

KUTATÁSI JELENTÉSEK

90

Bálint Lajos



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

KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓINTÉZETÉNEK
KUTATÁSI JELENTÉSEI

90.

KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓINTÉZET

Igazgató:

Spéder Zsolt

© *Bálint Lajos*

Technikai szerkesztő:

Várnainé Anek Ágnes

KSH Népeségtudományi Kutató Intézet
Budapest
Buday László u. 1–3.
1024

nki@demografia.hu
www.demografia.hu

ISSN 0236-736-X
ISBN 978-963-9597-18-1

**A területi halandósági különbségek alakulása Magyarországon
1980–2006**

Bálint Lajos

Budapest, 2010/3

TARTALOM

Előszó.....	7
1. Bevezetés, a probléma megjelölése	9
2. Makroszintű folyamatok.....	13
2.1. Történeti áttekintés, a mortalitás alakulása Kelet- és Közép-Európában.....	13
2.2. A halandóság alakulása nemek szerint. A „hiányzó” férfiak	18
2.3. A kelet- és közép-európai országok korszpecifikus mortalitása.....	21
2.4. Az okspecifikus mortalitás Kelet- és Közép-Európában.....	23
2.5. A zsákutcás epidemiológiai fejlődés rendszerspecifikus okai	28
2.6. Szocioökonómiai státus, az iskolázottsági szerepe	30
2.7. Az életmódtényezők, az alkohol és a dohányzás hatása a mortalitásra	33
2.8. Az egészségügyi rendszer szerepe	43
2.9. Környezeti tényezők.....	47
3. Területi halandósági kutatások Magyarországon.....	51
4. A halandóság területi egyenlőtlenségei Magyarországon 1980–2006 között	57
4.1. A kistérségi halandósági táblák.....	57
4.2. Az adatbázis	59
4.3. A kistérségi várható élettartamok egyenlőtlenségeinek alakulása	60
4.4. Az össznépeség várható élettartamának alakulása	66
4.5. A férfiak várható élettartamának alakulása.....	71
4.6. A nők várható élettartamának alakulása.....	75
5. Térbeli demográfia	79
6. A területi autokorreláció	85
6.1. A területi autokorreláció metodológiai háttere.....	85
6.2. A térbeliség inkorporálása, a területi súlymátrix	86
6.3. Moran <i>I</i>	89
6.4. A Moran <i>I</i> szignifikancia-tesztjei.....	90
6.5. Geary <i>C</i> teszt	92
6.6. A várható élettartam kistérségi szintű globális autokorreláltsága 1980–2006 között... 94	
6.7. A lokális területi autokorreláció (LISA) kistérségi várható élettartamoknál	100

7. A halandóság ökológiai szintű megközelítése	107
7.1. Lehetőségek és korlátok a területi elemzéseknél	107
7.2. A deprivációs mutatók a szakirodalomban	109
8. A hazai kistérségi mortalitás kersztmetszeti elemzésének egy lehetősége	115
8.1. A magyarázóváltozók kiválasztása	115
8.2. Faktorelemzéssel nyert magyarázóváltozók alkalmazása	120
9. Magyarázó modellek, térbeli regresszió	125
9.1. A legkisebb négyzetek módszerével történő becslés korlátai	125
9.2. A térbeli késleltetés és a térbeli hiba modellje	126
9.3. Modellspecifikáció és -szelekció	130
10. Eredmények	133
11. Összegzés és következtetések	143
Felhasznált irodalom	147
Melléklet	165

Előszó

Amartya Sen egy tanulmányában a mortalitás szintjét a gazdasági sikeresség mérvado indikátorának tekintette (Sen 1998). Sen azzal érvelt, hogy a hosszabb élet univerzálisan elfogadott érték valamennyi kultúrában. Továbbá a halandóság szintjét leíró várható élettartam szinte bármely országra elérhető és megbízható mutatószám. Az adott társadalmak jólétéről pusztán a gazdasági mutatók nem nyújtanak teljes körű képet, ezek közül a jövedelem az életminőségnek csupán egyetlen dimenziója. Ráadásul a nemzetközi szakirodalomban általánosan használt bruttó hazai termék (GDP) semmilyen információt nem hordoz a jövedelmeknek a társadalom tagjai közötti eloszlásáról. Sen a jólét jövedelem-színvonallal való azonosítását elutasította, és más társadalmi körülmények figyelembevételét hangsúlyozta, amelyek közül a továbbélés esélyét az életminőség egyik legadekvátabb indikátorának tekintette. A születéskor várható élettartam azon mutatószámok egyike amely térbeli és időbeli kontextustól függetlenül képes a különböző társadalmak (így a helyi társadalmak) életminőségében meglévő különbségeket visszatükrözni. Mindennek köszönhetően a születéskor várható élettartam túlmutatva demográfiai és népegészségügyi szerepén nagyon gyakran az életminőséget mérő jelzőszámok egyik meghatározó komponenseként bukkan fel. Ezek közül minden bizonnyal a legismertebb mutató az Emberi Fejlettség Indexe (Human Development Index).

Jelen értekezésben a várható élettartam alakulását vizsgáltam térbeli és időbeli kontextusban. A felhasznált elméleti és módszertani apparátus elsősorban a demográfiához, szociológiához és a társadalomtudományok térbeli metodológiájához kötődött. Céлом nem kizárólag maga a mortalitás, hanem rajta keresztül az életminőség bemutatása volt.

1. Bevezetés, a probléma megjelölése

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 (Murray et al. 1993; Shkolnikov 2004a). Az 1970-es évekig bezáróan – eltekintve a háború és/vagy éhínség sújtotta területektől – világszerte javultak a népesség életkilátásai (Józan 1991; Moser et al. 2005).

Közép- és Kelet-Európában a huszadik század hatvanas éveinek közepén példátlan demográfiai, epidemiológiai fordulatra került sor.¹ A jelenség a népesség életkilátásainak tartós stagnálásában, esetenként romlásában, a szocialista rezsimek összeomlásának időszakában – néhány kivételtől eltekintve – országoként eltérő mértékű, időzített és tartósságú krízisben öltött testet. Ehhez hasonló változás alig ismert a modern történelemben.² A régmúlt kivételei közé tartoznak az 1830–1850-es évek iparosodó Európájában és az Egyesült Államokban megfigyelt visszaesések. A kelet-európai régió belül a húszas-harmincas évek Szovjetuniójában (Oroszország, Fehéroroszország, Ukrajna) lezajlott erőszakos kollektivizálás emelhető ki, amely súlyos éhínséget és növekvő mortalitást eredményezett (Livi Bacci 1993). Ugyancsak az erőszakos államosítás követelt 26 millió áldozatot az ötvenes években Kínában (Riley 2001). E kivételektől eltekintve sehol másutt a modernitás során békeidőben nem romlottak az iparosodott országok népességeinek életkilátásai (Chen et al. 1996; Cockerham 1997; 1999; Cornia–Panicciá 2000). Különösen nem a történelem azon periódusában, amikor újabb és fejlettebb technológiák jelentek meg a gyógyítás területén, amikor 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, a kor szerinti halálozási valószínűségek pedig csökkentek. Ezen túlmenően számottevő életmódváltozásra került sor, az életszínvonal emelkedett, a népesség életkörülményei, lakásviszonyai, táplálkozási feltételei terén

¹ Közép- és Kelet-Európa fogalmakat az egykori szocialista blokk régióinak nyomatékosabb megkülönböztetése miatt használom. Kelet-Európa alatt alapvetően a volt Szovjetunió nyugati utódállamait értem. A kaukázusi és ázsiai országok sajátosságait a dolgozat nem érinti.

² A jelenség „differentia specificája” az, hogy az életkilátások romlása társadalmi szinten is kimutatható. Mint látni fogjuk, a növekvő mortalitás jól körülhatárolható társadalmi csoportokhoz, korcsoportokhoz köthető, ez azonban előfordul a világháborút követően egyes nyugat-európai országokban is (Józan 1991). De arra nincs példa, hogy egyes iskolázottsági, foglalkozási csoportok trendjének kedvezőtlen alakulását más társadalmi csoportok javulása ne ellensúlyozta volna.

számottevő előrelépés történt. Mindezen kedvező változások széles társadalmi csoportok számára váltak általánosan megtapasztalhatóvá.

A kommunista rendszer bukása után két évtizeddel ma már kevésbé tűnik ellentmondásosnak az a tény, hogy éppen azokban a szocialista országokban zajlott le e tragikus fordulat, amelyek a kommunista ideológiát, és ennek vezérmotívumaként az univerzalitás, az egyenlőség, az egészségügyi alapellátáshoz való korlátlan hozzáférés princípiumát ismerték el kizárólagos rendezőelvként (Cockerham 1997). Éppen ezért különös figyelmet érdemel az időzítettség, ahogyan a szocialista blokk európai országai szinte teljesen egy időben, varázsütésszerűen „megdermedtek”, és letértek a felzárkózás pályájáról.

A kelet-európai népesség életkilátásainak javulása a 1960-as évek közepén torpant meg. Ekkor még nagyon kevesen ismerték fel a korábban javuló tendencia megtörését. Sőt, a demográfusok többsége még a hetvenes években is a közelmúlt tendenciáját figyelve a konvergencia folytatódását várta (McMichael et al. 2004).

Kezdetben a tisztánlátást hátráltatta, hogy a kelet-európai adatok – különösen a Szovjetunió vonatkozásában – államtitoknak minősültek, a tényeket elhallgatták, azok publikálását letiltották, vagy éppen manipulálták azokat (Cockerham 1999; Field 1995; Pridemore 2003; Zatónski 2001). A Szovjetunióban az életminőség romlására egyértelműen utaló halálokok (kolera, pestis, öngyilkosság, gyilkosság, foglalkozási balesetek) 1988-ig részletezetten nem jelenhettek meg a hivatalos statisztikákban. Ezen halálokokat, hogy a táblázatok összesen sora megegyezzen a sorok összegével, az ún. rosszul meghatározott állapotok közé sorolták (ill-defined conditions) (Shkolnikov–Mészé–Vallin 1996a). Hasonló elleplezéssel kapcsolatos gyakorlat a volt Kelet-Németországban is bizonyítást nyert (Höhn–Pollard 1991; Nolte et al. 2004; Riphahn–Zimmermann 2000). Magyarország esetében Pataki (1994) nem a haláloki statisztika validitását, hanem a mind nyomasztóbban kibontakozó hazai deviációs hullám szocialista rezsimet kompromittáló tényeinek elhallgatását emelte ki.

Az első igazán jelentős nemzetközi meghökkenést kiváltó cikk éppen ezért viszonylag későn, 1980-ban jelent meg két amerikai demográfus Davis és Feshbach (1980) tollából. A szerzők hivatalosan publikált szovjet statisztikai adatokra hivatkozva írták le a csecsemőhalandóság növekvő számát a hetvenes évek első felében.³

A Közép- és Kelet-Európa társadalmainak mortalitási folyamataival kapcsolatban számos kérdés fogalmazható meg. Ezek közül a legfontosabbak a stagnálás/leszakadás okaira, majd a nyolcvanas évek végétől megrázkódtatások eltérő mértékére vonatkoznak. Az egymás-

³ Az újabb kutatások megkérdőjelezték Davis és Feshbach eredményeit. A növekvő csecsemőhalandóságot a halálozási regisztráció változtatásával, a nemzetközi szabványok átvételével hozták összefüggésbe. Ugyanez a regisztrációs probléma fordult elő más szovjet tagállamban is. A Balti államok függetlenségük viszszanyerése után a WHO iránymutatásait vették át, aminek köszönhetően 1991/1992-ben emelkedett a csecsemőhalandóság. Az egyetlen ismert kivétel Románia volt, ahol 1968-ban valóban növekedés volt megfigyelhető. Mivel Romániában 1966-ban váratlanul korlátozták az abortusz lehetőségét, az így kialakult „baby boom” az ellátórendszer túlterheltségéhez, és ezen keresztül magasabb csecsemőhalandósághoz vezetett (Józan 2000; Vallin–Mészé 2001).

tól nem függetleníthető korszakok megértése és magyarázata sokkal komplexebbnek tűnik, semmint, hogy egy vagy néhány tényező adekvát választ tudna adni (McKee–Nolte, 2004). Ennek a távolságtartó és óvatos szemléletnek a fontosságát kell hangsúlyozni a szaktudományok eltérő álláspontjai, a különböző diszciplínák által megjelölt okok fontossága, valamint az ellentmondásos kutatási eredmények miatt (Chen et al. 1996). Összességében máig nem rendelkezünk a jelenséget átfogóan magyarázó holisztikus elmélettel (Richtařiková 2004; Makara 1994).

Az ismeretek jelentősen bővültek az elmúlt évtizedek során, ami részben a demokratizálódásnak (így a statisztika demokratizálódásának is) és ezzel együtt a tudományterületek professzionalizációjának, újabb tudományágak bekapcsolódásának, célzott kutatások megindításának is a következménye volt. Ezzel együtt a különböző diszciplínák által felhalmozott tudás egy a korábbinál fragmentáltabb ismerettömeget produkált, számos sötét foltot hagyva a felszínen. E végtelenül összetett rejtvény megfejtését több tényező hátráltatja. Gondot okoz, hogy a makroszintű (aggregált területi és idősoros) adatokból levonható következtetések a kutatás (kontextuális) jellegéből adódóan korlátozottak, a magyarázóváltozók nem csekély hányada pedig meglehetősen pontatlan. Elemi szintű regiszteradatok – eltérően a Skandináv országokban bevett gyakorlattól – a mai napig nem vagy csak korlátozottan állnak rendelkezésre a régió egyes országaiban.

A kelet-európai leszakadást, majd a kilencvenes évek elején kibontakozott epidemiológiai krízist, és az azt követő országoként eltérő időben jelentkező javulást több tudományág (demográfia, orvosi demográfia, epidemiológia, szociológia, közgazdaságtudomány) által feltárt tények segítségével próbáltam összefoglalni. Újfént megjegyezve, hogy a multidiszciplináris szemlélet nem feltétlenül mindig gyümölcsöző, mivel a különböző tudományterületek szemlélete, fókuszpontjai, terminológiái, alkalmazott módszerei eltérnek egymástól, nemegyszer hátráltatva ezzel az ismeretek összeolvasását. Bár több megközelítés szintetizálására tettem kísérletet, a dolgozat kereteit tekintve elsődlegesen a demográfia nézőpont dominált.

Annak megértéséhez, hogy mi történt a szocialista blokk országaiban, elsőként a mortalitás hosszú idősorának főbb szakaszait mutatom be. Ezt követően a halandóság nem- és korszecifikus jegyeit ismertetem. Az elemzett idősor jóval hosszabb, mint a dolgozat által elsődlegesen vizsgált magyar területi adatsoroké, azonban a probléma megragadásához korábbra kell visszanyúlni, mivel a kelet- és a közép-európai régió nagyjából három évtizedes, valamint a volt Szovjetunió országainak ma is tartó leszakadása csak részben magyarázható a demokratikus átmenet gazdasági megrázkódtatásainak a következményeivel (Cornia–Panicciá 2000; Losonczy 2001; Józán 2002b; 2003b; Zatoński 2000). A születéskor várható élettartam idősorai után a legfontosabbnak tartott okokat jártam körül. A halálóki struktúra alakulásának bemutatása a legjobb kiindulópont az okok feltárásához. A politikai rendszer torzulásaiból fakadó ellentmondások, az iskolázottsági különbségek, vagyis a különböző társadalmi státusú csoportok eltérő érintettsége, és az életmódtényezők meghatározó szerepet játszották a keleti

blokk országainak romló életkilátásaiban. A tanulmány fejezeteinek szerkezetét illetően a magyar adatokat igyekeztem tágabb, nemzetközi környezetben elhelyezni, mindennek köszönhetően lehetőség nyílt a nemzeti jellemzők összehasonlítására. A problémák jellegét illetően ugyanis nagyon szoros térbeli kapcsolatok, hasonlóságok, együtt járások figyelhetők meg.

A makroszintű folyamatok után a területi halandóság negyed évszázados alakulását vizsgáltam. A kutatás módszertani kereteit a térbeli demográfia adta. Ez az interdiszciplináris, jelenleg dinamikusan fejlődő tudományterület a társadalomtudományok, és ezen belül a demográfia, a szociológia valamint a tértudományok, különösképpen a térökonometria tudományát sűríti egybe. A területi elemzéssel kapcsolatos fejezetek két fő részre bonthatók. Az első részben a folyamatok alakulását, a mortalitás térbeli változását igyekeztem bemutatni. A másik részben ún. konfirmatív, ökonometria modellek alkalmazására került sor. A modellek függő változóját, csakúgy mint az idősoros deskriptív elemzés tárgyát a születéskor várható élettartam adta. A magyarázó változók körét pedig olyan prediktorok alkották, amelyek a bevezető, általános részben jelentősnek bizonyultak. A megbízhatóság érdekében öt, a magyarázó modelleknél hat évet lefedő időszakok alapján hoztam létre kistérségi halandósági táblákat. A halandóság mérésére számos mutató áll rendelkezésre, s mivel a célok között az időbeli összehasonlítás kulcsszerepet játszott, így a várható élettartam bizonyult a legkedvezőbb választásnak.

2. Makroszintű folyamatok

2.1. Történeti áttekintés, a mortalitás alakulása Kelet- és Közép-Európában

A XX. század első felében a törésvonal az atlanti és skandináv, valamint a fennmaradó területek között húzódott. Északkeleti–délnyugati gradiens választotta el egymástól az eltérő mortalitási szintű területeket (Daróczy 2004a). Az életkilátások korábbi évszázadokhoz képest jelentős javulása a XIX. század elején vette kezdetét. Ekkortól a korábbi fluktuáló trendek kezdtek kisimulni, a jövőkilátások esetlegessége mérséklődött, a várható élettartam növekedett (Riley 2001).

A második világháború után az ötvenes évekre a fejletlenebb mediterrán országok (Spanyolország és Portugália), északon Finnország, Nyugat-Európa peremén pedig Ausztria kezdte meg rohamléptekben a felzárkózást a magterületekhez. Hasonló konvergencia kezdődött a perifériális, félperifériális közép- és kelet-európai országok esetében is. Európa nyugati és keleti része a közeledés jeleit mutatta (Monnier–Rychtariková 1992). A különböző „makrorégiókhoz” tartozó országok várható élettartamainak trendjeit az 1. számú melléklet tartalmazza.

A konvergencia a megkésett epidemiológiai fejlődés eredménye volt. A felzárkózás specifikus okai magyarázhatók az antibiotikumok elterjedésével, a védőoltások általánossá válásával, életkorjellemzők alapján pedig a csecsemő- és gyermekhalandóság visszaszorításával (Caldwell 1986, Józán 2000, Minev et al. 1990; Wnuk-Lipinski 1990). Ezen túlmenően szerepet játszott a jóléti állam európai térhódítása, az abszolút depriváció visszaszorítása, a társadalombiztosítás egyre kiterjedtebb védőernyője, az életszínvonal javulása. A javulás mértéke számottevőbb volt azokban a perifériális, félperifériális helyzetű dél-, közép- és kelet-európai országokban, ahol nagyobb volt a leszakadás, míg kisebb léptékű, a világháborút megelőző időszak javulásának tempóját követő fejlett nyugati országokban, ahol a fejlődés tartalékai átmenetileg elapadtak (Meslé 2001). Összességében helytállóan tűnik az a megállapítás, amely szerint a hatvanas évek első felében a születéskor várható élettartam Kelet- és főképp Közép-Európában alig maradt el a szintén felzárkózó nyugat-európai országok átlagától, sőt kivételes esetekben helyenként meghaladta azt (Guo 1993; Kulin et al. 1995; Marmot–Bobak 2000; Rychtariková–Dzúrová 1991; Rychtariková 2004; Watson 1996; Wilkinson 1996). A kommunista rezsimek a hatalomra kerülésüket követő két évtizedben – beleértve a sztálini éra legrettegettebb időszakát is – jelentős sikereket tudtak elérni a népesség egészségi állapotának javulásában.⁴ Sőt, mértékét tekintve e javulás páratlan volt a XX. század addigi története során. A hatvanas évek közepére a kelet- és közép-európai országok átlépték az Omran (1971) által megjelölt epidemiológiai átmenet második szakaszát.

⁴ Meg kell jegyezni, hogy általában politikai okoknak köszönhető csökkenések a kommunista rezsimek első két évtizede alatt is megfigyelhetők voltak. Magyarországon például az 1956-os forradalom után és a 60-as évek elején, a mezőgazdasági kollektivizáció második hullámának lezárulását követően romlottak az életkilátások (Daróczy 2003), de tény, hogy e sporadikusan jelentkező és rövidtávú hatások kivételével az említett időszak alatt kifejezetten jelentős javulás következett be.

A hatvanas évek konvergáló, a kelet- és közép-európai országok felzárkózó folyamatait többen alátámasztották (Meslé 2004; Monnier–Rychtariková 1992; Meslé–Vallin–Andreev 2002). Valamennyi tanulmány klaszteranalízis alkalmazása révén jutott hasonló következtetésre. Egyrészt rámutattak Európa keleti részének közeledésére, aminek köszönhetően a törésvonalak kelet és nyugat vonatkozásában kevésbé érvényesültek. A szocialista blokkhoz tartozó országok közül többek atipikusan viselkedtek.

Nyugat-Európában a hetvenes évek elejétől – a megelőző, lelassult fejlődés után – újabb javulás következett be a születéskor várható élettartam terén. Ennek oka elsődlegesen a kardiovaszkuláris megbetegedések megelőzésében és kezelésében keresendő. A szakirodalomban „kardiovaszkuláris forradalomként” számon tartott fordulat egyaránt visszavezethető volt a gyógyító ellátás színvonalának emelkedésére, az újabb technológiai innovációk megjelenésére, a hatékony preventív intézkedések bevezetésére, de legalább ilyen fontos szerepet játszott az egyéni magatartásformák változása, az egészséges életmód felértékelődése, elterjedése is. Számos epidemiológus szerint a hatvanas évek stagnáló időszora a kardiovaszkuláris és tüdőrákos halálozások növekvő számának volt köszönhető. A nyugati országok idősorai lineáris monoton növekedésről tanúskodtak, a különbségek csupán a trendek meredekségében nyilvánultak meg (1–3. mellékletek).

Kelet-Európában mindezt már nem kísérte hasonlóan kedvező változás. 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 (Cockerham 1999; Guo 1993; Meslé 2001).

A nyolcvanas évek túlnyomórészt stagnáló idősorait az évtized közepén jelentkező nagyon rövid idejű javulás szakította meg, főképp a Szovjetunió területén. Mindezt a kutatók a Gorbacsov-féle antialkohol-kampány bevezetésének a következményeként tartják számon (Caselli et al. 2002; Shkolnikov et al. 1996a; Vallin–Meslé 2001). Az alkoholelles intézkedések következtében 1984 és 1987 között a születéskor várható élettartam az össznépesség esetében két évvel, a férfiaknál 3,2 évvel nőtt (Shkolnikov et al. 1996a; Leon et al. 1997; Gavrilova et al. 2000). A gyorsan lecsengő javulás jól dokumentált a szovjet térség számos, ma már önálló országában (Krumins–Usackis 2000; Krumins 2001). Nemcsak a Szovjetunióban, hanem más szocialista országban, így Magyarországon is kínálatkorlátozó intézkedések bevezetésére került sor. Ezek az intézkedések jóval kevésbé voltak radikálisak, mint a szovjetunióbeliek, és az életminőség javulására gyakorolt hatásuk is messze elmaradt azoktól. Andorka szerint Magyarországon a korlátozó intézkedések hatására az alkoholfogyasztás növekvő tendenciája megállt (Andorka 1986).

A nyolcvanas évek fluktuáló folyamatai ellenére a kelet- és közép-európai országok általános halandósága továbbra is összehasonlíthatónak volt mondható, bár a különbségek

már jelentősebbnek bizonyultak, mint a hatvanas évek közepén. A hatvanas évek közepétől a nyolcvanas évek végéig tartó negyedszázad során a nyugat-európai országokban átlagosan 5–7 évvel nőtt a várható élettartam. Mindeközben a keleti blokk legjobb népegészségügyi mutatókat felvonultató országaiban is jóval mérsékeltebb ütemű előrelépés történt (4. számú melléklet). 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 szocialista blokkon belül három országcsoporthoz különíthető el. A nyugat-európai országokhoz képest mérsékelten javuló, stagnáló, valamint visszaesést mutató országokról lehet beszélni. Ezen túlmenően fontos utalni arra, hogy az össznépeségre vonatkozó trend nemek szerinti bontásban differenciáltabb képet mutat. A régió megosztottsága ellenére a nők várható élettartama eltérő mértékben, de mindennél javult, míg a férfiaknál Csehország, Lengyelország és az egykori Kelet-Németország kivételével helyenként már számottevő visszaesés volt kimutatható. Különösen a magyar (–1,5 év) és a fehérorosz (–2,2 év) férfiak életkilátásainak romlása érdemel figyelmet.

A kilencvenes évek első felében a kommunista rezsimek összeomlásával súlyos társadalmi krízis rázta meg a volt szocialista országokat, ennek kísérőjelenségeként jelentős elszegényedés, munkanélküliség, az árak elszabadulása vette kezdetét. A társadalmi-gazdasági krízis lényegesen jelentősebb hatást gyakorolt a férfiak mortalitására. A nők esetében a megrázkódtatás – különösen a szocialista blokk nyugati országaiban – elmaradt. A férfiak többlethalandósága miatt a korábbiaknál mélyebb szakadék választotta el a kelet- és a nyugat-európai országokat (Bobak–Marmot 1996, Watson 1995). A divergencia azonban nemcsak kelet és nyugat viszonylatában, hanem az egykori szocialista blokkon belül is felerősödött (1–3. számú mellékletek).

A mortalitási krízis korántsem egyenletesen érintette a volt szocialista országokat. Kelet-Németország több egyedi specifikummal bír. Egyrészt fontos kiemelni, hogy az NDK népességének várható élettartama hosszú évtizedeken keresztül a legmagasabb volt a szocialista blokk országain belül. Másrészt az egyesülés után jelentős NSZK források kerültek átcsoportosításra, ennek köszönhetően az ellátás uniformizálódott, az átmenet az össznépeség mortalitásának szempontjából megrázkódtatás nélküli volt, a javulás pedig töretlen.

Ugyancsak külön említést érdemel Csehország (és valamivel kisebb mértékben a nála gazdaságilag elmaradottabb Szlovákia), ahol a tervutasításos gazdaságból a piacgazdaságba történő átmenet megrázkódtatásai egyáltalán nem voltak tetten érhetők a mortalitási folyamatokban, sőt – eltérően a közép-európai országok többségétől – Csehországban a születéskor várható élettartam a tranzíció alatt minden megtorpanás nélkül javult.⁵ Blazek és Dzurová

⁵ A Csehország (Bohémia, Morvaország és Szilézia egy része) által bejárta pályáiv számos ponton eltér a közép-kelet-európai országoktól. Túl azon, hogy Csehország az Osztrák Magyar monarchia gazdaságilag legiparosodottabb és legfejlettebb része volt (legmagasabb fajlagos nemzetgazdasági kibocsátással) a népesség élet-

(2000) Csehszlovákia (és különösen a Cseh Köztársaság) kedvezőbb átmenet előtti helyzetével, a magasabb életszínvonalával, a nagy külső- és belső államadósság hiányával és az ország tradicionális előnyeivel (magasan képzett munkaerejével, kedvező földrajzi fekvésével, turisztikai vonzerejével) indokolta a megtorpanás hiányát. Továbbá azzal, hogy Csehországban az átmenet nem okozott megrázkódtatást a munkaerőpiacon. A munkanélküliségi ráta a munkaerőpiac rugalmasságának, a helyesen megválasztott privatizációs stratégiának és az aktív munkaerő-piaci intézkedéseknek köszönhetően alacsony szinten állt be, a foglalkoztatottság magas szintjét sikerült fenntartani. Mindezen túl az átalakulás során a jövedelmi egyenlőtlenségek viszonylag mérsékelten emelkedtek, a különbségek jóval kisebbek maradtak, mint számos nyugat-európai országban. Rychtaříková (2004) a rendszerváltozás utáni cseh folyamatokat vizsgálva azt állapította meg, hogy a javulás főleg az idősebb korcsoportokban következett be, ami azt jelezte, hogy Csehország 25–30 év megkésettiséggel követte a nyugat-európai trendet.

A krízis Lengyelországban mérsékeltek és nagyon rövid idejűnek bizonyult, a mortalitási mutatók 1992 után kezdtek el javulni (Vallin–Meslé 2001). A magyar népesség születéskor várható átlagos élettartama a rendszerváltoztatás után 1992-ben és 1993-ban érte el mélypontját, majd ezt követően történt javulás (Józan 2000). Míg a periférikusabb, balkáni országokban, így Romániában és Bulgáriában az egészségromlás egészen a kilencvenes évek végéig elhúzódott (Nolte et al. 2004).

Az egykori Szovjetunióban az összeomlás mortalitási mérlege óriási károkat mutatott. A kommunizmus bukását követő első öt évben, 1990–1994 között a halandósági többlet, azaz annak különbsége, amely a rezsim széthullása, a krízis előtti változatlan mértékű mortalitási szint és a ténylegesen bekövetkezett halálozások különbségéből adódott, 1,3 millió fő volt (Chen et al. 1996). A születéskor várható élettartam a férfiaknál az ötvenes évek szintjére esett vissza (Caselli et al. 2002). A sokkterápia után röviddel, 1994-től azonban váratlan javulás mutatkozott, de 1998-tól az orosz bankrendszer összeomlásával és a továbbgyűrűző gazdasági megrázkódtatásoknak köszönhetően a mortalitási krízis megismétlődött (Gavrilova et al. 2001). A születéskor várható élettartam a kilencvenes évek kezdetének szintjére esett vissza. Nem meglepő módon, a szomszédos és Oroszországhoz ezer szállal kötődő, tőle gyakorlatilag ma is függő egykori szovjet tagállamokban is újabb megtorpanás volt megfigyelhető. Érdemes felhívni a figyelmet arra, hogy az egykori Szovjetunió, majd Oroszország és tőle ma is nyilvánvalóan függő országok mortalitási folyamatai mennyire szorosan kapcsolódnak politikai-gazdasági fordulatokhoz (Gavrilova et al. 2000).

színvonala és életkilátásai is tradicionálisan magasabbak voltak a vele keletről, délről határos területekhez képest. Rychtaříková tanulmányában számos bizonyítékát szolgáltatva annak, hogy a cseh halandósági mutatók is jóval kedvezőbbek voltak, mint a volt szocialista blokk országaiban. A hatvanas években a nők születéskor várható élettartama nem tért el, a 65 év feletti férfiak várható élettartama pedig magasabb volt, mint Franciaországban. A csecsemőhalandóság pedig már a második világháború előtt is rendkívül kedvezőnek bizonyult (Rychtaříková 2004).

Az átalakulás lefutása és társadalmi következményei az egykori szocialista blokk országokban eltérően alakultak. A korábban tapasztalt blokkon belül viszonylagos homogenitást markáns divergencia követte (Marmot–Bobak 2000a). A darabjaira hullott Szovjetunió Európához tartozó országai lényegesen mélyebb megrázkódtatásokon mentek keresztül, mint a közép-európai vagy a dél-kelet európai poszt szocialista országok. A tranzíciós válság mortalitási szempontból is feldarabolta az egykori szocialista tömb országait. Ennek köszönhetően szükségszerű két esetleg három egymástól elváló országcsopotról beszélni (Bobak–Marmot 2000a; 2000b; Carlson 2004). A megosztottság kitűnő empirikus bizonyítékát olvashatjuk Cornia és Panicciá (2000) írásában. A szerzők regressziós idősor elemzésükben rámutattak arra, hogy a kilencvenes évek elején begyűrűző krízis a hatvanas évek közepétől kezdődő hosszú távú folyamatok kontinuos folytatásaként fogható fel Magyarországon, Lengyelországban mindkét nemnél és a bolgár nőknél, vagyis nem beszélhetünk új fenomén megjelenéséről. A cseh adatok 1993-at követően szignifikánsan eltértek a becsült trendtől, a javulás a vártnál lényegesen jobb volt. Ezzel szemben az ukrán és orosz, valamint a bolgár férfiak idősor adataiban bekövetkező romlás a korábbi trendből nem volt származtatható.

Bobak és Marmot (2000b) szerzőpáros egy másik tanulmányában a megosztottságot a korai reformok útjára lépett (early reformers) közép-európai és a reformokat később bevezető (late reformers) vagy elodázó (procrastinators) kelet-európai országok mentén látta igazoltnak. A megkésették közé sorolták Romániát és Bulgáriát, míg az elodázók közé Ukrajnát és Fehéroroszországot. Ugyanez a fent említett, igazából a Franco és szerzőtársai (Franco et al. 2004) által alaposabban kimunkált demokráciatézis köszön vissza McKee és Nolte (2004), valamint Zatonski (2002) érvelésében is. E nézet szerint a demokratikus vívmányok és a piacgazdaság bevezetése és térnyerése Közép-Európában kedvező hatással volt a népesség életkilátásaira. A politikai fordulat nagyban hozzájárult az egészség felértékelődéséhez, a lengyel népesség életmódváltásához, változó táplálkozási szokásaihoz, csökkenő alkoholfogyasztáshoz (Zatonski 2002). Vannak azonban olyan kutatók is, akik a rendszerváltozás utáni javulást – például Csehország esetében – nem közvetlenül a demokratikus változásokhoz, nem a népesség életmódjának átformálódásához kötik, hanem a gyógyászati beavatkozások színvonalának növekedését, a gyógykezelésben bekövetkezett technikai haladás szerepét helyezik előtérbe (Rychtařiková 2003). A magyar vonatkozású szakirodalomban Sándor János (2004) képviselt hasonló álláspontot. Sándor szerint a 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 cerebrovaszkuláris betegségek és az ischaemiás szívbetegségek adták ezért feltételezhető, hogy a 90-es években kibővülő terápiás lehetőségek és szívsebészeti kapacitások kiépülése meghatározó szereppel bírtak a krízis megszüntetésében.

2.2. A halandóság alakulása nemek szerint. A „hiányzó” férfiak

Jól ismert tény, hogy a kelet-európai társadalmakat sújtó egészségromlás, és főleg az átmenet alatti jelentős halandósági többlet alapvetően a férfiaknál jelentkezett (Chen et al. 1996, Cockerham 1997, Meslé 2001, Watson 1995). A férfiakénál jóval kisebb visszaesés következett be azokban a kelet-európai (exszovjet) országokban, ahol valóban romlottak a nők életkilátásai (Vallin–Meslé 2001).

A kelet- és közép-európai országok várható élettartamának alakulását a francia népesség adataival hasonlítottam össze. Az adatok a Human Mortality Database-ből származnak. Az európai nagy régiók országainak nemenkénti trendjeit a 2. és a 3. számú melléklet diagramjai tartalmazzák. Az egyes korszakhatárok közötti elmozdulásokról a 4. számú melléklet nyújt áttekintést.

A francia férfiak születéskor várható élettartama 1965-ben 67,5 év volt, míg a kelet-európai országok közül ugyanebben az évben Magyarországon 66,7, Csehországban 67,1, Lengyelországban 66,3, Oroszországban 64,4, Bulgáriában 69,4 év volt megfigyelhető (2. számú melléklet). A különbség az orosz és a francia férfiak között alig több mint három év volt, míg Magyarország esetében kevesebb, mint egy év. Negyedszázaddal később, a szocialista rendszer végnapjaiban, 1989-ben a francia férfiak várható élettartama 72,5 évre emelkedett. A francia férfiakhoz képest az orosz férfiak lemaradása 8,3 évre, a lengyeleké 5,7 évre, a cseheké 4,3 évre, a magyaroké 7,2 évnnyire nőtt. 1965–1989 között a volt szocialista országok közül csupán a mai Szlovákiában, az egykori Kelet-Németországban volt megfigyelhető jelentősebb, 2 év feletti javulás, míg a nyugati országokhoz képest elhanyagolható növekedés volt a mai Csehországban, és stagnálás Lengyelországban. A fennmaradó kelet- és közép-európai országokban eltérő mértékben romlott a férfiak várható élettartama. A legjelentősebb visszaesés Magyarországon (–1,5 év), Ukrajnában (–1,8 év) és Fehéroroszországban (–2,2 év) következett be.

Hatását tekintve a mortalitási krízis kettéválasztotta az egykori szocialista országokat. 1995-ben a szocialista blokk „nyugati” országaiban a születéskor várható élettartam már mindenütt elérte vagy meghaladta az 1989-es szintet. Az egykori Szovjetunió országaiban azonban súlyos katasztrófa következett be. Oroszországban a férfiak várható élettartama 1989–1995 között több mint hat évvel, Lettországon és Ukrajnában legalább öt évvel, Észtországban több mint négy évvel volt rövidebb, mint 1989-ben.

Az átmenettől napjainkig megfigyelhető időszak alatt a közép-európai régió társadalmának életkilátásai töretlenül javultak. A második világháború utáni mortalitási folyamatok harmadik, javuló szakasza vette kezdetét. A délkelet-európai volt szocialista országok (Bulgária, Románia, Albánia) krízise tartósabbnak bizonyul, ezek az országok megkésettén kezdték meg a felzárkózást. A Balti országok úgy tűnik, szintén felszálló pályára kerültek. Észtországban és Lettországon a férfiak életkilátásai ma már jobbak, mint a nyolcvanas évek vé-

gén. A hosszabb idősort áttekintve azonban csak az észteknek sikerült eljutniuk a hatvanas években már elért szintre. Eltekintve a balti országoktól, a vizsgálatba bevont egykori exszovjet országokban 1995 után volt megfigyelhető érdemi javulás, amely 1998-ban megtört és azóta sem látszik jelentős elmozdulás.

A hatvanas évek derekán a férfiakhoz hasonlóan a nők esetében is kisebb különbségek voltak megfigyelhetők a francia, valamint a kelet- és közép-európai nők között (3. számú melléklet). A francia nők várható átlagos élettartama 1965-ben 74,7 év, az oroszoké 73,3 év, a magyaroké 71,5 év, a cseheké 73,4 év, a lengyeleké pedig 72,4 év volt. A szocialista éra utolsó évére valamennyi ország női népességének életkilátásai – eltérően a férfiaktól – Közép-Európában javultak, míg a szovjet blokk országaiban inkább stagnálásról beszélhetünk. Visszaesés tehát nem volt megfigyelhető, de a javulás mértéke országonként eltért. A cseh, a szlovák és a magyar női populáció életkilátásai nagyjából két évvel, míg a lengyel és a volt kelet-német nőké több mint három évvel emelkedett. Az egykori Szovjetunióhoz tartozó országok esetében csekély egy évnyi (Oroszország) vagy annál is kisebb javulás következett be (Észtország, Ukrajna, Lettország, Fehéroroszország). Ugyanezen időszak végére a francia nők születéskor várható élettartama már nyolcvan év felett volt (80,7 év), negyedszázad alatt tehát pontosan hat évvel emelkedett. Ennek fényében a kelet- és közép-európai országok relatív és abszolút mértékű leszakadása is nőtt. A kilencvenes évek elejét jellemző krízis a közép-európai és délkelet-európai nőknél nem jelentkezett. A születéskor várható élettartam 1989–1995 között két stagnáló ország, Bulgária és Románia kivételével mindenütt nőtt. Hasonlóan a férfiaknál tapasztaltakhoz, itt is az egykori Szovjetunióból kivált és függetlenségüket elnyert országokban következett be hanyatlás, eltérően azonban a férfiaktól, a krízis mértéke mérsékeltebbnek bizonyult, a születéskor várható élettartam általában 2–3 évvel csökkent.

A rendszerváltozás előtti és a jelenlegi, 2005-ös adatokat összehasonlítva a nők várható élettartama Oroszországban, Ukrajnában, Belorussziában ma is elmarad az 1989-es szinttől. A posztszovjet országokban az átmenet a nőknél súlyos mortalitási következményekhez vezetett. Ezzel szemben az egykori Kelet-Németországban több mint öt évvel, Csehországban, Lengyelországban, Szlovéniában, Magyarországon, Albániában több mint három évvel hosszabb várható élettartam realizálódott. Kisebb mértékű, de ugyancsak pozitív elmozdulás volt megfigyelhető Bulgáriában, Lettországban és Litvániában.

Peggy Watson (1995) szerint a közép-európai középidős férfiak évtizedeken át tapasztalható magas és romló halandóságát az egyéni és értelmes kezdeményezések megnyirbálásában, a köz- és civil szféra elfojtottságában, a tradicionális férfiszerep erős korlátozottságában látta. A nők esetében viszont úgy vélte, hogy a családon belüli feladatok és a háztartási munka olyan értelemmel teli, tradicionális nemi szerephez köthető tevékenységek maradtak az államszocialista rendszer időszakában is, amelyek hatékony megbirkózási stratégiákat nyújtottak a stressz és a megbetegedések ellen.

A kilencvenes években az orosz férfi népesség körében tapasztalt extrém mortalitás okait Walberg és munkatársai (1998) Durkheim klasszikus művének (Durkheim 1982) téziseivel hozták összefüggésbe. Durkheim öngyilkosságról írott híres művében az anomikus öngyilkosságot elemezve arra a következtetésre jutott, hogy a válságok, legyenek azok mély recessziók következményei vagy a prosperitás időszakának utószöngéi, a kollektív rend zavarához, a korábban működő szabályozó normák felbomlásához, a társadalom integráltságának megroppanásához, így az anómia állapotának kialakulásához vezetnek. Mikroszinten az egyén nem képes hirtelen alkalmazkodni az életfeltételek módosulásához, ami súlyos súrlódásokat eredményez a rendelkezésre álló erőforrások és a megvalósítani kívánt célok között. Ugyanezen művében Durkheim rámutatott arra, hogy a nők immúnisabbak a változásokra. Durkheim ennek okát a női nem elszigeteltségére, „kisebb fokú társadalmiságára” vezette vissza.

Marmot és Bobak (2000a) a kelet-európai férfiak tragikus halálozási viszonyait egy eredetileg Amartya Sen-től származó fogalom segítségével írták le. Míg Sen (1998) az ázsiai és észak-afrikai társadalmak esetében hiányzó nőkről (missing women) beszélt, addig Kelet-Európában ennek az ellenkezője, a hiányzó férfiak (missing men) fogalma vált sajnálatosan valósággá. A kifejezés arra utal, hogy a két nem aránya túlzottan felborult a magas férfihalandóság miatt. A Marmot és Bobak által említett példa szerint míg a kilencvenes évek közepén az Egyesült Királyságban 100 45–64 év közötti nőre 98 férfi jutott, addig Oroszországban mindössze 84.

