyaránt figyelembe vettem olyanokat, amelyek a területi különbségeknél nincsenek tekintettel a térbeli elhelyezkedésre, és olyanokat, amelyek térparaméteres eljárásokon alapulnak.

2. táblázat

### Különböző egyenlőtlenségi mutatók alakulása a kistérségi várható élettartamoknál

Időszakok	Férfiak	Nők	Összesen
<b>Várható élettartam (év)*</b>			
1980–1984	65,35	73,05	69,13
1985–1989	65,45	73,64	69,50
1990–1994	64,79	73,91	69,23
1995–1999	65,71	74,81	70,17
2002–2006	68,63	77,06	72,87
<b>Terjedelem (év)</b>			
1980–1984	7,53	5,14	6,31
1985–1989	10,35	6,58	8,31
1990–1994	10,37	6,21	8,33
1995–1999	8,53	7,28	7,24
2002–2006	8,85	4,84	7,25
<b>Átlagos abszolút eltérés (év)</b>			
1980–1984	1,30	0,75	0,96
1985–1989	1,37	0,81	1,07
1990–1994	1,55	0,91	1,22
1995–1999	1,42	0,88	1,19
2002–2006	1,52	1,01	1,32
<b>Variációs együttható (%)</b>			
1980–1984	2,47	1,29	1,73
1985–1989	2,67	1,42	1,96
1990–1994	3,04	1,56	2,26
1995–1999	2,63	1,55	2,08
2002–2006	2,77	1,56	2,18

\* Ötéves országos átlag

Forrás: saját számításaim

A nem térparaméteres, szóródási mutatók eredményei alapján (2. táblázat) a következő megállapítások tehetők:

(1) A nemek közötti kistérségi különbségek számottevően eltérnek. A férfiak várható élettartamának területi különbségei valamennyi időszakban és egyenlőtlenségi mutató vonatkozásában felülmúlták a nőkéét.

(2) A várható élettartamok jelentősen javultak az elmúlt egy évtized során mindkét nemnél.

(3) A legalacsonyabb várható élettartam a férfiaknál a kilencvenes évek első felében, míg a nőknél a nyolcvanas évek elején fordult elő.

(4) Az átlagos abszolút eltérés és a relatív szórás a férfiaknál a kilencvenes évek elején volt legjelentősebb, eszerint az országos szintű megrázkódtatás kistérségi adatokon is megerősítést nyert.

(5) A nők esetében az átlagos abszolút eltérés legmagasabb értékét 2002-2006 közötti időszakban vette fel, a variációs koefficiens mértéke a kilencvenes évek eleje óta nem mozdult el.

(6) Mindkét nemnél megállapítható, hogy a rendszerváltoztatás utáni szóródási mutatószámok nagyobbak, így a különbségek is jelentősebbek, mint az államszocializmus időszakában. Vagyis a piacgazdaság térnyerése a területi életkilátások szempontjából markánsabb differenciálódáshoz vezetett. Mégpedig oly módon, hogy az ország egészére jellemző javulás vélelmezhetően nem egyenletesen érintette a különböző kistérségeket.

(7) A terjedelemből levonható következtetések kellő óvatossággal kezelendők, mivel mindössze egy-egy szélső póluson elhelyezkedő kistérség különbségét mutatják. A nők esetében a legjobb és a legrosszabb életkilátásokat nyújtó kistérség közötti differencia jelenleg kevesebb mint öt év, a férfiaknál pedig közel kilenc év.

(8) Az egyes időszakok közötti kapcsolatokat egyszerű pontdiagram segítségével, illetve a pontokra illesztett regresszió segítségével vizsgáltam. Az általános kép szerint a kilencvenes évek elején a férfiaknál és a teljes népességnél történt visszaesés nem volt szorosan köthető a korábban tapasztalt várható élettartam szintjéhez, hanem sokkal inkább általános visszaesérről beszélhettünk. A legnagyobb visszaesés azonban határozottan az ország északkeleti kistérségeiben következett be.

### **A születéskor várható élettartam kistérségi mintázata**

A kistérségi várható élettartamok alakulását három különböző időszakban 1980-1984, 1990-1994, 2002-2006 között térképek segítségével illusztráltam. E három időszak megfelelően adja vissza a térbeli struktúra változásait. A férfiak kistérségi szintű születéskor várható élettartamánál jól kivehető a főváros köré fokozatosan csoportosuló magas élettartamú kistérségek térbeli koncentrációja. Szintén jól látszik a nyolcvanas évek elején rendkívül alacsony várható élettartamot mutató Duna–Tisza közti területek felzárkózása, illetve az előnyös helyzetű Tiszántúli kistérségek relatív pozíció vesztese az elmúlt negyedszázad során. Úgyszintén feltűnő a nyolcvanas évek elején még egybefüggő, hazai

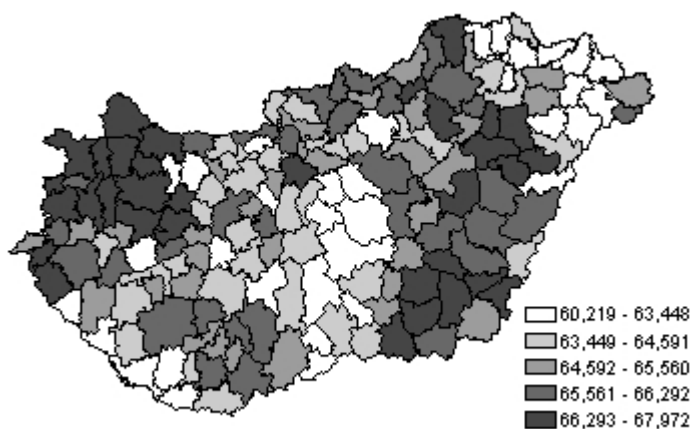
viszonylatban kedvező élettartamú nyugat-dunántúli kistérségek számának megfogyatkozása. Jól látszik továbbá az északkeleti országrészen található kistérségek – mindig is meglévő – romló halandósági övezetének növekedése. Megjegyzendő továbbá, hogy a férfiaknál kapott térképek közel azonosak a teljes népességnél megfigyeltekével, ami arra utal, hogy a férfiak halandósága befolyásolja elsődlegesen a mindenkori össznépességre jellemző halandóság térbeli mintázatát.