A közép- és kelet-európai társadalmak mortalitásának egyedisége kitűnően megmagyarázható a két nem várható élettartamának hatvanas évek közepétől megfigyelhető tartósan növekvő különbségében (5–6. számú mellékletek). A nemek közötti várható élettartamban kirajzolódó különbségek eredendően biológiailag meghatározottak, és nagyjából 1–2 év eltérést magyaráznak (Józan 2001). A tágabb régióra jellemző – helyenként tíz évet is meghaladó – különbségek példa nélküliek az európai demográfiai fejlődés háború utáni szakaszában. A két nem ilyen méretű életesély-különbsége minden kétséget kizáróan társadalmi eredetű okokkal magyarázható. A Human Mortality Database (HMD) halandósági táblái szerint a vizsgált időszak során a két nem közötti különbségek a hatvanas évek elején még viszonylag mérsékeltnek mutatkoztak, de általában jelentősebbek voltak, mint a nyugat-európai országokban. A rákövetkező évtizedekben valamennyi szocialista blokkhoz tartozó országban a férfiaknak a nőknél kedvezőtlenebb mortalitás változása miatt a nemek közötti különbségek is nőttek. Néhány ország kivételével a legnagyobb eltérések a kilencvenes évek első felében tapasztalhatók. Csehországban 1990-ben 7,9 évvel, Kelet-Németországban 1993-ban 7,5 évvel, 1994-ben Oroszországban 13,7 évvel, Lettországban 13,6 évvel, Magyarországon 9,5 évvel, Bulgáriában átlagosan 7,6 évvel hosszabb életre számíthattak a nők. A nyugat-európai országokban is megfigyelhető volt a két nem életkilátásai közötti különbségek növekedése. A hetvenes évek végétől, a nyolcvanas évek elejétől, esetenként elhúzódva a kilencvenes évekig

a férfiak életmódváltásának, az ún. self-made betegségek elleni hatékonyabb fellépéseknek köszönhetően újra közelednek egymáshoz a nemek. Az inflexiós pont a kelet- és közép-európai társadalmakban zömmel az átmenet után következett be, vagy – mint például Fehéroroszország extrém nemi különbségei mutatják – jelenleg is a férfiak és a nők távolodása figyelhető meg.

2.3. A kelet- és közép-európai országok korspecifikus mortalitása

A közép- és kelet-európai régió mortalitásának sajátossága a középkorú népesség kiemelt veszélyeztetettsége. Számtalan tanulmány mutat rá erre a közismert tényre. A Szovjetunió, majd a függetlenségét visszanyert, illetve a jogutód államok esetében Cockerham (2007), Dennis et al. (1993), Field (1995), McKee és Shkolnikov (2001), Krumins (2001), Mezentseva és Rimachevskaya (1992), Perlman és Bobak (2008), Shkolnikov (1995), Shkolnikov et al. (1996a, 1998), Walberg et al. (1998) Webb et al. (2005) igazolta a középkorú férfiak kiugróan magas halandóságát. Ugyanerre a következtetésre jutott Bulgária esetében Carlson és Tsvetarsky (1992) valamint Minev et al. (1990), a cseh adatokat feldolgozva Carlson és Rychtaříková (1996), továbbá Richtaříková (2004), Lengyelországnál Okólski (1993), Magyarország vonatkozásában Józán (1991, 1994a, 2000, 2003b, 2008), Makara (1994), Orosz (1990) és Valkovics (2001). Az átfogóbb, régiós kitekintésű tanulmányok közül Forster és Józán (1995), Chenet et al. (1996), Cornia (2000), Nolte et al. (2004), Zatoński–Jha (2000), Bobak–Marmot (2000), Dzúrová (2000), Guo (1993), Meslé (2001), Zatoński (2007) mutatott rá a gazdaságilag aktív korú – döntően férfi – népesség extrém érintettségére.

A különböző korcsoportok szerepének megértéséhez Meslé és Vallin (2002) alapos elemzése nyújt kitűnő áttekintést. A francia demográfusok a korspecifikus halandóság alakulását vizsgálták Pollard-féle dekompozíciós módszer alapján, nemek szerint az 1965-ös és 1995-ös évek adatainak összevetésével. Az eljárás révén meghatározták az egyes korcsoportok (0–1, 1–14, 15–29, 30–59, 60–74, 75 év felett) hozzájárulását a születéskor várható élettartam változásához négy nagy, országhatárokat átlépő európai régióban. Mivel a férfiak halandóságának változása jobban leírja a volt szocialista tömb életkilátásaiban bekövetkezett változásokat, ezért csak az „erősebb nemre” vonatkozó eredményeket emelném ki. Közép-Európában négy évtized alatt mindössze 1,31 évvel nőtt a várható élettartam. Ehhez a 0–1 év közöttiek halálozásának javulása 2,1 év nyereséget (gain) tett hozzá. Ugyancsak pozitív nyereség volt megfigyelhető az 1–14 év közötti gyermekkorúaknál (0,4 év), a 15–29 év közötti fiatal felnőtteknél (0,2 év) és a 75 év feletti időseknél (0,1 év), miközben a 30–59 év közöttiek és a 60–74 év közöttiek halandóságának romlása –1,4 illetve –0,1 év veszteséggel (lost) járt. A volt Szovjetunió országaiban ugyanezen időszak alatt 6,3 év csökkenés következett be. Csupán két korcsoportnál, a 0–1 és az 1–14 éveseknél volt javulás, míg a fennmaradó korcsoportoknál romlás volt megfigyelhető. Ezek közül a 30–59 év közöttiek halandóságának növe-

kedése –4,5 évnyi veszteséggel járult hozzá a különbséghez. A mediterrán országokban 6,7 év nyereség következett be, ami elsősorban a csecsemőhalálozás visszaszorításának (1,9 év), másodsorban a 60–74 év közöttiek csökkenő mortalitásának (1,8 év) és harmadsorban a 30–59 éves középidősek javulásának (1,2 év) volt betudható. A skandináv országokban a realizált élettartam-nyereség 5,6 év volt. Az északi modell előrehaladottabb fázisban volt a mediterránhoz képest, itt nem a csecsemőhalálozások visszaszorításával lehetett a legjelentősebb nyereséget elérni, hanem a 60–74 év közötti idősök (1,63 év) és a középidősek (1,3 év) mortalitásának csökkenésével.

A dekompozíciós eljárásokhoz képest csekély tartalmi újdonsággal szolgál a következőben bemutatásra kerülő áttekintés (7–8. számú melléklet). Az egyes korcsoportok eltérő érintettségét a halálozási valószínűségek segítségével illusztráltam, öt különböző évet (1965-öt, 1980-at, 1990-et, 1995-öt és 2005-öt) emeltem ki, amelyek közül az 1965-ös adatokat tekintettem referenciának.⁶ Így az x tengely alatti értékek a referenciaévhez képest jobb, a felettiek pedig rosszabb értékeket, kedvezőtlenebb korszpecifikus halandóságot rögzítenek. Az általam önkényesen meghatározott évek az egyedi, ország specifikus sajátosságokra nem voltak tekintettel. Ezzel együtt alkalmasnak tűnnek a négy különböző történelmi korszak keresztmetszeteinek a bemutatására.

A két nemzet együttesen vizsgálva látható, hogy csupán Csehországban és az egykori NDK területén javult valamennyi korcsoport életkilátása napjainkra, míg Lengyelországban, Szlovákiában és többé-kevésbé Bulgáriában, illetve Magyarországon csak a nők esetében volt megfigyelhető teljes vagy majdnem teljes körű, de korcsoportonként nem azonos mértékű javulás.

Valamennyi ország esetében nyilvánvaló a csecsemőkori és a fiatal gyermekkori halandóság fokozatos javulása, és a középidős korcsoportok jelentős romlása az államszocializmus időszakában, majd közvetlenül a rendszerváltoztatás után. A legidősebb korcsoportok esetében az általános kép az, hogy az idősebb korosztály (70–89 év közöttiek) terén az államszocializmus időszakában érdemi előrelépést nem sikerült elérni, e korosztály túlélési mutatói általában nem változtak. Ugyanakkor jelezni kell, hogy az egykori szocialista tábor messze nem homogén, továbbá világos különbségek figyelhetők meg nemek szerint is. Ami a férfiakat illeti, itt az általános kép az, hogy a 70–89 év közötti férfiaknál lényegi elmozdulás nem történt, a halálozási valószínűségek kisebb mértékben emelkedtek a legutolsó év adatai szerint (pl. Oroszország, Ukrajna), vagy ugyancsak kisebb mértékben csökkentek (pl. Magyarország). Kivételek természetesen előfordulnak. Az ezredforduló utáni 2005-ös esztendő adatai szerint jelentős javulás, a halálozási valószínűségek csökkenése csak az egykori Kelet-Németországban, kisebb mértékben pedig Csehországban és Lengyelországban volt megfi-

⁶ Az adatok a Human Mortality Database (HMD) számításain alapulnak (www.mortality.org). Eltérően azonban a magyar rövidített halandósági tábla gyakorlatától, a HMD idősebb korcsoportokra is számít várható élettartamokat. Az itt közölt adatoknál a 85 éves és idősebbeknél nem felülről nyitott korcsoportról van szó, hanem egyszerűen az általam utolsóként elemzett, öt évet lefedő 85–89 év közötti korcsoportról.

gyelhető. A közép-európai idősebb korú nők esetében számottevő és szinte folyamatos, ciklusról ciklusra történő javulás következett be, ami a posztszovjet térség országairól már nem mondható el.

Különösen extrém mértékű kockáztnövekedés figyelhető meg az egykori Szovjetunió területén. Egyes posztszovjet országokban a középkorú férfiak halálozási valószínűsége 1995-ben vagy 2005-ben nem ritkán kétszerese vagy két és félszerese volt az 1965-ös értéknek. Egy másik, a szovjet régióra vonatkozó sajátos vonás a magas kockázatú korcsoportok terjedelménél figyelhető meg. A közép-európai országokban ugyanis az átmenet alatti többlethalandóság (magasabb halálozási valószínűség) 30–35 éves életkor felett jelentkezett, és például a cseheknél és kelet-németeknél 50–55 éves kor alatt véget is ért. Ezzel szemben az egykori Szovjetunió területén a korábbiaknál magasabb halálozási valószínűség már 15 éves korban jól látható, és egészen a legidősebb korokig kitolódik (Shkolnikov et al. 2001.)

Nemcsak a szovjet utódállamokban, hanem a közép-európai országok közül például Magyarországon is kiugróan magas értékek fordultak elő a kilencvenes évek első felében. A 40–49 éves magyar férfiak halálozási kockázata 1995-ben kétszerese volt az 1965-ös értéknek, míg a korábbi, de itt nem közölt években, az epidemiológiai krízis során a negyvenéveseknél két és félszeres különbség is megfigyelhető volt. A rendszerváltoztatás után 15 évvel Magyarországon a 40–59 év közötti férfiak halálozási valószínűsége továbbra is magasabb volt, mint négy évtizeddel korábban.

A várható élettartamnál, a nemek közötti különbségeknél tapasztaltakhoz hasonlóan a halálozási valószínűségekkel bemutatott korcsoportos mintázatok is térben jól lehatárolható klaszterezettséget mutatnak. Az azonos földrajzi régióhoz tartozó országok korcsoportos halálozási mintázata, valamint a változások dinamikája meglehetősen hasonlóknak bizonyult, ami erős térbeli dependencia jelenlétére, egyfajta útfüggőségre utal.

2.4. Az okspecifikus mortalitás Kelet- és Közép-Európában

Vallin és Meslé (2004) olyan átfogó tranzíciós elméleti keretet vázoltak fel, amely a kelet- és közép-európai társadalmak mortalitási folyamatainak megvilágítására is alkalmasnak bizonyult. A szerzőpáros a klasszikus epidemiológiai átmenet koncepciójához nyúlt vissza.⁷ A

⁷ Abdel Omran (1971) az epidemiológiai átmenetről írott tanulmánya az elsők között volt, amely megkísérelte összefoglalni a modernitás szerteágazó vívmányainak köszönhető, a népesség életkilátásaiban megfigyelhető előrehaladást. Tartalmilag az epidemiológiai átmenet koncepciója a népesség komplex mortalitási mintázatának, epidemiológiai profiljának változására helyezte a hangsúlyt, illetve ezt kapcsolta össze demográfiai, gazdasági és szociológiai tényezőkkel. Az elmélet legfontosabb premisszája szerint a mortalitás (a fertilitás mellett) a népességváltozás és a népességciklusok meghatározó tényezője. Az epidemiológiai átmenet teóriájában Omran eredetileg három korszakot (ages) különített el. Azt feltételezte, hogy a fejlődés univerzális és unilineáris, azaz a fertilitás és mortalitás magas szintjétől folyamatosan tart az alacsony szintű termékenység és halandóság felé. Omran az első ún. premodern korszakot a járvány és éhínség korának (The Age of Pestilence and Famine) nevezte, amelyre magas és fluktuáló mortalitás volt jellemző. A születéskor a várható életkor 20–40 év között ingadozott. A második szakasz a modernitással vette kezdetét nagyjából 1650 után. Omran ennek a korszaknak a

korai Omran tanulmány óta (Omran 1971) felhalmozódott tapasztalatok (megkésetttség, országokénti sajátosságok, a szubszaharai országokat sújtó AIDS pandémia) miatt nem újabb szakaszokkal bővítették az eredeti elgondolást, hanem a hármas tagolást fenntartva a mortalitási fázisok tartalmát gondolták újra a hatvanas évek óta bekövetkezett változások tükrében. Ellentétben Omrannal nem több évszázados folyamatokat kívántak átfogóan leírni, hanem csak a 19. század közepéig nyúltak vissza. Az első fázis a fertőző betegségek legyőzése (Vanquishing of infectious diseases) nagyjából Omran első két szakaszának feleltethető meg. A második „átmenet” a kardiovaszkuláris forradalom, míg a harmadik az idősödés elleni küzdelem (Fight against ageing) jelenleg is tartó időszakát fedi le. A szerzők kiemelték, hogy a szakaszok megjelenése, tartóssága országonként eltérhet, sőt könnyen előfordulhat, hogy egyes országok úgy lépnek át egyik szakaszból a másikba, hogy közben nem fejezték be maradéktalanul a megelőzőt (pl. Dánia, ahol a daganatos halálozások standardizált arányszáma kontinuos módon növekszik, noha a környező skandináv országokban érdemi csökkenés figyelhető meg). Vallin és Meslé a kelet- és közép-európai társadalmak hatvanas évek közepétől megfigyelhető megtorpanását a kardiovaszkuláris forradalom elmaradásában, a krónikus betegségek okozta halálozások elleni küzdelem eredménytelenségében látták. Az okokat illetően az egészségügyi rendszer túlcentralizáltságát, a krónikus megbetegedések ellen hatékonyan fellépő gyógyászati beavatkozások hiányát, valamint a felelős egészségmagatartás kialakulásának elmaradását emelték ki. A halálozási struktúra 1965–2005 közötti változását vizs-

visszahúzódó járványok kora nevet adta (The Age of Receding Pandemics). E korszakban az átlagos élettartam legfeljebb 50 évet ért el. A modernitás első időszakában az 1000 főre számított mortalitás mértéke meghaladta a fertilitását. A 19. század közepéig a mortalitás szekuláris trendjében nem volt csökkenés. A huszadik századra két fontos változás figyelhető meg a mortalitás terén. Egyrészt a fluktuáció folyamatosan visszaszorult, másrészt a halandóság fokozatosan csökkent. Omran a csökkenést az ökológiai (környezet és az ember biológia sajátosságai közötti kapcsolat), valamint szocioökonómiai, politikai, kulturális tényezőkre (életszínvonal-javulásra, életmódváltozásra, higiénés viszonyok változására) vezette vissza, míg az egészségügyi, gyógyító beavatkozásoknak ennél a szakasznál elhanyagolható szerepet tulajdonított. A halandóság szekuláris trendjének javulásával párhuzamosan számos országban a népesség exponenciálisan nőtt. A harmadik szakasz a degeneratív és az ember által létrehozott betegségek kora (The Age of Degenerative and Man-Made Diseases) volt. Ebben a szakaszban a mortalitás csökkenése már lelassul, a fertőző betegségek visszaszorulnak, és előtérbe kerülnek a degeneratív és az életmódnak köszönhető, ún. ember által okozott betegségek (alkoholizmus, dohányzás, közlekedési balesetek). Omran a szakaszok kezdete, időtartama alapján három típust különített el. Az elsőként az eddig ismertett ún. klasszikus vagy nyugati tranzíciós modellt említette. A második az ún. akcelerált modell volt, ennek átlagtípusát Japánban látta, ahol a másodikból a harmadik szakaszba való átlépés lényegesen gyorsabb volt. A harmadik, ún. megkésett modellt (delayed modell) a gazdaságilag elmaradott országoknál tapasztalta, amelyeknél a nemzetközi programoknak köszönhetően sikerült ugyan csökkenteni a mortalitást, de ezzel párhuzamosan a termékenység szintje is magas maradt, következésképpen a népesség növekedése is jelentős maradt. Omran háromlépcsős modelljével a nyugati mortalitási mintázat 1800 és 1960 közötti változása egészen kitűnően leírható, noha az egyes országok által leküzdött szakaszok időzítettége eltért. A hatvanas-hetvenes évektől kezdve azonban váratlanul csökkenni kezdett a krónikus betegségek és halálozások előfordulása a nyugati társadalmakban, érzékelhetővé vált a kardiovaszkuláris megbetegedések idősebb korokra tolódása (kardiovaszkuláris forradalom), valamint ennek következményeként várható élettartamok növekedése, mindez felborította Omran eredeti szcenárióját, és egyre többen – anélkül, hogy elutasították volna az Omran által megjelölt szakaszok létjogosultságát – egy negyedik korszakról („Age of delayed degenerative death”) kezdtek beszélni (lásd például Olshansky – Ault 1986). Más kutatók megkérdőjelezték a modell univerzalitását, továbbá kétségbe vonták általánosíthatóságát a különböző társadalmi csoportok és nemek vonatkozásában. A kritikákat részletesen ismerteti Salomon és Murray (2002).

gálva rámutattak arra, hogy Oroszország az Omran által megjelölt harmadik fázisba lépett be, amely „Health Transition” elméletük első szakaszának teljesítését jelentette.⁸ Sikerült vissza-szorítani a fertőző betegségek okozta halálozásokat, a haláloki struktúrában a kardiovaszkuláris megbetegedések és további self-made betegségek (közlekedési balesetek, gyilkosságok, öngyilkosságok, mérgezés) játszanak meghatározó szerepet.

A szakirodalomban számos olyan komparatív vizsgálattal találkozhatunk, amelyek a halandósági tábla alapján, valamely dekompozíciós módszerrel kvantifikálták a várható élettartam egy-egy ország vagy két időpont különbségéhez eltérő mértékben hozzájáruló halálokok és/vagy az egyes korcsoportok szerepét. E demográfiai eljárások egyértelmű előnye, hogy képesek a különböző halálokokból származó halandóságnak a halandósági szintkülönbségek kialakulásához való hozzájárulást egzaktan, akár korcsoportra szűkítetten is rögzíteni. Ugyanez nem mondható el a szakirodalomban szintén általánosan elterjedt standardizációs mutatókról. A különböző megközelítések által feltárt eredmények ellentmondásosak lehetnek, ami részben a módszerek eltéréseiből, részben a háttér adatok (BNO-revíziók) kódolási különbségeiből fakadnak (Valkovics 2001).

A régióra vonatkozó dekompozíciós megközelítések azonban közel azonos végkövetkeztetésre jutottak. A közép-európai országok a legjelentősebb veszteséget a közép-élethez viszonyítottan szenvedték el. A leszakadás haláloki hátterében döntően szív- és érrendszeri megbetegedések, daganatos halálozások álltak (Guo 1993; Meslé 2001). Chenet és munkatársai (1996) is ugyanerre a következtetésre jutottak, hangsúlyozva, hogy a magyar adatoknál számottevőnek bizonyult a cirrózis halálozások által okozott veszteség is.

Meslé 2001-ben megjelent tanulmánya rendkívül jó összefoglalását nyújtja a fontosabb halálokoknak a hatvanas évek közepétől napjainkig betöltött szerepéről, mindezt úgy, hogy a szakaszolásnál a krízis tetőpontját jelölte meg (1. táblázat). A konvergenciától az átmenet végéig tartó csökkenő-stagnáló időszakban a legjelentősebb hatás a keringési megbetegedések okozta halálozásokhoz volt köthető. Magyarország azonban eltért a közép-európai modelltől. Az emésztőrendszer okozta halálozások hatása bizonyult a legjelentősebbnek, másodikként a keringési rendszer okozta halálozások következtek, a malignus eredetű mortalitás a harmadik jelentősebb hozzájárulást mutatta. Ugyanezen tanulmány rámutatott arra, hogy a mortalitási krízistől az ezredfordulóig tartó időszak alatt tapasztalt javulás valamennyi országban elsődlegesen a kardiovaszkuláris halálozások csökkenésének volt köszönhető.

⁸ A „Health Transition” elmélet a már említett demográfiai átmenet vagy az epidemiológiai átmenet koncepciójához hasonló nagy elméleti narratíva. Pontosabban fogalmazva több befolyásos munka sorolható a megközelítés alá, a közöttük lévő különbség a mortalitás csökkenésének magyarázatában van. A megfogalmazás lényegében azt a drámai változást írja le, amely révén az emberiség életkilátásai az 1800-as évek kezdetétől (akkor azonban még csak korlátozott számú országra vonatkozóan) addig soha nem látott mértékben javulni kezdtek. A Health Transition elmélet a folyamatosságra és a befejezetlenségre helyezi a hangsúlyt. Követői hangsúlyozzák a térhez és az időhöz kötöttségét, a folyamatok országonkénti sajátosságait, továbbá – hasonlóan a demográfiai és az epidemiológiai átmenet koncepciójához – más demográfiai folyamatokkal (fertility) való szoros kapcsolatot. A különböző elméletek részletes áttekintését olvashatjuk Riley összefoglaló művében (Riley 2001).

1. táblázat. A születéskor várható élettartam változásához hozzájáruló hét halálok különböző időszakokban és országokban

Országok	Fertőző betegségek	Dagánatok	Keringési rendszer	Légzőrendszer betegségei	Emésztőrendszer	Más betegségek	Erősza- kos okok	Össze- sen
Magyarország								
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
Lengyelország								
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
Bulgária								
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
Románia								
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
Cseh Köztársaság								
1988–2000	0,02	0,44	1,97	0,21	0,14	0,77	0,03	3,58
Szlovákia								
1992–2000	0,00	-0,04	0,41	0,31	0,08	0,34	0,41	1,50

Forrás: Meslé, 2001. p. 53.

Az egykori Szovjetunió európai országaiban a halandóság okspecifikus alakulása több vonatkozásban olyannyira markánsan eltér a közép-európai országokétól, hogy érdemes erre bővebben kitérni. Közös mindkét ország csoportban a kardiovaszkuláris halálozások magas aránya, de Oroszországban és a környező országokban szintén megrázóan jelentős a külső okoknak, ezen belül a mérgezéseknek, sérüléseknek köszönhető halálozások száma (Shkolnikov et al. 1996b, Mckee–Shkolnikov 2001). A szerzők az externális okok mögött az alkohol szerepét hangsúlyozzák. Egy tanulmány szerint a halálozások jelentős hányada hirtelen következik be, számos esetben olyan férfiaknál, akiknél korábban nem diagnosztizáltak szívkoszorúérkárosodást. A szerzők megállapítása szerint a klasszikus epidemiológiai magyarázatok (dohányzás, a fizikai aktivitás hiánya) csekély magyarázóerővel bírnak. Álláspontjuk szerint az okok főképp a magas töményszesz fogyasztásban keresendők. Chenet és munkatársai azzal érveltek, hogy a halálozások jelentősebb része a hétvégén és a rákövetkező hétfőn következik be, ami viszont az alkalmi és nagymennyiségű fogyasztás (binge drinking) szerepét és egészségkárosító hatását valószínűsíti (Chenet et al. 1998).

A hazai epidemiológiai irodalomban Józán Péter több tanulmányában elemezte a halálok struktúra változását (Józán 1994a; 1994b; 1994c, 2002a; 2008).⁹ Józán (2008) a hazai halandóság második világháború utáni folyamatait áttekintő könyvében a várható élettartam-

⁹ A hazai szakirodalomban Valkovics Emil (Valkovics 1994; 1999; 2001) munkássága nyújt igazán igényes és precíz áttekintést a halandósági struktúra nem- és okspecifikus alakulásáról, valamint ennek módszertani hátteréről. Valkovics eredményei azonban nem teljesen konzisztensek a szövegben felsoroltakkal. Módszere lényegesen bonyolultabb, mint pl. az Arriaga vagy a Pollard-féle dekompozíciók, így eredményeinek bemutatásától eltekintettem.

ok alapirányzata alapján a férfiak esetében három időszakot különített el. Az első időszak 1948-tól 1966-ig tartott, ezt Józan a „reményteljes kezdet” időszakának nevezte. E két évtized alatt a halandóság számottevően csökkent. Az ezt követő második időszakban (1967-től 1993-ig) a halandóság szintje emelkedett, a férfiak várható élettartama mélypontra zuhant (válság). Végül a harmadik 1994-től vette kezdetét, e szakaszra általános javulás és lezáratlanság jellemző (megújulás időszaka). Józan a második időszakot „prevalens/krónikus, kvalifikált epidemiológiai válságnak” nevezte. Jelezve, hogy a válság jól körülírható demográfiai csoportot (középkorú férfiak) érintett. Az okspecifikus mortalitás alakulásával kapcsolatban leszögezte, hogy a hatvanas évek óta tapasztalt „dinamikus epidemiológiai történések” ellenére változatlan a populáció mortalitási profilja.¹⁰ Az okspecifikus mortalitás alakulását több módszer segítségével írta le. A korábban említett módszertani okok miatt e helyütt csak az egyes halálóki főcsoportból származó halálókoknak a születéskor várható élettartamhoz való hozzájárulását számszerűsítő soraira térek ki.¹¹ Józan össznépeségre vonatkozó számításai szerint 1955 és 1966 között a várható élettartam javulásához pozitívan járultak hozzá a fertőző betegségek, a légzőrendszer, az emésztőrendszer okozta halálozások, továbbá a csecsemőkorral kapcsolatos halálozások, ezzel szemben – ami mindenképpen az újdonság erejével hat – azt tapasztalta, hogy a daganatos halálozások, a keringési rendszer eredetű és az erőszakos eredetű halálozások már ekkortájt is veszteséget okoztak. Állítása szerint: „... már ebben az időszakban megfigyelhető volt a halálozási viszonyok minden olyan fontos jellegzetessége, amely végső soron a következő évtizedek epidemiológiai válságának meghatározó tényezőjévé vált. [...] Az 1955–1966 közötti periódus felfogható a látens epidemiológiai válság időszakának is” (Józan 2008: 52.). A második, 1966–1993 közötti időszakban a fertőző betegségek, a légzőrendszer betegségei, a csecsemőkorral kapcsolatos halálozások kedvező alakulása a várható élettartamot növelte, míg a daganatok, a szív- és érrendszeri betegségek, az emésztőrendszeri betegségek (májbetegségek) és az erőszakos eredetű halálozások a várható élettartamot negatívan befolyásolták. E negatív tényezők közül az első hármat tekintette az epidemiológiai krízis meghatározó tényezőinek, és ezeken belül is főképp a malignus eredetű halálozások kedvezőtlen hozzájárulásának szerepét hangsúlyozta. A mortalitási krízistől napjainkig terjedő időszak halálozási folyamatait általános javulás jellemezte. Józan számításai szerint a vizsgált időszak alatt bekövetkező javulás (4,1 év) jelentősebb részben a kardiovaszkuláris halálozások visszaszorulásának tudható be. A javulás Józan szerint egyaránt köszönhető az életmódváltozásnak és az orvosi intervenciónak. Ugyancsak javulás következett be a külső okoknál, az emésztőrendszer megbetegedéseinél. A daganatos eredetű halálozásoknál kimutatott nyereség meglehetősen mérsékeltnek bizonyult.

¹⁰ Egy más kontextusban, de a párhuzamosság miatt érdemes meghivatkozni Valkovics (2001) tanulmányát, amely a magyar és a belga népesség közötti születéskor várható élettartam különbségeire is rámutatott. Valkovics számításai szerint sem a mortalitási profil eltérése okozta a két ország különbségét, hanem az, hogy az egyes halálókok korábban (fiatalabb korban) jelentkeztek a magyar populációban.

¹¹ Józan az Arriaga-féle dekompozíciós módszert alkalmazta.

2.5. A zsákutcás epidemiológiai fejlődés rendszerspecifikus okai

A Közép- és Kelet-Európában bekövetkezett mortalitási válság geopolitikailag jól definiálható határok között húzódik, az elemzők által posztulált állítások szerint: (1) ezen országok jellegében azonos politikai rezsim(ek) áldozatait, valamint (2) a mortalitási folyamatok kedvezőtlen alakulása a szocialista rendszer zsákutcás modernizációs kísérletének, torz fejlődésének köszönhető (Field 1995; Guo 1993; Daróczy 2003; Józán 1994a; Losonczi 2001; Watson 1995). Az egészségromlás okait a szocialista rendszer ellentmondásos működésével kapcsolatba hozó magyarázatok közel hasonló töről fakadnak. Közös bennük az erős rendszerkritika, sokuknál az érvelés szociológiai jellege, és sajnos az is, hogy az argumentációk sokszor az empirikus állítások szintjén rekednek meg, a magyarázó, az állítások igaz-hamis voltát eldöntő statisztikai apparátus meglehetősen visszafogott. E rendszerspecifikus magyarázatok között hangsúlybeli különbségek figyelhetők meg. Messze a teljesség nélkül néhány fontosabbnak ítélt koncepció főbb megállapításait emelném csak ki.

Peggy Watson szerint (1995) a kelet-európai mortalitási krízis nem csupán a szocialista rezsim bukott víziójának lenyomata, hanem végső soron a szocializmus sikertelen modernizációs küzdelméé. Elismerte, hogy a szocialista kísérlet nem tekinthető egységes korszaknak, sőt az első közel húsz év számottevő sikereket könyvelhet el a csecsemő- és gyermekhalandóság terén, a fertőző betegségek visszaszorításának köszönhetően. Ráadásul a javulás éppen az ötvenes évek represszív, sztálinista időszakában következett be, pontosan akkor, amikor mindent átható társadalmi változások: területi és társadalmi mobilitás, foglalkozási átrendeződés ment végbe. A fordulatot a szocialista rezsim transzformációra tett kísérletének meddőségében és bukásában látta. Álláspontja szerint a kelet-európai régió egészségromlása nem magyarázható adekvátan az egészségtelen életmóddal, a környezetkárosító tényezőkkel, az életszínvonallal, a munkahelyi feltételekkel és az egészségügyi ellátás minőségével. A jelenség nem választható el konkrét társadalmi kontextusától, csak a szélesebb szociológiai perspektíva, a társadalmi folyamatok következményeinek megismerése adhat kielégítő magyarázatot. Watson szerint a nyugati standardoktól való egyre mélyülő eltérés, a gazdasági leszakadás, a jólét vonatkozásában az aspirációk és a lehetőségek közötti diszkrépancia vált a mindennapi frusztráció forrásává, amely a rendszer praktikáival szembeni mély morális elégedetlenséggel és a politikai igazságtalanság elutasításával egészült ki. Watson nézete szerint a lengyel társadalom számára a viszonyulási pontot mindig is a nyugat jelentette. A nyugati referencia és a hazai valóság közötti különbség vezetett relatív deprivációhoz. Álláspontja szerint, az objektív tényezők mellett figyelembe kell venni a társadalom szubjektív percepcióit, hétköznapi tapasztalatait is: a kirekesztettséget, a jogfosztottságot, a mások által meghatározottságot és sebezhetőséget, a szabadság és az autonóm szervezetek hiányát, a félelmet, a felfokozott el-lenséges indulatokat, és mindenek felett a tehetetlenség érzetét, hogy az egyén nem képes sorsát a saját kezébe venni, nem képes akaratát érvényesíteni, cselekvése mindig mások által

meghatározott. Watson szavaival élve a „tanult tehetetlenség” állapota jött létre, és vezetett „kumulált frusztrációhoz”, majd az egészségi állapot tragikus megromlásához.

Field (1995) szerint a keleti blokk és ezen belül főképp a volt Szovjetunió népességének apokaliptikus egészségromlása, a demográfiai folyamatok tragikus irányba fordulása, a magas abortusz-, a jelentősen visszaesett születésszám egyazon társadalmi összeomlásnak a különböző szimptomái. Nézete szerint hamis az a tézis, hogy mindezen sorscsapás békeidőben zajlott le. Hétköznapi értelemben vett háború valóban nem zajlott, de a hidegháborúnak köszönhetően mégis háborús időszakról (war-time) lehet beszélni. A hadviselés színterei politikai, gazdasági síkon jelentkeztek. Ennek a hosszan elhúzódó és költséges konfliktusnak a következményeivel, mint visszhanghátással kell szembesülni. A két szembenálló fél közül a szovjet blokk nem volt képes lépést tartani a nyugati világgal. A fegyverkezési harc felemésztette a kommunista világ erőforrásait. Field azt állította, hogy a fegyverek azelőtt öltek, mielőtt bevetették volna őket, hiszen minden a fegyverkezésre fordított forrás a humán tőke mellőzését jelentette.

Makara Péter (1994) Magyarország népességének egészségromlását több tényező együttes hatására vezette vissza. Állítása szerint a szocialista rendszerben az egészség a társadalom tagjai számára nem bírt valódi értékkel, habár a hivatalos ideológia a legfőbb értéknek az embert tekintette, a gyakorlat éppen az ellenkezőjéről, az ember elértéktelenedéséről szólt. A szocialista rendszer hibájának róta fel, hogy nem volt képes a társadalom várározásait az életszínvonal, az anyagi jólét terén teljesíteni. Ennek közvetlen bizonyítékát az aspirációk és a valóság mindennapos összeütközésében látta. A disszonancia mérséklésére adott válaszok, a társadalom által folytatott önkizsákmányoló, többletmunkát végző életvezetési stratégiák pedig egészségkárosító következményekhez vezettek. Érzékelve a mortalitás foglalkozási rétegcsoportok szerinti eltérő érintettségét, az alacsony státusúak veszélyeztetettségét, a társadalmi státushoz köthető kelet-európai problémát a masszív középrétegek hiányában is látta. Utalt továbbá az erőltetett iparosítás pszichoszociális következményeire, a mezőgazdasági népesség városba vándorlása által kiváltott adaptációs nehézségekre, amelyek feloldásához sem az érdekvédelem, sem a foglalkozási egészségügy nem nyújtott fogódzókat. Ehhez az érvekhez kapcsolódik az is, hogy a szocializmus a társadalom mélyszöveit, autonóm szerveződéseit szétnyirbálta, az erőltetett urbanizációval és mobilitással teljesen felszámolta, újak létrehozását pedig akadályozta, mindezek a személyes kapcsolatok meggyengüléséhez, az emberek elgyökértelenedéséhez vezettek. Végül utolsó érvként az értékrendszer torzulásait emelte ki, amely értékrendszer egészséges működése esetén gátat szabhatott volna az egészségkárosító magatartásformák elterjedésének.

Losonczi Ágnes (2001) az egészségszociológia felől igyekezett feltárni a hazai népesség romló egészségi állapotának okait. Álláspontja szerint: „... [a] bekövetkezett nagymértékű egészségromlás, növekvő korai halálozás, a különböző betegségek halmozódása súlyos társadalmi krízis tünete”. Véleménye szerint a magyar társadalom, különösen a középidős

férfi népesség mortalitásának kedvezőtlen alakulása több tényezővel magyarázható, amelyek visszatükrözik a szocialista rendszer negatív halmazati jellemzőit. Ezek közé sorolta a legalacsonyabb státusú, deprivált társadalmi csoportok veszélyeztetettségét. Az elnyomott társadalmi rétegek élethelyzetéből fakadó kumulált hátrányok több közvetítőcsatornán keresztül vezettek megrövidült élethez (tudáshiány, eligazodási képtelenség, önértékvesztés, küzdőképtelenség, egészségtelen környezet, rossz táplálkozás, fizikai és idegi túlterheltség). A második fontosabb okot a változásokhoz való szükségszerű és kényszerű alkalmazkodásban, a sikertelen adaptációkban látta. A romló egészségi állapot harmadik okaként a társas támogatások erodálódását, az emberi viszonyrendszerek – beleértve a közösségek – szétrombolását, az egyéni és a közösségi kezdeményezőerők elfojtását, a támogató közösségek hiányát említette. Negyedik tényezőként a homeosztázis felborulását, a teherbírásnál nagyobb terhelést, a hiányzó önvédelmi mechanizmusokat említette. Mindezen politikai okok az emberi élet elértéktelenedéséhez, az egyén értékvesztéséhez, az eligazodás zűrzavaraihoz vezettek. Losonczi – hasonlóan számos szociológushoz – a szocialista társadalmat norma nélküli, ún. anomikus társadalomnak tekintette. Losonczi végső soron arra a következtetésre jutott: „Erőfeszítés, félelem, frusztráció, túlfeszítettség és bizonytalanság együtt magyarázza hazánkban – a viszonylag jobb helyzet ellenére – a rosszabb állapotmutatókat” (Losonczi 2001: 241.). Losonczi állítása szerint a jelenlegi katasztrofális egészségügyi mutatók nem a piaci átmenet következményei, hanem a szocialista rendszer torzulásaiból fakadnak.

2.6. Szocioökonómiai státus, az iskolázottsági szerepe

A mortalitás és a szocioökonómiai státus közötti inverz kapcsolat nem kelet-európai sajátosság (McKee–Shkolnikov 2001, Shkolnikov et al. 2006). Szerinte a világban számos empirikus kutatás igazolta, hogy a szocioökonómiai státus egyike az egészségi állapot és a születéskor várható élettartam legerősebb és legkonzisztensebb magyarázófaktorjének (Braveman–Tarimo 2002; Cockerham 1999; 2004; Kovács 2003; 2006; Klinger 2001; Lahelma–Valkonen 1990; Winkleby et al. 1992). Szociológiai értelemben a szocioökonómiai státus komplex, jövedelmi, foglalkozási és iskolázottsági viszonyokat foglal magában. A nemzetközi összehasonlító vizsgálatokban a szocioökonómiai státust általában az iskolázottsággal jelenítik meg. Az iskolázottság kitüntetett szerepét az adja, hogy – szemben a foglalkozás és a jövedelem életcikluson belüli fluktuáló mozgásával – stabilabb tartalmú, tartós, az egész további életpályát végigkísérő állapotot rögzít, szemben például a foglalkozási viszonyal. Ennek köszönhetően az iskolai végzettség lehetővé teszi a munkaerőpiacon kívüliek társadalmi pozíciójának meghatározását is. Ráadásul a rutinszerűen gyűjtött halálzási adatbázisok kivétel nélkül tartalmaznak erre vonatkozó információkat, így az országok közötti összehasonlítás is kivitelezhető a közel azonos tartalom miatt (Kovács 2003; Klinger 2001). Az iskolázottság esetében a tapasztalható hatás közvetett. Az iskolázottság nem direkt determinánsa a mortalitásnak.

Ugyanis nem maga az iskolázottság befolyásolja az életkilátásokat, hatása ún. közvetlen kockázati tényezőkön (proximate risk factors) keresztül érvényesül (Davey Smith et al. 1994; Spijker 2004; Vitrai et al. 2008). Az általános tapasztalatok szerint a képzettebbek jobb munkahelyre (kisebb foglalkozási megbetegedési kockázatra), magasabb jövedelemre, elismertségre, presztízszre és kisebb munkanélküliségi kockázatra számíthatnak életútjuk során. Ismeretes, hogy az iskolázottabbaknál a közvetlen egészségkockázati tényezők előfordulása kisebb, életmódjuk, dohányzási, alkoholfogyasztási, táplálkozási szokásaik eltérnek az alacsonyabb státusúakétól, továbbá választási lehetőségeik, kapcsolati hálójuk kiterjedtebbek, egészséggel kapcsolatos ismereteik bőségeesebbek, mint a kevésbé kvalifikált, és ezáltal sérülékenyebb kortársaiknak.¹² Vagyis az iskolázottság nagyon gyakran önmagában is képes megjeleníteni a szocioökonómiai státus más összetevőit. A kelet- és közép-európai, valamint a hazai szociológiai kutatások is egyértelműen jelzik az iskolázottság kiemelkedő hatását a szegénységkockázatra, különösen a rendszerváltozást követően (Andorka–Spéder 1994; Domański 2001; Emigh–Szelényi 2001; Gábos–Szívós 2002; Kapitány–Spéder 2004; Spéder 2002). A társadalmi és főképp az iskolázottsági csoportok szerinti halandóság bemutatása tehát fontos támpont a közép- és kelet-európai mortalitás megismeréséhez.¹³

A szocialista rendszer az egyenlőség jelszavát hirdette az egészség és voltaképpen a halál vonatkozásában is, a jelszavak gyakorlatilag kiüresedett frázisok voltak csupán. Az iskolázottság szerinti mortalitási különbségek a szocialista éra időszakában is léteztek, különösen a hetvenes-nyolcvanas évektől figyelhető meg a halálozási esélyek eltérésének növekedése. A témakörben megjelent publikációk egyöntetűen arra a következtetésre jutottak, hogy az egalitáriánus jelszavak a szocializmus valóságában nem realizálódtak (Carlson–Tsvetarsky 1992; Carlson 1989; Wnuk-Lipinski 1990; Mezentseva–Rimachevskaya 1992; Mackenbach et al. 1999).

A rendszerváltozás előtti magyar rétegcsoportok mortalitásának megismerése elsősorban Klinger András nevéhez kötődik (Klinger 1987). Klinger tanulmánya a korabeli klasszifikációs gyakorlatnak megfelelően foglalkozási (tevékenységi) rétegcsoportok (mezőgazdasági fizikaiak, nem mezőgazdasági fizikaiak és szellemiek) szerinti vizsgálaton alapult. A tanulmány az 1900–1985 közötti folyamatokat írta le standardizált arányszámok segítségével, főbb megállapításai közül csak az 1960 utániakra hagyatkozok. A hatvanas évek adatai szerint a férfiak standardizált arányszáma még alig tért el az egyes foglalkozási csoportok között. A

¹² A halandóság és az iskolai végzettség inverz graduális kapcsolata jól igazolható a teljes halandóság esetében. Magyarországon például a fiatalkori és a középidős népesség halandóságánál markáns iskolázottsági különbségek léteznek, az idősebb életkoroknál az eltérések mérsékeltebbek (Klinger 2001). Bizonyos halálokok esetében a társadalmi különbségek szerinti séma azonban ellentmondásokkal tarkított. Megfigyelhető továbbá, hogy a nők esetében a társadalmi pozíció magyarázóereje általában gyengébb, mint a férfiaknál (Kovács 2003).