A nők várható élettartamának térbeli mintázatánál számos azonosság és különbség is megfigyelhető a férfiakhoz képest. A nőknél is kimutatható a nyugati országrészekre jellemző magas élettartamú térségek vizsgálatunk kezdeti időszakában tapasztalt összefüggő láncolata, majd ezek erodálódása a kilencvenes évektől. A nőknél is jól nyomon követhető a Budapest és Balaton körül megerősödő magas élettartamú klaszterek kialakulása. A férfiaktól eltérően a nők Budapest körüli klasztere kisebbnek tűnik. A férfiakhoz hasonlóan, a nőknél is jelen volt a keleti országrészen egy magas várható élettartamú kistérségi együttes, ezek azonban nem a Tiszántúlon, hanem döntően Észak-Magyarországon helyezkedtek el. E klasztert olyan kistérségek alkották, mint a Balmazújvárosi, az Egri, a Füzesabonyi, a Jászberényi, a Hevesi, a Pétervásárai, a Mezőkövesdi és a Mezőcsáti. Okaira, csakúgy mint a fent említett férfi kistérségek klubosodottságára nem találunk semmilyen utalást a szakirodalomban.

# A férfiak születéskor várható élettartama kistérségeinként különböző években

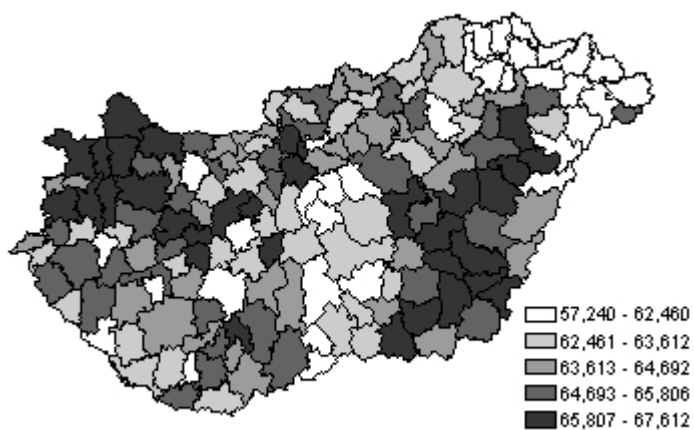
1. térkép

1980–1984



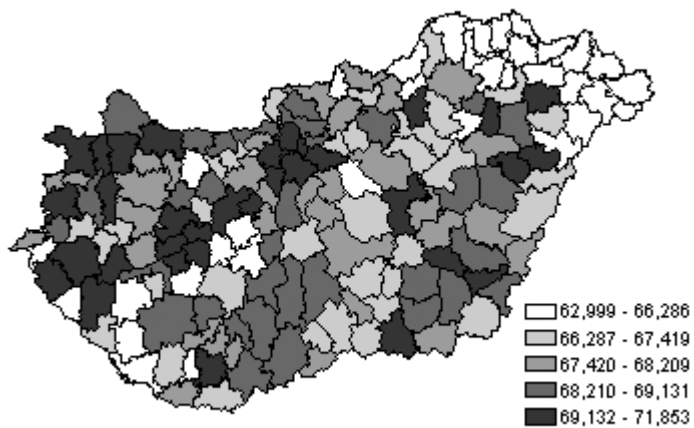
2. térkép

1990–1994



3. térkép

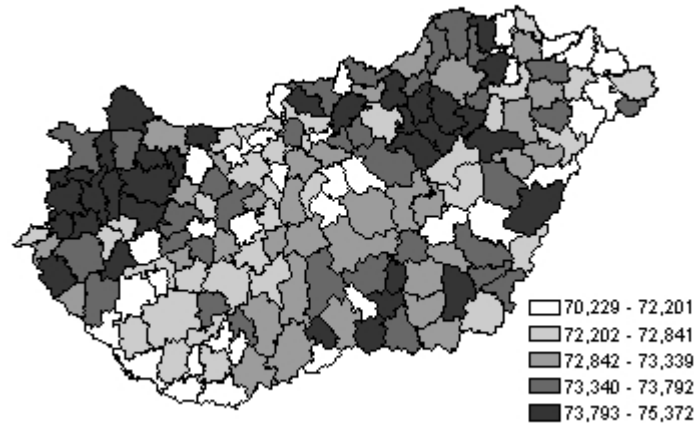
2002–2006



## A nők születéskor várható élettartama kistérségeként különböző években

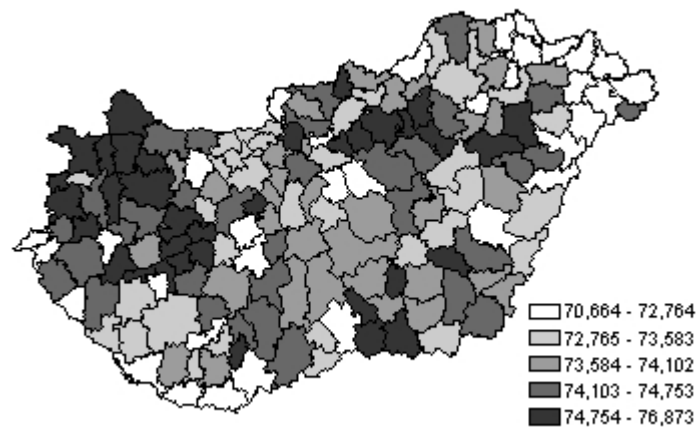
4. térkép

1980–1984



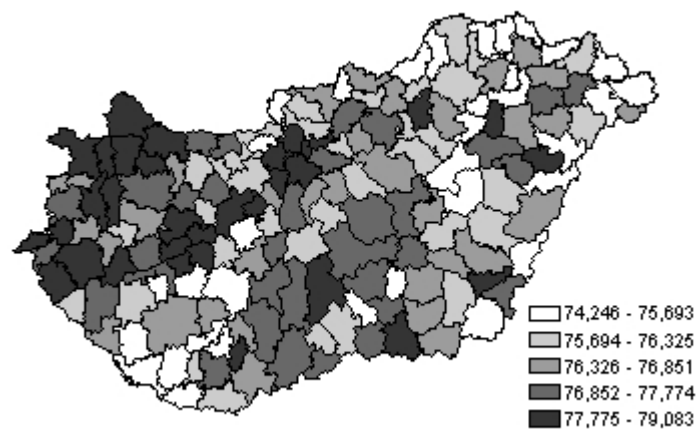
5. térkép

1990–1994



6. térkép

2002–2006



## Globális autokorrelációs tesztek alkalmazása kistérségi várható élettartamokra

A mappáció segíthet hipotézisek megfogalmazásában, de térbeli mintázat, a klaszterezettség egzakt mértékének megállapítására nem alkalmas. Éppen ezért a szakirodalomban általánosan elterjedt globális és lokális autokorrelációs tesztek segítségével igyekeztem a klaszterezettség mértékét és a klaszterek helyét és kiterjedtségét meghatározni.

A globális indexek nem az egyedi klaszterek megjelölésére szolgálnak, hanem a vizsgált térsokaság elemeinek szimilaritását/diszperzitását foglalják össze egyetlen mutatóban. Annak mértékét határozzák meg, hogy az egymással szomszédos vagy bizonyos távolságra lévő régiók milyen mértékben hasonlók, vagy térnek el egymástól, arra azonban, hogy ezen régiók hol helyezkednek el, nem kapunk belőlük választ. Folytonos eloszlású változók esetén a területi autokorreláció globális mutatószámai közül a Moran I. és a Geary C próba alkalmazása a leggyakoribb. A Moran I. teszt széles körű elterjedtségének az az oka, hogy a legjobb invariáns teszt normális eloszlású változók korrelációjánál (HAINING 1990). A Moran-teszt a szimilaritást (lokációk közötti hasonlóságot vagy a térbeli adatok diszperzitását) az egyedi megfigyelt értékek és a várható érték (átlag) különbségének a szorzata alapján vizsgálja:  $sim_{ij} = (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$ . A Moran I-teszt képlete a következő:

$$I = \left( \frac{n}{S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i z_i}$$

ahol  $n$  a megfigyelések száma,  $z_i = y_i - \bar{y}$ ,  $y_i$  az  $i$ -edik lokáció értéke,  $\bar{y}$  a vizsgált változó átlaga,  $S_0$  a súlyok összege, amelynek képlete a következő:  $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}$ . Amennyiben a súlymátrix sorstandardizált, azaz a sorok összege 1, akkor  $S_0 = n$ , a súlyok összege megegyezik a megfigyelések számával, így a képlet tovább egyszerűsödik:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i z_i}$$

A Moran I. mutató kiszámításának képlete nagyon hasonló a korrelációs együtthatóéhoz, mivel a nevezőben itt is megfigyelt érték és a várható érték négyzetes eltérése szerepel. A számláló képlete azonban eltér, itt is a változó és a változó térben késleltetett alakjának a kovarianciája szerepel. A Moran I. szignifikanciájának meghatározására normalitási, randomizációs és permutációs tesztek állnak rendelkezésre (CLIFF – ORD 1981, REY 2003, VARGA 2002).

A Moran I. mellett alternatív statisztikai módszer a Geary C. A mutató a lokációk közötti hasonlóságot az egyedi értékek átlagtól való eltérésének négyzetével vizsgálja:  $sim_{ij} = (y_i - \bar{y})^2$ . A feltevésekből logikusan következik, ha a szomszédos tételek értéke hasonló, akkor különbségük összege és ezek négyzete alacsony lesz, teljes megegyezés esetén pedig nulla. A Geary C képlete az alábbi módon írható fel (a jelölések megegyeznek a Moran I értékénél meghatározottakkal):

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

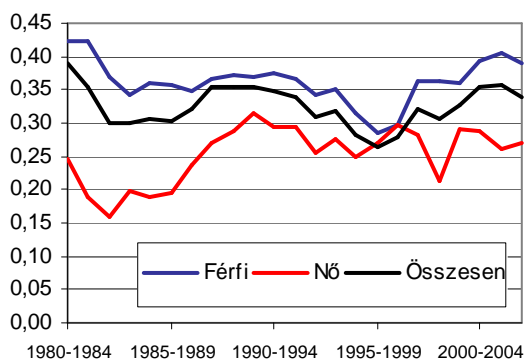
Az értekezésben többfajta szomszédsági súlymátrix definiálására sor került. Összességében azonban a globális autokorreláció mértéke a férfiaknál és a két nemre együttesen bármely szomszédsági struktúra mellett lényegesen jelentősebb volt, mint a nőknél. Az autokorreláció idősorából pedig arra következtethetünk, hogy a nyolcvanas évek elején mindenfajta egalitarizmus ellenére jelentős mértékű térbeli koncentráció fordult elő, ennek mértéke a kilencvenes évek második felére csökkent, majd a legutóbbi időszakban újabb koncentrálódásnak lehetünk tanúi (2. táblázat).