¹³ A többváltozós, a változók önálló hatását bemutatni képes elemzések szerint a szegénység előfordulását leginkább az iskolai végzettség és a munkapiaci státus határozta meg Magyarországon. Kisebb, de ugyancsak szignifikáns hatása volt még az etnikai hovatartozásnak (roma népesség), gyermekszámnak, családi állapotnak, és a lakóhely hatása (rurális település) is kimutatható volt (ld. részletesen Kapitány–Spéder 2004).

különböző rétegcsoportok nivelláltsága a nyolcvanas évekig fennmaradt. A nyolcvanas évek közepére a fizikai foglalkozásúak halandósága ágazattól függetlenül emelkedett, míg a szellemieknél mérsékelt csökkenés következett be. Klinger adataiból egyértelműen arra következtethetünk, hogy az egészségromlás kifejezetten a fizikai foglalkozásúaknál következett be.

Shkolnikov különböző szerzőtársakkal több, döntően orosz vonatkozású tanulmányt publikált a halandóság társadalmi rétegződésbeli egyenlőtlenségeiről (Shkolnikov et al. 1996c; Shkolnikov et al. 1998; Shkolnikov et al. 2004a; Shkolnikov et al. 2004b). „Az iskolázottsági szint és a felnőttkori mortalitás Oroszországban” című tanulmányban (Shkolnikov et al. 1998) megállapították, hogy a legmagasabb iskolai végzettségű csoport 20–69 év között várható átlagos élettartama megközelíti a nyugat-európai országok átlagát, míg az alacsonyabb végzettségűek életkilátásai lényegesen elmaradnak azoktól. A nyugat-európai tapasztalatokhoz hasonlóan az iskolázottsági különbségek a férfiaknál jelentősebbek voltak, mint a nőknél. A kilencvenes évek első felében fellépő krízis a különböző iskolázottságú csoportokat eltérő mértékben érintette. A legsúlyosabb következmények a legalacsonyabb végzettségűeknél jelentkeztek. Az orosz társadalomban rövid idő alatt példa nélküli életesély-különbségek keletkeztek.

Számos – az orosz tapasztalatokhoz hasonló – tanulmány azt támasztja alá, hogy a szocialista blokk szétesése az egyes társadalmi-iskolázottsági csoportok mortalitását eltérően érintette. A piactársadalmi átmenet a legiskolázottabbak és a legkevésbé iskolázottak közötti különbségek jelentős növekedését hozta magával (Leinsalu et al. 2003; Shkolnikov et al. 2006; Krumins 2001).

A közelmúlt magyar vonatkozású szakirodalmából Klinger András (2001) mellett Kovács Katalin (2003), valamint Hablicsek László és Kovács Katalin (Hablicsek–Kovács 2006; 2007) elemezték az iskolázottság szerinti halandóság alakulását. Ez utóbbi szerzőpáros a halandósági tábla mutatóinak segítségével (a 30 éves életkorban várható élettartam, elhalálozási valószínűség) mutatta be a különböző iskolázottságú csoportok életkilátásainak alakulását nemek szerint 1986–2004 között, öt évet lefedő adatok segítségével. Klinger András (2001) tanulmányában censusok és mikrocensusok keresztmetszeti adataira számított standardizált halandósági arányszámokat, illetve az utolsó elemzett évre rövidített halandósági táblát. Klinger (2001) adatai szerint a hetvenes évek elején a standardizált arányszámok mérsékeltbb társadalmi különbségekről árulkodtak, ugyanezen évtized során a különbségek még nem növekedtek, csak a rákövetkező évtizedben. Klingerhez hasonlóan Kovács (2003) is az elmúlt 20–25 év „termékének” tekintette a halandósági esélyek jelentős differenciálódását.

A bonyolultabb módszertani apparátust felvonultató Hablicsek és Kovács (2006, 2007) elemzések rávilágítottak az iskolázottság és a várható élettartam fordított kapcsolatára már a rendszerváltozást megelőző években is. Az alapfokú végzettséggel sem rendelkező férfiak 30 éves életkorban várható élettartama 1986–1990 között 34,8 év volt, amely 2002–2004 közötti naptári évekre folyamatosan csökkenő trend mellett 31,9 évre esett vissza. A hasonló

iskolázottságú nőknél szintén mérséklődés volt megfigyelhető (43,8 évről 42,2 évre). Az alapfokú végzettségű férfiak (szakmunkások és legalább nyolc általánost végzettek) körében az elemzett időszak mérlege összességében minimális növekménnyel zárult (36,8 évről 37,8 évre), de az idősor túlnyomó részét visszaesés jellemezte, a mélypont 1992–1996 között következett be (35,7 év). Az alapfokú végzettségű nők életkilátásait a rendszerváltozás elején stagnálás, majd csak ezt követően kísérte javulás. Várható élettartamuk 1986–2004 között 2,2 évvel nőtt (45 évről 47,2 évre). A társadalmi hierarchián felfelé haladva a nyereségek is jelentősebbek voltak, és az idősor egészében sem volt érzékelhető megtorpanás, bár a dinamikus javulás a kilencvenes évek második felében erősödött fel. A legiskolázottabbak számára a rendszerváltoztatás egyértelmű előnyöket teremtett mind az életkörülmények, mind a mortalitás terén. A nyereség a középfokú férfiaknál 3,4 év (40,5-ről 43,9-re), a középfokú nőknél 5 év (46 évről 51 évre). A felsőfokúak esetében a nők életkilátásai 4,6 évvel (47,8-ről 52,4-re), a férfiaké 4,7 évvel (43,7-ről 48,4 évre) javultak. Az eltérő tendenciák következtében tovább nyílt az élettartam-olló a különböző iskolai végzettségűek között. Míg 1986–1990 között 8,9 évnyi különbség volt megfigyelhető a legmagasabb és a legalacsonyabb végzettségű férfiak között az előbbieik javára, az ezredforduló után ez a tetemes különbség is közel duplájára emelkedett (16,5 év). A nőknél a felsőfokú végzettségűek 4,0 évnyi előnye 10,2 évre növekedett. A halálozási valószínűségek változásai az eddigieknek megfelelő drámai változásról tudósítottak. Az alapfokkal sem rendelkező 30–65 év közötti férfiak elhalálozási valószínűsége 46,5%-ról 57%-ra emelkedett 2000–2004-re, vagyis alig több mint kétötödüknek volt esélye arra, hogy megérje a nyugdíjkorhatárt. A tanulmány legfontosabb tartalmi megállapításában a szerzők rámutattak arra, hogy a kilencvenes évek elején lezajlott halálozási krízis terheit teljes egészében a legfeljebb alapfokú végzettségűek viselték. Az ezt követő időszakban a legtöbb haláloki csoportban iskolázottságtól függetlenül javultak az életkilátások, de a magasabb végzettségűek körében nagyobb mértékben.

2.7. Az életmódtényezők, az alkohol és a dohányzás hatása a mortalitásra

Megoszlanak a vélemények a tekintetben, hogy a kelet- és közép-európai társadalmak leszakadása milyen mértékben magyarázható a volt szocialista országok népességeinek egészségtelen életmódjával, káros szenvedélyeivel. Az epidemiológiai szakirodalomban, a nemzetközi szervezetek kutatásaiban általánosan visszatérő érv, hogy a régió leszakadása a népesség egészségtelen életvitelére, életmódváltásának hiányára vezethető vissza (Józan 1991; 2000; 2003b; Világbank 1992; Murray–Chen 1993). Vannak, akik kétkedve fogadják a fenti állítást, és önmagában az alkoholizmust, a dohányzást és az egészségtelen táplálkozást nem tartják kielégítő magyarázatnak. Többek között azért sem, mert nehezen elképzelhető, hogy e tényezők közül a dohányzás és az egészségtelen táplálkozás közvetlenül képesek lettek volna rövid távú hatásokat eredményezni, mint amilyen a kilencvenes évek elején tapasztalt krízis volt.

Ehhez a megközelítéshez sorolhatók azok az elméletek is, amelyek a szocialista modernizáció zsákutcás fejlődését emelik ki, a növekvő mortalitást pedig rendszerspecifikus jegyekkel magyarázzák, az oksági láncolatban pedig az életmódra utaló halálokokat következménynek tekintik (Makara 1994). Implicite az elutasító magyarázatok közé tartoznak a szorongás, az alacsony társadalmi tőke, a magas ellenséges és alacsony bizalom szint szerepét előtérbe helyező, a közép-európai mortalitás paradoxonjelleget hangsúlyozó elméletek. Jeles hazai képviselőik szerint a társadalmi-gazdasági lemaradás nem önmagában, hanem elsősorban a depressziós tünetegyüttes közvetítésével vezetett az alacsonyabb végzettségű, alacsonyabb jövedelmű rétegek egészségi állapotának romlásához (Kopp–Skrabski 2000). Watson (1995) szerint az empirikus makroadatok nem feltétlenül támasztják alá az életmóddal való érvelést. A közép-európai országok közül Magyarországot emelte ki, mint a régió azon országát, ahol a dohányzás elterjedtsége – Lengyelország mellett – a legmagasabb, de ez az érték semmivel sem volt rosszabb, mint Japáné, miközben a dohányzásnak tulajdonítható halálozások száma jóval magasabb szinten állapodott meg, mint az ázsiai országban. A keresztmetszeti makroadatok ellen szóló érv, hogy azok az egyéni fogyasztási szokásokra természetesen érzéketlenek.

Az életmód vonatkozásában két fontosabb egészségkárosító tényező, a dohányzás és az alkoholfogyasztás szerepét emelem ki, mivel ezek hatása a haláloki adatokból viszonylag jól becsülhető. Mindeközben hangsúlyozni kell azt is, hogy a két tényező által érintettek magas aránya még nem visz közelebb a dohányzás vagy alkoholfogyasztás magatartásmotívumainak megértéséhez, ahogy erre Makara (1994) rámutatott. Állítása szerint ezen kockázati tényezők inherens elemei annak a társadalmi közegnek, amelyben létrejöttek. Vagyis a pusztán leíró epidemiológiai vizsgálat általában megválaszolatlanul hagyja a miért fontos kérdését.

Az egészséget veszélyeztető magatartásformák közül a dohányzás jelenti az egyik leg súlyosabb veszélyforrást.¹⁴ A második világháború után a tüdőrákos halálozások száma (Csehország kivételével) meglehetősen ritka volt a Közép-Európai régióban (Zatónski–Jha, 2000). A nyolcvanas évekre a helyzet tökéletesen megváltozott. A deskriptív epidemiológiai írások egyértelműen igazolják, hogy a dohányzásnak köszönhető halálozások száma a volt szocialista országok többségében – kiváltképpen Magyarországon és Lengyelországban – extrém méreteket öltött. (Bosetti et al. 2005; Peto et al. 1992; 1995; Zatónski–Jha 2000). Peto-ék a tüdődaganatos halálozások alapján becsülték a dohányzás prevalenciáját és a szerepét a népesség halálozásában. A tüdőrákos megbetegedések mellett egyes daganatos, légzőszervi és keringési megbetegedéseket emeltek ki. Az elemzésbe bevont halálokok korszpecifikus halálozási adata-

¹⁴ A tüdőrák a férfiak esetében mintegy 90%-ban, a nők esetében 70%-ban a dohányzás következménye. A tüdőrákon kívül a dohányzás bizonyítottan oksági kapcsolatban áll a következő betegségek kialakulásával: a daganatos betegségek közül a gége-, nyelőcső-, gyomor-, hasnyálmirigy-, méhnyak-, vese-, hólyagrák, szájüregi daganatok és a leukémia; a szív- és érrendszeri betegségek közül a szívkoszorúér-megbetegedések, a stroke, az atherosclerosis és a hasi ütőértágulat; a légzőszervi betegségek közül a krónikus obstruktív tüdőbetegség, a tüdőgyulladás, a tüdőfunkció korai romlása, illetve felgyorsult csökkenése, a köhögés, váladékos/productív köhögés, nehézlégzés (OLEF 2003).

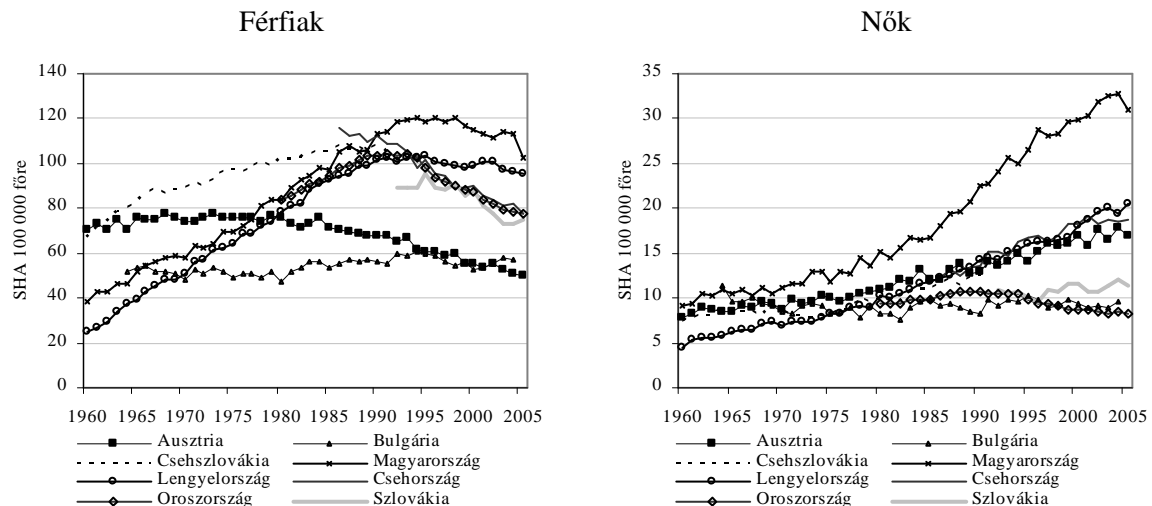
inak alakulása alapján becsülték az összhatást. A nyolcvanas évek közepéről származó adataik szerint a 35–69 éves férfi népesség halálozási kockázata (annak valószínűsége, hogy a 35 éves kort betöltött férfi 70. születésnapja előtt meghal) 36% volt. A dohányzásnak tulajdonított kockázat a vizsgált országok átlagában 13% volt. A nők esetében ugyanezen értékek 20%, illetve 2% voltak. A legmagasabb halálozási kockázatú országok kivétel nélkül a szocialista táborból kerültek ki. Magyarország, Lengyelország, Csehszlovákia és a Szovjetunió halálozási kockázatai kevéssé tértek el, e négy kelet-európai országban annak esélye, hogy egy 35 évet már megélt férfi eléri a 70 életévét, 50–55% körül szóródott. A szerzők a kelet-európai régió középidős férfi halandóságának közel felét a dohányzás ártalmainak tulajdonították. Bobak és Marmot (1996) azonban erősen kételkedtek az adatok és a következtetések helytállóságában, véleményük szerint az elemzés messze túlbecsülte a dohányzás okozta halálozások számát.

Nemrégiben Bosetti és munkatársai 36 európai ország női népességének tüdőrákos halandóságát mutatták be az 1970–2000 közötti időszak adatait elemezve (Bosetti et al. 2005). Az általános trend szerint a férfiak halandósági arányszáma néhány kivételtől eltekintve az utóbbi időszakban csökken, míg a nőké növekszik. Bár Oroszországban és a szomszédos exszovjet országokban a férfiak prevalenciája mindig is magas volt, újabban a nők és más rétegcsoportok körében is számottevően emelkedett a dohányzás (Andreeva–Krasovsky 2007; Bobak et al., 2006; Gilmore et al. 2001; Gilmore–McKee 2005; McKee 1995, Perlmann et al. 2007, Pudule 1998). Mindezek ellenére az orosz és ukrán nők standardizált tüdődaganatos halálozási arányszáma (2000/2001-ben 100 000 lakosra 5,9 és 5,5) messze elmarad, mindössze negyede-ötöde az Európában élenjáró dán (27,4) és magyar (21,6) nők adatának. Ráadásul a kilencvenes években az exszovjet térség országaiban mindkét nemnél csökkenés ment végbe. Ennek lehetséges okait vizsgálta Shkolnikov munkatársaival (Shkolnikov et al. 1999). Kutatásuk szerint a tüdődaganatos halálozások száma részben azért csökkenhet, mert a potenciális betegek más halálokok miatt veszítik életüket (competing mortality), részben pedig azért, mert a dohányzás esetében figyelembe kell venni a késleltettségét, a betegség kialakulásának elhúzódását, és éppen ezért meggyőzőbb erejűnek vélték a dohányzás kohorszípusú, nem pedig keresztmetszeti elemzését.

Magyarország a dohányzásnak tulajdonítható daganatos halálozások alapján nemzetközi kitekintésben élen jár (Bray et al. 2000; Didkowska et al. 2005; Józan 2002a; Tyczynski et al. 2004). A közép-európai régió országai közül a hozzánk legközelebb álló lengyel adatok is elmaradnak hazánkétól (1. ábra). Magyarországon a dohányzás, és ezen belül elsősorban a cigarettázás ma is széles körben elfogadott viselkedésforma. A különböző reprezentatív felmérések szerint a magyar felnőtt férfi népesség 34–46, a nők 18–28 százaléka dohányzik (2002a). Józan becslése szerint a dohányos férfiak száma mintegy 1,6 millió, a dohányzó nőké 1 millió fő körül lehet. Az ezredforduló után készült Országos Lakossági Egészségfelmérés (OLEF 2005) adatai szerint a 18 év feletti nők 28%-a, a férfiak 41% dohányzott. Sohasem dohányzott viszont a magyar nők hattizede (59,8%), a férfiak több mint egyharmada (35%).

Tendenciáját tekintve a férfiaknál stagnál, a nőknél emelkedik a dohányzás prevalenciája. A felmérés szerint a nők esetében jelentős kohorsz sajátosságok figyelhetők meg, hasonlóan más kelet-európai országokhoz a különböző évjáratúak dohányzási szokásai eltérnek, az idősebb generációknál lényegesen magasabb a sohasem dohányzók aránya. A férfiaknál ez a kohorsz hatás nem volt érzékelhető.

1. ábra. A tüdő, a légcső és a hörgők rosszindulatú daganatainak köszönhető halálozások standardizált arányszáma, 1960–2005



Forrás: A WHO tömörített adatbázisa alapján az európai népesség kormegoszlásával standardizált arányszámok (saját számítás), az Orosz Föderáció adatai WHO-MDB adatbázisából származnak.

A nemzetközi statisztikai adatok alapján meglepő, hogy európai kitekintésben a rendszeresen dohányzók aránya alapján Magyarország mind a férfiaknál, mind a nőknél a középmezőnyben helyezkedik el. A magyar nőkhöz képest magasabb dohányzási gyakoriság fordul elő számos olyan országban (Spanyolország, Hollandia, Nagy-Britannia, Luxemburg, Görögország, Németország, Írország), ahol az életkilátások lényegesen kedvezőbbek és a tüdődaganatos halálozások aránya is alacsonyabb (OLEF 2005).¹⁵

A legutóbbi Országos Lakossági Egészség felmérésből képet kaphattunk a káros szenvedélynek hódolóknak szociodemográfiai-szociológiai profiljáról (OLEF 2005). Eszerint a nők alacsonyabb eséllyel tartoztak a rendszeres dohányosok közé, mint a férfiak, ezt azonban befolyásolta az iskolázottság is. A magasabb iskolázottságú, egyetemet, főiskolát végzett nőknél a különbség eltűnt, míg az alacsony iskolázottságú nők esélyhányadosa jóval kisebb volt, mint a referenciaként megjelölt férfiaknál. Az életkor szintén befolyásolta a dohányzás előfordulását, ennek hatása sem volt független az iskolázottságtól. A legfeljebb nyolc osztályt vagy

¹⁵ A dohányzás és az alkoholfogyasztási adatok esetében szükségszerűen számolni kell a megkészettséggel. Mivel nem szimultán folyamatokról van szó, a jelenbeli fogyasztási adatok nem esnek egybe a jelenbeli halálozási adatokkal.

érettségi nélküli középiskolát végzetteknel a dohányzás előfordulása a kor előrehaladásával csökkent. A felsőfokú végzettségűeknél viszont fordulat állt be, a fiatal diplomások kevésbé váltak e káros szenvedély rabjává, mint az idősebbek. Kapcsolat volt kimutatható a dohányzás és az anyagi helyzet között. Általánosan a kedvezőtlenebb anyagi kondíciók között élők függősége igazolódott. Két további „puha” tényező, a vallásosság és a társas támogatás jelenléte csökkentette a dohányzás előfordulását.

Hazánkban Józan Péter vizsgálta a dohányzás hatását a halandóságra (Józan 2002a). Józan számításai szerint a kilencvenes években Magyarországon évi átlagban 29 ezer ember halt meg a dohányzás következtében, amely az éves összhalálozás 20 százalékát tette ki. 1970 és 1999 között a dohányzás okozta mortalitás 19 százalékkal nőtt, miközben a dohányzástól független, egyéb okokból származó halandóság több mint 9 százalékkal csökkent. Ugyanezen idő alatt a dohányzásnak tulajdonítható idő előtti halálozások száma tízezerről tizenötezerre emelkedett, súlya a prematurális halálozáson belül pedig 19 százalékról 26 százalékra nőtt. A dohányzás miatt bekövetkező halálozások száma a férfiaknál 26 százalékkal, a nőknél 8 százalékkal nőtt 1970–1999 között. Józan szerint a férfi középidős népesség továbbélési valószínűségének romlása a dohányzás hatásának, a dohányzó népesség rövidebb életkilátásainak is köszönhető. Ugyanakkor jelezte, azon középidős populáció életkilátásai is romlottak, akik nem dohányzással kapcsolatos halálozás miatt veszítették el életüket. A magyar középidős népesség többelhalálozása kizárólag a dohányzás monokauzális magyarázatára bizonyosan nem vezethető vissza.

Az alkoholnak tulajdonítható halálozások magas száma elsősorban a férfiak vonatkozásában ugyancsak jól dokumentált Kelet- és Közép-Európa, főképpen pedig az egykori Szovjetunió és számos utódállama vonatkozásában. Az orosz vonatkozású tanulmányok egyöntetűen jegyzik meg, hogy az alkohol már a X. században is része volt a társas életnek, és azt követően olyan mélyen beivódott a hétköznapi életbe, hogy szinte lehetetlen ellene hatékonyan fellépni. Az égetett szesz elterjedése nagyrészt összefüggésbe hozható klimatikus viszonyokkal, de mint arra McKee (1999) felhívta a figyelmet, a fogyasztás mértékét a mindenkori államérdek (állami bevételek, a társadalom megnyugtatása) is erősen befolyásolta. A szakirodalmi utalások szerint Oroszországban a vezető halálokok (kardiovaszkuláris halálozások, balesetek, májcirrózis, mérgezések, erőszakos halálozások) közvetlen kauzális kapcsolatban állnak az alkohollal. A kérdéskörrel alaposabban foglalkozó kutatók szerint a kiugróan magas alkoholfogyasztás kulcsszerepet játszik az orosz halandóság magas szintjében, és különösen jelentős magyarázóerővel bír a krízisekkel sújtott szakaszokban (Bobak et al. 1999; Brainerd–Cutler 2005; Chenet et al. 1998; McKee–Shkolnikov–Nemstov 1998; Walberg et al. 1998). Az abuzív alkoholfogyasztás más európai exszovjet országban hasonló módon van jelen (McKee 2000; Webb et al. 2005).

Az alkohol szerepét az orosz halandóság alakulásában jól illusztrálja az a tény, hogy a Gorbacsov által bevezetett alkoholelleses intézkedéseknek köszönhetően pusztán egyetlen év

leforgása alatt két évvel növekedett az össznépeség születéskor várható élettartama, ilyen nagymértékű változás ennyire rövid idő alatt más tényezőkkel bizonyosan nem hozható összefüggésbe (Kirn 1987). A Gorbacsov-éra kifulladásával pedig az alkoholfogyasztás visszaállt a korábbi szintre, majd a kilencvenes évek kezdetén már meghaladta az 1985-ös szintet. Anderson és Hibbs (1992) adatai szerint már 1987-ben jelentős méreteket öltött az alkoholfogyasztás mérgezés. Azok, akik nem jutottak hozzá megfelelő mennyiségű vodkához, helyettesítőszerket használtak. A parfümök, fertőtlenítőszeres, lakkok, ragasztók, fagyállók fogyasztásának köszönhetően már 1987-ben 40 ezer mérgezésre került sor, közülük 11 ezren veszítették életüket.

A házilag készített, magas alkoholtartalmú szeszek (slivovitz, pálinka, bumber, samogon, ksiezycówka, sliwowica, lacka sliwowica, domaka, tropinovec, šnopc, rakija, boza, palinka, switka) széleskörűen elterjedtek régiószerte. Nem csupán az alkoholfogyasztás módja, gyakorisága, és mértéke, hanem ezen készítmények minősége is számottevő szerepet játszik a halandóság alakulásában. Több társadalmi kár kapcsolható a házilag készített szeszekhez. Egyrészt – mivel adózatlan termékekről van szó – olcsóbbak, mint a gyártók által hivatalosan forgalmazott készítmények, másrészt etanol koncentrációjuk lényegesen magasabb, egészségkárosító hatásuk pedig nyilvánvaló (McKee et al. 2005).

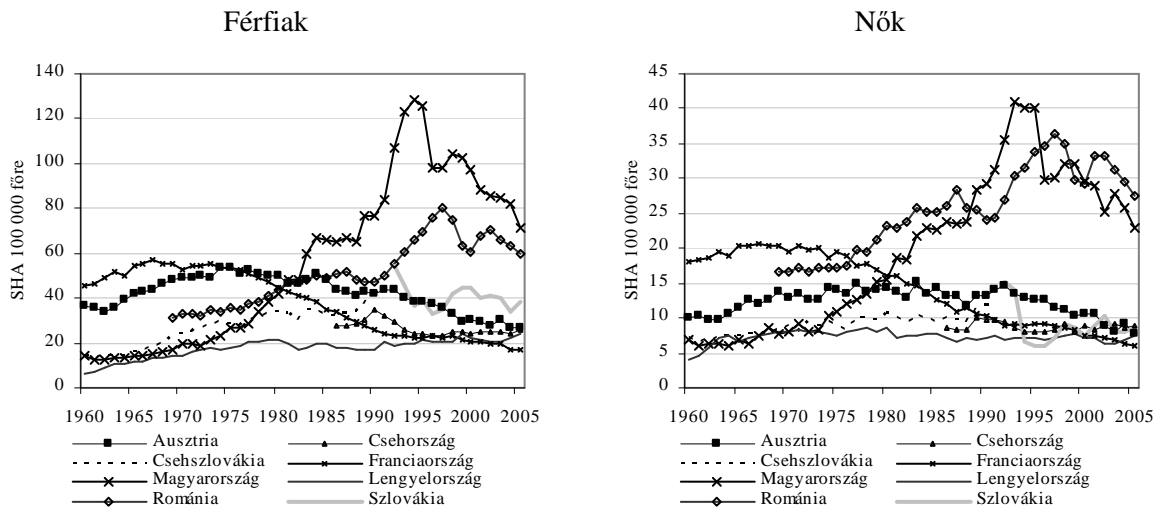
Az alkoholfogyasztás mennyiségével kapcsolatos statisztikák meglehetősen bizonytalanok az egykori keleti blokk legtöbb országában, főképp a posztszovjet térségben (Simpura et al. 1999; Popova et al. 2007). A különböző adatforrások által közölt értékek többször el-
lentmondanak egymásnak. A hivatalos adatok alábecsültek, mivel az eladási (adóbevételi) statisztikákon nyugvó adatok nem képesek hitelt érdemlően számszerűsíteni a házilag vagy iparilag illegálisan előállított, a csempészett termékek, a turizmus során behozott, és a helyettesítő szerek mennyiségét (Chenet et al. 1996; Popova et al. 2007; Simpura et al. 1999). Egy a régió országainak alkoholfogyasztással kapcsolatos helyzetét áttekintő tanulmány sorra vette a lehetséges becslési eljárások eredményességét (Moskalewicz et al. 2000). A kutatás arra a következtetésre jutott, hogy az indirekt típusú megközelítések közül az értékesített cukor mennyisége alapján történő becslés sehol sem vezetett megbízható eredményekhez, hasonló módon torzítottak a háztartási költségvetési felvételekből és más survey-kutatásokból származó adatok is. A kutatók szerint az egészségstatisztikákból származó megbetegedési és halálzási adatokból pontosabb képet lehet nyerni az alkoholfogyasztás valódi mértékére.

A túlzott alkoholfogyasztás jelenléte a régió számos országának hétköznapijaiban nem vitatott. Az alkoholfogyasztás betegségterhe és szerepe a mortalitásban szintén közismert. Rehm és munkatársai által nemrégiben végzett kutatás szerint a kelet-európai férfiak alkohollal tulajdonítható halálózása 80%-kal volt magasabb, mint a nyugat-európaiaké (Rehm et al. 2003).

A májcirrózisos halálózások hosszú távú trendjét több tucat ország adatainak segítségével vizsgáló kutatás szerint a magyar és a román adatok páratlanul magasnak tekinthetők

(Bosetti et al. 2007). A nemzetenként preferált szeszek miatt az alkoholfogyasztás népegészségügyi hatása eléggé mozaikszerű képet tár elénk. Dacára annak, hogy például a cseh átlagfogyasztás a statisztikák szerint meglehetősen magas, mindez a halálozási adatokban kevésbé köszön vissza (Moskalewicz et al. 2000). Bizonyosan állítható, hogy pusztán az elfogyasztott alkohol átlagos mennyisége nem ad választ a kedvezőtlen halálozási mutatókra.

2. ábra. A krónikus májbetegségben és májcirrózisban meghaltak standardizált arányszáma, 1960–2005



Forrás: WHO tömörített adatbázisából, az európai népesség kormegoszlásával direkt standardizált arányszámok (saját szerkesztés).

Britton és McKee (2000) szerzőpáros arra kereste a választ, miért nem érvényesül Kelet-Európában az alkoholfogyasztás kardioprotektív hatása. Álláspontjuk szerint a magas alkoholfogyasztás és az ugyancsak magas kardiovaszkuláris megbetegedések és halálozások közötti paradoxon jellegű kapcsolat az alkoholfogyasztás jellegével magyarázható. Míg Nyugat-Európában rendszeres és visszafogott az alkoholfogyasztás, addig Kelet-Európában (elsősorban Oroszországban és szomszédainál) az alkalmankénti nagy mennyiségű alkoholfogyasztás (binge drinking) jellemző, ezeknek élettani hatásai eltérőek. Az epizodikus, nagy mennyiségű ivászat egészségkárosító hatásáról számos tanulmány látott napvilágot. Az alkalmanként elfogyasztott nagymennyiségű és rossz minőségű alkohol mortalitásra gyakorolt hatását más kutatások is alátámasztották (Bobak et al. 2004; Chenet et al. 2001).

Az alkohol és az általa okozott halandóság évtizedek óta akut társadalmi és népegészségügyi probléma Magyarországon (Andorka 1994; Elekes 2000). Andorka tanulmányában Keleti Károly egykori kutatására hívta fel a figyelmet. E történeti adalék szerint az 1880-as évek elején a tiszta szeszele átszámított alkoholfogyasztás évi 10,3 literes átlagfogyasztásnak felelt meg, mindez azt bizonyítja, hogy a tetemes mennyiségű alkoholfogyasztás nem a szocializmus alatt jelentkezett először. Ugyanakkor utalt rá, hogy Keleti adatainál éppúgy előfor-

dulhat felülbecslés, mint ahogy a harmincas években regisztrált jóval alacsonyabb fogyasztásnál alulbecslés. Bár feltételezte, hogy a XIX. század végétől a filoxérajárványnak köszönhetően csökkent a borfogyasztás, majd néhány évtizeddel később a tömény szeszfogyasztás eshetett vissza. A történeti statisztikai adatoknál eo ipso jelen van az alkoholfogyasztási statisztikák máig fennálló alapvető problémája, a bizonytalanság.

A jelenkor adatai szerint az emésztőrendszeri megbetegedések (a férfiaknál ezek túlnyomó többségét az alkoholos májbetegségek és a májzsugor teszi ki) okozta halálozások a keringési és daganatok okozta halálozások után a harmadik leggyakoribb halálokoknak tekinthetők (Kardos et al. 2003). A hazai fogyasztási és a halálozási adatok ugyanakkor tartósan eltérő tendenciát mutatnak. Elekes (2001) adatai szerint az egy főre jutó fogyasztás (100%-os alkoholban meghatározva) az ötvenes években meglehetősen visszafogott öt liter körüli szinten alakult, ezt követően folyamatosan növekedett a hazai fogyasztás, amely a nyolcvanas években érte el csúcát (12 liter), majd a kilencvenes években 10–11 literes átlagszinten állapodott meg. Andorka (1994) írásában hasonló folyamatokról számolt be. Az alkoholnak tulajdonítható halálozások időszora azt mutatja, hogy a kilencvenes évek elején és kisebb mértékben az ezredforduló időszakában szenvedtük el a legnagyobb veszteséget. Feltételezhető, hogy a fogyasztási és a halálozási trendek szétnyílásában jelentős szerepe lehetett a nem regisztrált és a rossz minőségű alkohol fogyasztásának valamint a hirtelen növekedést az egészségügy megváltozott finanszírozása is befolyásolhatta (Alkoholpolitikai koncepció 2005). Józan szerint a kilencvenes évek elején megfigyelt ugrásszerű növekedés (2. ábra) ilyen lassú progressziójú, idült betegség esetében nem valószínű (Józan 2008). Állítása szerint a halálozások felét igazolták boncolással, így sokkal valószínűbbnek tűnik, hogy a hazai trend műtermék, amely kódolási okokra, újonnan bevezetett elszámolásokra vezethető vissza.

A hazai epidemiológiai szakirodalomban Józan Péter vizsgálta az alkohol szerepét a hazai halandóságban (Józan 2003a). Józan halálozási regiszteradatokból származó számításai szerint 1970-ben a halálozások 7,4%-a, 1999-ben pedig 13% volt visszavezethető közvetlenül az abuzív alkoholfogyasztásra. Az általa vizsgált három évtized során a túlzott alkoholfogyasztás miatt bekövetkezett halálozások gyakorisága sokkal nagyobb mértékben emelkedett, mint a dohányzással kapcsolatos specifikus halandóság. A prematurális halandóságon belül az alkohol szerepe lényegesen jelentősebb volt, minden ötödik hetven év alatti halálozást közvetlenül az alkoholizmus számlájára írta.

Az epidemiológiai megközelítések alapvetően a haláloki adatok alapján igyekeznek felmérni egy-egy egészségkárosító magatartásforma hatásának nagyságát, általában e deskriptív írások a közvetítő tényezők szerepéről kevés érdemi információt nyújtanak. A nemzetközi szakirodalomban William Cockerham munkái érdemelnek kitüntetett figyelmet. Cockerham számos írásában hangsúlyozta az egészségkárosító magatartásformák társadalmi háttérének fontosságát (Cockerham 1997; 1999; 2000; 2006; 2007; Cockerham et al. 2002a; 2002b). Cockerham álláspontja szerint a kelet-európai romló mortalitás kulcsa elsődlegesen a népes-

ség egészségtelen életmódjában (lifestyle) és kedvezőtlen életkörülményeiben érhető tetten. Cockerham nézete szerint az életmód az egészséggel kapcsolatos együttes magatartások minitázata, amely a népesség számára elérhető opciókon alapul, de ez utóbbi az életesélyek által determinált. Az életesély magában foglalja a kort, a nemet, az etnicitást, az életkörülményeket, a lakóhelyi jellemzőket és minden más faktort, amely befolyásolja az egyén számára megválasztható életmódelemeket, amelyek közvetlenül kihatnak az egyén egészségi állapotára.¹⁶ Cockerham számára a weberi dialektikus fogalompár a gondolati séma legfontosabb építőköve. Az egyén által bizonyos mértékű szabadság mellett definiált választás és a strukturálisan megszabott keretek által kijelölt esély – állítása szerint – alkalmas a kelet-európai viszonyok feltárására. Nagyon fontos azonban jelezni, hogy a társadalom számára adott választási lehetőség nem teljes. Cockerham szerint az angolszász irodalmi utalások túlzottan feltételezik azt, hogy az egészség szempontjából releváns döntési szabadság: az étkezés, az alkoholfogyasztás, a dohányzás, a stresszel való megbirkózás, a testedzés igénye nagyrészt egyénfüggő. Ez messze nem szükségszerűen van így a represszív, kelet-európai régióban. Ha az egyén szabad döntése nem kizárólagos, akkor az egyéneken kívüli „szférákban” kell keresni azokat a támpontokat, amelyek a cselekvések meghatározottságát illetően befolyással bírnak. Bourdieu habitus-elméletének segítségével hívásával itt jelenik meg a másik szociológia gondolati fonala (Bourdieu 1984; 2009). Bourdieu egyik definíciója szerint: „A környezet egy sajátos típusát jelentő struktúrák »például egy osztály helyzetére jellemző anyagi létfeltételek«, amelyek empirikusan, a társadalmilag strukturált környezettel összefüggő szabályszerűségek formájában ragadhatók meg, habitusokat, azaz diszpozíciók tartós rendszerét hozzák létre. E strukturált struktúrák alkalmasak arra, hogy strukturáló struktúrákként, vagyis olyan gyakorlati tevékenységeket és reprezentációkat teremtő és strukturáló elvként működjenek, amelyek »objektíve« szabályozhatók és »szabályosak« anélkül, hogy a szabályoknak való engedelmeskedésből fakadnának, és amelyek tudatos célkitűzések nélkül, illetve a célok eléréséhez szükséges műveletek tudatos kezelése nélkül objektíve igazodnak egy célhoz. Mindez pedig anélkül, hogy egy »karmester« szervezné, mégis közösen összehangolt módon megy végbe (Bourdieu 2009: 208.).¹⁷

¹⁶ Eleddig két jelentősebb fogalom bukkant fel ebben az elméletben, az egyik a választás (choice), a másik az esély vagy szociológusok által előszeretettel használt életesély (life chance). Az esély és a választás terminus használata Max Weberhez köthető, míg az életesély Dahrendorfhoz (1979), akinek Weber-interpretációját Cockerham átvette (Cockerham 2000). Az esély, ahogy Weber használta, annak valószínűségét jelentette, hogy az egyén megszerezze a számára kielégülést jelentő javakat, e mögött pedig Weber különös jelentőséget tulajdonított az osztálypozíciónak, a státusnak, tágabb értelemben a strukturális feltételeknek. Hangsúlyozni kell, hogy Weber sem az életstílust, sem az esélyt nem kapcsolta össze az egészséggel.

¹⁷ Bourdieuénél a habitus a létező társadalmi struktúrák és a benne élő egyének közötti közvetítő mechanizmus (Pokol 2004). A fogalmat a szocializációs folyamat és tartós következményeinek elemzése szempontjából dolgozta ki (Wehler 2001). Kereste annak leírásának módját, hogyan lehetne összekapcsolni a helyzetet és a cselekvést, az egyéni és az osztályspecifikus vonásokat. A fogalom segítségével végső soron az objektív és szubjektív, a determinisztikus és a voluntarista ellentétét igyekezett áthidalni. Sohasem gondolta, hogy az egyén létfeltételei minden determinizmustól mentesek volnának, de azt sem, hogy a végletekig sarkított marxista álláspont és az individuum teljes feloldása tartható lenne. A habitus, mint közvetítő mechanizmus a viszonylagos, a

Cockerham alaptézise szerint a kelet-európai társadalmak egészségromlása az életmóddal, megcsontosodott, önjáró, káros magatartásbeli szokásokkal írható le. Úgy ítélte meg, hogy a kelet-európai társadalmak tagjai kevés információval rendelkeztek egészségükkel kapcsolatban, és kevés figyelmet szenteltek egészségük megőrzésének, a dohányzás, az alkoholfogyasztás és az önpusztítás többi formája normatív hétköznapi gyakorlattá és a cselekvési repertoár részévé vált. Mindemellett ebből nem következik az, hogy kizárólag csak az egyén egészségtelen életmódja lenne felelős korai haláláért. Cockerham ezt a következtetést nem fogadta el, állítása szerint az életesélyek, a diszpozíciók és a társadalmi kényszerek egymástól nem függetleníthetők. A kényszerek a társadalom számára csökkenthetik vagy egyszerűen megvonhatják a választás lehetőségét. Amellett érvelt, hogy a külső kényszerek (életesélyek) által szűkre szabott mozgástér, kiegészülve egészségtelen szocializációs minták térnyerésével, normává rögzült káros életmódbeli szokásokkal vezettek növekvő mortalitáshoz Kelet-Európa országaiban. Ebben a szituációban a „homo sovieticus” habitusa teremt végtelen számú, az egészség szempontjából torz magatartásformákat, amelyek teret nyertek és folytonosan újratermelődtek.

Cockerham nemrégiben megjelent tanulmányában a munkásosztály életvezetési stratégiáinak, káros szokásainak uralkodóvá válásával magyarázta az orosz mortalitás magas szintjét (Cockerham 2007). Az érvelés kauzális láncolata nagyon egyszerű. Első lépésben az idő előtti halandóság etiológiai hátterét kereste. A vezető és egyúttal a krízishez jelentősen hozzájáruló halálokokat a keringési rendszer megbetegedéseire és az alkohollal kapcsolatos halálozásokra vezette vissza. Több tényező szerepét, így a genetikai jellegű magyarázatokat, a káros környezeti hatásokat és az egészségügyi rendszer hatékonyságára visszavezethető magyarázatokat elutasította. Állítása szerint a nagy mennyiségű alkoholfogyasztás oka normatív, társadalmi eredetű, hedonisztikus motívumokra vezethető vissza, amely társadalmilag elfogadott, és amelyet semmilyen stigmatizációs mechanizmus nem feszélyez. Bár a társadalom minden csoportja érintett, de a kapcsolat inverz. Az alacsonyabb végzettségűek körében az alkohol lényegesen elterjedtebb. Érvelése szerint a munkásosztály mentalitáselemeinek, magatartásbeli diszpozícióinak elterjedése, majd a társadalom egészében uralkodóvá válása vezetett a mindent átható egészségtelen életstílushoz. Cockerham tanulmányában a mintaadó társadalmi közeg a munkásosztály, amin egyfajta negatív tónusú mentalitási közeget értett. Miközben Nyugat-Európában a pozitív életstílus a felsőközéposztály magatartási mintáinak széles körű társadalmi elfogadottságán és elterjedésén alapult, Oroszországban korábban sem létezett, és az átalakulás után sem jött létre középosztály, sőt az átmenetet az orosz társadalom polarizálódása, széles társadalmi csoportok leszakadása kísérte. Az érdekes gondolatmenet

kondicionált önállóság fogalma, mivel a szabadság a partikuláris lét feltételei által kontrollált. A habitus cselekvési, észlelési, érzelmi sablonjai meghatározzák, újratermelik és befolyásolják a társadalmi gyakorlatot. A habitus működése automatikus, egyszerre strukturáló és strukturált is. A habitus valamennyi olyan bensővé tett diszpozíció összessége, amelyek a magatartást, cselekvést, gondolkodást, észlelést, érzelmeket, mimikát, nyelvet szabályozzák és irányítják.

több ponton is akadozik, mivel a szerzőtől nem kapunk kielégítő választ az ötvenes-hatvanas évek eltitkolhatatlanul sikeres időszakára, vélelmezhetően középosztályi mentalitás elemek már akkor sem voltak meghatározóak a szovjet társadalom életében. Továbbá hiányt érzünk akkor is, ha e munkásosztálytól eredő habitus kialakulására és elterjedésére keressük a választ.

2.8. Az egészségügyi rendszer szerepe

A szocialista egészségügyi rendszer súlyos torzulásai közismertek. A rendszer működését a politikai rendszer logikájának megfelelő merev, monolitikus, centralizált struktúrák, gazdálkodását tekintve pedig maradványelvű finanszírozás jellemezte, ennek köszönhetően a rendszer alulfinanszírozott volt (Cockerham 1997; Csaszi 1990; Field 1995; Foster–Jozan 1990; Guo 1993; Orosz 1990). A források allokálásakor az emberi erőforrások reprodukciójával kapcsolatos kiadások a prioritások rangsorában, mint nem-termék kiadások a háttérbe szorultak. Guo (1993) szerint a rendszerben keletkezett forráshiány kettős következményhez vezetett. Egyrészt a szektorban tapasztalható alacsony keresetek révén a rendszer morális alapjait ingatták meg, ami a hálapénz intézményén keresztül önkéntelenül is korrupcióhoz, az egészségügyi személyzet demoralizálásához vezetett. Másrészt a hiány az egészségügyi infrastruktúra leromlásához, elavulásához és mindennapos eszközhiányhoz vezetett. Végül soron mindezek az okok az egészségügyi ellátás alacsony hatásfokát eredményezték. Ennek volt köszönhető az is, hogy a keringési rendszer betegségeinél és a daganatos betegségeknél, amelyek megelőzése és kezelése jóval bonyolultabb és drágább, mint a csecsemőkori védőoltásoké, a rendszer csődöt mondott. Az eszközök és az intézményi infrastruktúra nem volt képes a kor kihívásainak megfelelő válaszokat adni. Az orvosok által használt technológiák messze elmaradtak a nyugati kortársakétól (Andreev et al. 2003; Cockerham 1997). A szocialista egészségpolitika képtelen volt egyes speciális csoportok (rokkantak, alkoholisták, pszichiátriai betegek) egyedi problémáit kezelni, a merev intézményi keretek vagy éppen az intézmények hiánya lehetetlenné tette a hatékony beavatkozást. Végül említést kell tennünk arról is, hogy az egészségügyi rendszer működésében előfordultak diszkriminatív elemek. Lengyelországban, csakúgy, mint Magyarországon az univerzális társadalombiztosítási rendszer csak a hetvenes évek közepére épült ki teljesen (Wnuk-Lipinski 1990).

Kétségtelen, hogy az egészségügy képtelen volt hatékonyan fellépni, és kezelni a krónikus megbetegedéseket, de ebből nem következik, hogy a gyógyító intézményrendszer hozta volna őket létre. Ráadásul az egészségügyi ellátás hanyatlását jelző indikátorok közül a csecsemőhalandóság mértéke fokozatosan csökkent, mindez azt erősíti, hogy a romló mortalitás kevésbé magyarázható a gyógyászat színvonalának csökkenésével (Kopp–Skrabski 2001).

Vizsgált témánk szempontjából azt a kérdésre kell választ adnunk, hogy a Kelet- és Nyugat-Európa közötti megosztottság visszavezethető-e, és ha igen, mennyiben az egészségügyi rendszer, az egészségügyi ellátás színvonalbeli különbségeire. Ennek megválaszolása

meglehetősen bonyolult. Éppen ezért némiképp leegyszerűsítve a kérdést, olyan módszert és operacionalizálható „output” indikátort választottam, amely – korlátai ellenére is – alkalmas lehet az egészségügyi rendszer működésének óvatos, de mégiscsak számszerűsíthető megítélésére.

Az egészségügyi ellátórendszer színvonalának, teljesítményének egyik gyakrabban használt módszere az ún. elkerülhető halálozások fogalmához kapcsolódik. A megközelítés különböző terminológiák alatt ismert (avoidable mortality, mortality amenable to medical care/health care, amenable mortality, preventable mortality), amely egyúttal jelzi az egyes módszerek fókuszpontjait. Az epidemiológiai jellegű megközelítést a hetvenes évek közepén Rutstein és szerzőtársai dolgozták ki az Egyesült Államokban. A cél az volt, hogy megjelöljék azokat a halálokokat, amelyeknek az idő előtti bekövetkezése nem szükségszerű, ha a betegségeket időben felismerik, és az egészségügyi rendszer megfelelő szintjein hatékonyan kezelik, vagy azok kialakulását megelőzik. A szerzők az egészségügyi ellátáson (medical care) egyszerre értették a megelőzést, a gyógyítást és az utógondozást, és a benne részt vevő szereplők és intézmények (intézkedések) körét az orvosi, egészségügyi személyzet mellett kiterjesztették más kormányzati, önkéntes, társadalmi szervezetek mellett a felelősen együttműködő egyénre is (Rutstein et al. 1976).

Rutstein irányadó munkája után számtalan kísérlet történt annak gyakorlati alkalmazására. A későbbi tanulmányok a betegségek eredeti listáját újragondolták, átdolgozták, számos esetben az életkorhatárokat módosították, az egyre precízebben megjelölt betegségkörrel (például a megelőzhető és a kezelhető betegségek distinkciójával) világosabban rá tudtak mutatni az egészségügyi ellátás közvetlenebb szerepére.¹⁸ A módszerrel kapcsolatban azonban több kritika is megfogalmazódott, amelyek kellő óvatosságra kell, hogy intsek a megfigyelőt, különösen az interpretációk kapcsán.¹⁹

¹⁸ Nolte és McKee (2004) részletesen ismerteti az egyes koncepciókat és a különböző időbeli, illetve területi skálákon kapott empirikus eredményeket.

¹⁹ Nolte és McKee (2003, 2004) munkáikban sorra vették a felmerülő nehézségeket. Utaltak a területi elkerülhető halálozási adatok variabilitása (valamint esetleges pontatlanságára) és az egészségügyi intézményhálózat közötti inkonzisztenciára. Problémaként említették, hogy a mennyiségi (amit általában az ökológiai elemzés nyújtani képes) és a minőségi elemek (gyógyítás színvonala) közötti kapcsolat nem pontosan feleltethető meg egymásnak. Utaltak arra, hogy a késleltettség a halálozás és az egészségügyi ráfordítások között aggregált adatoknál gyakran specifikálatlan. Az idősoros adatoknál megfigyelhető csökkenés nem kizárólag a kezelések hatékonyságának tudható be. Más tényezők szerepével is számolni kell, ilyen pl. az életmódváltás miatt a betegségek előfordulásának szimultán csökkenése, ami kohorsz hatásként jelentkezik. Problematikus a halálokok kiválasztásának önkényessége, amit a különböző módszerek jól illusztrálnak. A kategóriák kiválasztása lényegében a halálozást megelőző beavatkozások relatív hatékonyságának megítélésén alapul. A megelőzhető halálokok köre folytonosan változik, azok a betegségek, amelyek néhány évtizeddel korábban még nem voltak elkerülhetők, ma már számos esetben nagy hatékonysággal – országonként eltérő variabilitással – kezelhetők. Kritikaként fogalmazták meg – főleg nyugat-európai országok területi adatainál – az adott korhatáron belül (általában 65 év alatt) előforduló alacsony esetszámot, amely a monitorozás lehetőségét leszűkíti. A módszerrel kapcsolatos probléma, hogy feltételezi az orvos-beteg megfelelő kapcsolatát. Miközben tudjuk, hogy diszkriminatív elemek éppúgy előfordulhatnak az ellátás oldaláról, mint az együttműködés hiánya a kezelt oldaláról.

Az elmúlt közel két évtizedben jó pár tanulmány vizsgálta az elkerülhető halálozások kelet-európai sajátosságait. E tanulmányok arra a következtetésre jutottak, hogy az egészségügy kimutatható módon járult hozzá kelet és nyugat szétszakadásához, de önmagában az egészségügy hiátusai messze nem adtak számottevő választ a különbségekre.

Boys és szerzőtársai (Boys et al. 1991) különböző országok, ötvenes, hetvenes és nyolcvanas évek elkerülhető és nem elkerülhető halandóságát vizsgálva azt tapasztalták, hogy a nem elkerülhető halálozások terén figyelhető meg a közép-európai országok stagnálása, majd leszakadása. A lehetséges okokat inkább magatartási szokásokban, a dohányzás és alkoholfogyasztás magas szintjében, étkezési szokásokban látták.

Valkova kollégáival közölt tanulmánya módszertanilag igényesebb volt, de végső konklúzióját tekintve megegyezett a Boys-féle tanulmányéval (Valkova et al. 1997). Megállapították, hogy a volt szocialista blokkban az elkerülhető halálozások száma a halálokok többségében felülmúlta a nyugat-európai országok átlagát. A kelet-európai többlethalálozás tényét az elkerülhető halálokok esetében is igazolták. A kutatás eredménye szerint a 0–75 év közötti népesség részlegesen várható élettartama a kelet-európai férfiaknál 62,94 év volt, amely 4,82 évvel maradt el a nyugatiakétól. Az elkerülhető halálozások – a korai, neonatális halálozások figyelmen kívül hagyásával – 1,15 évvel (23,81%) járultak hozzá a két tömb különbségéhez. A nőknél a különbség jóval mérsékeltebb, mindössze 2,3 év volt, ehhez az elkerülhető halálokok 0,91 évvel, a férfiakénál azonban jóval nagyobb arányban (39,39%) részesedtek. A tanulmány végkövetkeztetése szerint az európai megosztottság nem magyarázható megfelelően a gyógyító intézményrendszer fogyatékoságaival, de szerepének figyelmen kívül hagyása tévedést rejt magában.

Lengyelország és Németország (ezen belül az egykori NDK és NSZK) halálozását elemző tanulmány (Nolte et al. 2002) a nyolcvanas és a kilencvenes évek során vizsgálta az orvosi-gyógyászati tevékenységgel elkerülhető halálozásokat, valamint az olyan megelőzhető állapotokat, amelyek leginkább a valamilyen káros magatartási formához (dohányzás, alkoholizmus) kapcsolhatók (tüdőrák, májcirrózis). A szerzők a szocialista korszak utolsó évtizedében az egészségügy szerepét pozitívnak minősítették, semmilyen jelét nem találták annak, hogy a gyógyító munkának a színvonal csökkenése vezetett volna a népesség rossz egészségi állapotához. Sőt, mind Lengyelországban, mind az NDK-ban az egészségügy által elkerülhető halálokok pozitív hozzájárulása jelentősebb volt, mint a nem elkerülhető halálokoké.

Nolte és munkatársai egy másik tanulmányukban Magyarország, Románia, Litvánia és Nyugat-Németország adatait dolgozták fel nemek szerint a nyolcvanas és a kilencvenes években. Az utóbbi időszakra és ezen belül a férfiakra vonatkozó megállapítások szerint az egyesített Németország nyugati tartományaiban az elemzett időszakban minimális javulás (0,6 év) történt, és ez sem az elkerülhető halálokoknak köszönhetően. A javulás, hasonlóan más nyugat-európai országokhoz, már korábban lezajlott. Kelet-Európa országaiban differenciáltabb a kép. Litvániában a várható élettartam mindössze 0,87 évvel nőtt 1992–1998 között, ez a javu-

lás kifejezetten a csecsemőhalandóság további csökkenésének és az ischaemiás szívbetegségek visszaszorulásának volt betudható, miközben az elkerülhető halálokok hatása különösen a 15 év feletti népességnél negatív volt. A magyar férfiak 0 és 75 év között várható élettartama ugyanezen idő alatt 62,28 évről 63,77 évre, azaz 1,5 évvel gyarapodott, ebből 15–15% az ischaemiás szívbetegségeknek és az elkerülhető halálokok pozitív mérlegének volt betudható.

Andreev és szerzőtársai által jegyzett tanulmány (Andreev et al. 2003) Oroszország, a balti államok, valamint az Egyesült Királyság adatait vizsgálta 1965–től az ezredfordulóig. Különbséget tett a kezelhető (treatable conditions) és a megelőzhető (preventable conditions) halálokok között. A tanulmány szerint a standardizált adatok az öt elemzett országban jellemzően azonosak voltak a hatvanas évek közepén. A hetvenes évektől az Egyesült Királyságban jelentős javulást sikerült elérni, amelynek köszönhetően az elkerülhető okok trendjének értékei évről évre lineárisan csökkentek. Ezzel szemben a balti országokban és Oroszországban kezdetben stagnálás, majd a kilencvenes évektől jelentős romlás következett be. Az elváló trend elsődleges oka a keringési rendszer betegségeire volt visszavezethető. Valamennyi posztszovjet országban a romló tendencia csúcspontja 1994-ben következett be. Közülük is a legmagasabb érték Oroszországban volt tapasztalható. A kilencvenes évek végére a balti államok teljesen elszakadtak az orosz trendtől, mivel adataik az ezredfordulóig töretlenül javultak, míg Oroszországban 1998-ra újabb gazdasági összeomlás és mortalitási krízis következett be, amelyben az elkerülhető halálozások is növekedtek. A döntően a dohányzásnak és a közlekedési baleseteknek betudható elkerülhető halálozások időszora a fentiekhez hasonlóan alakult, azzal a különbséggel, hogy az Egyesült Királyság adatai 1965-ben még rosszabbak voltak, mint a posztszovjet térség elemzett országaié.

A Litvánia elkerülhető és megelőzhető halandóságát két időszakban – a függetlenség előtt és után – a 0–64 év közötti népesség adatai segítségével vizsgáló tanulmány szerint 1970–1990 között a megelőzhető halálozásokkal együtt az elkerülhető halálozások száma az összhálaózás több mint negyedét (26,3%-át) tette ki, míg az önállóság elnyerése után valamivel kevesebb mint negyedét (Logminiene et al. 2004). A 0–64 év közötti populációra számolt, direkt módon standardizált arányszám azonban 8,3%-kal nőtt (118,1-ről 127,9-re). Mind az elkerülhető, mind a megelőzhető okok esetében romlás következett be. Az átmenet időszaka utáni évektől az elkerülhető halálozások száma – a tuberkulózis kivételével – csökkent, amit az egészségügy magasabb színvonalával magyaráztak. Ezzel szemben a prevencióval megelőzhető betegségek terén kevés sikerről tudtak beszámolni.

A bemutatott szakirodalomból a közép-európai társadalmakra vonatkozóan általánosan az a következtetés vonható le, hogy egészségromlásuk, emelkedő halandóságuk alapvetően nem az ellátórendszer hiátusaira vezethető vissza. Pontosabban fogalmazva, az egészségügyi ellátás színvonala a mortalitást befolyásoló tényezők közül halvány szereppel bírt. Oroszországban és szomszédos országainál vélelmezhetően jelentősebb mértékű többlethalálozás róható az egészségügyi ellátás számlájára.

2.9. Környezeti tényezők

A környezeti tényezők, a környezet szennyezettségére utaló magyarázatok a kelet-európai mortalitási krízis magyarázatában általában „járulékos” explanációs kísérletként bukkannak fel. Mindez különösen igaz az általam ismert, döntően demográfiai jellegű megközelítéseknél. A szocialista tervgazdálkodásban a környezetvédelem és az egészséges környezet mint érték nem szerepelt a társadalmi prioritások között, miközben az erőltetett iparosítás, a mezőgazdaság extenzív fejlesztése jelentős környezeti károkat okozott (Pintér et al. 1998). Ennek okai részben a szocialista területgazdálkodás redisztributív igazgatási modelljével magyarázhatók, amelyre monolitikus döntési rendszer és hierarchizáltság, az alárendelt részérdekek létének elutasítása, a központi akarat dominanciája volt jellemző (Szelényi–Konrád 2000).

A tágabb értelemben vett régió társadalmainak mortalitása szempontjából a valódi kérdés a szennyezettség hatásának nagyságát illetően fogalmazódott meg (Watson 1995). A problémakörrel foglalkozó írások elsősorban az egykori Szovjetunió, Csehország, Lengyelország és a Német Demokratikus Köztársaság környezeti anomáliáit emelték ki, ahol gyakrabban fordultak elő nagyobb kiterjedtségű, magas környezeti expozíciónak kitett területek, és ahol komoly megbetegedési „hot spotok” jöttek létre. Bobak és Marmot (1996) szerint az európai kontinens egyik legszennyezettebb területén az ún. fekete háromszögben (Lengyelország, Csehország és a volt Kelet-Németország egymással szomszédos területein) kimutatható volt a légszennyezettség egészségre gyakorolt káros hatása. Állításuk szerint 1987-ben a teljes cseh mortalitás 2–3%-ban volt tulajdonítható a légszennyezettségnek. Hasonló mértékűnek becsülték a lengyelországi légszennyeződés hatását is, ezzel szemben a térség más országai-ban kisebb hatással számoltak.

Field (1995) Oroszországgal foglalkozó tanulmányában idézi a Jelcin-érában 1992-ben publikált ún. Fehérkönyv megállapításait. Eszerint az ország népességének jelentős hányada (50 millió fő) élt olyan területeken, ahol a légszennyezettség az egészségügyi határérték tízszeresét meghaladta. A kiugróan magas légszennyezettség 84 várost, köztük a fővárost, Moszkvát is érintette. Mérgező ipari hulladékkal szennyezett volt Oroszország hozzávetőleg 15%-a, azaz 2,5 millió négyzetkilométernyi terület. A riport konklúziója szerint az oroszországi megbetegedési mutatók alakulását 20%-ban befolyásolta a szennyezett környezet.

Egyes tanulmányok arra hívták fel a figyelmet, hogy nem feltétlenül a legszennyezettebb területek mortalitása a legmagasabb. Például Csehszlovákia területi egységeinek (114 körzet) különböző életkorban (q_0, q_{40-60}, e_{60}) nemek szerint megfigyelhető halandósági kockázatát és várható élettartamát vizsgáló tanulmány arra a következtetésre jutott, hogy a társadalmi-gazdasági változók (iskolázottság, válási arány, munkások aránya), légszennyezettségi adatok, cigány népesség és a városi népesség aránya közül a területi mortalitást csak a társadalmi-gazdasági tényezők befolyásolták, míg a környezeti expozíció hatását magyarázó modelljükben nem tudták kimutatni. A szerzők nem zárták ki a környezeti tényezők szerepét, de

ezek hatását késleltetettnek vélték (Rychatařiková–Dzúrová 1991). Érdekes azonban megjegyezni, hogy a demográfiai jellegű megközelítések: az alkalmazott módszerek, a vizsgált halálloki struktúra és a területi skála durvasága miatt, meglehetősen érzéketlenek és általában alkalmatlanok a környezeti hatások kimutatására.

Kulin tanulmányában (Kulin et al. 1995) a légszennyezettségnek tulajdonítható több-lethalalozás szerepét vizsgálta. Becslése szerint ez a hatás a legszennyezettebb területeken is legfeljebb 10–20 százalékban járulhatott hozzá a magasabb halálozási szinthez. Azzal érvelt, hogy a születéskor várható élettartam a fejlettebb kelet-európai területeken közel azonos volt. A legszennyezettebb iparvidékeken, így Sziléziában és Észak-Bohémiaiában semmivel sem volt alacsonyabb a születéskor várható élettartam, mint a kiugró szennyezettséggel nem terhelt Balti-államokban. A tanulmány álláspontja szerint a környezetszennyezés a kelet-európai egészségromlásnak pusztán egy összetevője, és befolyása elenyészőbb a magatartási, az életvezetési és a stressztényezőkhez képest.

Egy nagyon alapos tanulmány a szocialista ipar és gazdaság szerepét vizsgálta a népesség demográfiai profiljának és ezen belül a mortalitás szintjének alakulásában (Carlson et al. 1990). Az értekezés rendszerelméleti perspektívából írta le a szocialista gazdálkodás viszonyát környezetével, és ezen keresztül hatását a mortalitásra. A megközelítés különbséget tett az ún. közvetlen környezeti hatások és a rendszerjellegű hatásokból származó halálozások között. Ez utóbbin a központi tervutasításos rendszer ellentmondásait értették. A szocialista ipari termelés legfontosabb jellemzőit a magas nyersanyag- és energiaszükségletben, alacsony hatékonyságban és kifejezetten magas károsanyag-kibocsátásban látták. A tervutasításos gazdaság működési logikája, a szereplők monopolisztikus státusa, a rendszer bürokratikus szervezettsége, a visszacsatolás hiánya miatt a gazdaság szereplői érdektelenek voltak a környezetkímélő eljárások alkalmazása iránt. A halálozások alakulását különböző halálokokra számolt korszpecifikus halálozási valószínűségek segítségével vizsgálták az 1965-ös és 1985-ös évekre, az általuk legszennyezettebbnek ítélt négy keleti blokkhoz tartozó ország: Magyarország, Csehszlovákia, Német Demokratikus Köztársaság és a Szovjetunió adatai segítségével. A magyar adatokat elemezve a két időpont közötti mortalitási szintkülönbséget életmódbeli tényezőkkel, elsősorban a dohányzással és az alkoholfogyasztással hozták összefüggésbe. Ugyanakkor közvetlen környezeti hatásra nem bukkantak. Magyarország esetében furcsának találták, hogy a légzőszervi megbetegedések aránya a falvakban magasabb volt, mint a városokban, bár azzal nem számoltak, hogy a népesség jelentős része ingázott. Meglepő módon sem Csehszlovákiában, sem az NDK-ban nem sikerült egyértelmű bizonyítékát találni annak, hogy a légszennyezettség érdemben befolyásolta volna az említett országok halálozási viszonyait. Az adatokból azt a következtetést vonták le, hogy az egészségromlás egyértelműen a középkorú generációkhoz köthető, míg a környezeti hatásokra különösen érzékeny csecsemő-, gyermek és időskorúak esetében nem volt ilyen erőteljes hatás.

Nagyon egyszerű érveléssel utasította el Cockerham (1997) a környezeti tényezők halandóságra gyakorolt hatását a kilencvenes évek elején kibontakozott orosz mortalitási krízis során. Cockerham halálloki adatokra támaszkodva arra a következtetésre jutott, hogy 1992 és 1993 között a halálozások számának emelkedése mindössze 12%-ban volt magyarázható légzőszervi és daganatos halálozásokkal, tehát olyan okokkal, amelyek a káros környezeti tényezőkkel oksági kapcsolatban állnának. Mindeközben a keringési rendszer betegségeiben meghaltak száma közel ötven százalékkal járult hozzá az egymást követő évek halálozási többletéhez.

A halálloki adatok mellett a kibocsátási adatok sem támasztják alá a környezeti tényezők markáns szerepét a kilencvenes évek elején tapasztalt mortalitási krízis magyarázatában. Cornia és Panicciá (2000) tanulmányukban kimutatták, hogy az átmenet kezdeti fázisában a károsanyag-kibocsátás a nehézipari konglomerátumok bezárásával, az ipari szerkezetváltással és ennek megfelelően a kevésbé szennyező technológiák elterjedésével jelentősen csökkent. A legjelentősebb társadalmi katasztrófát átélő Oroszországban a légkörbe került káros anyagok mértéke 1990 és 1994 között 34 millió tonnáról 21,9 millió tonnára csökkent. Az ökológiai önpusztítás (ecocide) nem tűnik releváns magyarázatnak, már csak azért sem, mert mind a gyermekkorúaknál, mind az időseknél a légzőszervi betegségekből meghaltak száma stagnált vagy csökkent a régióban.

A magyar vonatkozású irodalomban a Pintér Alán vezette kutatócsoport foglalkozott az egész országra kiterjedő környezet-egészségügyi problémákkal a Nemzeti Környezet-Egészségügyi Akcióprogram (NEKAP) keretében (Pintér et al. 1998; Páldy et al. 2000). A kilencvenes évek végén megjelent tanulmány rámutatott a jelenség alulkutatottságára, az adatok megbízhatóságával kapcsolatos problémákra (Pintér et al. 1998). A szerzők nemzetközi tapasztalatokra hivatkozva hangsúlyozták, hogy a vezető szerepet játszó megbetegedéseket elsősorban az életmód, a táplálkozási szokások, az egészségtelen munkakörülmények, a fertőző ágensek és a pszichoszociális körülmények determinálják és csak ezeket követik a környezetszennyezésnek tulajdonítható hatások. Ráadásul a környezeti károk hatásának kvantifikálása rendkívül nehéz, mivel az expozíció mértékének az analízise és nyomon követése számos bizonytalansági tényezőt rejt magában. A környezeti hatások komplex expozícióként jelennek meg, így az egyedi hatások kimutatása ugyancsak problematikus. A tanulmány értékelése szerint a megyei halálozási adatok alapján a környezeti problémák egyedi megragadása nem lehetséges. A települési adatok alapján simított térképek alapján bemutatták, hogy az északkeleti és a délnyugati országrészekben a legmagasabb a halandóság. Ugyanez a mintázat volt megfigyelhető a keringési és a légzőszervi megbetegedéseknél, de kiemelték, hogy a halálozások térbeli eloszlása nem kapcsolható kizárólag környezeti tényezőkhöz.

A NEKAP keretében több átfogó kiadvány jelent meg, amelyek leíró jelleggel mutatták be a fontosabb halállokok területi (településszintű) megoszlását, időbeli alakulását, és lehatárolták a szignifikánsan magasabb gyakorisággal rendelkező területeket. A bemutatott desk-

riptív epidemiológiai elemzések az okok hátterére nem feltétlenül tértek ki (Páldy et al. 2000; Vincze et al 2000). A NEKAP-kutatás keretein belül több esettanulmány is napvilágot látott (Szerencs és Sajószentpéter halálozási és morbiditási adatainak elemzése, a 8–10 év közötti fiatalok légzőszervi megbetegedéseinek kutatása). Összességében azonban e kutatások a magasabb halálozási kockázattal rendelkező területek lehatárolását végezték el. Valójában nincsenek pontos ismereteink arról, hogy a hazai halandóság alakulásában az egyes környezeti tényezők pontosan milyen szerepet játszottak.

3. Területi halandósági kutatások Magyarországon

A hazai vonatkozású irodalomban bőséges számú tanulmány született a területi halandósági különbségek tárgykörében.²⁰ A módszertanában és szemléletében elsődlegesen demográfiai megközelítésű tanulmányok jelentős része megyei adatokra szorítkozott (Ádány 2003; Daróczi 1997; 2004; Daróczi–Hablicsek 2008; Józán 2001; Sándor 2004; KSH 2007). Ugyancsak jól kutatott, és ezért megfelelő ismeretekkel rendelkezünk a kisebb területi (közigazgatási) egységek, kerületek (Józán–Forster 1999; Klinger 2003a); a legutóbbi időkben pedig a kistérségek halandósági különbségeiről (Arató 2006; Hablicsek 2003; Józán 2007; Klinger 2003a; 2006a; 2006b; Sándor 2004; Skrabski 2003).²¹ Az ennél is árnyaltabb területi bontású publikációk már különböző térbeli vagy nem térbeli simítások eredményein, a pontadatok különböző metodológiájú interpolálásán alapultak, esetükben alkalmazott térepidemiológiai módszerekről van szó, ezek bemutatásától a dolgozat jellege miatt eltekintettem (Kardos et al. 2005; Nekap 2000; 2005; Páldy et al. 2001; Siller et al. 2002; Vincze et al. 2000a; 2000b). A szakirodalomban egyértelműen túlsúlyban vannak a leíró jellegű megközelítések (e körbe sorolva a korreláción alapuló próbálkozásokat is). A magyarázómodelleket alkalmazó, ún. konfirmatív jellegű írások száma meglehetősen visszafogottnak mondható (Csite–Németh 2008; Daróczi 1997; Skrabski 2003). A térbeliséget megfelelően kezelő magyarázómodellek alkalmazására alig akad példa (Vitrai et al. 2008).

Daróczi a kilencvenes évek második felében publikált nagy ívű, átfogó tanulmányt a halandóság megyei szintű területi alakulásáról. Az elemzés világosan meghatározott célja volt, hogy a demográfiai, a népességföldrajzi kutatási módszerek ismereteit egybeforrassza, és belőlük hozzon létre egy olyan szintézist, amely a halandóság térbeli és társadalmi hátterét képes megragadni, és ezt egy harmadik dimenzióban, az időbeli metszetben is be tudja mutatni (1959/60, 1974, 1984, 1992). Daróczi a területi különbségek változását szóródási mutatószámokkal vizsgálta. Az általános tapasztalat az volt, hogy a területi különbségek a nők esetében jellemzően mérsékeltebbek, míg a férfiaknál markánsabbak. A megyei adatok relatív szórájának időbeli alakulása a férfiaknál növekedésről árulkodtak, a nőknél a harmadik időszakban, a nyolcvanas években voltak a legmagasabbak. A vizsgált harminc év során 1959/60 és 1974 között történtek a legnagyobb területi átrendeződések. Az 1984-es keresztmetszeti adatsor már rögzült területi egyenlőtlenségekről árulkodott. A különböző életkorok megyei szintű túlélési esélyei szinkronba kerültek. Azokban a megyékben, ahol az életkilátások alacsonyok voltak, ott valamennyi életkornál ugyanez volt megfigyelhető. A hetvenes és nyolcvanas

²⁰ A korai demográfiai irodalom áttekintését lásd részletesen Daróczinál (1997).

²¹ A népességkategóriák vagy közigazgatási jogállás szerinti halandósági tanulmányok említésétől azért tekintettem el, mert ezek az elemzések a térbeli adatokat sokszor pusztán adatkonténernek tekintik. A rendszerezés egyetlen ismérv mentén történik (pl. népességnagyság) ez azonban nem jelenti azt, hogy az ugyanazon népességnagyság-kategóriába tartozás hasonló életesélyeket is rejt az ott élők számára. A területi adatok ilyen módon rendszerezésével a térbeli jelleg eltűnik.

években a férfiak halandóságának területi mintázata alapvetően megszilárdult, ekkor rögzült a máig megfigyelhető ÉK–DNY irányban kirajzolódó magas mortalitású tengely (igaz, ekkor még a tengelyen elhelyezkedő Fejér megye helyzete minden vonatkozásban aggasztó volt). Daróczi a területi halandósági különbségek korspecifikus jellemzőit főkomponens-analízis segítségével mutatta be. Elemzésében a hazai krízis 1990–1992-es időszakát fedte le. A különböző korcsoportok halálozási valószínűségeire futtatott elemzés a férfiak esetében a közép-idős, és ezen belül elsődlegesen az ötven feletti korcsoportok szerepét emelte ki. A nőkre kapott megyei szintű modell első főkomponense szintén a középidősek szerepét jelezte. Az újszülöttek elhalálozási valószínűsége sem a férfi, sem a női halandóság területi eltéréseiben nem játszott szerepet. Az okok feltárásához közel harminc ökológiai szintű (szocio-ökonómiai, lakáskörülményekkel kapcsolatos, infrastrukturális) változó struktúráját elemezte ugyancsak főkomponens-elemzéssel, de a nemenként kapott nyolc-nyolc, ahogy fogalmazott „kevés, éles vonalakkal körülrajzolható és könnyen értelmezhető faktort” eredményezett, ezért a regresszió során már visszatért az eredeti, szűkebb változókészletéhez. A férfi és női népesség különböző életkorokban jellemző halálozási valószínűségekre, valamint a várható élettartamra lépésenkénti lineáris regressziót alkalmazott. A férfiak esetében a születéskor várható élettartamot negatívan befolyásolta az alacsony iskolai végzettség, a vegyiparban, a kohászatban foglalkoztatottak népességen belüli aránya, a munkanélküliség, a sorkötelesek testmagassága. Ugyanakkor a csatornázottság, a magas áramfogyasztás és a szellemi foglalkozásúak aránya negatív előjellel szerepelt. A nőknél kapott megmagyarázott hányad eleve kisebb volt, mint a férfiaknál. Az alacsony iskolai végzettség a nők esetében is meghatározónak bizonyult, amit a környezetszennyezésre utaló (bányászatban, kohászatban foglalkoztatottak aránya, a nem háztartási célú vízfelhasználás) indikátorok, a rossz infrastrukturális és lakáskörülmények, a TBC-szűréseken való részvételek alacsonyabb gyakoriságai is kiegészítettek.

Hablicsek László (2003) a halandóság térségi különbségeit kistérségi adatok (beleértve Budapest kerületeit) segítségével vizsgálta. Írásában a fókuszpont a kistérségi rövidített halandósági táblák konstruálására helyeződött. Az elemzés a statisztikai megbízhatóság növelése érdekében öt év adatainak összevonásán alapult. Hablicsek a területi különbségeket hosszabb időmetszetben a nyolcvanas évektől az ezredfordulóig tárta fel. Eredményei szerint az 1980-as évek elején (1980–84 között) tapasztalt értékekhez képest a kilencvenes évek végére (1997–2001) a születéskor várható élettartam szubregionális különbségei (érzékeltetve azokat a terjedelemmel) jelentős mértékben növekedtek. A minimális és a maximális értékek különbsége Hablicsek számításai szerint a férfiaknál 8,4 évről 14,1 évre, a nőknél 5,1 évről 9,6 évre növekedett.²² Ugyancsak a halandósági táblából származtatott különböző életkorok továbbélé-

²² Érdeemes azonban megjegyezni, hogy a különbségek ilyen extrém mértékű növekedése bizonyosan összefügg a megválasztott területi skálával, lásd erről részletesen Dusek (2004) nagyszerű könyvét. és magával egyenlőtlenségi mutatóval, ez esetben a terjedelemmel. A szélsőértékkel szemléltetett területi vagy bármilyen más különbségek ugyanis outlier érzékenyek. Valószínűsíthető, hogy a II. kerület (vagy esetleg más hasonlóan magas státusú fővárosi kerület) kimagasló adata eltúlozza az országon belüli valós különbségeket. Hablicsek

si valószínűségei is fokozódó területi differenciálódásra utaltak. Hablicsek a halandóság területi alakulását vizsgálva arra a következtetésre jutott, hogy az adatok térben strukturáltan helyezkednek el: „... felvázolhatóak azok a többé-kevésbé összefüggő területek, kistérségi vonulatok, ahol a halandósági helyzet bizonyos mértékig hasonló. A legmagasabb születéskor várható élettartamok Budapesten és környékén, a Budapest–Székesfehérvár–Balaton alkotta tengelyen, valamint Északnyugat-Dunántúlon található. (...) A legkedvezőtlenebb értékeket felvonultató kistérségek Észak-Alföldön és Észak-Magyarországon alkotnak szinte összefüggő területeket, de Bács-Kiskun és Somogy megyében is láthatók ilyen csoportosulások” (Hablicsek 2003: 151.). Rámutatott arra, hogy a halandósági tábla más szintetikus mutatói is hasonló térbeli mintázatot mutattak, továbbá arra, hogy a női halandóság – ellentétben a férfiakéval – kevésbé egyértelmű, a kapott kép tarkábbnak bizonyult. Hablicsek a kistérségi halandóság okait kutatva három különböző megközelítésre támaszkodott. Vélelmezte, hogy a demográfiai átmenet koncepciójának megfelelően a gyermekszám és a halandóság között összefüggés mutatható ki. Korrelációs számításra alapuló megközelítése szerint – az általa vizsgált utolsó időszakban, 1998–2002 között – negatív előjelű, közepesen erős összefüggés mutatkozott a termékenységi arányszám és a várható élettartam között, de a kapcsolat csak a férfiaknál volt érzékelhető, míg a nőknél jóval gyengébb asszociáció mutatkozott. A másik megközelítés a KSH által készített fejlettségi index-szel való kapcsolatot tárta fel, szintén korreláció segítségével. A megközelítés a várt eredményeket hozta. Az aktuális időszak kompozit indexe a férfiak születéskor várható élettartamával, a 60 éves kor elérésének valószínűségével és a 40–59 év között meghaltak arányával közepesen erősen korrelált. Ugyanakkor az is kiderült, hogy a jelenlegi fejlettség és termékenység valamint a nyolcvanas évek mortalitási adatai között gyenge kapcsolat mutatkozott. Hablicsek amellet érvelt, hogy ennek oka elsősorban az, hogy a demográfiai különbségek is mérsékeltebbek voltak.

Daróczy egy másik, az ezredforduló utáni tanulmányában az életésélyek iskolai végzettség szerinti, összetételhatástól megtisztított különbségeit tárta fel nemek szerint, a 30–59 éves korcsoportokra, megyék szerint, öt különböző iskolai végzettség mentén. A közölt elemzés a halandósági tábla alapján készült. A 30 és 59 év közötti életkorokban a még várható (részleges) élettartamokat határozta meg a szakirodalomban bevett gyakorlatnak megfelelően: az adott életkorokban leélt évek számát osztotta a tábla radixával, azaz 100 000-rel (Daróczy 2004b). Arra kereste a választ, hogy az iskolai végzettség hatásának „kiszűrésével” milyen területi egyenlőtlenségek körvonalazhatók. A férfiak esetében a megyék közötti terjedelem 0,83 év, a nők esetében 0,29 év volt. A nők közötti különbségek gyakorlatilag eltűntek, míg a férfiak közöttieké is jelentősen mérséklődtek. Hasonlóan Hablicsekhez ő is rámutatott a térbeli kapcsolatok jelenlétére: „A várakozásoknak megfelelően a kiemelkedően jó életkilátásokat

ugyanebben a tanulmányban jegyzi meg, hogy a budapesti kerületektől eltekintve a férfiak élettartama 1997–2001 között 63 és 71 év közötti terjedelemben helyezkedett el. A születéskor várható élettartam Hablicsek által készített adatai nyilvánosan elérhetők a www.nepinfo.hu honlapon is, az ott publikált Budapest kerületei nélküli adatok terjedelmi különbségei mérsékeltebbek, mint a tanulmányban közölteké.

nyújtó megyék egymás szomszédságában találhatók, és a különösen alacsony várható élettartamot mutató megyék is több-kevésbé összefüggő területet alkotnak” (Daróczi 2004: 116.). Daróczi kimutatta, hogy a különböző iskolai végzettségűek életkilátásai a növekvő iskolai végzettséggel gyakorlatilag eltűnnek, míg a legképzetlenebbeknél markánsabbak maradnak. Mindez alapvetően azt jelenti, hogy a legalacsonyabb képzettségűeknél további interakciós hatás állhat fenn, a tágabb lakóhelyi környezet eltérő életesélyeket biztosít ugyanazon képzettségűeknél. A 31–60 év közötti felsőfokú végzettségű népességnél a megyei adatok alapján számolt súlyozott átlagos abszolút eltérés a férfiaknál 0,17 év, a nőknél 0,07 év volt, ugyan-ezen szóródási mutató a 0–7 osztályt végzetteknel 0,61 és 0,36 év volt. A különbség a diplomások és az érettségizettek között viszont már nem tűnt szignifikánsnak. A férfiak különbségei lényegesen jelentősebbek voltak az iskolai végzettség „kiszűrése” után. A legkisebb súlyozott átlagos abszolút eltérés a női várható élettartamban mutatkozott, nem pedig a legiskolázottabbaknál. Mindez arra hívta fel a figyelmet, hogy a nők halandóságát a társadalmi-gazdasági viszonyok kevésbé formálják, mint a férfiakét.

Klinger András több tanulmányában vizsgálta a hazai kistérségek, fővárosi kerületek halandósági különbségeit (Klinger 2003a; 2006a; 2006b). Valamennyi tanulmány standardizált arányszámok segítségével tárta fel a területi különbségeket nemek szerint. Klinger megközelítése a klasszikus leíró demográfiai módszerek alapján történt. Hasonlóan Hablicsek és Daróczi írásaihoz, Klinger is érzekelte a halandósági mintázatban megfigyelhető térfolytonosságot, az északkeleti és a délnyugati országrészek átlagnál magasabb mortalitását, a főváros és az északnyugati országrészek kedvező helyzetét. Értékelése szerint a városiasodottabb, nagyvárosi központtal rendelkező kistérségekben a halandósági szint általában kedvezőbb. Vizsgálandó kérdés, hogy valóban létezik-e a nagyvárosiasodottságnak önnálló hatása? Klinger jelezte, hogy a keleti országrész nagyvárosainak standardizált arányszáma még a kilencvenes évek második felében sem tért el jelentősen az ország átlagától, egyes esetekben pedig kedvezőtlenebb volt annál. Az elemzés a korcsoportos, a halálóki és a gazdasági-társadalmi-infrastrukturális jellemzőkkel (komplex-fejlettségi mutató, jövedelmek, munkanélküliség, közgyógyellátás, vagyoni mutatók, iskolázottság, roma népesség, depresszió mértéke) kapcsolatos elemzése – néhány kivétel említése mellett – már csak hét, az általános halandóság alapján összevont csoport mentén közölte a vonatkozó adatokat, majd a Pearson-féle korrelációs együtthatót. Az általános megfigyelés az volt, hogy a magasabb jövedelem, a jobb vagyoni körülmények javították az életkilátásokat, míg a szegénységre/elmaradottságra utaló indikátorok ellenkező hatást váltottak ki. A 2001-es népszámlálási adatok alapján ugyancsak szoros pozitív kapcsolatot talált a cigány nemzetiségűek aránya és a halandóság általános szintje között. A demográfiai háttérváltozók közül a gyermek- és idősorúak arányát vizsgálta. Megállapította, hogy a kedvezőtlen halandóság az átlagosnál valamivel magasabb élveszületési aránnyal párosul. A korreláció erőssége csupán a komplex fejlettség esetében haladta meg alig valamivel a 0,6-os értéket. Klinger 2006-ban megjelent tanulmányaiban mind metodológiai-

lag, mind szemléletében a korábbi írásainak nyomvonalán haladt (Klinger 2006a; 2006b). A tanulmány a kistérségi halandóság összehasonlítását végezte el két időszak (1996/2000 és 2001/2003) között. Elemzéséből kiderült, hogy az egymást követő időszakokban lényeges átrendeződés nem történt, a halandóság térbeli mintázata stabilnak bizonyult. A legnagyobb területi egyenlőtlenségeket az emésztőrendszeri halálokoknál (alkoholos májbetegségeknél) és az öngyilkosságoknál tapasztalta.