1. ábra

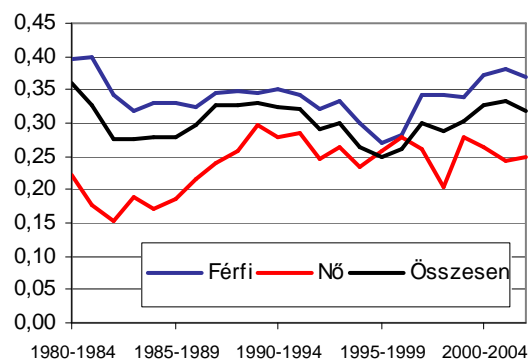
**A várható élettartamok globális autokorreláltsága különböző súlymátrixok mellett 1980-2006 között**

**Moran I.**

Bináris királynő szomszédság, sorstandardizált súlymátrix



Bináris királynő szomszédság



## Lokális autokorreláció (Local Moran)

A területi autokorreláció globális mérőszámai a vizsgálat tárgyát képező tételek hasonlóságát vizsgálják, de nem adnak választ a hol kérdésre, azaz jelölik meg az egyedi klasztereket (WALLER – GOTWAY 2004). Ahogy az elnevezés is sugallja, a lokális autokorrelációs indikátorok a térbeli mintázat lokális patternjeinek meghatározását, a helyi tendenciák feltárását teszik lehetővé. A lokális autokorreláció indikátorainak családját LISA mozaikszóval jelölik (Local Indicators of Spatial Association). Ezek közül a Moran I. lokális változata (LISA) a leggyakrabban használt, amely Luc Anselin nevéhez kötődik (ANSELIN 1995). Az Anselin-féle lokális Moran-próba a következő logikára épül fel (WALLER – GOTWAY 2004):

$$I_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} sim_{ij}$$

A lokális-Moran próba függvénye pedig az  $i$ -edik régióra:

$$I_i = (y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y})$$

ahol,  $I_i$  az  $i$ -edik egységre számított lokális Moran próbafüggvény értéke,  $y_i$  az  $i$ -edik,  $y_j$  a  $j$ -edik lokációk értékei,  $\bar{y}$  a várható érték,  $w_{ij}$  az  $i$  és  $j$  tételek kapcsolatát leíró térbeli súlymátrix. A lokális Moran esetében öt lehetséges kimenet fordulhat elő. Így a tételek és azok környezetének (szomszédainak) értékei lehetnek egyaránt magasak vagy alacsonyak, azaz szignifikánsan magas–magas, valamint alacsony–alacsony klaszterek detektálhatók. Előfordulhat, hogy a megfigyelt lokáció értéke magas, de környezetében alacsony értékek szerepelnek, ekkor magas–alacsony, míg a fordítottja esetében alacsony–magas klaszterekről beszélhetünk. Az ötödik esetben a lokális Moran-értékek nem szignifikánsak. Eltérően az autokorreláció globális mérőszámaiktól, a lokális teszteknel a térképi megjelenítés a lényeges. A lokális Moran által meghatározott klaszterek segítségével túllépünk a vizuális benyomások statisztikailag messze nem kielégítő helyzetértékelésén.

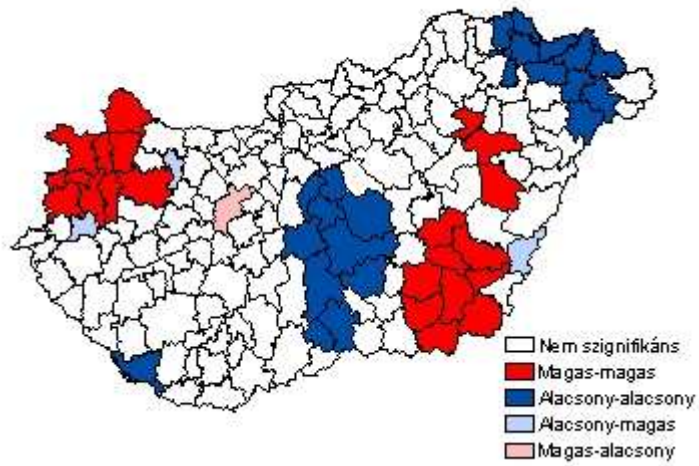
A férfiak lokális autokorrelációs tesztje a térképi elemzésnél elmondottakat támasztja alá, egzakt statisztikai apparátus segítségével (7-9. térképek). A férfiaknál folyamatosan rajzolódik ki a Budapest körüli magas életminőségi klaszter, amelynek a nyolcvanas évek elején semmilyen jelét nem érzékelhettük. Szintén megerősítést nyert a nyugat-dunántúli kedvező helyzetű klaszternek az összehúzódása, valamint a tiszántúlinak az eliminálódása. Végül utalnunk kell a kedvezőtlen helyzetű északkeleti területek folyamatos növekedésére.



## Lokális Moran térképek (Férfiak)

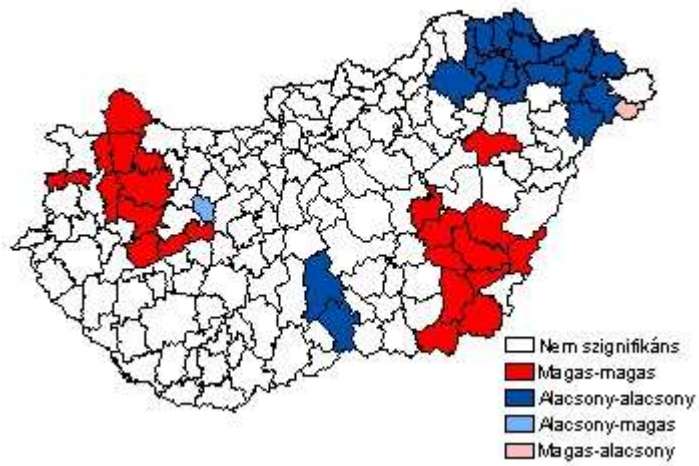
1980–1984

7. térkép



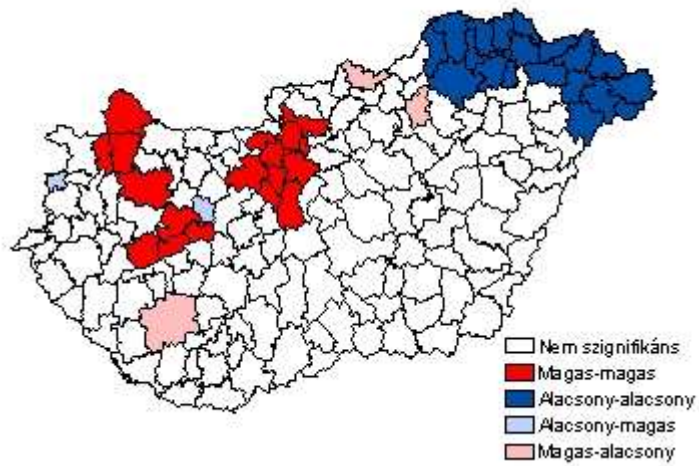
1990–1994

8. térkép



2002–2006

9. térkép



## **A kistérségi halandóság okai**

### **A magyarázó változók**

A népesség egészségi állapotának, mortalitásának területi szintű alakulását egyedi változókkal vagy kompozit indikátorok segítségével vizsgálhatjuk. Az előbbi esetben a mortalitásra ható megfelelő indikátorkészlet kerül kijelölésre. A szakirodalomban nagyon gyakran találkozhatunk úgynevezett kompozit indikátorokkal. Az egyedi változókhoz képest a kompozit mutatók több önálló változó által hordozott információ összesűritéséből jönnek létre. Esetükben a hozzáférhető jelzőszámok teljességét egyetlen mutatószámban szintetizáljuk. Az értekezésben részletesen áttekintettem a térbeli egészségtudományi kutatásokban használt kompozit mutatók jellemzőit. Az indexekkel kapcsolatos egyik legfőbb módszertani probléma a komponensek kiválasztása, súlyozása. Továbbá az, hogy az egyedi hatások a változók összesűritése után értelemszerűen eltűnnek, alkalmasint fontos információkat elveszítve. Az egészséggel kapcsolatos kutatásokban döntő részben a deprivációra utaló indikátorok alkalmazása terjedt el. Kompozit indikátorok használata indokolt lehet akkor, ha az elemi szintű adatok nem hozzáférhetők. Másodsorban, ha a szolgáltatások (különböző ellátási szintek) területi eloszlását vizsgáljuk, ekkor a megfosztottsággal (depriváció) explicite a hozzáférési korlátokat jelezzük. Harmadsorban, ha a lokalitás különböző jellemzőinek egészségre gyakorolt hatása áll az érdeklődés középpontjában, és a különböző zavaró hatásokat (confound) akarjuk kontrollálni. Végül akkor, ha csak az explicit hatást kívánjuk érzékeltetni. Sok esetben azonban összetett mutatószámok alkalmazására azért kerül sor, mert a magyarázó változók között olyan erős kapcsolat van, amely miatt a modellekkel szemben megfogalmazott követelmények nem teljesülnek, változók közötti kapcsolat okozta multikollinearitás veszélyezteti a becslések pontosságát. Elemzésemben a legutóbbi kényszer miatt döntöttem kompozit indikátor használata mellett. Olyan változók együttes hatását igyekeztem összesűriteni faktor-elemzéssel, amelyek a hazai és a nemzetközi kutatások szerint összefüggésbe hozhatók az általános mortalitással. A faktorelemzés tartalmazta az anyagi-vagyoni jólét mutatóit (személygépkocsik, ISDN vonalak fajlagos száma), a depriváció közvetlen indikátorait (komfortnélküli lakások, szociális segélyezettek aránya), szocioökonómiai státusz, munkaerőpiac, jövedelmi helyzet változóit (iskolázottság, vezető értelmiségiek aránya, munkanélküliségi arány, jövedelem színvonal), továbbá a társadalmi tőke mértékét (választási részvételi arány és nonprofit szervezetek fajlagos száma). A változókat minden esetben

standardizáltam, ezáltal megfosztottam őket eredeti mértékegységüktől. Majd ezt követően került sor faktorelemzésre, amelynél a súlyozatlan legkisebb négyzetek módszerét alkalmaztam. Ennek oka, hogy a változók eloszlásával kapcsolatban nincs előzetes követelmény. A faktoranalízis során, az egyértelmű interpretálhatóság miatt varimax rotációt hajtottam végre. A rotálás után két faktor jött létre, kellően magas megmagyarázott hányaddal és megfelelő diagnosztikai értékekkel. A faktorok közül az egyik a deprivációra utaló dimenziót jelenítette meg, a másik tőle független faktor pedig a jólétet. E két magyarázó változó kontroll-hatása mellett más egyedi változók beléptetésével építettem fel különböző modelleket.