Skrabski Árpád a társadalmi tőke és a középkorú halálozás (45–64 év közötti férfiak és nők standardizált arányszáma) kapcsolatát vizsgálta a Hungarostudy 2002 adatfelvétélből (12 643 fő) nyert társadalmi tőke indikátoraival (bizalom, kölcsönösség, civil szervezetekben való részvétel, versengő attitűd, vallásgyakorlás, közösségi hatékonyság), továbbá figyelembe vette az egy főre jutó átlagos tanulói éveket, az szja-adóalap fajlagos nagyságát és az egyes önkárosító magatartásformák elterjedtségét (napi cigarettaszám, elfogyasztott alkohol mennyisége). A vizsgálat a korabeli kistérségi beosztás alapján történt (Skrabski 2003). A tanulmány útelemzést és népességgel súlyozott, lépésenkénti (stepwise) lineáris modellt használt (a becslőfüggvény KLMN volt). Az útelemzés eredménye szerint a középkorú férfiak halálozásánál a legjelentősebb védőfaktor az iskolai végzettség volt, ezt követte a jövedelem. A fejlettebb térségekben ezeket egészítette ki a bizalom, az együttműködés és a részvétel a civil szervezetekben. A közösségi hatékonyság és kölcsönösség a kevésbé iskolázott, kisebb jövedelmű térségekben jelentett védőhálót. A lineáris regresszióban az iskolázottság és a jövedelem mellett a társadalmi tőke változói is szignifikánsnak bizonyultak. A nők esetében a halandóságot befolyásoló okok hasonlóak voltak, de a modell által megmagyarázott hányad messze elmaradt a férfiakétól, ami egybecseng a korábban ismertett tanulmányok következtetéseivel, vagyis hogy a női halandóság térbeli különbségei mérsékeltebbek, és kevésbé érzékenyek a szocioökonómiai környezetre.

Csité András és Németh Nándor a Hablicsek László által közölt nemek szerinti kistérségi várható élettartamokat használták fel a halandóság kistérségi szintű különbségeinek feltárásához (Csité–Németh 2003). A szerzők a magyarázóváltozók közötti kapcsolat miatt (a multikollinearitás okozta problémák elkerüléséért) elvetették a lineáris regresszió alkalmazásának lehetőségét, és útelemzéssel igyekeztek bemutatni a halandóság okait. A férfiak esetében az elhelyezkedés (Budapesttől való távolság, a legközelebbi autópálya-csomóponttól való távolság, a megyeszékhelytől való távolság), az iskolázottság (elvégzett átlagos osztályszám), a roma népesség aránya, a gazdasági fejlettség (aktivitás, regisztrált vállalkozások száma, munkanélküliségi ráta) a kistérségek közötti különbségek közel kétharmadát (63,9%) magyarázták. Csité és Németh szerint a magyar férfi népesség életkilátásai alapvetően a közvetlen környezetüket jelentő kistérségek gazdasági helyzetétől függ. Útmodelljük szerint az iskolázottság és a roma népesség arányát mérő változók csak a gazdasági fejlettséget mérőkön keresztül hatnak. A nők várható élettartam-különbségeit magyarázó útmodelljük ereje messze elmaradt a férfiakétól (36,7%). A férfiakhoz hasonlóan ugyanazon gazdasági okok szerepét

emelték ki. Az iskolázottság, valamint a roma népesség aránya a nőknél is csak harmadlagos közvetítő tényezőként (a gazdasági fejlettségen) keresztül hatottak. Sem a férfiaknál, sem a nőknél nem befolyásolta az életkilátásokat az egészségügyi ellátórendszer kiépültsége. A nők esetében a modell által megmagyarázott hányad alacsony voltát a női területi halandóság kisebb különbségeivel, eltérő hatásmechanizmusokkal, a nőknek az állami szférában foglalkoztatottak közötti magasabb részvételével (kisebb munkaerő-piaci bizonytalansággal, biztonságosabb munkakörülményekkel) indokolták. Elképzelhetőnek tartották továbbá, hogy a várható élettartam nem megfelelően mutatja be az életminőség területi különbségeit. A reziduumokra számolt területi autokorreláció Moran I értéke a férfiak esetében 0,15 volt (a nők esetében sikerült eliminálni az autokorrelációt), ami azt jelzi, hogy a modellel szembeni elvárások közül a hibatagok függetlenségére vonatkozó feltétel férfiaknál nem teljesült).

A hazai vonatkozású szakirodalomban a legszínvonalasabb és egyúttal legkorszerűbb kutatás Vitrai és szerzőtársai tollából jelent meg a közelmúltban (Vitrai et al. 2008.). A szerzők ún. többszintű regressziós elemzéssel (hierarchikus lineáris modell) vizsgálták a halandósági viszonyokat. Olyan matematikai statisztikai eljárásról van szó, amely lehetővé teszi az összetett variancia struktúrával rendelkező adatok elemzését, a térségi (kontextuális) és az egyéni hatások együttes modellezését, a két hatás elkülönítését. A tanulmány az egyéni és a kistérségi hatásokat figyelembe véve arra a következtetésre jutott, hogy térségek lakosságának halandóságát elsősorban egyéni tényezők, a kistérségek lakosságának összetétele határozta meg. Az egyéni tényezők közül az életkornak és az iskolázottságnak volt kiemelkedően jelentős szerepe. A térségi halandósági egyenlőtlenségek környezeti tényezőkhez köthető része az összhalálozás és a keringési halálozás esetében mindössze 10 százalékpont körül ingadozott, a daganatos halálozásnál ennek mértéke korcsoportonként eltérő, de lényegesen jelentősebb 20–60% körüli tartományban szóródott. Az egyéni hatások kiszűrése után a kistérségek közötti fejlettségbeli különbségek alig kivehetők voltak, vagyis az egyéni tényezők szerepe bizonyult meghatározónak.

4. A halandóság területi egyenlőtlenségei Magyarországon 1980–2006 között

4.1. A kistérségi halandósági táblák

A népesség mortalitásának meghatározására több módszer áll rendelkezésre. A lehetőségek körét meghatározzák a rendelkezésre álló adatok, a területegységek nagysága (amely befolyással bír a halálozási esetszámok korcsoportos gyakoriságára) és a vizsgálat jellege. A születéskor várható élettartam az egyik leggyakrabban használt és legegzaktabb halandósági mutatószám, amely a vizsgált népesség életkor és nemek szerinti halandóságáról ad átfogó képet egy adott évben vagy összevont években. A születéskor várható élettartam a mortalitás mértékének egyik legrégebben ismert módszere²³. A halandósági tábla voltaképpen egy fikció, amely a halandóságnak mindig a jelenlegi szintjét részletezi. Előnye a standardizált halandósági mutatókkal szemben, hogy nincs szükség – a kormegoszlás hatását kiszűrő – standardként meghatározott népességsúlyra vagy a referencianépesség halandósági rátájára, így az időbeli összehasonlítás anélkül is lehetséges, hogy bármilyen előzetesen definiált korszerkezettel éltünk volna (Griffiths–Fitzpatrick 2001). A másik nagy előnye a standard rátákkal szemben, hogy nem egyetlen mutatóban fejezi ki a népesség mortalitásának színvonalát, hanem annak minden korra (korcsoportra) való részletezését tartalmazza, gyakorlatilag a tábla minden oszlopa önállóan elemezhető (Hablicsek 1996).

A szakirodalmi (módszertani) leírásokban általában a teljes, koréves halandósági táblák örvendenek – precizitásuk miatt – nagyobb népszerűségnek, ezzel szemben a korcsoportos, rövidített halálói táblák (abridged life table) lényegesen gyakrabban fordulnak elő (Newell 1988). Ennek egyszerű oka az, hogy térbeli adatok esetében a koréves módszerek nem alkalmazhatók, másrészt az összehasonlító elemzések 19–20 korcsoport esetében is kivitelezhetők és jobban átláthatók. A halandósági táblák osztályozásakor megkülönböztetünk transzverzális és longitudinális elemzéseket. A transzverzális elemzéseknél az egyes naptári időszakok adatait használjuk fel, az ilyen típusú, lényegesen gyakrabban előforduló módszereket az angol terminológia „period life table”-nek nevezi. Hozzájuk képest a longitudinális (cohort life table) megközelítések sporadikusan fordulnak elő. Ekkor az egyes születési évjáratok adatai kerülnek feldolgozásra. Longitudinális adatok vonatkozásában a legteljesebb nemzetközi adatbázist a Human Mortality Database tartalmazza (Wilmoth et al. 2007).

²³ A halandósági tábla szellemi atyja John Graunt (1620–1674) volt, de maga a fogalom Edmund Halleyhez, a Halley üstökös névadójához köthető, aki az első halandósági táblát a XVII. század végén alkotta meg Breslau (Boroszló) népességére. A korai próbálkozások óta folyamatosan egyre kifinomultabb módszerek jelentek meg a demográfia eszköztárában. A halandósági tábla, a születéskor várható élettartam, illetve annak egyes típusainak bemutatása bármely demográfiai könyv meghatározó részét képezi, az általam ismert művek közül bármelyik jól érthető áttekintést nyújt: Shryock–Siegel 1976; Kintner 2004; Chiang 1984; Pressat 1972; Preston et al. 2001; Hinde 2006; Rowland 2003.

Az elmúlt időszakban elsősorban Nagy-Britanniában egyre nagyobb igény mutatkozott kisebb területegységek (small area) szintjén a várható élettartamok meghatározására. Számos publikáció, az angol statisztikai szolgálat által megjelentetett elemző és módszertani kiadvány született e témakörben (Toson et al. 2003; Sepho 2005; Silcocks et al. 2001; Eayres–Williams 2004; Congdon 2002; 2006; Veugelers et al. 2000). A kistérségi várható élettartamokra vonatkozó számításokat Magyarországon Hablicsek László végezte el (Hablicsek 2003). Összességében a közölt módszertani írások az elemzésre alkalmas területmérettel, a megfelelő modellek kidolgozásával, a módszerek összehasonlításával foglalkoztak, valamint a becslést értékek megbízhatóságára fókuszáltak. A szakirodalomban több módszer áll rendelkezésre kistérségi várható élettartamok becslésére, ezek közül a leggyakoribb a Chiang által (1984) javasolt megközelítés. A Chiang-féle rövidített halandósági tábla mellett szólt azon érv, hogy a hazai, megyei szintű adatokat közlő periodika táblái (A halandóság földrajzi különbségei Magyarországon), a már többször említett Hablicsek-tanulmány mellett, történeti demográfiai kutatásoknál (Kamarás 1991) is előszeretettel alkalmazott módszer.

A halandósági tábla 19 korcsoport adata alapján került kiszámításra (0–1, 1–4, 5–9, ..., 85–x) Chiang módosított módszere alapján, amelyet az Egyesült Királyság Statisztikai Hivatala alkalmazott (Toson–Baker 2003). A választás azért esett erre a módosított változatra, mert a konfidencia-intervallumhoz szükséges varianciákat azokra a korcsoportokra is meghatározta, amelyeknél nem fordult elő halálozás. Ezek túlnyomórészt a fiatal gyermekkorban fordulnak elő (1–4, 5–9, 10–14 év között) A megfigyelések öt év adatát tartalmazzák, tehát az indexben szereplő $x = x_1, x_2, x_3, x_4, x_5$ évek összegével egyenlő.

A halandósági tábla oszlopai a következőképpen épülnek fel:

$$M_x = \frac{D_x}{P_x},$$

ahol M_x a korszpecifikus halálozási arányszám x és $x+n$ egzakt életkorok között. D_x a halálozások száma az adott intervallumban, P_x az adott intervallum évközepi népessége.

$$q_x = \frac{n_x M_x}{1 + (1 - a_x) n_x M_x},$$

ahol q_x az elhalálozási valószínűség, n_x az intervallum terjedelme, a_x a töredék (fraction) értékei konstansak: 0–1 év között 0,1; 1–4, 5–9, ..., 85–x év között 0,5. A töredék értéke az adott intervallumban leélt évek átlaga. Feltételezzük, hogy a halálozások egyenletesen oszlanak meg (középre húznak) 1 év felett, míg 0–1 év között a halálozás kockázata a korai időszakban jelentősebb.

$$d_x = l_x q_x, \quad x = 0, 1 \dots w - 1,$$

ahol d_x az x -edik intervallumban meghaltak táblabeli száma

$$l_x + 1 = l_x - d_x, \quad x = 0, 1 \dots w - 1,$$

ahol l_x x -edik intervallumban továbbélők táblabeli száma

$$L_x = n_x(l_x - d_x) + a_x n_x d_x, \quad x = 0, 1 \dots w - 1,$$

ahol L_x a népesség táblabeli száma (stacionér népesség)

$$L_w = \frac{l_w}{M_w},$$

az utolsó korcsoport (L_w) felülről nyitott

$$T_x = \sum_x^w L_x,$$

T_x a leélt évek száma az adott korcsoportban.

$$e_x = \frac{T_x}{l_x},$$

e_x a várható élettartam.

A megbízhatóságához elsőként meghatározzuk a halálozási valószínűségek varianciáját $var(q_x)$ valamennyi korcsoportra:

$$var(q_x) = \frac{q_x^2(1 - q_x)}{D_x},$$

A várható élettartam varianciája (var_{e_x}):

$$var(e_x) = \frac{\sum (l_x^2 [(1 - a_x)n_1 + e_{x+1}]^2 var(q_x)^2)}{l_x^2},$$

A standard hiba:

$$SE_{(e_x)} = \sqrt{var(e_x)},$$

4.2. Az adatbázis

A halandóság területi egyenlőtlenségeit a születéskor várható élettartam segítségével öt évet lefedő időszakokban, nemek szerint és mindkét nemre együttesen vizsgáltam. A hazai közigazgatási besorolás tekintve a kistérség elemzési szempontból a legmegfelelőbb térfelosztást nyújtja (Pálné Kovács I. 2003; Nemes-Nagy 2005). A kistérség népszerűsége mögött több érv sorakoztatható fel. Egyrészt ezen térbeli struktúra még átlátható, az adatbázis könnyen kezelhető. Geográfiai nézőpontból a térfolytonosság a megyékhez képest lényegesen látványosabban biztosítható. A magyarázó modellek közül a lineáris modellek alkalmazásához szük-

séges feltételek garantálhatók. A megyéknél nagyobb megfigyelési esetszám szakmailag jelentősebb kihívás (de messze nem akkora, mint a települési adatokon végzett elemzés).

Az adatok a Központi Statisztikai Hivatal elektronikus népesedési adatbázisából, a DEMO-ból származnak.²⁴ Az adatokat települési szinten lettek leválogatva, majd a 2004–2007 között érvényes kistérségi struktúrájának megfelelően aggregálva. A kistérségek száma ezen besorolás szerint 168 volt. A kistérségek közötti méretbeli különbségek kiküszöbölése sem a korábbi, sem a jelenlegi lehatárolás szerint nem megoldható. A megbízhatóság érdekében az évek összevonása mellett, konfidenciaintervallumok segítségével igyekeztem minél pontosabb következtetéseket megfogalmazni.

A rendelkezésre álló adatok egyik problémája a területre nem bontható halálesetek száma, ilyen esetekben az elhalálozott tényleges lakóhelye (települése) nem ismert, illetve nem megállapított. Az általános, valamennyi évre jellemző tapasztalat az, hogy ezen halálesetek előfordulási gyakorisága számottevően magasabb a férfiak körében. A kilencvenes évektől mindkét nemnél érezhető növekedés figyelhető meg a területre nem bontható haláleseteknél, ami valószínűleg összefüggésbe hozható a hajléktalanok számának növekedésével, az egyre gyakoribb külföldi munkavállalással, utazással, és lehetséges, hogy a regisztrációs fegyelem lanyhulásával is. Összességében a területre nem bontható halálesetek hányada a nyolcvanas években a férfiaknál 0,2–0,4%-ot, a nőknél 0,1–0,2%-ot tett ki. Arányuk a kilencvenes években és az ezredforduló után a férfiaknál 0,5–0,8%, a nőknél 0,2–0,4% között alakult. Kortárs angol tapasztalatokkal összevetve a beazonosíthatatlan halálesetek aránya Magyarországon kissé magasabb volt (Woods et al. 2003). A hazai gyakorlat azon eseteket, amelyeknél az elhalálozott kora megállapítható, általában Budapest adatainál szerepelteti. Jelen keretek között ettől eltekintettem, így az elemzésbe bevont halálesetek száma a fent említett arányokkal csökkent, ami valamelyest növelte az ország és feltételezhetően Budapest népességének várható élettartamát.

4.3. A kistérségi várható élettartamok egyenlőtlenségeinek alakulása

A területi egyenlőtlenségek meghatározásának számos eszköze áll rendelkezésre. Az egyenlőtlenségi mutatók között egyaránt figyelembe vettem olyanokat, amelyek a területi különbségeknél nincsenek tekintettel a térbeli elhelyezkedésre, és olyanokat, amelyek ún. térparaméteres eljárásokon alapulnak. A nem térbeli megközelítések alkalmazása térbeli adatok esetében meglehetősen kétséges. Ugyanazon területi skálán meghatározható számú kombinációban hozható létre ugyanazon mértékű szórás, miközben az adatok térbeli elrendeződése teljesen eltérhet. Ezért a nem térbeli egyenlőtlenségi mutatókból levont következtetéseknél kellő óvatossággal kell eljárni.

²⁴ Az adatbázis Horváthné Takács Ibolya (KSH Pécsi Igazgatósága) és Jónás István (KSH Pécsi Igazgatósága) segítségével készült.

A különböző típusú megközelítések esetében figyelemmel kell lennünk arra, hogy a megbízhatóság érdekében tett lépésünk egyúttal ahhoz a következményhez vezetett, hogy az általunk vizsgálható időszakok öt periódus kivételével nem átfedésmentesek. Vagyis ezen öt év adatai alkalmasak leginkább összehasonlításra, míg a köztes időszakok kevésbé. Ez a korlát azonban nem jelent semmilyen megkötést, mivel a születéskor várható élettartam, az adott területen élők életkilátásai általában lassan változnak. A változások dinamikája vélelmezhetően elmarad a gazdasági folyamatoknál tapasztaltakhoz (Nemes Nagy–Németh 2003; 2005). A nemzetközi szakirodalomban több tanulmány a halandóság térbeli mintázatának, a földrajzi törésvonalak tartós stabilitását hangsúlyozza. Az európai országok régiói esetében Valkonen (2001), Nagy-Britannia észak-déli gradiensére Boyle (2004), Bryce et al. (1994), Congdon (1995), Leyland (2004), Reid (2000), White et al. (2005), Belgiumban a flamand és a vallon területek hosszú ideje megfigyelhető megosztottságára van Oyen és kollégái (Van Oyen et al. 1996), Spanyolország Északkelet-délnyugati megosztottságára Benach és szerzőtársai mutattak rá (Benach et al. 1999). A hazai térbeli folyamatok alakulását a későbbiekben megnevezendő okok miatt alapvetően három keresztmetszetre szűkítettem le, amelyek különböző társadalmi-gazdasági-politikai berendezkedést és állapotot jelöltek.

A nem térparaméteres eljárások esetében a variációs együtthatót, az átlagos abszolút eltérést, továbbá interkvartilis terjedelmet, és mivel a várható élettartam empirikus eloszlása eleget tett a normalitási követelményeknek, ezért a terjedelmet is vizsgáltam. A szórás és az átlagos abszolút eltérés kiszámításánál az ország átlagát vettem figyelembe, nem pedig a „minta” átlagát. Mivel e mutatók bármely statisztikai elemzés eszköztárának évtizedek óta részei, ezért a képletek közlésétől eltekintettem (Nemes Nagy 1998; 2005; Sikos T. 1984).

A területi adatoknál számolt, öt évet átölelő időszakok országos trendje értelem szerűen kisimítottabb, mint az évenkénti országos idősor, de a főbb törések azért ugyancsak kivehetők (3. ábra). Valamennyi egyenlőtlenségi mutatószám egyértelműen jelzi, hogy a férfiaknál lényegesen jelentősebb különbségek figyelhetők meg, mint a nőknél. Az elmúlt két és fél évtized során a férfiak várható élettartama három fontosabb szakaszra tagolható. A nyolcvanas években lényegében jelentős változás nem történt, a férfiak várható élettartama többé-kevésbé stagnált. A kilencvenes évek elején kibontakozó tranzíciós válság a férfiak várható élettartamának csökkenéséhez vezetett. Az évtized második felétől érdemi javulásra került sor. A nők esetében mindkét trend egyértelműen, monoton lineáris növekedésről árulkodik (még akkor is, ha a kilencvenes évek elején rövid stagnálás következett be), körükben tehát nem beszélhetünk visszaesésről.

A nem térparaméteres területi egyenlőtlenségi mutatók csak részben „futnak együtt” az országos folyamatokkal. A variációs együttható és az átlagos abszolút eltérés a nyolcvanas évektől folyamatosan növekedett mindkét nemnél. A divergencia a kilencvenes évek első felében érte el tetőpontját, ezt követően a kistérségek közötti egyenlőtlenségek mérséklődtek, majd a kedvező országos folyamatok ellenére a férfiaknál és a nőknél is megszakadt a területi

kiegyenlítőds. A nők esetében az 1995–1999 közötti adatoktól datálható a nivellálódás megtörése, a férfiak néhány év csúszással követték a nőket. Érdemes megemlíteni, hogy a nők esetében a súlyozatlan átlagos abszolút eltérés mértéke az ezredforduló után, a legutolsó vizsgált öt évben, 2002–2006 között érte el maximális értékét.

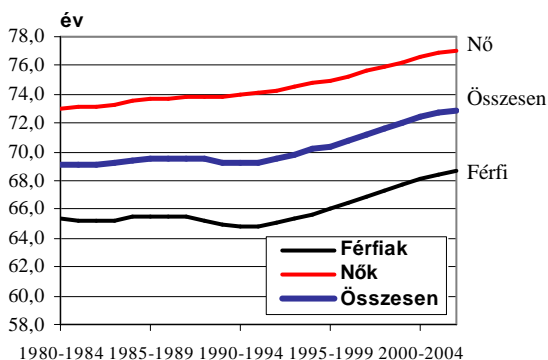
A terjedelem, mivel a legmagasabb és a legalacsonyabb értéket adó két kistérség különbségét mutatja, nem meglepő módon hektikusabban mozgott. Ezzel együtt e mutatónál is megfigyelhető a nyolcvanas években tapasztalt területi különbségek növekedése, amely azonban a Kádár-éra utolsó éveire alábbhagyott. Meg kell azonban jegyezni, hogy az államszocializmus utolsó évtizedében a legmagasabb és a legalacsonyabb életkilátásokkal rendelkező kistérségek közötti különbség 1982–1989 közötti négy egymásba csúszó időszakban egyaránt meghaladta a tíz évet. A kilencvenes évek elején, 1990–1994 között a férfiak várható élettartamánál megfigyelt terjedelem ettől mindössze tizedekkel tért el (10,4 év), de kétségtelen: a vizsgált időszakban a legmagasabb érték volt. A nőknél ennél mérsékeltebb, 6,2 év különbség volt megfigyelhető a rendszerváltozás első öt esztendejében. A terjedelmi különbségek a kilencvenes évek második felében mindkét nemnél mérséklődtek. A legutolsó időszak adatai a férfiaknál növekvő, a nőknél csökkenő különbségekről árulkodtak.

Az interkvartilis terjedelem a harmadik és az első negyedelő közötti intervallumot mutatja. Mindez azt jelenti, hogy az adatok fele mekkora intervallumban helyezkedik el. A mérések szerint a férfiaknál a kilencvenes évek elején, azaz a krízis időszaka alatt volt növekedés, a nőknél ennél mérsékeltebb csúcsosodás következett be. Mind a férfiaknál, mind a nőknél az ezredforduló után újabb növekedés figyelhető meg. A nők interkvartilis terjedelme a legutóbbi öt év adatai alapján magasabb, mint a megelőző időszakokban.

A demográfiai elemzések tradíciójuknál fogva általában a férfiakat és a nőket külön kezelik. A területi adatoknál sem vonható kétségbe e felfogás jogosultsága, de éppúgy indokolt a két nem együttes várható élettartamának bemutatása is, hiszen a helyi közösségeket a férfiak és a nők együttesen alkotják, nincsenek homogén férfi és női társadalmak. A nemek közötti különbségek vizsgálata elképzelhetően érdekes kérdéseket vethet fel (nemzetközi adatoknál láttuk, hogy az alacsony várható élettartamok mellett a nemek közötti különbségek is jelentősebbek, míg a magasabb életkilátásokkal rendelkező országokban mérsékeltebb és kiegyenlítettebb volt a két nem közötti távolság). A területi egyenlőtlenségi adatoknál az együttes várható élettartam mérőszámai – a terjedelem egy időszakban mért adata kivételével – határozottan középpontba helyezkedtek el. Ami nem meglepő, hiszen a férfi és a női népességgel súlyozott mutatókról van szó. A trendek alakulásánál a férfiak és az együttes idősorok szorosabb kapcsolata vehető ki, amely azt jelzi, hogy a területi különbségek alakulását a férfiak életkilátásainak alakulása nyomatékosabban befolyásolja.

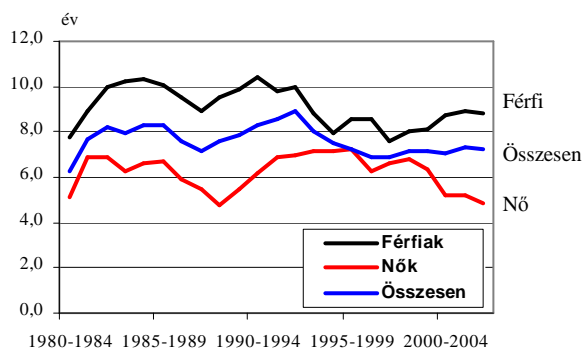
3. ábra. A kistérségi várható élettartam alakulása különböző egyenlőtlenségi mutatók mentén

A születéskor várható élettartam alakulása nemek szerint, ötéves időszakok alapján

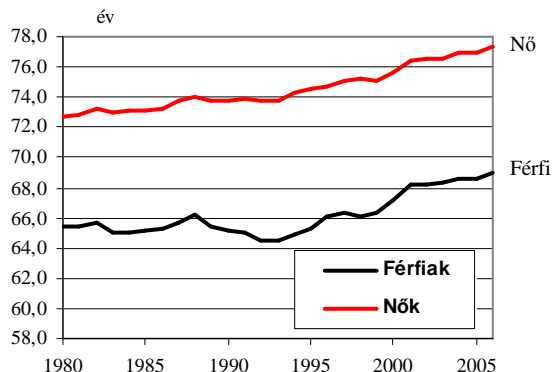


Forrás: Valamennyi saját számítás

A terjedelem alakulása a kistérségi várható élettartamoknál, ötéves időszakok alapján

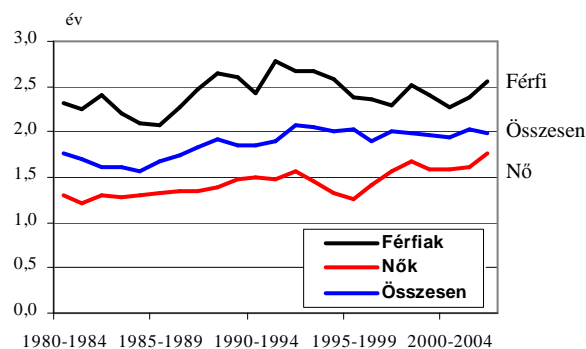


A születéskor várható élettartam alakulása nemek szerint, éves adatok

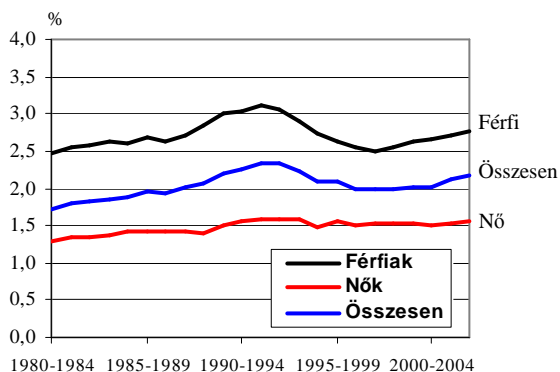


Forrás: Demográfiai évkönyv 2007, elektronikus melléklet
Összesenre nincs publikált adat

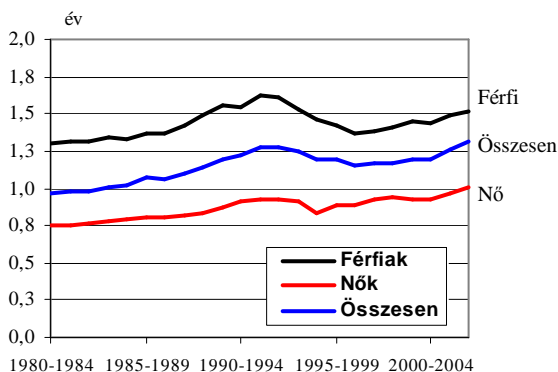
Az interkvartilis terjedelem alakulása a kistérségi várható élettartamoknál, ötéves időszakok alapján



A variációs együttható a kistérségi várható élettartamoknál, ötéves időszakok alapján



Az átlagos abszolút eltérés a kistérségi várható élettartamoknál, ötéves időszakok alapján



A területi egyenlőtlenségi mutatók alapján néhány következtetés megtétele lehetséges. Mind a trendekből, mind pedig az egymást át nem fedő időszakokat tartalmazó adatokból (2. táblázat)

jól kivehető, hogy a várható élettartamok jelentősen javultak, különösen az ezredforduló óta. A területi különbségeket legjobban leíró átlagos abszolút eltérés és a variációs koefficiens is azt mutatja, hogy a térbeli különbségek mindkét nemnél valamivel magasabb szinten állapodtak meg, mint ahogy a szocialista érában láttuk. Vagyis a piacgazdaság térnyerése a területi életkilátások szempontjából növekvő differenciálódáshoz vezetett. Az ország egészére jellemző javulás térben nem egyenletesen ment végbe. A nemek között határozott különbségek figyelhetők meg az itt vizsgált kistérségi területi skálán is. A férfiak várható élettartamának különbségei valamennyi időszakban és egyenlőtlenségi mutató vonatkozásában felülmúlták a nőkéét. A legutolsó évek adatai egyértelmű és világosan kivehető területi differenciálódásról tudósítanak az életkilátások terén.

2. táblázat. Különböző egyenlőtlenségi mutatók alakulása a kistérségi várható élettartamoknál

<i>Időszakok</i>	<i>Férfiak</i>	<i>Nők</i>	<i>Összesen</i>
Várható élettartam (év)*			
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
Terjedelem (év)			
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
Átlagos abszolút eltérés (év)			
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
Variációs együttható (%)			
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 számítás

A területi különbségek alakulását térképi ábrázolás segítségével jobban érzékeltethetjük. Kiindulásként az egymást nem átfedő periódusok korrelációs mátrixát, az egyes időszakok közötti kapcsolat erősségét vizsgáljuk meg nemenként és a két nemre együttesen.

A teljes népesség és a férfiak várható élettartamának korrelációs mátrixában szereplő együtthatók nagyon hasonlóan egymásra, ami ugyancsak erősíti a korábban már elmondottakat, hogy a férfiak életkilátásai határozzák meg leginkább a térbeli mintázat alakulását (3–4.

táblázat). A népesség egészénél – és a férfiaknál ugyancsak – az egymást közvetlenül követő periódusok között erős kapcsolat figyelhető meg ($r > 0,8$, $p < 0,01$). A változás dinamikája tehát graduális jellegű volt. Érdemi elmozdulás hosszabb időintervallumban következett be. A nyolcvanas évek elejéhez képest a kilencvenes évek második felére és az ezredforduló utáni időszakhoz képest a korrelációs együttható már csak közepesen erős kapcsolatra utalt. A különböző időszakok korreláció együtthatóinak változása szerint jelentősebb területi átrendeződés a vizsgált időszak eleje és a kilencvenes évek második fele, még inkább az ezredforduló utáni időszakban ment végbe. Ezt úgy is felfoghatjuk, hogy az államszocialista rezsim térbeli mortalitási mintázata a rendszer bukása után is számottevő tehetetlenségi erővel bírt, ami egyáltalán nem meglepő.

3. táblázat. A születéskor várható élettartam Pearson-féle korrelációs együtthatói, férfiak és nők együtt

Időszakok	1980–1984	1985–1989	1990–1994	1995–1999	2002–2006
1980–1984	1,000				
1985–1989	0,802**	1,000			
1990–1994	0,725**	0,843**	1,000		
1995–1999	0,603**	0,767**	0,852**	1,000	
2002–2006	0,463**	0,693**	0,758**	0,821**	1,000

** $p < 0,01$

4. táblázat. A születéskor várható élettartam Pearson-féle korrelációs együtthatói, férfiak

Időszakok	1980–1984	1985–1989	1990–1994	1995–1999	2002–2006
1980–1984	1,000				
1985–1989	0,822**	1,000			
1990–1994	0,768**	0,862**	1,000		
1995–1999	0,626**	0,758**	0,818**	1,000	
2002–2006	0,500**	0,777**	0,776**	0,804**	1,000

** $p < 0,01$

A nők esetében sohasem találunk olyan szoros kapcsolatot az egymást követő időszakok között mint a férfiaknál (5. táblázat). A rákövetkező időszakok korrelációs együtthatói – az 1990–1994 és az azt követő 1995–1999-es időszakok kivételével – egyszer sem haladják meg a 0,7-et. A nyolcvanas évek és a kilencvenes évek adatai pedig már csak közepesen korreláltak. Az első elemzett és az ezredforduló utáni időszak közötti kapcsolat már jóval gyengébb asszociációra utal ($r = 0,364$). A nők esetében az egymást követő időszakok között lényegesen gyengébb kapcsolatokról, és így valamivel jelentősebb területi átrendeződésről beszélhetünk, mint a férfiaknál.

5. táblázat. A születéskor várható élettartam Pearson-féle korrelációs együtthatói, nők

Időszakok	1980–1984	1985–1989	1990–1994	1995–1999	2002–2006
1980–1984	1,000				
1985–1989	0,635**	1,000			
1990–1994	0,559**	0,694**	1,000		
1995–1999	0,521**	0,677**	0,776**	1,000	
2002–2006	0,364**	0,575**	0,584**	0,687**	1,000

**p<0,01

Mindezek után nézzük a területi mintázat alakulását térképek segítségével. A várható élettartamok mappációját a korrelációs kapcsolatok erőssége alapján három időszakra szűkítettem. Az első időszak az 1980–1984 közötti szocialista korszak állapotát szemlélteti. A második a rendszerváltoztatás megrázkódtatásainak mortalitásra gyakorolt hatását mutatja (1990–1994), míg a harmadik a jelenlegi keresztmetszetet érzékelteti (2002–2006).

4.4. Az össznépeség várható élettartamának alakulása

A térképek segítségével végzett elemzésnél bemutatom az adott időszak értékeit, az egyes időszakok közötti változás abszolút értékét, valamint a változások esetében, ahol ez indokolt volt, a szignifikáns növekedést és csökkenést. A születéskor várható élettartam különbségeinek meghatározásához Chiang (1984) által javasolt módszert használtam. A módszer standard normális eloszlást feltételezve kétoldalú z-próba segítségével határozza meg a szignifikanciateszt eredményét. A nullhipotézis az, hogy a két érték nem tér el $H_0: e_0(1) = e_0(2)$, az alternatív hipotézis szerint eltérnek $H_1: e_0(1) \neq e_0(2)$. A képlet a következő formában írható fel:

$$z = \frac{e_0(1) - e_0(2)}{\sqrt{\text{var}(1) + \text{var}(2)}}$$

ahol e_0 a várható élettartam, var pedig a születéskor várható élettartamhoz tartozó variancia. A szignifikancia tesztnél 95%-os megbízhatósági szintet ($z = 1,96$) vettem figyelembe.

A keresztmetszeti adatok esetében ún. kvantilis térképeket használtam, az osztályok számát ötben határoztam meg. Minden egyes osztályba a megfigyelések ötöde tartozott. Az intervallumok terjedelme értelem szerűen nem azonos, a térkép jellegénél fogva a sorba rendezett várható élettartamok megoszlását mutatja csoportonként. A változásokat bemutató térképek esetében az intervallumokat önkényesen határoztam meg, a köztes intervallumok egy-egy évnyi különbséget mutatnak.

A születéskor várható élettartam esetében korszaktól függetlenül, mindkét nemre együttesen és nemenként külön-külön is általánosan megfigyelhető a nyugati (messze nem

csak határ menti) kistérségek magas, míg a délnyugati és északkeleti kistérségek alacsony várható élettartama. A legrosszabb helyzetű területek kiterjedtsége azonban időszakonként változott. Úgy tűnik, a térbeli mintázatnak ezen sajátossága viszonylag stabilan tartja magát. Ezzel nagyrészt le is írjuk a kistérségi szintű mortalitás időbeli alakulásának kontinuus elemeit.

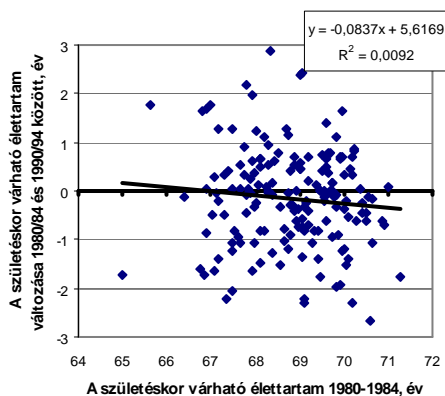
Az össznépeségre vonatkozó nyolcvanas évek eleji állapot szerint a várható élettartam legalább három egybefüggő, térben szomszédos, magas életkilátásokat mutató területet jelöl (1. térkép). Egyrészt a már említett északnyugati országrészek, amelyek elsősorban Győr-Moson-Sopron, Vas megye és érintőlegesen Veszprém, illetve Zala megye egyes kistérségeit fedték le. Ugyancsak magas életkilátásokat felvonultató területek voltak megfigyelhetők a Csongrád megyei kistérségekben és Békés megye egyes mikrotérségeiben. Szintén az Alföldön, a Hajdúság területein érzékelhettünk térben szomszédos magasabb várható élettartamú területeket. Foltszerűen előfordulnak még ilyenek az észak-magyarországi régióban (Balassagyarmati, Hevesi, Pásztói, Bélapátfalvai, Edelényi, Jászberényi, Mezőkövesdi, Pétervárári kistérségekben), de egyetlen eggyel sem találkozunk ebben az időszakban a dél-dunántúli régióban. A nyolcvanas évek keresztmetszeti adatai szerint Budapest össznépeségének várható élettartama (69,8 év) éppen csak valamelyest haladta meg az ország korabeli átlagát (69,13 év), de a fővárosra később felfűződő kistérségek (agglomerációs települések konglomerátumai) még messze elmaradtak attól.

A nyolcvanas évek elején a peremterületek mellett megfigyelhető még egy elmaradott, alacsony várható élettartammal rendelkező terület a Duna–Tisza közén. E terület egészen a kilencvenes évek elejéig makacsul fennmaradt, okairól semmit nem tudunk.

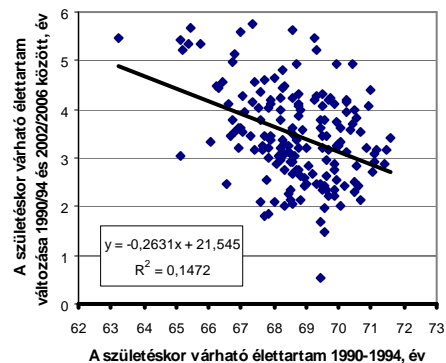
A kilencvenes évek első öt éve a várható élettartam csökkenéséhez vezetett (4. térkép). A visszaesés a kistérségek több mint felét érintette (N=94). Szignifikáns eltérés a korábbi időszakhoz képest jóval kevesebb kistérségben következett be. Nem a statisztikai véletlennek köszönhető csökkenést és növekedést egyaránt 27–27 kistérségben tapasztalhattunk, míg 67 kistérségnél a csökkenés, 47 esetben a növekedés nem volt 95%-os bizonyossággal megállapítható (5. térkép). A jelentősebb veszteséget elszenvedő kistérségek határozottan az ország északkeleti peremterületein, valamint Borsod-Abaúj-Zemplén megye területén helyezkedtek el. E kistérségekben szinte kivétel nélkül szignifikáns visszaesés következett be. A szintén csökkenő élettartamú kistérségekben a visszaesés általában nem volt szignifikáns. Ilyen területek találhatók a dél-alföldi, továbbá az északnyugati országrészekben, és megfigyelhető egy délnyugat–északkeleti csökkenő sáv is. A vesztes területek között egyaránt előfordultak a nyolcvanas évek elején is alacsony élettartammal rendelkező, döntően periferiális kistérségek, de szintén kimutatható visszaesés olyan területeken, amelyeknél korábban magasabb várható élettartalom fordult elő. A nyertes területek között találjuk már ekkor a Budapestről a Balaton-felé lehúzó, egészen az országhatárig lenyúló korridort. Ezekben a kistérségekben a krízis időszaka alatt is szignifikáns növekedés következett be. Már ekkor megalapozva ezzel a jelenlegi térbeli mintázat Budapest–Balaton vonalán elhelyezkedő kedvező területeit.