### **Térbeli regresszió**

A kiindulópont minden esetben a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével történő becslés volt. A KLMN módszer feltételezi a regresszió hibatagjainak függetlenségét. A térbeli autokorreláció jelenlétével a feltevés nem teljesül, a regressziós együtthatók torzítottak, a korrelációs koefficiensek konfidencia intervallumai alábecsültek lesznek. A térbeli autokorreláció ökonometriai kezelésének két legelterjedtebb módszere a térbeli késleltetés (spatial lag model) és a térbeli hiba autokorreláció modellje (spatial error model). A térbeli modellek esetében a klasszikus lineáris regresszió egyenlete olyan taggal bővül, amely magában foglalja a megfigyelési egységek térbeli autokorrelációs struktúráját. Ez az addicionális tényező a térbeli súlymátrix. A súlymátrixoknak a térbeli regressziós modellekben való alkalmazásával egy adott változó bizonyos lokációban mért értékét ugyanezen változónak a tér más pontjain, esetünkben közvetlen szomszédaiban tapasztalt értékével hozzuk összefüggésbe, így a térbeli dependencia ( $\rho W$  bevonásával) közvetlenül kerül modellezésre. A térbeli késleltetés megfelelő modellnek bizonyulhat, abban az esetben, ha feltételezzük, hogy egy adott  $i$  lokációban megfigyelt  $y$  változó értékének nagyságát az  $i$  szomszédaiban tapasztalt  $y$  értékek közvetlenül befolyásolták. A térbeli késleltetés modelljének általános formája:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon$$

ahol  $Y$  az eredményváltozó értékeinek vektora,  $W$  a térbeli súlymátrix,  $X$  a magyarázó változók vektora,  $\rho$  a térbeli autoregressziós paraméter,  $\beta$  a magyarázó változók paramétervektora,  $\varepsilon$  az egymástól független azonos valószínűségeloszlású hibatagok vektora. A hibatagok várható értéke 0, szórásnégyzete  $\sigma^2$  (konstans és homoszkedasztikus).

A másik gyakori ökonometria megoldás a térbeli hiba modellje esetében a hibatagok közötti térbeli autokorreláció korrekcióján van a hangsúly, a modell a függő és a független változók autokorrelációtól megtisztított viszonyát mutatja be. A hibatagok szignifikáns térbeli autokorrelációja előfordulhat azért is, mert kulcsfontosságú magyarázó változó maradt ki a modelltől. A térbeli hiba modellje az alábbi módon határozható meg:

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &= N(0, \sigma^2 I) \end{aligned}$$

ahol  $Y$  az eredményváltozó értékeinek vektora,  $X$  a magyarázó változók vektora,  $\beta$  a magyarázó változók paramétervektora,  $u$  az autoregresszív hibatagok vektora,  $W$  súlymátrix,  $\lambda$  az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere,  $\varepsilon$  pedig az egymástól független és azonos valószínűségeloszlású hibatagok vektora. A független hibatagok várható értéke 0, szórásnégyzete pedig  $\sigma^2$ . A térbeli hiba modellje a hibatag térben késleltetett értékeit veszi figyelembe.

A regressziós modelleket R programban `spdep` csomagjával futtattam le. Minden esetben a klasszikus legkisebb négyzetek alapján történő becslésből indultam ki. A nők esetében a hagyományos lineáris modell elfogadható volt, míg a férfiaknál és a népesség egészénél a térbeli megközelítés vált indokolttá. A megfelelő modellkiválasztást Lagrange multiplikátor segítségével hoztam meg. A táblázatok kilenc modellt tartalmaztak nemenként és mindkét nemre együttesen. A változók tartalma csak az elváltak arányánál és a tüdődagyanatos halálásoknál tért el, itt mindig a modellnek megfelelő (férfi, női, együttesen) variánst vettem figyelembe. Valamennyi regresszió tartalmazza a reziduumok linearitására és homoszkedaszticitására (konstans varianciára) vonatkozó teszteket. Az illeszkedés jóságára, a legjobb modell kiválasztására az AKAIKE-féle információs kritériumot (AIC) használtam.

## A regresszió eredményei

(1) Valamennyi modell esetében az életminőség kompozit indikátorai szignifikáns kapcsolatban voltak a várható élettartammal. A faktoranalízissel létrehozott két indikátor szoros kapcsolatban áll a mortalitással. Mindez egybevág azokkal a kutatásokkal, amelyek a halandóság területi különbségei mögött a társadalmi különbségek meglétét, a kistérségek összetételének fontosságát hangsúlyozzák.

- (2) A jólét és a depriváció változók előjelei a várakozásnak megfelelően alakultak. A depriváció markánsabb jelenléte a várható élettartamot csökkentette, míg a magasabb életszínvonal, a kedvezőbb társadalmi környezet növelte azt. E két változó a férfiakra és a mindkét nemre együttesen a térbeli hiba modelljeinél önmagukban is megfelelő becslést voltak képesek nyújtani.
- (3) A nők várható élettartamának regressziós becsléséhez nem volt szükség térbeli modellek alkalmazására. A legkisebb négyzetek módszerével történő becslés homoszkedasztikus volt, a reziduálisok autokorrelációját ellenőrző Moran I. nem volt szignifikáns.
- (4) Az életminőségi mutatók mellett a roma népesség, az elváltak aránya, a tüdődaganatos halálozások standardizált arányszáma befolyásolta leginkább az életkilátásokat.
- (5) A roma népesség aránya nem mutatott szignifikáns hatást a várható élettartammal, ha a depriváció-jólét változóival együttesen teszteltük. Mindez népegészségügyi szempontból azt jelenti, hogy a szegénység felszámolása, a társadalmi-területi egyenlőtlenségek oldásával és nem speciális roma programokkal lehet a roma népesség életkilátásait javítani. Ugyanakkor jelezni kell, hogy az ökológiai adatokból levonható következtetések, meglehetősen korlátozott érvényűek, különösen annak fényében, hogy a roma népesség arányát jelző indikátor a népszámlálásból származik és meglehetősen alábecsült értékről van szó. Sajnos nem tudjuk, hogy az alábecslés kistérségenként torzított-e, vagy sem.
- (6) A roma népesség térben készletetett értéke azonban szignifikáns volt, így könnyen elképzelhető, hogy azokban a kistérségekben, amelyekben magas roma népesség él, a szomszédos kistérségekben is magasabb, de alábecsültebb, elleplezettebb a nemzetiséghez tartozás.
- (7) A készletetett roma népesség bevonása mellett gyakorlatilag eltűnt a döntő többségben a dohányzásnak köszönhető tüdőrákos halálozásnak, mint életmód változónak a hatása.
- (8) A nők modelljeinél a házasságok szétzilálódásának hatásai visszatükröződnek az életkilátásokban, annak ellenére, hogy a várható élettartam és az elváltak aránya között nem volt szignifikáns korrelációs kapcsolat.
- (9) Az egészségügyi ellátás hatása akár az orvossal nem rendelkező településeken élők arányát, akár a kórház jelenlétét mutató dummy hatását nézzük inszignifikáns volt.
- (10) A korábbi tanulmányokhoz képest az egészségi állapotra fókuszáló mutatók segítségével jobban illeszkedő, megbízhatóbb modelleket sikerült alkotni.
- (11) A férfiakra és az össznépességre vonatkozó KLNМ modelleknél a hibatagok térbeli csoportosulása továbbra is fennállt. A Lagrange multiplikatőr valamennyi esetben a térbeli hiba modelljének alkalmazását indokolta.

(12) A férfiak esetében a legkomplexebb modell (orvossal nem rendelkező településeken élők aránya, depriváció és jólét faktorok, roma népesség, tüdődaganatos halálozások, elváltak aránya). valamint a 8. modell (elváltak aránya, tüdődaganatos halálozások és a deprivációs faktorok) Akaike értéke volt a legalacsonyabb. Összehasonlítva a legkisebb négyzetek módszerével történő becsléssel a modellek illeszkedése számottevően javult.

(13) A teljes népességre becsült modellek lényegében nem tértek el a férfiak modelljeitől. Általánosan megállapítható, hogy a hazai területi mortalitás mértékét a deprivációs mutatók jól becslik.

(14) Ezzel együtt fontos hangsúlyozni, hogy a döntően materiális, direkt és indirekt hatásokat is magukban foglaló mutatóknak leginkább akkor van jelentőségük, ha más változók hatását is tesztelni kívánjuk, valamint akkor, ha ezek általánosan elfogadottá válnak, és beépülnek a finanszírozásba is.

(15) Összességében a térbeli adatok esetében szükségszerű a térbeli struktúra vizsgálata, az alkalmas modellek és a szomszédsági kapcsolatokat leképező megfelelő súlymátrixok kiválasztása és a diagnosztikai tesztek alkalmazása. (Ezekről számos szerző hajlamos megfeledkezni). A rosszul specifikált, megalapozatlan modellekből levont következtetések pedig kevés érdemi fogódzót nyújtanak mind a tudományos közönség, és még inkább a gyakorlati döntéshozók számára.

## Bálint Lajos

### 1. A disszertáció alapjául szolgáló publikációk

1. **Bálint L.** 2000: Az öngyilkosságok Baranya megyei jellemzői. Baranya megyei Statisztikai Tájékoztató. 2000/2. pp. 112-124.
2. **Bálint L.** 2001: Az öngyilkosságok Baranya megyei jellemzői. Területi statisztika 2001. 41. 1. szám pp. 34-48.
3. **Bálint L.** 2001: Kábítószer-fogyasztók a Baranya Megyei Drogambulancia kezelésében. Baranya megyei Statisztikai Tájékoztató. KSH, Baranya megyei Igazgatósága 2001/2. pp. 132-142.
4. **Bálint L.** 2002: Az öngyilkosságok területi különbségei. Statisztikai Tájékoztató. Baranya megye. KSH, Pécs 2004/2. pp. 53-61.
5. **Bálint L.** 2005: Ellátó intézményrendszer Szociális és egészségügyi ellátás, tartós bentlakásos és átmeneti elhelyezést nyújtó otthon, kórházak, járóbeteg-szakellátás rendelési órái, a háziorvosi ellátás pp. 53-60. In: Helyzetkép a régió városairól. Központi Statisztikai Hivatal Pécsi Igazgatóság 2005. 1-142. p.
6. **Bálint L.** 2006: Természetes népmozgalom, migráció. A népesség összetétele pp. 49-58. Egészségügy 72-73. In: A régió gazdasága és versenyképessége. Központi Statisztikai Hivatal 2006. 1-100. p.
7. **Bálint L.** 2006: A kistérségek intézményrendszere és infrastruktúrája. Egészségügy és Szociális ellátás fejezetek pp. 73-76. In: A kistérségek társadalmi gazdasági helyzete. Központi Statisztikai Hivatal, 2006. 1-121. p.
8. **Bálint L.** 2006: Népesedési folyamatok a Dél-Dunántúlon. A halandóság alakulása 1990-2004 között. Központi Statisztikai Hivatal Pécsi Igazgatósága 2006. pp. 1-102.
9. **Bálint L.** 2007: Mortalitási kórkép. In: Kupa László szerk.: Tájak, tájegységek, etnikai kisebbségek Közép-Európában. B&D Stúdió Pécs, pp. 210-221.
10. **Bálint, L.** 2008: Geographical mortality pattern in Hungary after the Millenium. 75-86. p. In: Erika Hammer – László Hrsg.: Ethno – Kulturelle Begegnungen in Mittel und Osteuropa. Socialia – Studienreihe soziologische Forschungsergebnisse, Bd. 94. Verlag Dr. Kovač, Hamburg 2008. 1-260.
11. **Bálint L.** 2008: Öngyilkosságok Magyarországon – néhány területi jellegzetesség. Területi Statisztika 11. (48.) 5. évf. 573-591.
12. Janos Sandor, Eva Brantmuller, Peter Brunner, Beata Sebestyen, Zsolt Nemeth, **L., Bálint**, Istvan Jonas, Gyorgy Kosztolanyi, Bela Melegh 2008: Hungarian rare diseases mortality study int he underlying cause of death declared by death certification 1980-2006. Scientific report for the Rare Diseases Task Force of the European Union. Directorate General for 'Health and Consumers', 2008. 1-554.