Az 1980/84 és 1990/94 közötti folyamatok megértését segíti, ha a nyolcvanas évek eleji bázist és a változások kapcsolatát vizsgáljuk (4. ábra). A pontdiagram x tengelyén az 1980–1984 közötti várható élettartamokat, az y tengelyen pedig az 1990/94 és 1980/84 közötti változás kistérségi értékeit tüntettem fel. A kapott kép kifejezetten heteroszkedasztikus állapotot tükröz. A regressziós egyenes szinte párhuzamos az x tengellyel. Mindez azt jelzi, hogy nem állapítható meg semmilyen érdemi összefüggés a szocialista rendszer időszaka és a kilencvenes évek krízissel sújtott időszaka között. A pontdiagramra illesztett regressziós egyenes és a hozzá tartozó R^2 értéke is a szisztematikus változások (pl. alacsony szintről még alacsonyabbra, a magas szintről még magasabb vagy kevésbé alacsonyabbra) melletti hipotézis elvetését támasztja alá, legalábbis a nem térbeli módszer szerint. Úgy tűnik, a csökkenés vagy stagnálás mind a magasabb, mind az alacsonyabb élettartammal rendelkező kistérségekben is egyaránt megfigyelhető volt.

4.a ábra. A férfiak és nők együttesen várható élettartama kistérségenként 1980–1984-ben és a várható élettartam változása 1980–1984 és 1990–1994 között



4.b ábra. A férfiak és nők együttesen várható élettartama kistérségenként 1990–1994-ben és a várható élettartam változása 1990–1994 és 2002–2006 között



Az 1990–1994 és a 2002–2006 közötti időszak a számottevő javulás időszaka. A várható átlagos élettartam valamennyi kistérségben egyaránt növekedett (6. térkép). Mindössze fél tucat kistérségben maradt el a növekmény két évtől. A regressziós egyenes illeszkedése azonban itt is gyenge (4. ábra). Az egyenes meredeksége minimális konvergencia jeleit mutatja. Vagyis az alacsonyabb várható élettartamú területeken jelentősebb volt a javulás.

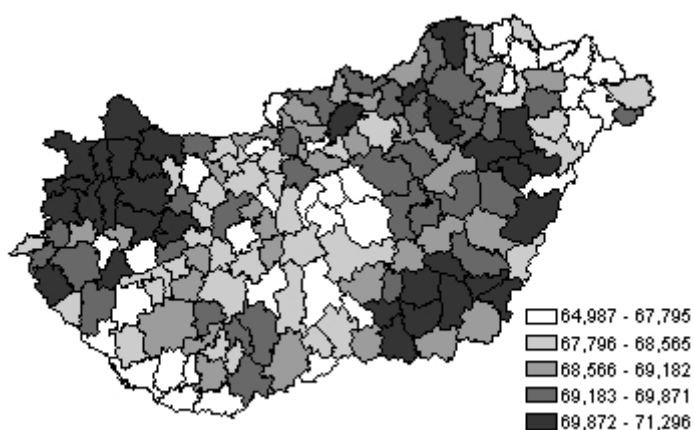
A jelenkori állapot szerint (3. térkép) már markánsan kivehető a főváros körül diffúz módon, cirkulárisan létrejövő, az ország átlagához képest magasabb életkilátásokat nyújtó kistérségek együttese. A korábban homogén nyugati országrész területei felhígultak. A Balaton mindkét partján elhelyezkedő kistérségek – két kivétellel – a legmagasabb várható élettartamot mutatják napjainkban. Ezzel szemben a közvetlen szomszédságukban elhelyezkedő kistérségek nem egyszer éles kontrasztként jelennek meg. Kiváltképpen igaz ez olyan, a gazdaságföldrajz által belső periferiális területeknek tartott kistérségekre mint a például a Len-

gyeltóti, a Tabi vagy az Enyingi. A dél-alföldi területeken teljesen eltűnt a korábban tapasztalt, a Duna–Tisza közén megfigyelt alacsony és a Szegedi, Hódmezővásárhelyi, Szarvasi, Békéscsabai, Orosházi, Szentesi szomszédos kistérségek által alkotott magas értékeket képviselő egybefüggő terület. Az alacsony életkilátásokat mutató északkeleti határrész a borsodi határ menti területek felé tolódott.

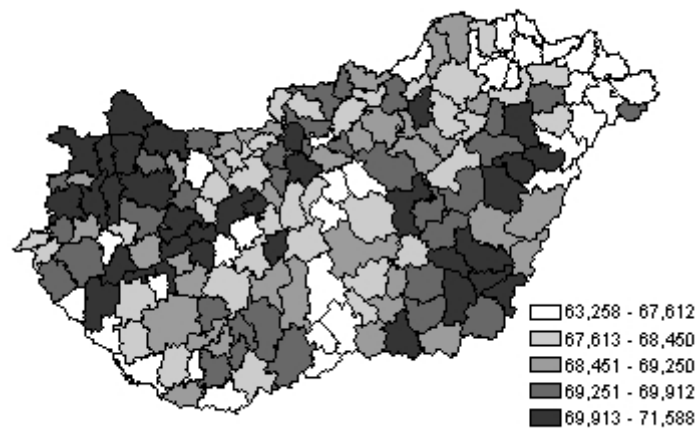
Az elemzett két és fél évtized változásának eredményét a 6. térképen követhetjük nyomon. A nyolcvanas évek első feléhez képest a várható élettartam – egy kivételével – valamennyi kistérségben szignifikánsan nőtt. A térkép azt mutatja, hogy a legjelentősebb változás az ország szívében, Budapest közvetlen környezetében, valamint tőle délnyugati és délkeleti irányban zajlott le. Az elmúlt másfél évtized alatt a Balaton környéke a legmagasabb életkilátásokat nyújtó területté nőtte ki magát. A jelenlegi adatok birtokában nehéz megválaszolni, hogy a gazdasági fejlődés mellett szerepe lehetett-e a területre jellemző egészségszelekciós vándorlásnak (jelesül annak, hogy magasabb státusú, vélelmezhetően jobb egészségi állapotú népesség telepedett le a tó környékén).

Az ország átlagától messze elmaradó javulás érzékelhető Borsod megye határmenti területein (Edelényi, Encsi, Abaúj-Hegyközi, Sátoraljaújhelyi kistérségekben), az egykori vegyipari, kohászati fellegrákokban (Kazincbarcikai, Ózdi kistérségek) és néhány dominánsan rurális jellegű, jelentősebb méretű központi várossal nem rendelkező kistérségben (például: a Tabi, a Téli, a Mezőcsáti, a Mezőkövesdi, a Hevesi, a Csepregi, a Csongrádi, a Kisteleki, Berettyóújfalui kistérségek).

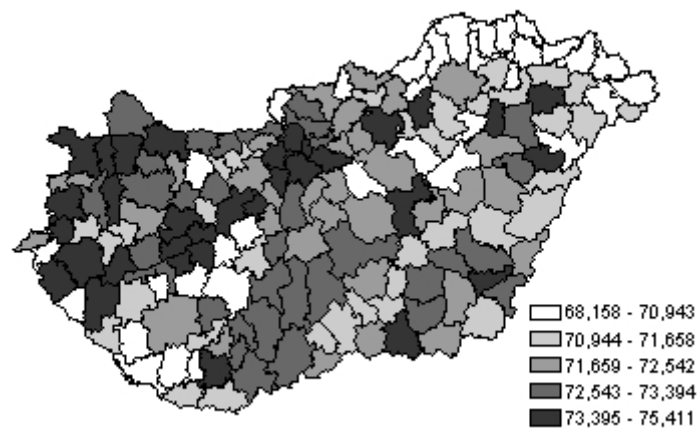
1. térkép. A férfiak és nők együttesen várható élettartama kistérségenként, 1980–1984



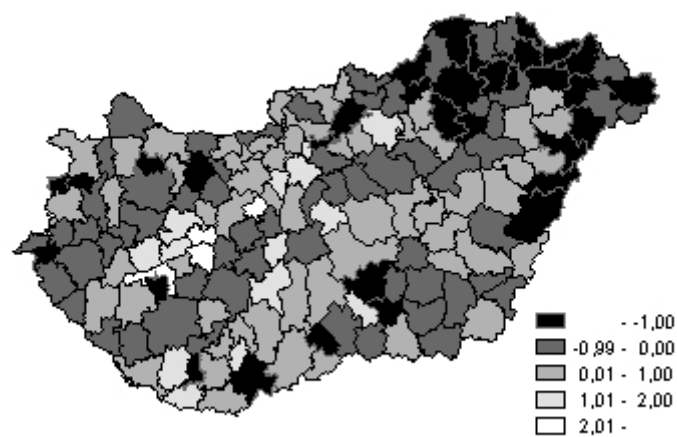
2. térkép. A férfiak és nők együttesen várható élettartama kistérségeként, 1990–1994



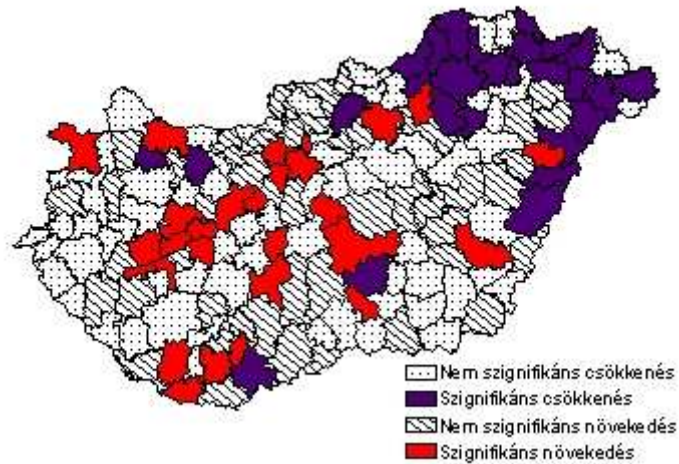
3. térkép. A férfiak és nők együttesen várható élettartama kistérségeként, 2002–2006



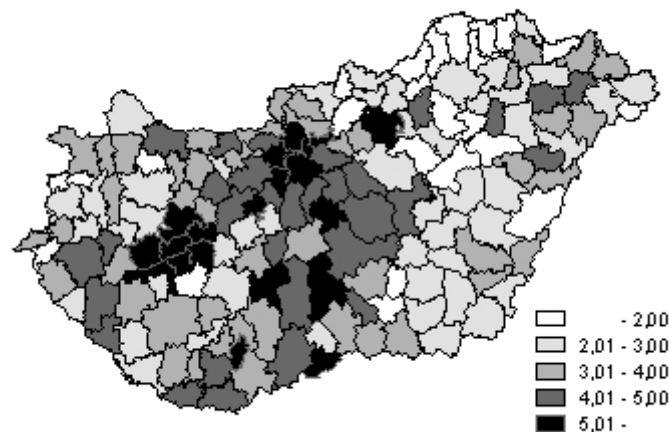
4. térkép. A férfiak és nők születéskor várható élettartamának változása (év) 1980–1984 és 1990–1994 között



5. térkép. A férfiak és nők születéskor várható élettartamának szignifikáns változása 1980–1984 és 1990–1994 között, ($p < 0,05$)



6. térkép. A férfiak és nők születéskor várható élettartamának változása 1980–1984 és 2002–2006 között (év)



4.5. A férfiak várható élettartamának alakulása

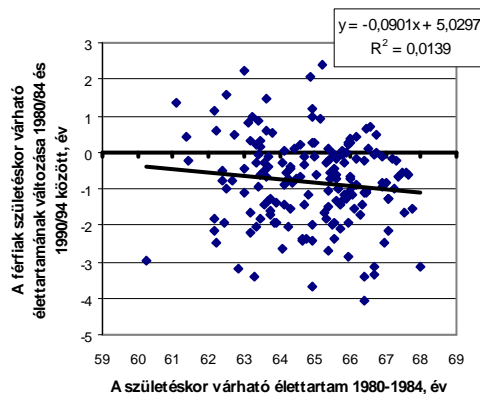
A férfiak születéskor várható élettartamának térbeli mintázata, és annak időbeli alakulása főbb vonalaiban nem tér el a mindkét nemre jellemző általános megállapításoktól. A férfiak esetében is kivehető a főváros köré csoportosuló magas élettartamú kistérségek térbeli koncentrációja. Szintén jól látszik az egykor alacsony várható élettartamot mutató dél-alföldi, Duna–Tisza közti területek felzárkózása, illetve a csongrádi, a Békés megyei, egészen Hajdú-Bihar megyéig felnyúló kedvező helyzetű kistérségek relatív pozíció vesztése az elmúlt negyedszázad során (12. térkép). Lényegében megismételhető a korábbi megállapítás, hogy a férfiak halandósága határozza meg elsődlegesen a mindenkori össznépességre jellemző térbeli mintázatot. A hangsúlyt a férfiak esetében érdemesebb a változásokra helyezni.

Az időbeli átalakulásnál kiemelt figyelmet érdemel a nyolcvanas évek és a kilencvenes évek első fele közötti változás (10–11. térképek). A férfiak ekkoriban megfigyelt hanyatló várható élettartama a kistérségek közel négyötödénél volt érzékelhető (N=130). A szignifikánsan alacsonyabb élettartamot felmutató térségek száma 55, míg a magasabbaké mindössze hét volt. Ezek többsége a Budapest–Balaton vonalon helyezkedett el, vagy annak közelében. Valamennyi makrorégióban előfordultak szignifikáns visszaesést mutató kistérségek. Helyenként a mérséklődés összefüggő, egymással szomszédos területeken zajlott le. Legjelentősebb csökkenés az északkeleti országrészen következett be, messze nem csupán a határ menti térségekben.

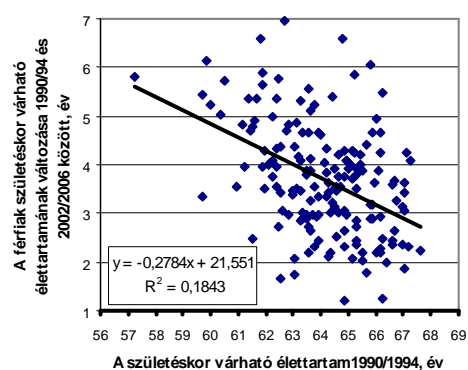
Milyen életkilátásokkal jellemezhető kistérségekben következett be visszaesés? A bázisidőszak és a változások pontdiagramjára illesztett lineáris regressziós egyenes a férfiak esetében is azt mutatja, hogy a visszaesés általános érvényű volt, amely magas és alacsony várható élettartamú kistérségekben egyaránt végigsöpört (5. ábra).

A kilencvenes évek első felétől napjainkig terjedő időszakban jelentős élettartam növekedésre került sor. A területi adatoknál kapott regressziós egyenes meredeksége és a megmagyarázott hányad kifejezetten felzárkózásra utal (5. ábra). Azt azonban semmiképpen sem állíthatjuk, hogy a növekedés kifejezetten csak a korábban is nyertes, jobb életkilátású kistérségekben zajlott volna le. Csak utalás szintjén említem meg, hogy a térbeli adatoknál az idősoros változások nyomán követésére a leggyakoribb megközelítés a béta konvergencia elmélet. Jelen keretek között a szórásdiagram pusztán illusztratív, módszertanilag sekélyes megközelítés volt.

5.a. ábra. A férfiak várható élettartama kistérségenként, 1980–1984-ben és a várható élettartam változása 1980–1984 és 1990–1994 között



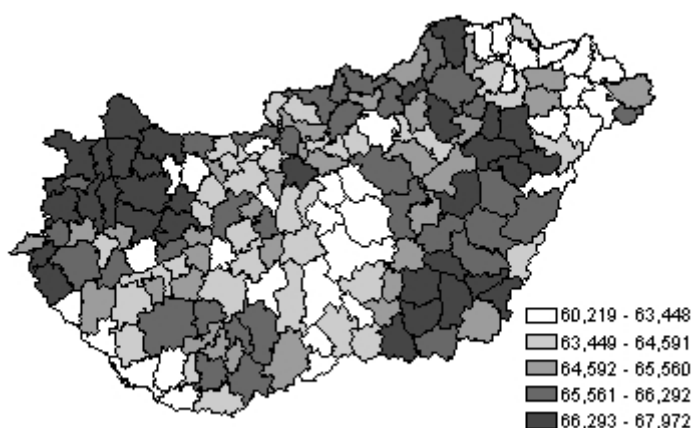
5.b. ábra. A férfiak várható élettartama kistérségenként 1990–1994-ben és a várható élettartam változása 1990–1994 és 2002–2006 között



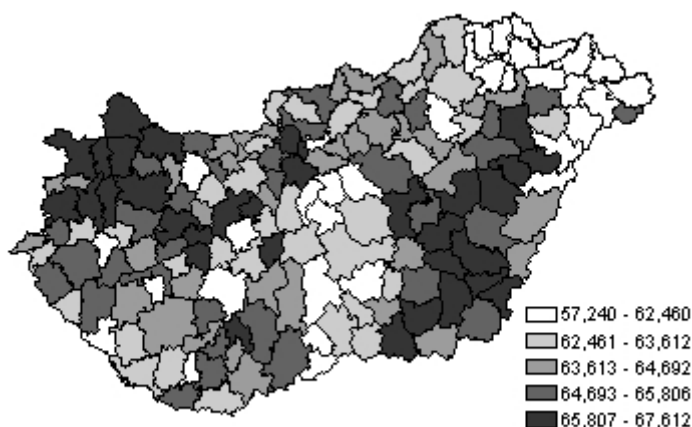
A jelenkori állapot szerint a már említett kedvező helyzetű, térfolytonos elhelyezkedésű magas élettartamú térségek mellett döntően a nagyobb alföldi városok és környékük (Debrecen, Nyíregyháza, Szeged, Szolnok, Békéscsaba), valamint a Polgári és a Szarvasi kistérség férfi

néességének életkilátásai emelkednek ki (9. térkép).²⁵ A Nyugat-Dunántúl egykor összefüggő magas élettartamú területe szétszabdaltabbá vált. E területeken jellemző magas élettartam ma már jórészt csak az országhatárral érintkező kistérségekre korlátozódik, míg a köztes területek kimutathatóan leszakadtak róluk. Az észak-magyarországi régióból csupán az Egri kistérség tartozik a legkedvezőbb helyzetűek közé. A dél-dunántúli régió a közép-dunántúli régióhoz hasonlóan az éles kontrasztok régiója. Az ezredforduló utáni adatok szerint csupán a Pécsi kistérségben élő férfiak várható élettartama zárkózik fel a legjobbak közé, míg korábban egyetlen ilyen kistérség sem volt! A vele szomszédos Szentlőrinci kistérségben a baranyai megyeszékhely nyújtotta előnyökből már semmi sem látszik. Ugyanezt láthatjuk Fejér megyében a Székesfehérvári, valamint a Gárdonyi és velük szomszédosan az Enyingi illetve az Abai kistérségekben.

7. térkép. A férfiak születéskor várható élettartama kistérségenként, 1980–1984

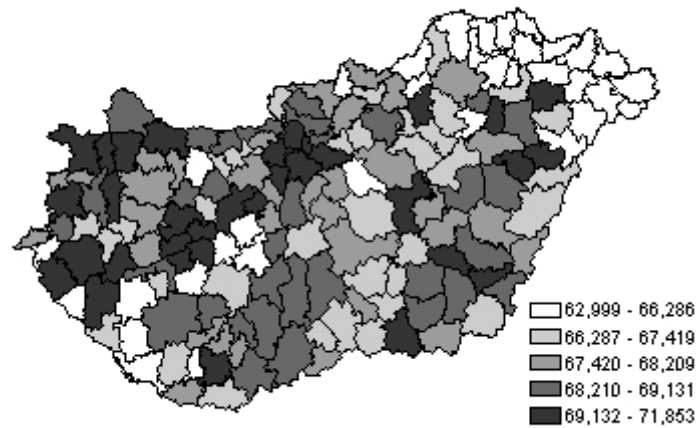


8. térkép. A férfiak születéskor várható élettartama kistérségenként, 1990–1994

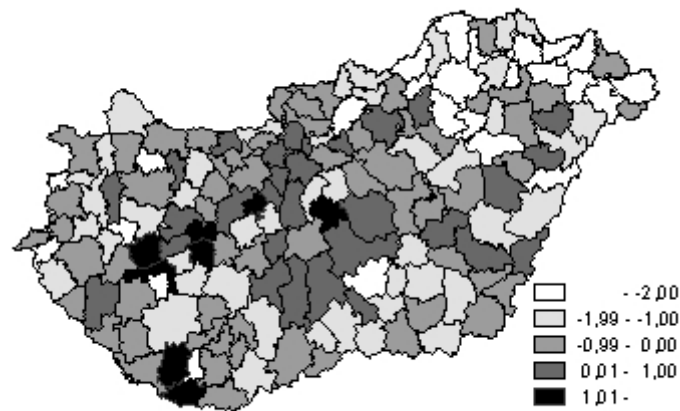


²⁵ Debrecen önálló kistérség.

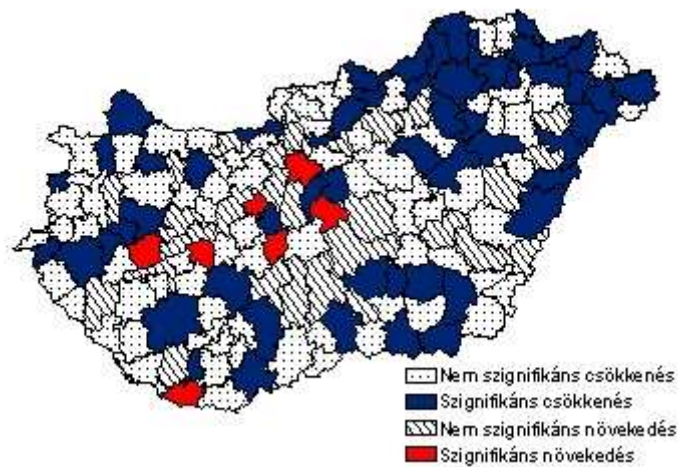
9. térkép. A férfiak születéskor várható élettartama kistérségeként, 2002–2006



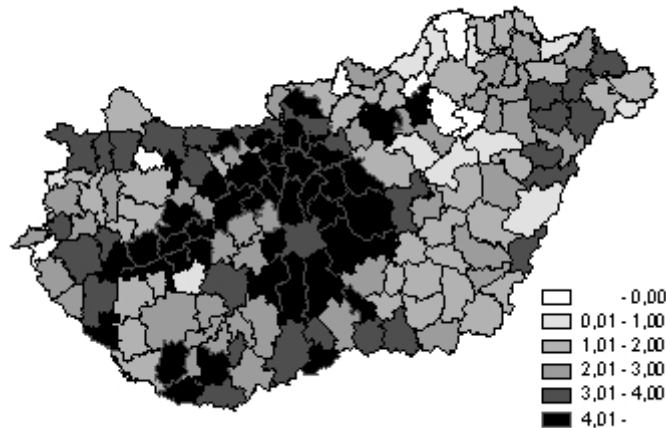
10. térkép. A férfiak születéskor várható élettartamának változása 1980–1984 és 1990–1994 között



11. térkép. A férfiak születéskor várható élettartamának szignifikáns változása 1980–1984 és 1990–1994 között, ($p < 0,05$)



12. térkép. A férfiak születéskor várható élettartamának változása
1980–1984 és 2002–2006 között

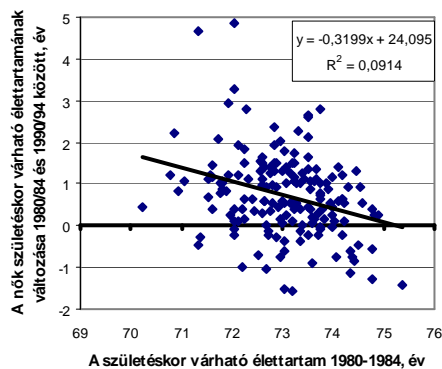


4.6. A nők várható élettartamának alakulása

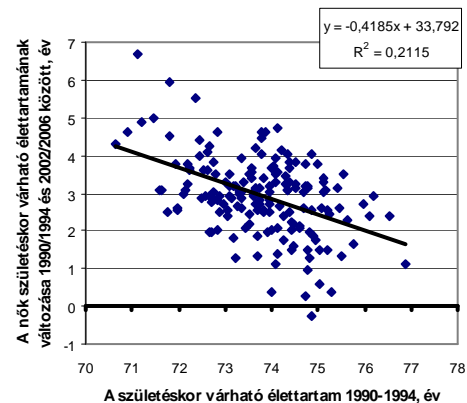
A nők várható élettartamának térbeli mintázatánál számos azonosság és különbség is megfigyelhető a férfiakhoz képest. A nőknél is kimutatható a nyugati országrészekre jellemző magas élettartamú térségek vizsgálatunk kezdeti időszakában tapasztalt összefüggő láncolata, majd ezek erodálódása a kilencvenes évektől (13–15. térkép). A nőknél is jól nyomon követhető a Budapest és Balaton körül megerősödő magas élettartamú klaszterek kialakulása. Szintén párhuzamos jelenség az északkeleti, északnyugati országhatárokon fekvő peremterületek jelenléte. A férfiakhoz hasonlóan a keleti országrészen is jelen volt 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 nem találunk semmilyen utalást a szakirodalomban.

A férfiaktól eltérően a nők mortalitására a rendszerváltoztatás alatti recesszió, a munkanélküliség ugrásszerű növekedése, a reálbérek csökkenése nem gyakorolt negatív hatást. Mindez jól látszik abban, hogy 1980/84 és 1990/94 között mindössze két kistérségben csökkentek szignifikánsan a várható élettartamok (17. térkép). Ezzel szemben 45 kistérségben érdemi, szignifikáns javulásra került sor (32 esetben a csökkenés, 89 esetben a növekedés nem volt szignifikáns). Eltekintve a változások véletlen vagy szignifikáns jellegétől 134 esetben a kistérségek 80%-ban a várható élettartam általánosan javult. E növekedési területek leginkább egyfajta csillagszerű mintázattal írhatók le, amelynek központjában Budapest áll. A csillagágai nem korlátozódtak a férfiaknál látott Budapest – Balaton tengelyre, hanem déli, nyugati, délkeleti, keleti „folyosók” is megfigyelhetők.

6.a. ábra. A nők várható élettartama kistérségenként 1980–1984-ben és a várható élettartam változása 1980–1984 és 1990–1994 között



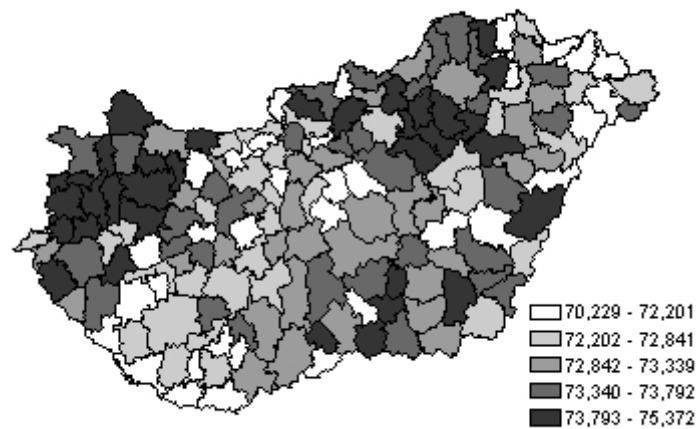
6.b. ábra. A nők várható élettartama kistérségenként 1990–1994-ben és a várható élettartam változása 1990–1994 és 2002–2006 között



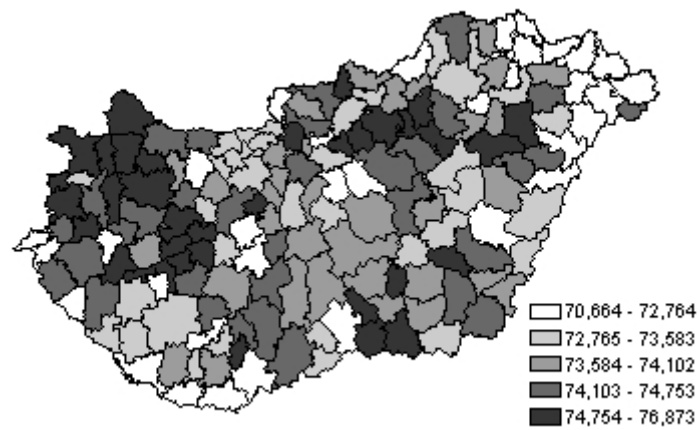
Az össznépeséghez és a férfiakhoz hasonlóan a nőkre vonatkozó pontdiagram sem utal radikális átalakulásra 1980/1984 és 1990/1994 között. A kilencvenes évek első fele és napjaink közötti időszak viszont már érezhető konvergencia, az alacsonyabb életkilátású területek felzárkózásának jeleit mutatja. Erre utal a minden korábbinál magasabb R^2 értéke ($R^2=0,21$, $p<0,05$) és a regressziós egyenes esése (6. ábra).

Ellentétben a férfiakkal, a nyolcvanas évek eleje és a jelenkor időszaka közötti átrendeződés kevésbé kizárólagosan a centrális magterületek kibővülését jellemzi (18. térkép). Általánosan megállapítható, hogy az ezredforduló utáni időszakra szinte mindenütt szignifikánsan növekedett a várható élettartam, de ennek mértéke differenciált volt. A férfiakhoz hasonlóan a nőknél is világosan látszik Budapest és a fővárost körülölelő „gyűrűk” megerősödése, bár ennek a mintázatnak a kiterjedtsége jóval korlátozottabb. Szintén a nyertes területek közé tartoznak a balaton-parti kistérségek. A relatíve vesztes területek, szemléltetve ezt az 1980–1984 és a 2002–2006 közötti abszolút változással – döntően az észak-magyarországi területeken, Borsod-Abaúj-Zemplén megyében, Nógrád és Heves megye kistérségeiben csoportosulnak. A dél-dunántúli régió egyértelműen a lecsúszás jeleit mutatja. Az ezredforduló utáni adatok szerint a peremterületek mellett kisebb népességű, rurális belső területek (Sásdi, Lengyeltóti, Tabi, Tamási kistérségek) mellett találjuk a Komlói kistérséget is.

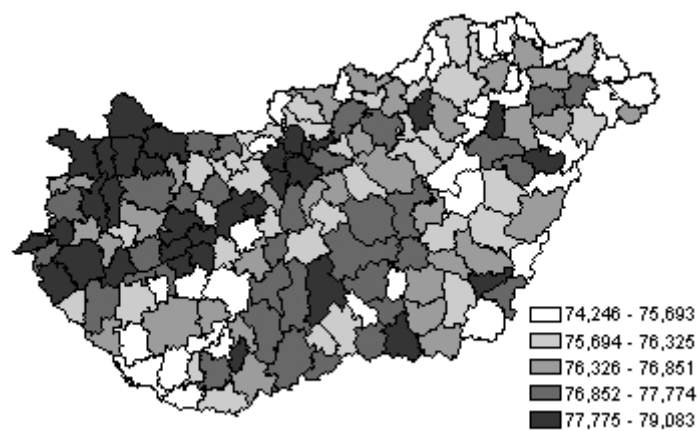
13. térkép. A nők születéskor várható élettartama kistérségenként, 1980–1984



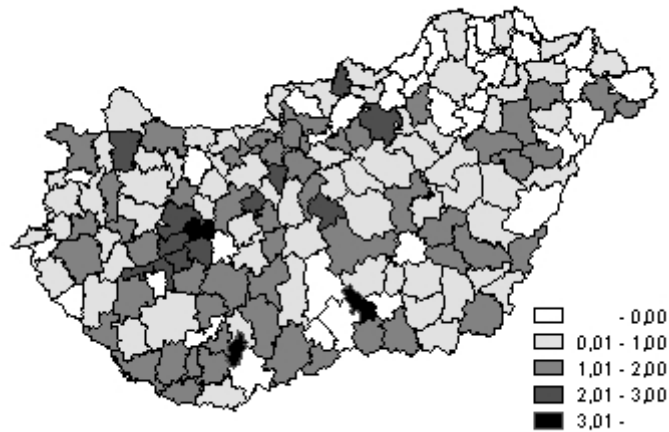
14. térkép. A nők születéskor várható élettartama kistérségenként, 1990–1994



14. térkép. A nők születéskor várható élettartama kistérségenként, 2002–2006



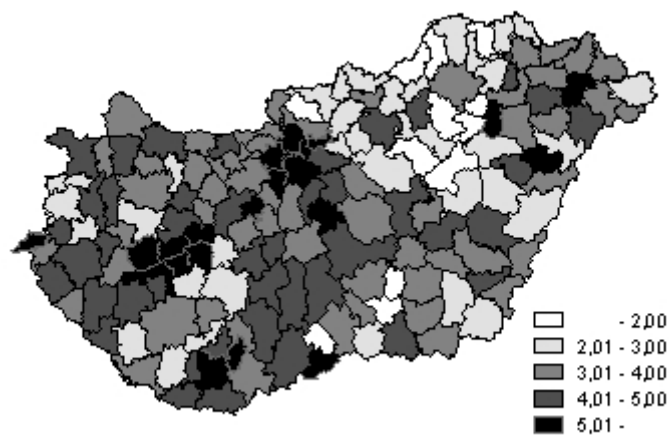
16. térkép. A nők születéskor várható élettartamának változása (év)
1980–1984 és 1990–1994 között



17. térkép. A nők születéskor várható élettartamának szignifikáns változása
1980–1984 és 1990–1994 között, ($p < 0,05$)



18. térkép. A nők születéskor várható élettartamának változása (év)
1980–1984 és 2002–2006 között



5. Térbeli demográfia

Jelen fejezetben a térbeli demográfia történeti fejlődését, újjászületését és fontosabb jellemzőit mutatom be. Ezt követően az ún. exploratív térbeli adatelemzés (ESDA – Explorative Spatial Data Analysis) eszköztárából a területi autokorrelációs mutatószámok kerülnek ismertetésre és alkalmazásra a hazai adatok segítségével.

Az ökológiai szintű adatok mindig is kitüntetett szerepet játszottak a demográfiában és a népesedés tudományával rokon szociológiában. Castro (2007) szerint a demográfusok jelentős része Lotkától Ansley J. Coale-ig kivétel nélkül térben gondolkodtak. Chi és Zhu nemrégiben megjelent írásukban számba vették mindazon demográfiai-társadalomtudományi területeket a humán ökológiától a Chicagói, Los Angelesi iskolán keresztül a szegregáció kutatásáig, amelyeknél a térbeliség előkelő szerepet töltött be. Összességében arra a következtetésre jutottak, hogy bár a megközelítések megfigyelési egysége határozottan térhez kötött volt, a felhasznált módszerek nélkülözték a térbeliség inkorporálását a modellekbe (Chi–Zhu 2008). Lényegében egyet érthetünk azzal a megállapítással, hogy a térbeli és a társadalmi jelenségek megközelítései egymástól elszeparáltan fejlődtek (Lobao et al. 2007).

Voss és szerzőtársainak megállapítása szerint az Egyesült Államokban (és szerte a világban) a korai demográfiai kutatások túlnyomórészt térben aggregált adatokon alapultak, a kivételek száma csekély volt (Voss et al. 2004, Voss 2007). A területi adatok dominanciája egészen az ötvenes évekig fennállt. Ezt követően az elemi szintű megközelítések kerültek a figyelem homlokterébe. A váltás egyrészt a mikroszintű adatok elérhetőségének, másrészt az ökológiai adatokkal kapcsolatos problémáknak (változtatható területegység, ökológiai tévkövetkeztetés) volt betudható. A nyolcvanas években újra felerősödött a térbeli adatok elemzésének az igénye. Voss és kollégái (2004), valamint Castro (2007) szerint 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 jelentős mértékben felgyorsult. A kilencvenes évek elején mindössze az Anselin nevével fémjelzett SpaceStat volt képes térökonometriai elemzésre (Anselin 1992). A legutóbbi bő egy évtizedben számos kereskedelmi és nem kereskedelmi forgalmú szoftver jelent meg (R, MATLAB, GeoDa, SAM, S+SpatialStats), amelyek térbeli regressziós elemzésre alkalmasak. A technikai feltételek javulásával roham léptekben fejlődött a térbeli ökonometriai módszertan (Florax–Vlist 2003). Mindezen előrelépések következtében Voss és kollégái (2004) a kilencvenes évek elejére datálták a térbeli demográfia (újjá)születését.

A térbeli demográfiának nincs egységes definíciója. Voss (2007) meghatározása szerint térben aggregált adatok formális demográfiai tanulmányozásáról beszélhetünk. Castro

(2007) ennél jóval szélesebb terjedelemben definiálta a tudományterület terrénumát. Mivel ide sorolta: (1) demográfiai változók térképi megjelenítését, (2) a térbeli és a térbeli-időbeli mintázatok vizsgálatát, (3) térbeli magyarázóváltozók hatásainak megállapítását a regressziós modellekben, a reziduumok autokorrelációjának vizsgálata nélkül, (4) többszintű modellezést, (5) geostatistikai módszerek alkalmazását, (6) Bayes-féle módszerek, valamint (7) térbeli autoregresszív modellek alkalmazását. Castro mindössze egyetlen megkötetést nevezett meg, miszerint csak a demográfia által vizsgált népmozgalmi jelenségek (fertilitás, mortalitás és migráció) esetében beszélhetünk térbeli demográfiáról.

A térbeli demográfia által megjelenített újdonság a térbeli modellek demográfiai jellegű kutatásokban való alkalmazásában, a térbeli népesedési adatok megfelelő kezelésében, a megfigyelt térbeli mintázatok okainak feltárásában keresendő. Mindezek révén lényegesen szofisztikáltabb, pontosabb becslési eredmények szülehetnek.²⁶ A térbeli módszerek alkalmazásával egyedülálló lehetőség nyílt a korábban kifutottnak vélt demográfiai elméletek újragondolására, a jelenség térbeli specifikumainak átértékelésére. A megbízhatóbb eredményeknek köszönhetően pedig a politikai döntéshozók realisabb háttérinformációkhoz juthatnak (Castro 2007).

A felsorolt módszertani és más háttértényezőknek köszönhető előrelépések ellenére a térbeli adatokkal foglalkozó demográfusok és szociológusok többségére kevésbé hatott megtermékenyítően a térbeli megközelítések elterjedése (Chi–Zhu 2008; Lobao et al. 2007). Castro (2007) írásában nagyon alapos irodalmi háttér alapján mutatta be az eddigi térbeli demográfiai eredményeket a migráció, a fertilitás és a mortalitás terén. A bőséges szakirodalmi utalások azonban szorosán csak akkor kötődnek a térbeli demográfiához, ha Castro definícióját fogadjuk el, amely voltaképpen sokkal inkább multidiszciplináris követelményeknek tesz eleget, semmint a térbeli demográfiát önállóan lehatárolná, ha ugyan ez egyáltalán lehetséges.²⁷ A térbeli demográfusok (és szociológusok) által favorizált területek elsősorban migrációra, népességszám-változásra, fertilitásra szorítkoznak. A mortalitás térbeli társadalomtudományi szempontú vizsgálatáról kevés számú tanulmány lelhető fel, amely kifejezetten a demográfiai tradíció szárnya alól bújna elő (a kivételek egyike például McLaughlin et al. 2007). A Castro által felsorolt térbeli demográfiai tanulmányok döntően térepidemiológiai, és már sokkal kevésbé demográfiai, szociológiai háttérűek. A jelenlegi kereteket messze meghaladná a különböző tudományterületek határainak megvonása, ezzel együtt néhány elkülönítő ismérv megnevezhető. A térbeli demográfiai elemzések megfigyelési egysége alapvetően a kétdimenziós tér (areal data). Ezzel szemben a térepidemiológiai kutatásokban a pontadatokon nyugvó elemzések a dominánsak. Megkülönböztető ismérv továbbá, hogy a térbeli demográ-

²⁶ Voss és szerzőtársai (2006) egy korábbi gyermekszegénységgel kapcsolatos területi adatbázis elemzések újra térbeli modellek segítségével, s arra a következtetésre jutottak, hogy a térbeliség figyelembevételével jóval pontosabb eredményeket lehetett elérni.

²⁷ Mint írja: „In summary, any demographic analysis performed with a spatial perspective would fall under the definition of »spatial demography«” (Castro 2007. 480. p.)

fiai modellek a térbeliséget lényegében a szomszédsági struktúra által érzékeltetik, míg a tér-epidemiológiában a pontadatokra jellemző távolság alapú megközelítések a leggyakoribbak. Végül különbség kettejük között, hogy a térben aggregált adatokat felvonultató demográfiai tanulmányok döntően lineáris ökonometria modelleket alkalmaznak. Az epidemiológia adatok eloszlásáról ritkán feltételezhető, hogy azok normális eloszlást követnek, körükben más speciális, és általában a túldiszperzáltságot kezelni képes modellek kerülnek alkalmazásra.

Mi a speciális a térbeliségben? Ennek kibontásához térjünk vissza a korábban ismertett egyenlőtlenségi mutatókhoz. A területi adatok alapján meghatározott egyenlőtlenségi mutatók nagy hátránya, hogy nincsenek tekintettel az adatok immanens térbeli sajátosságaikra: elhelyezkedésükre. Az ilyen típusú megközelítések a teret pusztán adatkonténernek, adathordozónak tekintik. A térképi illusztráció előrelépés a nem térbeli megközelítéshez képest. Intuitív előny mellett hátrány, hogy nem mond semmit a térelemek viszonyáról, a térbeli dependencia létéről vagy hiányáról, az adatok térbeli koncentráltóságának mértékéről.

Mindenekelőtt a térbeli függőség (spatial dependence) fogalmát kell tisztázni, amely az egyik legfontosabb és figyelmen kívül nem hagyható sajátossága a térbeli adatoknak. A fogalom jól szemléltethető Waldo Toblernek a földrajz első törvényeként számon tartott megfogalmazásával:

*„Everything is related to everything else,
but near things are more related than distant things”*

Waldo Tobler (1970. 236. p)

A híres és sokat citált tanulmány – semmit nem kisebbítve Tobler megfogalmazásának értékén – a térbeli jelenségek ezen sajátosságainak okairól keveset árult el. Egy amerikai statisztikus, Frederick Stephan, az amerikai számlálókörzetek társadalmi jellemzőit módszertani szempontból vizsgálva a mintavételi elmélethez visszanyúlva rámutatott: „Hasonlóan, mint a szőlőszemek a fürthöz, a földrajzi egységek egymáshoz szorosan kötődnek, nem elkülönültek, mint a golyók az urnában” (Stephan 1934. 165. p). Stephan érzékelte, hogy geográfiai adatoknál a survey kutatások „paradigmája” a véletlenszerűség, az adatok függetlensége nagyon gyakran túlzottan merész feltételezésnek minősül.