13. Sandor, J. – Brantmüller, É. – Bödecs T. – **Bálint L.** – Szücs, M. – Péntek E. (2008): The introduction of the call-recall method in the organization of the national cancer screening program and socio-economic determinant of participation. *Studia Sociologia* 2008. 2.

14. Beata Sebestyen, Zoltan Rihmer, **Lajos Balint**, Nora Szokontor, Xenia Gonda, Bela Gyarmati B, Tamas Bodecs, Janos Sandor (2009): Gender differences in antidepressant use-related seasonality change in suicide mortality in Hungary, 1998-2006. *World Journal of Biological Psychiatry* (megjelenés alatt)

15. Bálint L. 2009: Spatial pattern of suicide and its causes in Hungary. A spatial approach. In: Marosi L. – Kulcsár L. (ed). *Hungarian regional studies*. KSH (elfogadva, megjelenés alatt) 15. o.

## 2. A disszertáció alapjául szolgáló előadások

1 **Bálint L.** 2006: A kistérségek halandósági viszonyainak főbb társadalmi, gazdasági és etnikai aspektusai az ezredforduló után. „Tájak, tájegységek, etnikai kisebbségek Közép-Európában” c. konferencia. Pécs, 2006. november 24-25.

2 **Bálint L.** 2007: A középkorú népesség halandóságának néhány területi sajátossága 1980-2005 között. Magyar Statisztikai Társaság Területi Statisztikai Szakosztálya. „Területi Egyenlőtlenségek c. konferencia” Budapest, 2007. Június 6.

3 Sándor J, **Bálint L.**, Németh Zs, Brantmüller É, Szy I, Kosztolányi Gy, Brunner P: A ritka betegségek okozta halálozás alakulása Magyarországon 1980-2006 között. Magyar Humánogenetikai Társaság VII. Kongresszusa, Pécs, 2008.

## 3. Egyéb publikációk

1. **Bálint L.** 2000: Lakásviszonyok a Dél-Dunántúlon Központi Statisztikai Hivatal 2000. pp. 15-33.

2. **Bálint L.** 2001: Hajléktalanság Pécssett. Baranya Megyei Statisztikai Tájékoztató. KSH, Baranya megyei Igazgatósága. 2001/1. pp. 111-116.

3. **Bálint L.** 2003: Az időfelhasználás alakulása regionális metszetben. Területi statisztika, 2003. 43. 6. szám pp. 523-543.

4. **Bálint L.** 2003: Háztartások, Családok. In: 2001. évi Népszámlálás 6. Területi adatok 6.3 Baranya megye. Az adatok értékelése. Központi Statisztikai Hivatal Budapest, 2003. pp. 38-42.

5. **Bálint L.** 2003: A tervezési-statisztikai régiók időfelhasználásának főbb jellegzetességei 1986/1987-ben és 1999/2000-ben. Központi Statisztikai Hivatal 2003. pp. 1-44.

6. **Bálint L.** 2004: Szabadidőfelhasználás a Dél-Dunántúlon 1999-2000. Központi Statisztikai Hivatal, 2004. pp. 1-105.

7. **Bálint L.** 2004: Kistérségek egyenlőtlensége a Dél-Dunántúlon. Területi statisztika 2004. 7. 44.. évf. pp. 477-494.



8. **Bálint L.** 2004: A háztartások kiadásai és fogyasztásai. Statisztikai Tájékoztató. Baranya megye. KSH, Pécs. 2004/3. pp. 33-42.
9. **Bálint L.** 2004: A kistérségek fejlettségbeli egyenlőtlenségei a Dél-Dunántúlon esettanulmány pp. 398-433. A Dél-Dunántúli régió és térségeinek felzárkóztatását és tökevonzó képességének javítását megalapozó helyzetfeltáró tanulmány. I. kötet 2004 Központi Statisztikai Hivatal Baranya, Somogy, Tolna megyei igazgatóságai 1-440. p
10. **Bálint L.** 2005: A lakásépítések alakulása Dél-Dunántúlon 1999-2004 között. Területi statisztika 2005. 8. 45 6. szám pp. 556-573
11. **Bálint L.** 2005: Lakásépítések a Dél-Dunántúlon. KSH Pécsi Igazgatósága 2005. pp. 1-72.
12. **Bálint L.** 2005: Az idegenforgalom alakulása a Dél-Dunántúlon. KSH Pécsi Igazgatósága 2005. 1-35. p
13. **Bálint L.** 2007: Magán szállásadás a Dél-Dunántúlon. Központi Statisztikai Hivatal Pécsi Igazgatósága 2007. pp. 1-25.

#### **Egyéb előadások**

1. **Bálint L.** 2002: Az időfelhasználás területi metszetei. Mérlegen az idő konferencia Budapest, KSH 2002. május.
2. **Bálint L.** 2004: Kistérségek egyenlőtlensége a Dél-Dunántúlon. (Egy esettanulmány). Kistérségeké a jövő konferencia KSH, Budapest 2004. június.
2. **Bálint L.** 2007: Területi egyenlőtlenségek. A Faktor- és nem térbeli klaszter-analízissel végzett települési szintű egyenlőtlenségek Magyarországon. Budapest, Központi Statisztikai Hivatal 2007. nov. 14.