A térbeli dependencia létrejötte kétféleképpen lehetséges, egyrészt szubsztantív módon, másrészt a vizsgálat tárgyát képező területi adatok rendszerezése során keletkezett problémák által. A szubsztantív dependencia ugyanazon változó különböző lokációkban mért értékei közötti függvényszerű kapcsolatára utal, ahogy azt a fenti idézetben a távolság kapcsán Tobler általánosan megfogalmazta. Ilyen típusú függőségre számtalan példát tudunk mondani, kezdve a vállalati szereplők telephelyválasztásától, a különböző epidemiológiai folyamatok (járványok terjedése) területi alakulásán át, a jövedelmi adatok és a szegénység térbeli mintázatáig. Ezekben az esetekben a térbeli lokációkhoz kötődő értékek túlnyomórészt nem random

elrendezettségre utalnak, hanem valamilyen okok miatt strukturált, klaszterezett térbeli elhelyezkedés áll fenn. A szomszédos térelemek hasonlósága egyúttal azt is jelenti, hogy a megfigyelések (regressziós nézőpontból a függő változók) részben magyarázhatók szomszédai értékeivel. A sajátos mintázat okai eltérőek lehetnek. Anselin (2002) a szereplők közötti interakciós hatásokat, a térbeli túlcsoportulásokat (spillovers), externáliákat, gazdasági szereplők egymást utánzó magatartását, társadalmi aktorok/csoportok pozitív hatását (peer effect) emelte ki. Számos társadalmi jelenségnél, például a fertilitásnál, az agresszióknál, a kriminalitásnál mutatták ki diffúz térbeli-társadalmi vonásokat (Ceccato–Haining 2005; Cracolici–Uberti 2008; Deane et al. 1998; Tolnay 1995; Tolnay et al. 1996). A térbeli demográfia nézőpontjából Paul Voss az egymáshoz közeli vagy egymással szomszédos területek közötti hasonlóságot, a térbeli adatok gyakori autokorreláltságát négy lehetséges okra vezette vissza (Voss et al. 2006).

(1.1.) Az elsőt visszacsatolásnak (feedback) nevezte. A legtöbb társadalmi folyamat nem elszigetelt cselekvő által jön létre, az egyének, a háztartások, társadalmi csoportok, lakóhelyi közösségek interakcióban állnak egymással, egymást befolyásolják. Az egymásra hatások erőssége a kapcsolatok gyakoriságának (is) függvénye. A lakóhelyi szomszédság növeli az adott területen létrejövő interakciók számát. A visszacsatolós folyamat elméleti hátterét Voss az adaptáció/diffúzió elméletéhez kötötte.

(1.2.) Második okként a csoportokat érintő kényszereket (grouping forces) emelte ki. A hasonló társadalmi státusú egyének, csoportok, etnikai közösségek gyakran egymáshoz közeli lakóhelyet választanak, vagy a piaci, társadalmi, politikai mechanizmusok miatt kényszerülnek választani.

(1.3.) A csoport válaszok (grouping responses) esetében arról van szó, hogy a hasonló tulajdonságokkal, tradíciókkal, szereprepertoárral rendelkező egyének vagy csoportok külső kihívásokra (external forces) hasonló módon reagálnak. Gyakran léteznek olyan kontextuális kényszerek vagy körülmények (helyi ipar jellege, munkaerő-piaci kondíciók, tartós kulturális tényezők, talaj-, agrokulturális adottságok), amelyek nagyban befolyásolják, prekondicionálják az ott élők lehetőségeit.

(1.4.) Vannak esetek, amelyeknél az észlelt térbeli dependencia nem valós folyamatok eredménye, hanem egyszerűen technikai (geoinformatikai) okoknak köszönhető, például az adatbázis készítése során keletkezett zavarokról van szó („spatial dependence as nuisance”, „nuisance autocorrelation”). Ez esetben tehát olyan artefaktumokkal van dolgunk, amelyek szükségszerűen korrekcióra szorulnak, ellenben a becslésünk invalid eredményekre vezet. Ilyen típusú problémával találkozhatunk például a területi lehatárolás során. Sokszor ugyanis a közigazgatás által definiált területegységek nem a valós, szerves folyamatok eredményeként létrejött határokat rögzítik, hanem azokat a közigazgatási határokat, amelyek valójában funkcionálisan nem léteznek, így a bennünk felsejlő dependencia sem valós folyamatokat tükröz (Anselin 1988).

A másik fontos térbeli effektus a térbeli heterogenitás (spatial heterogeneity). Általánosan fogalmazva a térbeli heterogenitás a térbeli jelenségek instabilitására, stacionér jelleg hiányára utal. Hasonlóan a térbeli dependenciához, a térbeli heterogenitás is kétféleképpen jelentkezhet, egyrészt szubsztantív, másrészt zavaró tényezők révén. Szubsztantív folyamatok eredményeképpen létrejövő heterogenitásról beszélünk, ha például a munkanélküliség alakulását befolyásoló tényezők (iskolázottság, korstruktúra) kapcsolatát vizsgáljuk és szembesülünk a függő és a magyarázó változók térben megfigyelhető különböző erősségű kapcsolatával. Ekkor azt mondhatjuk, hogy ugyanarra a stimulusra térben eltérő válaszokat kaptunk. A térbeli heterogenitás többféleképpen vizsgálható. Ezek közül a legelterjedtebb az úgynevezett GWR módszer (Geographically Weighted Regression) vizsgálható (Fotheringham et al. 2002). A heterogenitás mint zavar („heterogeneity as a nuisance”) számtalan módon léphet fel. A regressziós példánál maradva azt érzékeljük, hogy a hibatagok viselkedése heteroszkedasztikus, a variancia tehát nem konstans. Mindez azt jelenti, hogy a „zaj” lokációként eltérően jelentkezik, ennek figyelmen kívül hagyása pedig téves következtetésekhez, nem hatásos becsléshez vezet. Általánosan elmondható, hogy a két fontos térbeli hatás közül ökonometriai szempontból a térbeli heterogenitás könnyebben kezelhető, mint a dependencia. Fontos azonban leszögezni, hogy e két hatás nem egymást kizáró jelenségek, sokkal inkább feltételezhető az, hogy geográfiai referenciákkal bíró adatainknál mindkettő jelen van. A jelenlegi statisztikai ismereteink szerint keresztmetszeti adatok esetében a térbeli heterogenitás és térbeli dependencia szétválasztására nincsenek megfelelő eszközeink.

6. A területi autokorreláció

6.1. A területi autokorreláció metodológiai háttere

A térbeli autokorreláció fogalma, gondolati előzményei az idősoros modelleknél lelhetők fel, ahol a megelőző időszak értéke befolyásolja a rákövetkező időszak értékét, azaz a rákövetkező év értéke nem független a megelőzőtől (Smith et al. 2007, Hunyadi 2005). A másik statisztikai párhuzamot a korrelációs számításnál fedezhetjük fel. Induljunk ki a Pearson-féle korrelációs együtthatóból, amely két változó n számú xy adtpárja közötti kapcsolat erősségét vizsgálja. A képlet számlálójában a kovariancia, a nevezőjében a vizsgált adtpárok varianciáinak a gyöke szerepel. A kovariancia standardizálása a változó értékeinek szóródásával határos módja annak, hogy a korrelációs koefficiens $-1, 1$ közötti tartományba essen. A korreláció a következő képlettel írható le:

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

Tegyük fel, hogy (x_i, y_i) megfigyelt adtpárjaink helyett n számú idősoros változóképzletünk van (x_t) , amely az idősorhoz tartozó értékeket tartalmazza különböző időpontokban ($t = 1, 2, 3, 4, \dots, n$). Az adatok idősorának ábrája (pl. nettó jövedelmek évenkénti alakulása) általában egyfajta időbeli szabályszerűséget fog mutatni, az egymást követő évek adatai nem térnek el számottevően egymástól. Ebben az esetben szoros korrelációs kapcsolatot fogunk találni az adott év és a rákövetkező évek jövedelmi kiáramlásai között. Az idősorból létre tudjuk hozni annak késleltetett (time lag) formáját. Így gyakorlatilag két idősort vizsgálunk, ahol az első évvel kezdődő idősor mellett $\{x_{t,1}\} t = 1, 2, 3, \dots, n-1$, létrehoztunk egy második megfigyelt évvel kezdődő idősort $\{x_{t,2}\} t = 2, 3, \dots, n$. E két változósorra meghatározhatók átlagaik:

$$\bar{x}_{.1} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} x_t \quad \text{és} \quad \bar{x}_{.2} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n x_t$$

Az így kapott átlagokkal meghatározható a két idősor közötti korrelációs együttható, amely formailag nem tér el lényegesen az eredeti korrelációs együtthatótól:

$$r_{.1} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \bar{x}_{.1})(x_{t+1} - \bar{x}_{.2})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \bar{x}_{.1})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^{n-1} (x_{t+1} - \bar{x}_{.2})^2}}$$

Ha a megfigyelések száma meglehetősen nagy, akkor az együtttható értéke $1/(n-1)$ közel lesz $1/n$ -hez és a két átlag valamint a két szórás értéke majdnem ugyanaz lesz, így a fenti képlet ezen feltételek teljesülése esetén tovább egyszerűsíthető:

$$r_{.1} = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_t - \bar{x})(\bar{x}_{t+1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}$$

A fenti kifejezés idősoros korrelációs együttthatóként (serial correlation coefficient) ismert. Komplexebb esetekre, ahol a késleltettség nem közvetlenül a megelőző, hanem valamely korábbi időszak, ekkor az alábbi általános képlet alkalmazható:

$$r_{.k} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(\bar{x}_{t+k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}$$

Az idősoros modellek esetében a szomszédos megfigyelések értékei (a késleltettség) magától értetődően ugyanazon egydimenziós időtengelyen határozhatók meg. Térbeli jelenségeknel nem magától értetődő az idősoros analógia, mivel a jelenségek direkcionálitása nem szűkíthető le egyetlen dimenzióra, a késleltetés többirányú is lehet (Anselin–Bera 1998).

6.2. A térbeliség inkorporálása, a területi súlymátrix

A térbeli adatok kezelése során a legfontosabb kérdés a térbeliség figyelembe vétele. Olyan térreprezentációra van szükség, amely képes a térelemek egymáshoz való viszonyát megragadni. A térbeli adatoknál a kapcsolatok meghatározása a távolság vagy a szomszédság, illetve ezek kombinációja alapján, ún. hibrid súlymátrixok segítségével történik (Dusek 2004; Haining 2004). A térbeli demográfiában és ezen belül az ún. konfirmatív (térbeli autoregressziós) modelleknél szinte kizárólag a szomszédság meghatározása alapján történik a térbeli struktúra leképzése. Ennek oka részben abból fakad, hogy a térbeli demográfia általában területalakzatokkal, irreguláris polygon (irregular polygon/lattice) adatokkal dolgozik, ahol a lokációk mérete eltérő. Ilyenkor 10, 20, 30 kilométeres „csúsztatás” a térelem centroidjától akár a polygon területén belül is maradhat (lásd pl. nagy kiterjedésű alföldi vs.

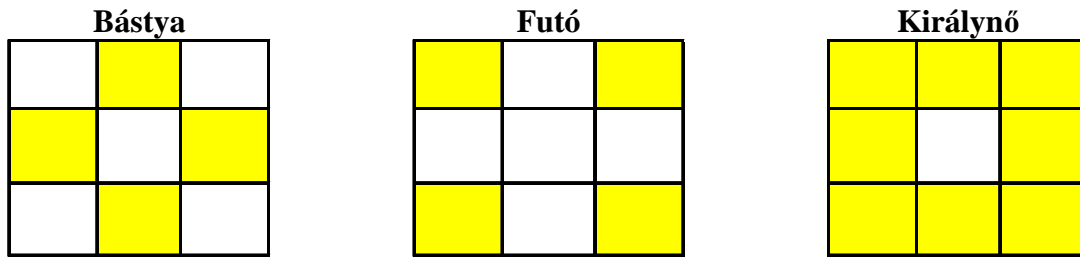
az aprófalvas dunántúli települések). A másik ok még inkább módszertani jellegű, az általánosan elterjedt térbeli ökonometriai modellek szimmetrikus, vagy szimmetrikushoz hasonló súlymátrixot követelnek meg. Ezeknek a legközelebbi szomszéd elve alapján meghatározott szomszédsági mátrixok, hacsak nem szabályos grid alakzatokról van szó, általában nem tesznek eleget. A területi autokorrelációs teszteknel azonban általában nincs akadálya különböző szomszédsági mátrixok és a belőlük képzett súlymátrixok alkalmazásának, még akkor sem, ha ezek nem szimmetrikusak. A megfelelő súlymátrix meghatározása azonban kulcsfontosságú a magyarázómodellek esetében. Fontos azonban jelezni, hogy jelenleg nem rendelkezünk az adott modellhez legmegfelelőbb térbeli súlymátrix kiválasztáshoz szükséges egzakt tesztekkel, a kutató többszöri, próba–szerencse jellegű próbálkozásai segíthetnek rátalálni a megfelelő térbeli súlymátrixra (Chi–Zhu 2008).

A térbeli súlymátrix meghatározásakor a szomszédsági kapcsolatokat kell definiálnunk. A szomszédsági mátrix (W) $n \times n$ méretű pozitív definit mátrix, amely n sorból és ugyanennyi oszlopból áll. A mátrix elemei (w_{ij}) i és j lokációk potenciális interakcióit írják le. A szomszédság meghatározása többféleképpen történhet (Anselin 1988; 1992; Bivand et al. 2008; Bevaud 1998; Haining 1990; 2003; Waller–Gotway 2004).

A demográfiai adatok esetében a leggyakoribbak az úgynevezett bináris szomszédsági mátrixok. Az ilyen típusú szomszédsági mátrixoknál $w_{ij} = 1$, ha i és j régióknak van közös határuk, illetve a régiók érintik egymást, minden más esetben $w_{ij} = 0$. Megjegyzendő, hogy ezen szomszédsági kapcsolatoknál a térbeli súlymátrix szükségszerűen szimmetrikus, azaz $w_{ij} = w_{ji}$. Továbbá konvencionálisan az ego nem szomszédja önmagának, $w_{ii} = 0$ valamennyi megfigyelt térelemnél $i = 1, \dots, N$. Ezért a mátrix diagonálisának értékei 0–val egyenlők.

A bináris szomszédsági mátrixok altípusait az egyes sakkjátékfigurák, illetve azok lépései alapján kapták (Anselin 1988, 2003, 2004, 2005). A 7. ábra sárgával jelölt részei mutatják a potenciális szomszédokat. A „bástya” szomszédság (rook contiguity) esetében a bástya lépéseinek megfelelő szomszédok jönnek számításba. Ebben az esetben kizárólag olyan szomszédokról van szó, amelyeknek van közös határszakaszuk. Az ún. „futó” szomszédság (bishop contiguity) a legritkábban előforduló bináris szomszédság, a térbeli kapcsolatoknál csak az északkeleti, délkeleti, délnyugati, északnyugati szomszédokat veszi figyelembe. Végül a leggyakoribb, „királynő” szomszédságnál (queen contiguity) valamennyi közvetlenül érintkező, határos szomszéd bevonásra kerül.

7. ábra. A bináris szomszédság típusai



Számos további más szomszédsági kapcsolat képezhető le. Kisebb méretű, nagy számú területi egységek esetében nemcsak az elsőrendű (first order contiguity) kapcsolatok meghatározása indokolt, hanem a magasabb rendűeké is (higher order contiguity). Lehetséges, hogy a magasabb rendű súlymátrixszal jobb modellilleszkedés biztosítható, bár kétségtelen, hogy ezek interpretációja már bonyolultabb. A másodrendű kapcsolatnál nemcsak a közvetlen szomszédot, hanem annak szomszédját is bevonjuk a modellbe (a késleltetett változó késleltetett változóját). Területi adatoknál gyakran előfordulnak olyan szomszédsági mátrixok, amelyek a térelemek centroidjainak közelségét veszik figyelembe. Az ilyen szomszédsági mátrixot a k legközelebbi szomszédnak nevezzük (k -nearest neighbor). Formálisan $w_{ij} = 1$, ha j régió középpontja az általunk meghatározott k -adik legközelebbi szomszédja i régióknak, minden más esetben $w_{ij} = 0$. A legközelebbi négy szomszéd azt jelenti, hogy az adott régió centroidjához legközelebb eső másik négy térelemet (térelemcentroidot) kell figyelembe venni. Ekkor a szomszédsági mátrix irreguláris alakzatoknál általában nem szimmetrikus (lásd 19. térkép). A térbeli kapcsolatok távolságalapú leképzése meghatározó a térstatisztikai elemzésekben, alkalmazásukra elsősorban pontadatoknál (például térepidemiológiai vizsgálatoknál) kerül sor.

A szakirodalomban általánosan elterjedt gyakorlat az úgynevezett sorstandardizált súlymátrix használata. Ahol a mátrix sorainak összege 1, amelyet úgy kapunk meg, hogy az i -edik megfigyeléshez tartozó súlyokat (w_{ij}) osztjuk a súlyok összegével, azaz:

$$w_{std,ij} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^N w_{ij}}$$

A sorstandardizált súlymátrix mögött statisztikai módszertani érvek szólnak. Mivel valamennyi súly 0 és 1 közé esik, ami a műveletek interpretációja elősegíti. Másodsorban a biztosítható térbeli paraméterek összehasonlítása a modellek között. Mindez szorosan kötődik a maximum likelihood becslés kereteihez azáltal, hogy a térbeli autoregresszív paraméternek $1/\omega_{\min}$ és $1/\omega_{\max}$ intervallumban kell esnie, ahol ω_{\min} és ω_{\max} a térbeli súlymátrix (W) legki-

sebb valamint legnagyobb sajátértéke. Sorstandardizált súlymátrixnál a legnagyobb sajátérték mindig +1 (Anselin–Bera 1998).

6.3. Moran I

A területi autokorreláció mérésére számos módszer áll rendelkezésre. Két fő típusát különböztetjük meg: a globális és lokális teszteket. A globális indexek 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 (13. táblázat), 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, de rajtuk kívül más mutatók is rendelkezésre állnak.

A Moran I teszt (Moran 1950) eredetileg az idősoros korrelációs együttható két dimenziós (térbeli) analógiájának a megállapítására lett kidolgozva. A teszt széles körű elterjedtségének oka, hogy a legjobb invariáns teszt normális eloszlású változók korrelációjánál (Haining 1990). Valamennyi teszt viszonylag egyszerű alaplogikára felépített (Lee–Wong 2001; Waller–Gotway 2004). A Moran-teszt a szimilaritást (lokációk közötti hasonlóságot vagy a térbeli adatok diszperzaltságát) az egyedi megfigyelt értékek és a várható érték különbségének a szorzata alapján vizsgálja: $sim_{ij} = (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$. A Moran I -teszt képlete a következő:

$$I = \left(\frac{n}{s_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i z_i}$$

Mátrix jelöléssel:

$$I = \left(\frac{n}{s_0} \right) \cdot \frac{x' W x}{x' x}$$

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 hasonlatos a korrelációs együtthatóéhoz, mivel a nevezőben itt is megfigyelt érték és a várható érték négyzetes eltérése szerepel. A számláló képlete azonban eltér, itt 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).

6.4. A Moran I szignifikancia-tesztjei

I. Normalitási megközelítés:

Valamennyi szignifikancia teszt esetében a nullhipotézis generálisan az, hogy a változó térbeli eloszlása véletlenszerű (random), míg az alternatív hipotézis szerint az adatok térben csoportosultak. A leggyakrabban használatos normalitási teszt szerint a megfigyelt értékek azonos, független normális eloszlású, véges megfigyelésből álló mintából származnak. A várható érték és a szórás alapján meghatározott z érték standard normális eloszlást követ. E feltevés alapján a Moran I értéke a megfigyelések számának a függvénye. Azonban minél nagyobb a megfigyelések száma, a Moran I várható értéke annál inkább 0 felé közelít. A Moran I várható értéke a következő képlettel határozható meg:

$$E[I] = -1/(n-1),$$

ahol a variancia:

$$V[I] = E[I^2] - E[I]^2.$$

Normalitási feltevés mellett a variancia első tagja:

$$E[I]^2 = n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2 / [S_0^2 (n^2 - 1)],$$

ahol:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij},$$

$$S_1 = (1/2) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji}),$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right).$$

A standardizált normális eloszlású valószínűségi változó értéke az alábbi módon határozható meg:

$$z_i = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}}.$$

ahol I a Moran I értéke, $E[I]$ a várható értéke, $V[I]$ az I varianciája. A nullhipotézis az, hogy a két érték nem különbözik egymástól, azaz nincs területi korreláció. Ha az I értéke szignifikánsan nagyobb, mint a várható érték $E[I]$ akkor pozitív autokorrelációról beszélhetünk. Más szavakkal a szomszédos megfigyelések értékei hasonlóak, a magas vagy az alacsony értékek a térben csoportosultak, nem véletlenszerűen helyezkednek el. Általánosan elmondható $|I| < 1$, kivéve, ha extrém értékkel bíró régiók túlsúlyozottsága fordul elő (Haining 1990. 234. p.).

II. Randomizációs megközelítés:

Számos esetben a normális eloszlás feltevése nem teljesül. Alternatív megoldásként randomizációs eljárást alkalmazhatunk. Azt feltételezzük, hogy az egyes lokációkban előforduló értékek ugyanolyan valószínűséggel fordulhatnak elő bárhol másutt. Más szavakkal azt mondhatjuk, hogy a lokációk értékei és a térbeli elrendezettség irreleváns. Randomizációs feltevésnél a megfigyelt Moran I várható értéke nem fog eltérni a normalizációs tesztnél meghatározottól, de a Moran I érték varianciájának első tagja változik:

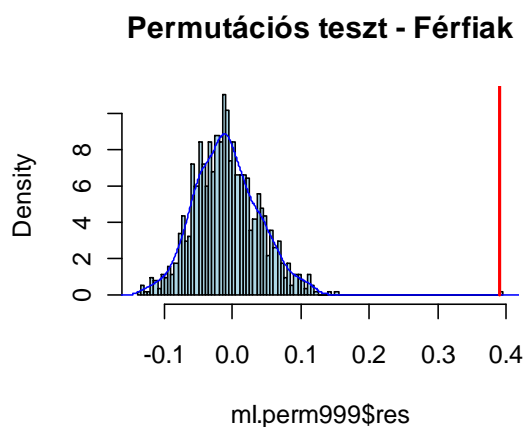
$$E[I^2] = \frac{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - b_2[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2},$$

$$b_2 = \frac{\sum_{i=1}^n z_i^4}{\left(\sum_{i=1}^n z_i^2\right)^2}.$$

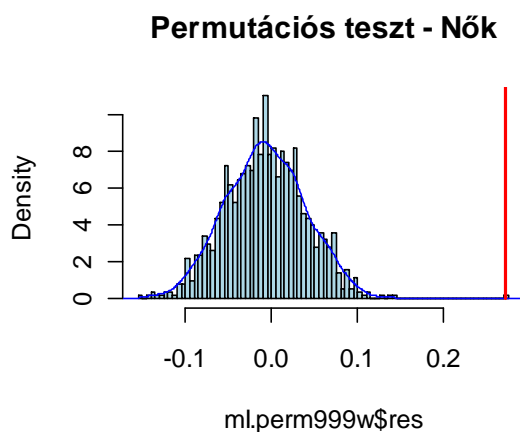
III. A permutációs teszt:

A permutációs teszt feltevése szerint a változó mért értékeinek a lokációk közötti véletlenszerű permutációihoz kiszámítjuk az I megfelelő értékeit, azaz I értékeinek referenciaeloszlását hozzuk létre. Ekkor a ténylegesen megfigyelt I értéket hasonlítjuk a véletlen permutációk eredményeként számított I értékek eloszlásához. A döntés pszeudo-szignifikancia szint alapján történik. Az alacsony pszeudo-szignifikancia szint azt jelzi, hogy az értékek térbeli eloszlása eltér a nullhipotézis alapján elvárhatótól, ami az I előjelének megfelelő pozitív vagy negatív autokorreláció jelenlétét igazolja (Anselin 1992, Rey 2003, Varga 2001). Két ilyen permutációs tesztet tartalmaz a 8. ábra. Az egyik esetben a férfiak, a másik esetben a nők 2002–2006 közötti várható élettartamára, a permutációk száma mindkét esetben 999 volt. A piros vonal a megfigyelt értéket mutatja, a hisztogram a referencia eloszlást, amelyet Monte-Carlo szimulációval képeztem.

8. ábra



$I=0.391$, $E[I]=-0.006$, Átlag=-0,0065, Szórás=0,00475, $p=0,001$



$I=0.271$, $E[I]=-0.006$, Átlag=-0,0068, Szórás=0,00482, $p=0,001$

6.5. Geary C teszt

A Moran I mellett alternatív statisztikai módszer a Geary C. A mutató a lokációk közötti hasonlóságot az egyedi értékek átlagtól való eltéréseinek négyzetével vizsgálja: $sim_{ij} = (y_i - \bar{y})^2$. A feltevésből 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:

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

A jelölések megegyeznek a Moran I értékénél meghatározottakkal. A nullhipotézis szerint a régiók nem különböznek egymástól, a mutató várható értéke:

$$E[c] = 1.$$

Normalitási feltevés mellett a variancia képlete a következő:

$$V_{[C=1]} = \frac{(2S_1 + S_2)(n-1) - 4S_0^2}{2(n+1)S_0^2},$$

Randomizációs feltevésnél a c várható értéke $E[c]$ nem változik, de a varianciája igen:

$$V_{[CR]} = \frac{A + B + D}{n(n-2)^2 S_0^2},$$

ahol:

$$A = (n-1)S_1[n^2 - 3n + 3 - (n-1)b_2],$$

$$B = -\frac{1}{4}(n-1)S_2[n^2 + 3n - 6 - (n^2 - n + 2)b_2],$$

$$D = S_0^2[n^2 - 3 - (n-1)^2 b_2].$$

A Geary C mutató szignifikanciájának meghatározására a legmegbízhatóbb módszer a permutációs teszt alkalmazása. A Geary C várható értékhez képest szignifikánsan alacsonyabb értéke pozitív autokorrelációra, míg szignifikánsan magasabb értéke negatív térbeli autokorrelációra utal. Összességében tehát minél kisebb a mutató értéke, annál erősebb a hasonló értékek térbeli koncentráltsága. Amennyiben a $C=1$, akkor nincs jelen az autokorreláltság.

Mivel a Moran I aszimptotikus relatív hatásossága jobb, mint a Geary C teszté ezért gyakoribb a használata, különösen regressziós környezetben, a reziduumok autokorreláltságának vizsgálatakor.

Az autokorrelációs statisztikák alkalmazásakor számos súlyos korláttal kell szembe néznünk. Először is a statisztika topológiailag invariáns. Pusztán a méret, a térelem alakja, a területi egységek közötti kapcsolatok erősségének változása az autokorreláció mértékét nem befolyásolja. Másodszor, amennyiben a használt súlymátrix sorstandardizált, azaz valamennyi kapcsolat ugyanazon súllyal szerepel, ennek következtében nem feltétlenül tudjuk érzékelteni a térbeli kapcsolatok valódi erősségét. Harmadsorban pedig a területi lehatárolás általában önkényes, a területi skála változása (scale-effect), az aggregáció szintje viszont az autokorreláció mértékét érdemben befolyásolja. A területi súlymátrixok meghatározása a priori történik, irreguláris téralakzatoknál nincsenek matematikai eszközeink a legmegfelelőbb súlymátrix meghatározására.

6.6. A várható élettartam kistérségi szintű globális autokorreláltsága 1980–2006 között

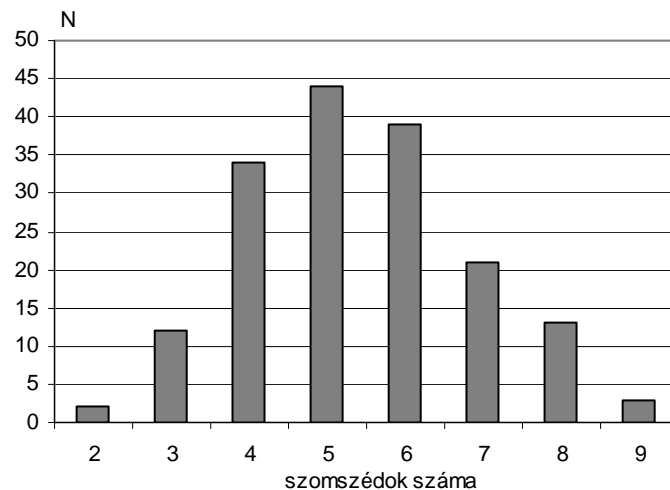
A kistérségi szintű autokorreláció esetében valamennyi, egymást átfedő időszakra nemenként és együttesen is meghatároztam a területi autokorreláció mértékét. A szomszédság esetében minden esetben az elsőfokú, ún. királynő szomszédságból indultam ki. Ezt követően bináris és ezen belül sorstandardizált súlymátrixok segítségével is kiszámolásra kerültek a Moran I és a Geary C . értékek. Majd a legközelebbi 4 és 5 szomszéd esetében is megismételtem a számításokat. A legközelebbi szomszédok esetében térkép szemlélteti a két szomszédság közötti különbségeket a hazai kistérségeknél (19. térkép). Minden esetben a legmegbízhatóbb, korábban említett permutációs tesztet alkalmaztam, a permutációk számát 999-ben határoztam meg. Mivel a kapott eredmények minden esetben szignifikánsak voltak, ezért táblázatos megjelenítés helyett diagramban ábrázoltam az értékeket (10. ábra). A számításokat R 2.8.1. program `spdep` 0.4–34-es verzió számú csomagjával végeztem.

19. térkép. A legközelebbi négy és öt szomszéd kistérségeként (a piros szaggatott vonal jelzi az ötödik legközelebbi szomszédot)



A hazai kistérségi szomszédsági struktúra a következőképpen jellemezhető. A 168 szubrégióknak összesen 908 kapcsolata van királynő szomszédság mellett. A kapcsolatok átlagos száma 5,4, modális értéke pedig 5. Megoszlásuk normális eloszlást követ, amely a hisztogramból jól látszik. Két határ menti kistérség, a Csengeri és a Szentgotthárdi esetében a szomszédok száma mindössze kettő. A legtöbb szomszéddal (9) a Kaposvári, a Tamási és a Szolnoki kistérségek rendelkeznek.

9. ábra. Szomszédsági kapcsolatok száma 168 kistérségnél királyi szomszédság mellett



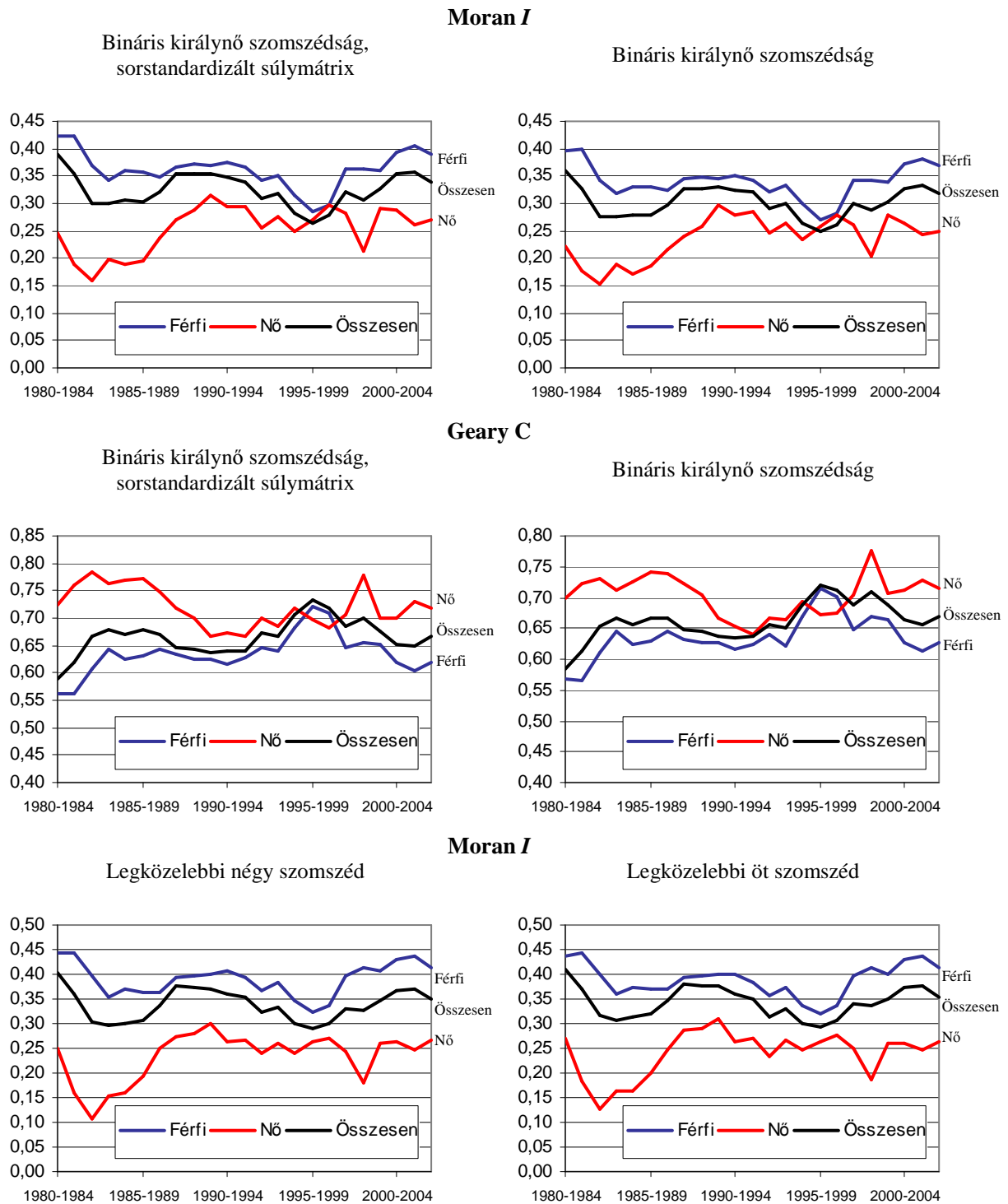
A különböző súlymátrixok mellett kapott számítások eredményeit a 9. ábra tartalmazza. Az általános tapasztalat az, hogy a férfiak várható élettartama térben lényegesen koncentráltabb, mint a nőké. A különböző súlymátrixokkal kiszámított globális autokorrelációs indexek tendenciái nagyon hasonló eredményekre vezettek. A Geary C értékei ellentétesen mozogtak, hiszen itt a magasabb autokorrelációt az alacsonyabb, nullához közeli érték mutatja. Részletelesen csak a Moran I értékek tendenciáit emelem ki.

A férfiaknál azt látjuk, hogy a nyolcvanas évek elején rendkívül erős térbeli klaszterezettség jellemezte a kistérségi mortalitási mintázatot. Ez különösen azért is meglepő, mert a térbeli egyenlőtlenségek kevésbé voltak differenciáltak, mint a piaci átmenet alatt és azt követően. A tendenciát figyelve a nyolcvanas évek közepére csökkenés következett be. Az akkor beállt szint tartósabban fennmaradt. A mortalitási krízis alig kivehető az autokorreláció trendjeiből. A kilencvenes évek második felének adatai egyfajta kiegyenlítődés jeleit mutatják, a térbeli csoportosulás mértéke mérséklődött. A legutolsó időszak viszont a pozitív autokorreláció újabb növekedését jelzi. Ennek betudhatóan a térbeli klaszterezettség mértéke már alig marad el a nyolcvanas évek igen magasnak mondható szintjétől. A különböző súlymátrixok közül a legközelebbi négy, illetve öt szomszédnál valamivel magasabb Moran I értékek figyelhetők meg, mint a bináris típusúaknál.

A nők térbeli autokorrelációja esetében a férfiakénál nagyobb ugrások figyelhetők meg. A vizsgált időszak elején a női kistérségi várható élettartamra számolt Moran I értékek súlymátrixtól függően 0,22–0,26 közötti értéktartományban helyezkedtek el. Néhány év visszaesés után a térbeli autokorreláció meredeken növekedett, ennek csúcsát a kilencvenes évek elején, az 1989–1993-as időszak adatainál látjuk (Moran $I = 0,31$). Tehát miközben a férfiak várható élettartama kimutathatóan visszaesett, és a területi autokorreláció lényegében nem változott, addig a növekményt realizáló nőknél felerősödött a térbeli klubosodás. Az ezredforduló időszakában a bináris súlymátrixoknál a férfiak és a nők térbeli autokorrelációja már nem tért el egymástól. A nőknél 1998–2002 között számottevő csökkenés figyelhető meg,

aminek az okait jelen keretek között nem tudjuk megindokolni. A jelenlegi adatok szerint a kistérségi női népességekre meghatározott autokorrelációs mutatók értéke nem tér el a nyolcvanas évek eleji szinttől.

10. ábra. A várható élettartamok globális autokorreláltsága különböző súlymátrixok mellett 1980–2006 között



A magasabb esetszámok miatt a két nemre együttesen meghatározott várható élettartam megbízhatóbb becslést ad. Az itt kapott tendencia a férfiakéhoz hasonló, ahol magasabb szintről csökkent, majd 0,3-as szint körül stabilizálódott, ezt követően érzékelhető erősödés következett be, amely a nyolcvanas évek második felétől a kilencvenes évek első feléig tartott, ekkor a Moran I értéke 0,3 fölé emelkedett. A rákövetkező néhány évben visszafogott csökkenésre került sor, majd az ezredforduló utáni időszakra már határozott emelkedés volt jellemző. A jelenkori adatokból számolt autokorreláltság alig marad el a nyolcvanas évek elején tapasztalttól.

A Moran I mutató vizuális megjelenítésére az ún. Moran Scatter Plot-ot (szórásdiagramot) alkalmazhatjuk. Azért beszélhetünk szórásdiagramról, mert az adatokat két dimenzió mentén helyezük el a diagramon. Az x tengely tartalmazza a megfigyelt értékeket, míg az y tengelyre a megfigyelt értékek térben késleltetett változóját (lag-jét) helyezük el. A térben késleltetett változó kiszámítása a következő:

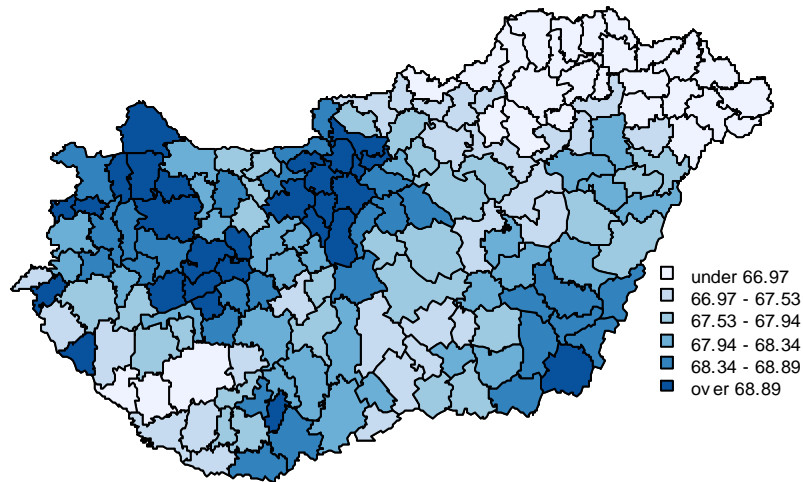
$$y_{lag(i)} = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j ,$$

ahol $y_{lag(i)}$ a térben késleltetett operátor, w_{ij} az i -edik és a j -edik lokációk térbeli kapcsolatát leíró mátrix, y_j a j -edik lokációk értékei. Amennyiben sorstandardizált súlymátrixot alkalmazunk, a sorok összege egy lesz, ekkor a késleltetett változó a következő formát ölti:

$$y_{lag1} = \sum_{j=1}^n w_{1,j} y_j$$

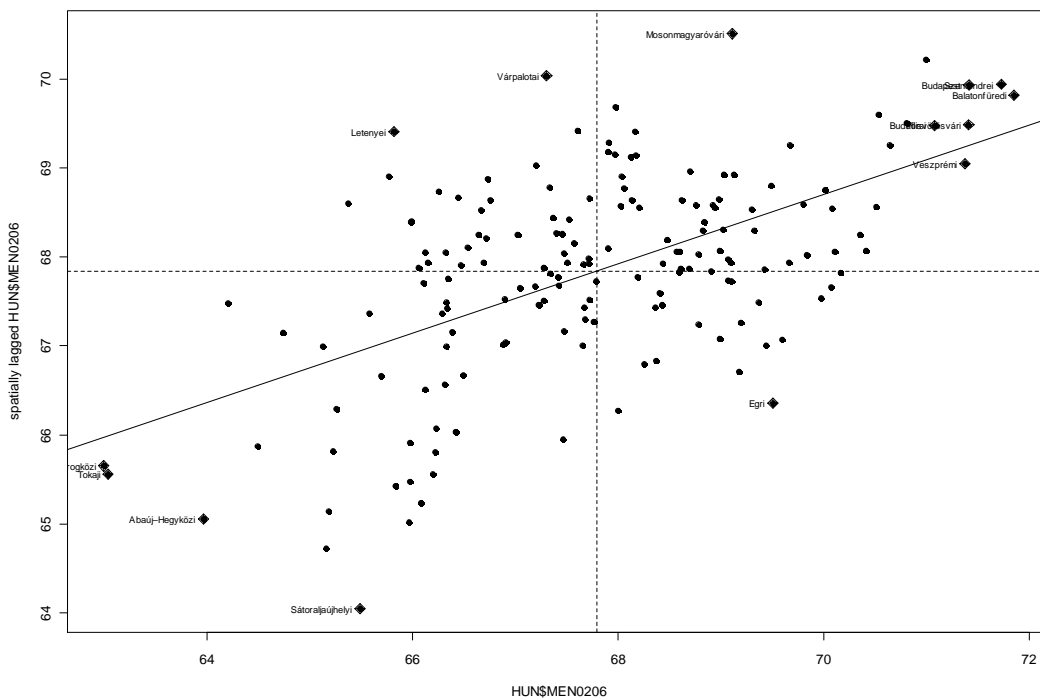
A fenti képletből kiolvasható, hogy a térben késleltetett változó valójában nem más, mint a megfigyelt lokáció szomszédainak súlyozott átlaga. Például, ha egy kistérség négy szomszédal rendelkezik, és a négy szomszédban a születéskor várható élettartam 70, 71, 72, 73 év, akkor a súlystandardizált sormátrixszal meghatározott késleltetési operátor értéke e szomszédok átlagával, azaz 71,5 évvel lesz egyenlő. Az illusztráció kedvéért készítettem egy térképet, amely a férfiak 2002–2006 közötti várható élettartamának késleltetett értékeit tartalmazza, ami egy kisimított térképként is felfogható (20. térkép).

20. térkép. A férfiak 2002–2006 közötti várható élettartamának térben késleltetett értékei kistérségeként

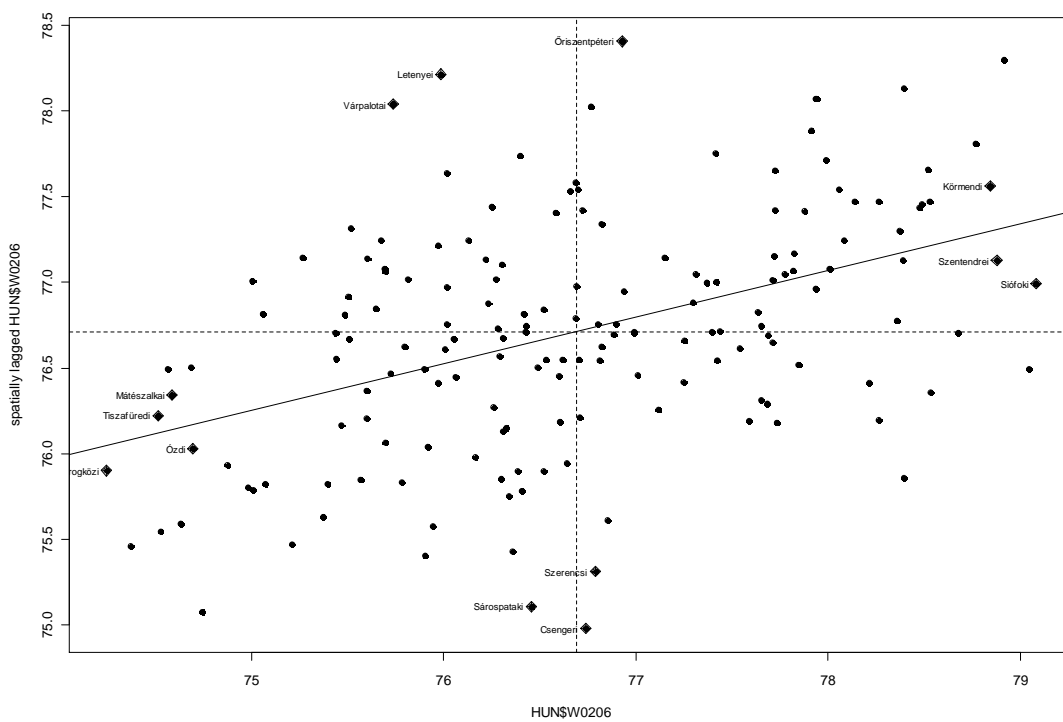


A Moran Scatter Plot a megfigyelt lokációk értékeit és késleltetett változóinak az értékeit helyezi el egy olyan diagramban, amely négy részre osztható (Anselin 2005). Valamennyi kvadráns a térbeli autokorreláció különböző típusának feleltethető meg. A jobb felső sarokban a magas és a szomszédaiban is magas értékű régiók helyezkednek el, a bal alsóban pedig olyanok, ahol a megfigyelt lokációk és a szomszédaik átlagának az értéke is alacsony. Ezek esetében pozitív térbeli autokorrelációról beszélhetünk. A bal felső sarokban olyan kistérségek találhatóak, amelyek értékei alacsonyak, viszont környezetük értéke az átlagnál magasabb. A jobb alsó sarokról értelemszerűen az előző ellentettje mondható el. E két kvadránsban előforduló régiókra negatív autokorreláció jellemző. A bal felső és a jobb alsó négyzeten áthaladó egyenes lineáris regressziós egyenesként fogható föl, amelynek meredeksége megegyezik a Moran I értékével (Pacheco–Tyrell 2002). Tetszőlegesen választhatunk aszerint, hogy a térbeli megfigyelések értékeit standardizált vagy eredeti formájukban szemléltetjük. A standardizált változat mellett szóló érv, hogy azon régiók amelyeknek értéke -2 -nél kisebb vagy 2 -nél nagyobb, tipikusan kiugró értéknek minősülnek. A Moran Scatter Plot, tehát outlier meghatározásra kitűnően alkalmas. A regressziós diagnosztikák közül az ún. cook távolság (cook distance) alapján meghatározhatjuk a legbefolyásosabb térelemeket. A mellékelt ábrák (11–12. ábrák) a férfiak valamint a nők 2002–2006 között várható élettartamának a Moran szórásdiagramját mutatják.

11. ábra. A férfiak 2002–2006 közötti kistérségenkénti várható élettartamának Moran-féle standardizálatlan szórásdiagramja



12. ábra. A nők 2002–2006 közötti kistérségenkénti várható élettartamának Moran-féle standardizálatlan szórásdiagramja



6.7. A lokális területi autokorreláció (LISA) kistérségi várható élettartamoknál

A területi autokorreláció globális mérőszámai a vizsgálat tárgyát képező térelemek hasonlóságát vizsgálják, de nem adnak választ a hol kérdésre, azaz nem 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 a leggyakrabban használt, amely Luc Anselin nevéhez kötődik (Anselin 1995). Az Anselin-féle lokális Moran-próba a következő logikára épül fel (Waller–Gotway 2004):

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

A lokális-Moran próba függvénye az alábbi módon határozható meg 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 térelemek kapcsolatát leíró térbeli súlymátrix. A próbafüggvény standardizált változatának képlete y_i -nek, azaz az i -edik lokáció varianciájának négyzetgyökével bővül (Waller – Gotway 2004. 239. p):

$$I_{i,std} = \frac{(y_i - \bar{y})}{s} \sum_{j=1}^n w_{ij} \frac{(y_j - \bar{y})}{s}$$

ahol s az i -edik megfigyelések varianciájának a négyzetgyöke, az std a megfigyelések regionális átlagtól való standardizált különbségét mutatja ($s = \sqrt{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2 / n}$). Észrevehető, hogy

a lokális Moran I próba a globális teszt dezaggregálásával érhető el. Az I_i szignifikanciájának meghatározásához is permutációs teszt alkalmazása általánosan elterjedt.

A lokális Moran népszerűsége mögött az a tény áll, hogy a térbeli kapcsolat dekomponálható négy szignifikáns kimenetre. A térelemek és azok környezetének (szomszédainak) értékei lehetnek egyaránt magasak vagy alacsonyok, 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, szignifikáns térbeli outlierokról beszélhetünk. Végül lehetséges az is, hogy a lokális Moran-értékek nem szignifikánsak. A lokális Moran számításait Geoda 0.9.5-i szoftverrel végeztem (Anselin 2005). A

szignifikancia filternél a p értékét 0,05-ben határoztam meg, a szoftver permutációs tesztet alkalmaz a szignifikáns térelemek lehatárolásához. A permutációk számát 999-ben határoztam meg. Megismételt permutációknál, a permutációk számának és/vagy a szignifikancia szint változtatásakor a klaszterek kiterjedtsége változhat.

A lokális Moran által meghatározott klaszterek segítségével túlléphetünk a vizuális benyomások statisztikailag messze nem kielégítő értékelésén. A két nemre együttesen megfigyelt várható élettartamoknál a nyolcvanas évek elején három magas–magas és alacsony–alacsony klaszter körvonalazódott (21. térkép). Az alacsony értékek csoportosulásai az északkeleti, délnyugati határszakaszon fordultak elő, valamint a Duna folyásának bal partján Pest megye déli és Bács-Kiskun megye egyes kistérségeiben. A magas életkilátású kistérségek a Nyugat-Dunántúlon, Békés és Csongrád megyék egyes területein és több megyébe átnyúlóan az északkeleti országrészen voltak láthatók. A későbbi időszakokhoz képest a Balaton part még nem alkotott egybefüggő magas életkilátású klasztert. Ebben az időszakban több térbeli outlier is jelen volt. Alacsony–magas klaszternek bizonyult a Dunántúlon a Letenyei, a Zalaszentgróti kistérség, míg az Alföldön a Sarkadi kistérség. Magas–alacsony klaszternek bizonyult a Kaposvári kistérség, amely a tradicionálisan elmaradott délnyugati határvidék kistérségeivel szomszédos. Az északkeleti országrészen az Ibrány-Nagyhalászi kistérség tért el szignifikánsan környezetétől. Mind a lokális Moran térkép (21. térkép), mind a kvintilis térkép (1. térkép) azt sugallja, hogy a hazai kistérségi életkilátások nyolcvanas évek elején sem a kelet–nyugati, sem az észak–déli hatásokkal nem voltak leírhatók.

A kilencvenes évek elején az alacsony–alacsony klaszter a korábbinál jóval kiterjedtebb formában jelentkezett az északkeleti perifériákon, míg a dél–nyugati határmenti (dél–dunántúli) és a Duna–Tisza közti eltűnt (22. térkép). A magasabb várható élettartamú területek klaszterei az ország északnyugati, délkeleti csücskében helyezkedtek el, ez utóbbi határozottan összehúzódottabb kiterjedtséggel. A Tiszántúl diszparitásos jellege az egy évtizeddel korábbi állapothoz hasonlóan fennmaradt.

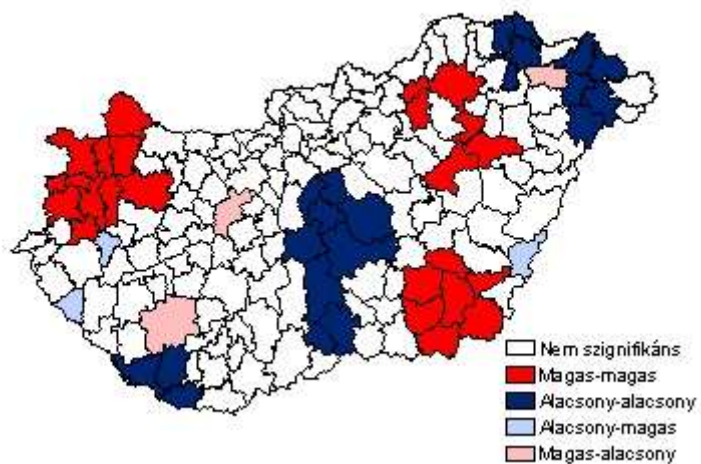
Az ezredforduló után a térbeli elrendezettség (23. térkép) tovább tisztult, ma már magas–magas klaszterek kizárólag Budapest környékén (ami viszont teljesen új fejlemény a mortalitás térbeli alakulásában) és a Balaton északi partján, továbbá Veszprém és Győr–Moson–Sopron megyék egyes kistérségeinél fordulnak elő. Érdekesség, hogy az ország északnyugati részében az alacsony–magas klaszterek száma jelentősen nőtt, ami a régió heterogenitásának ismérveként fogható fel. Ugyanez előfordul egyébként Budapest központú klaszter nyugatra eső területein is. A legkiterjedtebb térbeli csoportosulás az ország északkeleti területén figyelhető meg. Az alacsony várható élettartamú területek fokozatos növekedése egyúttal világos bizonyítéka a kedvezőtlen életkilátású területek diffúziójának.

A férfiak lokális klaszterei szinte alig észrevehetően térnek el a mindkét nemnél együttesen tapasztalt struktúrától. Az ezredforduló után egy alacsony–alacsony lokális klaszter maradt fenn az északkeleti premterületeken. A legkedvezőbb életkilátásokat nyújtó területek Bu-

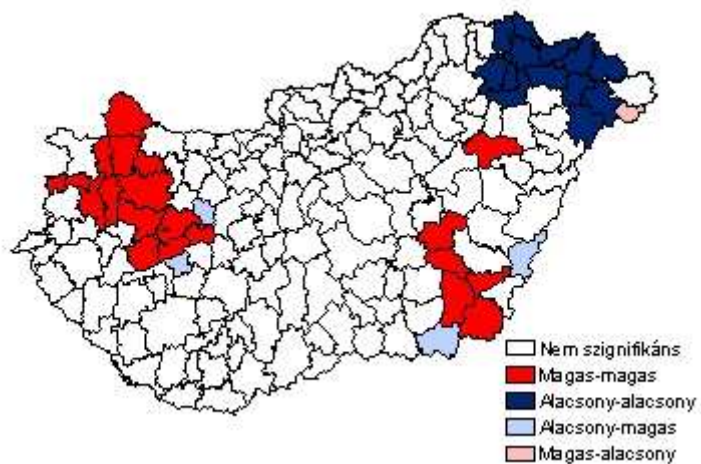
dapest környékén, a Balaton mentén és attól észak felé húzódóan a Győri kistérség irányában lelhetők fel.

A nők várható élettartamának kistérségi alakulásának vizsgálatakor érdemes hosszabban elidőzni, mivel a női térbeli mintázat néhány ponton elüt a férfiakétól. Mindenekelőtt jól kivehető, hogy a nyolcvanas évek elején az alacsony–alacsony értékek dominánsan a Dél-Dunántúlon helyezkedtek el (27. térkép). A klaszter tagok között találjuk a markáns rurális háttérű Kaposvári kistérséget is. A dél-dunántúli klaszter az átmenet időszakára eltűnt, az ezredfordulóéra viszont valamivel moderáltabb kiterjedtséggel visszatért. A nyolcvanas évek elején az alacsony-alacsony jellegű klaszter feltűnt még az északkeleti országrészen, valójában két kisebb csoportosulás volt látható a határmenti területen. Ugyanakkor több alacsony-alacsony klaszter volt detektálható Budapest szomszédságában. A magas-magas típusú klaszterek ekkoriban a Nyugat-Dunántúlon, valamint Csongrád megyében (Csongrádi, Hódmezővásárhelyi, Szegedi, Szentesi kistérségek) és Heves megye területén (Egri, Füzesabonyi, Hatvan, Belpátfalvai kistérségek) fordultak elő. A kilencvenes évek átmeneti időszakában a Heves megyei magas-magas klaszter eltűnt, míg a Csongrád megyei minimálisra zsugorodott. Az északkeleti országhatáron levő korábbi két klaszter egybenőtt. Az ország kelet-nyugati megosztottságára utal az a tény, hogy a kiterjedt jólét területei (a magas-magas klaszter) a Balaton környékén és tőle északra elhelyezkedő sávban helyezkedett el. Az legutolsó időszakban újabb érdemi változásokra került sor (29. térkép). A nyugati magas-magas klaszter némileg átformálódott, környezetében több alacsony-magas outlier tűnt fel (Ajakai, Sümegi, Várpalotai, Letenyei kistérségek). A már említett dél-dunántúli alacsony-alacsony klaszter mellett az északkeleti határmenti terület nyugatabbra húzódott. Ezen túlmenően a keleti országrészen több szétszórtan elhelyezkedő alacsony-alacsony klaszter fordult elő. Az ezredforduló után Budapest helyzete már érezhetően jobb, amit a főváros körüli a férfiakénál lényegesen erőteljesebb magas-magas klaszter is visszatükröz valamelyest. Hosszú időn keresztül a fővárosi nők életkilátásai messze elmaradtak attól a szinttől, ami főváros nyújtotta előnyökből, a magasabb életszínvonalból következett volna. Feltételezhetjük, hogy ez a mára eltűnő „paradoxonszerű jelenség” összefüggésbe hozható a nagyvárosi, urbanizált női magatartásminták férfiakéval való hasonlóságával, például a magasabb dohányzási prevalenciával, a női alkoholisták magasabb arányával (Józan 1997), esetleg a magasabb káros környezeti expozíciókkal (légszennyezettség). A Budapest körüli – bár nemenként eltérő kiterjedtségű – klaszter léte arra mutat rá, hogy a főváros körül jelentős életkilátás-javulásra került sor. Hangsúlyozni kell azonban, hogy a kedvező fejlemény csak a legutolsó, ezredforduló utáni időszakról figyelhető meg.

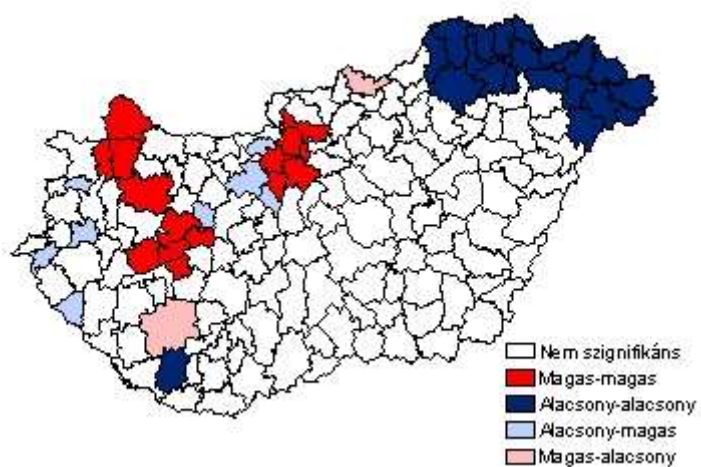
21. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak és nők együtt)
1980–1984



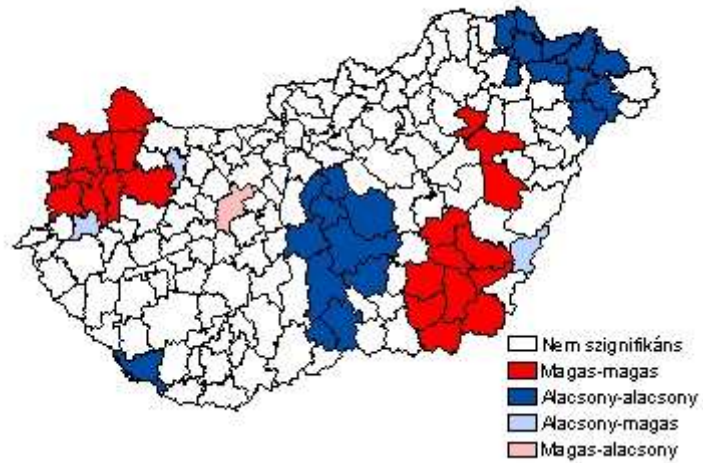
22. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak és nők együtt)
1990–1994



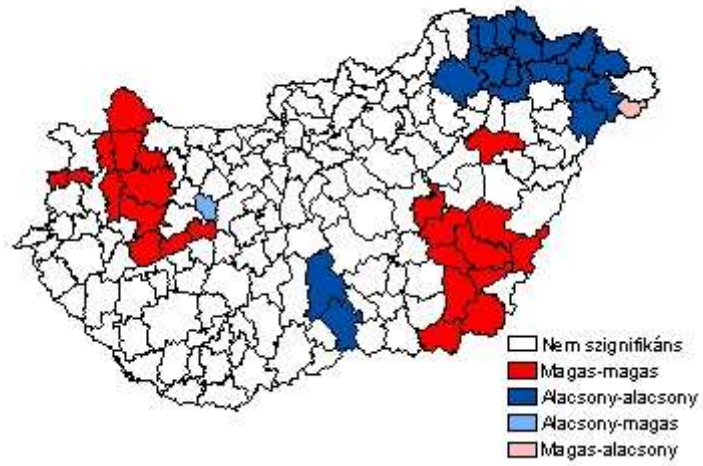
23. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak és nők együtt)
2002–2006



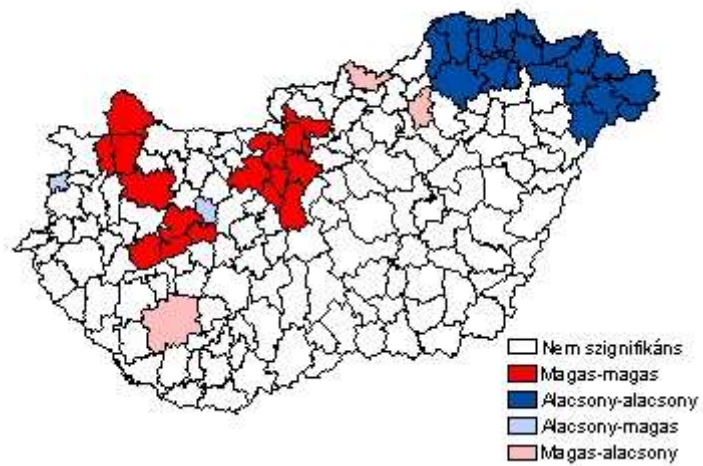
24. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak)
1980–1984



25. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak)
1990–1994



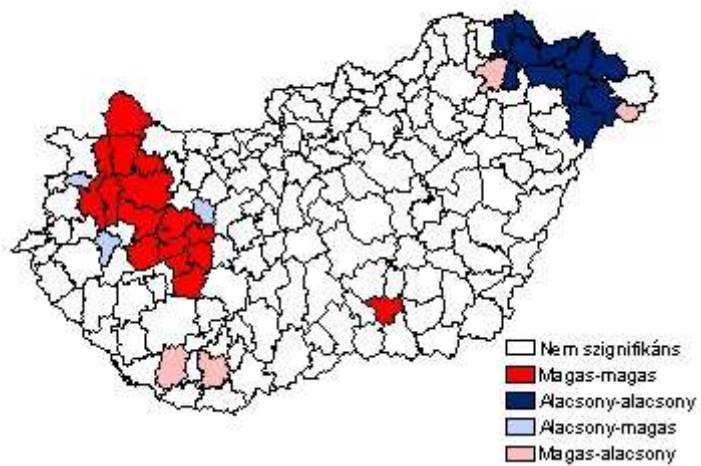
26. térkép. Lokális Moran térkép (Férfiak)
2002–2006



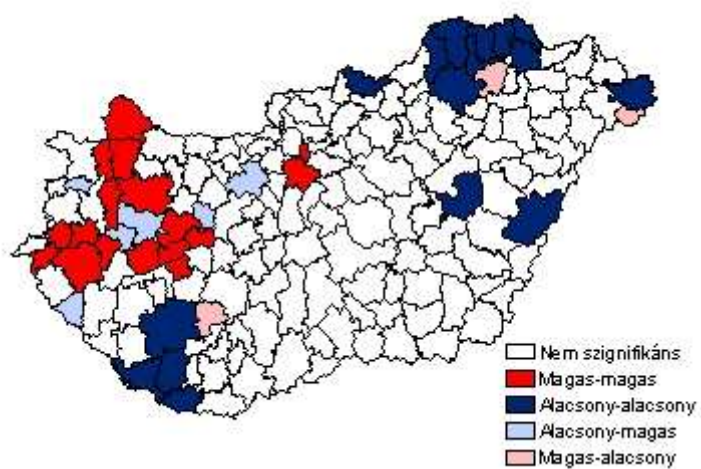
27. térkép. Lokális Moran térkép (Nők)
1980–1984



28. térkép. Lokális Moran térkép (Nők)
1990–1994



29. térkép. Lokális Moran térkép (Nők)
2002–2006



7. A halandóság ökológiai szintű megközelítése

7.1. Lehetőségek és korlátok a területi elemzéseknél

Mielőtt a hazai empirikus tapasztalatok ismertetésére vállalkoznánk, fontosnak ítéltém a területi szintű elemzésekben rejlő lehetőségeket, és vele párhuzamosan a felmerülő korlátokat is bemutatni. Mindenekelőtt le kell szögezni, hogy az ökológiai (területi szintű) megközelítések nem tartoznak a legnagyobb elismertségű megközelítések közé. Ennek oka az, hogy a megfigyelések nem egyénekre (individual-level), hanem „csoportokra” (group-level), térben megjelenített, általában összevont adatokra vonatkoznak. Szociológiai, epidemiológiai nézőpontból jogosan mondható el róluk, hogy a területi megközelítésekre egyfajta korlátozottság, töredékség jellemző (incomplet design). A fenti jogos kritikát megfogalmazó Morgenstern (1998) az ökológiai szintű megközelítések három fő típusát különítette el. Az első típust aggregátum szintű méréseknek nevezte, amelyek individuális megfigyelésekből származtatottak (a dohányzók aránya a népességen belül, a mediánjövedelem alatti családok aránya). Ebben az esetben a megfigyelt csoportok (háztartások, családok), egyének (mozgássérültek, korlátozottak) attribúciói, expozíciói ismertek, de egy bizonyos területi skálára összevontan jelenítik meg őket. A második típust a környezeti mutatók alkotják. Erre példa lehet a környezeti terhelés az adott területen vagy a napfényes órák száma. Az analógia módszertani szempontból szoros a megelőző típussal. Végül a harmadik esetben ún. globális mérőszámokkal dolgozunk. Ezek olyan aggregátumok, amelyeknél az egyedi ismérvek nem meghatározottak. Az egy főre jutó jövedelem, egy adott területre jellemző átlagos jövedelem eseteiben nem tudjuk, hogy a jövedelem eloszlása milyen, nem ismert az alacsony jövedelmekkel rendelkező háztartások aránya. Vagy egy másik példával szemléltetve: a lakósűrűségnél meg tudjuk határozni az egy szobára jutó lakónépességet, de nem tudjuk megmondani, hogy a magas értékek a háztartások mekkora hányadában fordulnak elő. Sajnos a hazai statisztikai adatforrások szinte teljes mértékben nélkülözik az első típusú területi adatokat. Módszertani szempontból, pusztán a területi adatokkal történő modellezés esetében nincs jelentősége az említett megkülönböztetésnek. A tartalmi különbség azonban nyilvánvaló.

Az ökológiai szintű vizsgálatok során számos hátránnyal kell számolnunk. Ezek közül az egyik legjelentősebb az ökológiai torzítottság (Ecological Bias). E téren Robinson (1950) volt az első, aki választási adatok alapján matematikai apparátussal, a korreláció segítségével rámutatott arra, hogy az egyéni szintű és a területi szintű adatok kapcsolata eltérhet. A jelenség ökológiai tévkövetkeztetésként vonult be a szakirodalomba (Ecological Fallacy). Ökológiai tévkövetkeztetésről beszélünk akkor, ha például a közlekedési balesetek kapcsolatát vizsgáljuk valamely durva területi skálán a jövedelem-színvonal függvényében. A két változó közötti pozitív kapcsolatból azt a következtetést vonhatnánk le, hogy a jövedelmek növekedésével párhuzamosan nő a balesetek száma. Ugyanakkor elemi szinten vizsgálva azt tapasztal-

juk, hogy az alacsonyabb státusú, korszerűtlenebb gépjárművekkel közlekedőkből kerülnek ki a balesetek elszenvedői. Az ökológiai adatokból levonható következtetéseknél gondosan kell eljárni. Különösen így van ez akkor ha az aggregált adatokból elemi-individuális szintre vonatkozó megállapításokat teszünk. A becslési eredmények ilyenkor történő naiv interpretációja felettébb kétséges. Hacsak nem teljesül a különböző elemzési szinteken a homogenitás extrém állapota, a mikroszintre levont következtetések hamisak és félrevezetőek lehetnek (Messner–Anselin 2004).

A harmadik probléma az alacsony esetszámból fakad (small number problem/small area problem). Gatrell (2002) a következő példát említi: tegyük fel, hogy a mortalitás mértékét standardizált arányszámok segítségével vizsgáljuk, a megfigyelt térelem mérete kicsi (népességszáma alacsony), a vizsgálat három éves periódust fog át. A halálesetek száma a településen 2, a standardizált arányszám 150. Ha a halálesetek száma változik, mondjuk nincs, 1, 2 vagy öt, az SHH értékei is változnak, értékük 0, 50, 100 és 250 lesz. Az ilyen esetek egyértelmű bizonyítékai a stabilitás hiányának és a kis területegységek okozta problémáknak. Amennyiben a területek népesség nagysága nem egyezik meg, a ráták, hányadosok varianciái sem lesznek konstansak, hanem inverz módon kapcsolódnak a népességszámhoz (a nagyobb méret egyúttal a precízebb becsléseket jelent)²⁸. Jelen esetben az alkalmazott kistérségi lehatárolás lényegesen stabilabb, robosztusabb értékeket eredményezett, finomabb területi skálán (például települési adatoknál) azonban Gatrell térepidemiológiai szempontból korántsem extrém példája teljesen életszerű.

Ugyancsak nehézséget okozhat a változtatható területegység problémája (Modifiable Areal Unit Problem – MAUP). A területi (demográfiai) adatoknál a lehatárolás önkényes (települési, megyei, választási körzet, népszámlálási körzet szerinti). A területegységek kiválasztásával a következtetések is módosulhatnak (Dusek 2003, Gatrell 2002). A területi adatok ilyenkor aggregálása egyszerű skála-hatást jelent (scale effect). Egy másik speciális eset a zónahatás (zoning effect), ekkor a megfigyeléseinket nem különböző területi skálákra aggregáljuk hierarchikusan, hanem a hangsúly az eltérő típusú összevonáson van, miközben a területi skála változatlan. A változtatható területegység problémája ellenére a közigazgatási határok elfogadottsága mellett szól az az érv, hogy a döntéshozók és a szélesebb társadalmi közönség számára is létező területi entitásokra vonatkozó információkat közölnek.

²⁸ A varianciák instabilitása három fontosabb következtetést jelent a térbeli elemzéseknél. Először is az alacsonyabb népességnagyságú területelemeknél (amennyiben az adatok nincsenek megfelelően simítva) a megfigyelhető nagyobb variancia a leíró térbeli adatelemzés (ESDA – Exploratory Spatial Data Analysis) interpretációját befolyásolja. Másodszor, tradicionális tesztstatistikákat alkalmazva a variancia instabilitásának jelenléte hamis területi autokorrelációt jelezhet. Ugyanis a területi autokorrelációs tesztek (Moran I, Geary C.) a térbeli stationeritás fennállását feltételezik. Az értékek varianciáinak extrém instabilitása veszélyezteti a fenti előfeltevést, és ezért nem megalapozott következtetések levonását eredményezheti. Harmadszorban a nem konstans variancia a regressziós modellek hibatagjainak heteroszkedasztikus viselkedését eredményezi (Messner–Anselin 2004).

Nyilvánvaló hátrányuk ellenére, Morgenstern több érvet sorakoztatott fel az ökológiai szintű elemzések mellett (Morgenstern 1998). 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. Sajnálatosan a hazai törvényi szabályozás erősen korlátozza az ilyen típusú megközelítéseket, bár kevés számú kivétel azért akad (Moksony 2003). Számos esetben az individuális megközelítések nem alkalmasak a jelenség magyarázatára. Környezeti hatások időbeli vizsgálatánál az elemi szintű megközelítések korlátozottak, különösen így van ez térbeli halálózási/megbetegedési klaszterek vizsgálatánál. Morgenstern szerint a területi adatok vizsgálata és prezentációjuk egyszerűbb a mintavételen alapuló kutatásokhoz képest.

A szociológia talán túlzottan is hajlamos a népesség egészségi állapotát egyéni szintű okokra visszavezetni, a területi adatoknál látott kapcsolatokat pusztán kompozicionális okokkal (összetételhatással) magyarázni. Noha évtizedek óta ismert a többszintű modellezés technikája (Multilevel analysis), amellyel a két hatás (az elemi megfigyelések szocio-ökonómiai, életmódbeli attribúciói és a kontextuális, környezeti, térspecifikus jellemzők) együttesen is vizsgálhatók (Blakely–Woodward 2000). Angliában és Walesben White és szerzőtársai (2005) az elemi szintű magyarázóváltozók hatása mellett kontextuális hatást is detektáltak. Állításuk szerint a térbeliség hatása ott domborodik ki, ahol markáns és történetileg stabil társadalmi-gazdasági és más exogén törésvonalak szabdalják az adott országot. A többszintű modellezés tapasztalatai egyértelműen azt mutatják, hogy a kontextuális hatás nagysága elmarad az egyéni szintű magyarázat erejétől.

7.2. A deprivációs mutatók a szakirodalomban

A népesség egészségi állapotának, mortalitásának területi szintű alakulását egyedi változókkal vagy kompozit indikátorok segítségével vizsgálhatjuk. Az előbbi esetében a mortalitásra ható megfelelő indikátorkészlet kerül kijelölésére. A változókészlet a jelenséghez legjobban közelítő változókat tartalmazza, amelyekről feltételezzük, hogy összefüggésben állnak a vizsgálat tárgyával. Az ökológiai szintű kutatások durvaságuk ellenére is viszonylag jól tükrözhetik vissza a különböző népegészségügyi problémák háttérének okait. Ugyanakkor a nem megfelelő változókészlet általában kevés sikerrel kecsegtet. Például a hazai statisztika eddigi próbálkozásai meglehetősen visszafogott eredményeket produkáltak akkor, amikor az öngyilkosságok területi okait pusztán szocio-demográfiai tényezőkkel próbálták feltárni (Cseh-Szombathy–Andorka–Vavró 1968; Jobb 1973). Davey Smith és kollégái által jegyzett rövid írás brit példákat említve jegyzi meg, hogy az anyagi jólét hiányára, alacsony társadalmi státusra utaló változók jól magyarázzák a kardiovaszkuláris mortalitást, tüdő- és gyomordaganatos halálozásokat, de nem megfelelőek például az öngyilkosság esetében (Davey Smith et al. 2001).

Az epidemiológiai 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 mutatószámában szintetizáljuk. Az indexekkel kapcsolatos egyik legfőbb módszertani probléma a komponensek kiválasztása, illetve súlyozása (Lengyel 2002). Továbbá az, hogy az egyedi hatások a változók összesűritése után értelemszerűen eltűnnek, fontos információkat elveszítve ezzel. Az egészséggel kapcsolatos kutatásokban döntő részben a deprivációra utaló indikátorok alkalmazása terjedt el. Valamennyi deprivációs mutató közös jellemzője, hogy létező, méretében kicsi területegységekben élő populációk életkörülményeit próbálják mérhetővé tenni. Következésképpen a deprivációs indexek az életszínvonalat és a territóriumot kapcsolják össze. Ebből két megkerülhetetlen probléma fakad, egyrészt a megfigyelési egység lehatárolása (mérete), másrészt a deprivációs index interpretálása. A szakirodalomban teljesen bevett gyakorlat, hogy a vonatkozó területnek kellően kicsinek kell lennie (Bartley és Blane 1994). A gyakorlatban azonban nincs egyértelmű küszöbhatár arra vonatkozóan, hogy mit kell kis területen érteni. Az Egyesült Királyságban választási körzetek, másutt így például Skóciában irányítószám alapján történik a lehatárolás. A másik probléma esetében arról van szó, hogy a deprivációs indexek implicite abból a (kényszer)feltevésekből indulnak ki, hogy a megfigyelt területek homogének, az ott élő emberek azonosak. Itt azonban muszáj annak tudatában lennünk, hogy nem minden deprivált él deprivált területeken, és nem minden deprivált területen élő deprivált.

Smith és szerzőtársai szerint négy esetben indokolt kompozitmutatók használata. Egyrészt, ha az elemi szintű adatok nem hozzáférhetőek. 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 akarjuk kontrollálni. Végül akkor, ha csak az explicit hatást kívánjuk érzékeltetni. Sok esetben azonban összetett mutatószámok alkalmazására azért kerül sor, mert a magyarázóváltozók között olyan erős kapcsolat van, amely miatt a modellekkel szemben megfogalmazott követelmények (változók közötti kapcsolat okozta kollinearitás) veszélyeztetik a becslések validitását.

A morbiditással és még inkább a mortalitással kapcsolatos kompozitindikátorok őshazája Nagy-Britannia. E tradíció mintegy három évtizedes múltra tekint vissza, és folyamatosan bővülő, egyre cizelláltabb, a jelenségekre egyre érzékenyebb indikátorok létrejöttéhez, a korábbiak finomításához vezetett. Ennek okai nem csupán a kutatói igényességre, a területi különbségek csökkentésének fontosságára vezethetők vissza, hanem mert az életminőség területi különbségei az egészségügyi finanszírozásban is megjelennek (Reijneveld et al. 2000, Lorant et al 2001). (Magyarországon is létezik a hátrányos körzetek magasabb háziiorvosi kártyapénze. Ellentétben azonban Nagy-Britanniával a deprivált területek magasabb finanszíro-

zásával a betöltetlen háziiorvosi praxisok száma gyakorlatilag megszűnt. A hazai gyakorlat a hátrányos helyzetet a kártyapénzen belül a területi kiegészítő díjjal és a korcsoport összetétel által meghatározott teljesítménydíjjal kompenzálja, ami évek óta változatlan összegű. Az elmentételezéssel a betöltetlen háziiorvosi praxisok számát nem sikerült megszüntetni.)

Az első próbálkozás Brian Jarman nevéhez fűződik (Jarman 1983; 1984). Maga a problémafelvetés, a területek depriváció alapján történő rangsorolása is kifejezetten az orvosi praxisra nehezedő, térben eltérő mértékben jelentkező társadalmi karakterjegyek felől tartotta fontosnak a problémák feltérképezését. Az eredeti felvetés nem a depriváció, hanem a társadalmi, szolgáltatási tényezők számbavétele volt. A mögöttes társadalomfilozófiai tartalom pedig az igazságosság elvére épült. Arra tudniillik, hogy a jobban rászorulóknak, a kedvezőtlenebb körülmények között élők több támogatást kapjanak (Judge–Mays 1994a; 1994b). A gyakorlatban a háziiorvosi praxisok (general practitioners) számára kiküldött kérdőívek különböző társadalmi (idős emberek aránya, munkanélküliség, rossz lakáskörülmények, túlsúlyosság, alacsony társadalmi osztályúak magas aránya, kriminalitás, vandalizmus előfordulása a körzetben, etnikai részarány, nem házasságok aránya, egyszülős háztartások, egyedül élő idős emberek, egészségügyi ellátás különböző nehézségei) és szolgáltatásbeli problémák fontosságát voltak hivatottak felmérni 0–9 közötti skálán. Végül a szolgáltatások deficitjére utaló változókat Jarman elhagyta, és a társadalmi hátrányok összetett mutató számát alkotta meg, amely az alulprivilegizált területek (Underprivileged Areas – UPA) elnevezést kapta. A változókészlet alapvetően népszámlálási adatokból épült fel, és a nyolcvanas évek végétől a háziiorvosi praxisok többletfinanszírozásának kereteit jelölte ki.

Jarman mellett a brit szakirodalomban két további index a Townsend-féle materiális deprivációs mutató és a Carstairs által kidolgozott Carstairs-Index a legismertebb. A mutatók összetételét és a hozzájuk tartozó súlyt a 6. táblázat foglalja össze. A különböző indikátorok közötti különbség nem csupán az összetételben, hanem a mutatók súlyozásában tér el. A Jarman-indexnél az orvosok által kitöltött kérdőívek kérdéseire adott válaszok átlagos pontértékei alapján határozták meg a súlyokat. A Townsend-féle deprivációs mutató célzottan a depriváció materiális, szocio-ökonómiai jegyeit igyekezett leképezni. A mutatóban a munkanélküliség és a lakásürűség természetes logaritmusára került kiszámításra, majd valamennyi változó standardizálásra $(x_1 - x_{\text{átlag}}) / \sigma$ és végül súlyozatlanul összegzésre.

A Carstairs-index Skóciában született, a szakirodalomban SCOTDEP-ként is ismert. A mutató nagyon hasonló a Townsend-féle deprivációs indexhez, azzal a különbséggel, hogy Carstairs és Morris a skót sajátosságokat helyezte előtérbe. Mivel Skóciában a női munkanélküliség nem meghatározó, ezért csak a férfiak munkanélküliségét vették figyelembe. Az indexben szereplő négy változónál nincs logaritmikus transzformáció, egyszerűen a standardizált értékeket összegzik. A három index közül a Jarman (UPA 8) kiszámítása bonyolultabb, a változók egyrészt transzformáltak. Minden változó négyzetgyökének az arcus sinusa lett kiszámítva (kizárólag olyan változókra alkalmazható, ahol a változók értékei 0–1 értéktartomá-

nyokban helyezkednek el) ezzel sikerült a változók normális eloszlását és a variancia stabilitását biztosítani. Majd a transzformált értékeket standardizálták és a 6. táblázat súlyainak megfelelően súlyozottan összegezték.

6. táblázat. A Carstairs, a Jarman és a Townsend-féle deprivációs indikátorok összetétele és az egyedi változóknál használt súlyok

<i>Mutatók</i>	<i>Carstairs</i>	<i>Jarman (UPA)</i>	<i>Townsend</i>
Munkanélküliség (férfi + női)		3,34	x
Munkanélküliség (férfi)	x		
Autó hiánya	x		x
Alacsony társadalmi osztály (IV/V)	x		
Képzetlenek (SEG 11)		3,74	
Túlszűfoltosság	x	2,88	x
Bérelt lakás			x
Egyszülős háztartások		3,01	
Öt év alatti gyermekek		4,64	
Egyedül élő nyugdíjasok		6,62	
Elmúlt évben költözők		2,68	
Etnikai kisebbségek		2,50	

Forrás: Carstairs 2006: 55. p.

A deprivációs mutatók száma az elmúlt időszakban tovább bővült. Az 1990-es népszámlálás adatai alapján Forest és Gordon (1993) két különböző deprivációs mutatót alkottak. A MATDEP-et, amely a depriváció közvetlen mérésére született (háztartások aránya, ahol az egy szobára jutó személyek száma meghaladja az egyet; háztartások aránya, ahol nincs fürdőszoba/tusoló vagy WC; a központi fűtés nélküli háztartások, valamint az autó-tulajdonosok nélküli háztartások). A MATDEP-nél valamennyi értéket osztották az előforduló maximummal, és súlyozatlanul összegezték azokat. A másik mutató, a SOCDEP alapvetően indirekt jelzőszámként került meghatározásra, a cél a társadalmi körülmények potenciális áldozatainak körülhatárolása volt (munkanélküliek aránya, egyedül élő nyugdíjas háztartások aránya, egyszülős háztartások aránya, tartós betegségben szenvedők aránya). A mutató számítása hasonló volt a MATDEP-hez. Az ezredforduló időszakára datálható a többváltozós deprivációs index (Index of Multiple Deprivation 2000), amely angol kormányzati szerv (Department of Environment) munkájának az eredménye. Az index a különböző társadalmi hátrányokat és a szolgáltatásokhoz való hozzáférést (közlekedési idő, távolság) összegzi választási körzetenként. A mutató mortalitási adatok esetében csekély eredményt hozott, mivel a szolgáltatásoktól való távolság (megközelíthetőség) és a mortalitás között alapvetően ellentétes előjelű kapcsolat volt, hiszen a magasabb státusúak a városok szuburbiáiban élnek (Niggerbrugge et al. 2005).

Az angol nyelvű szakirodalomban jelentős számú publikáció foglalkozott az egészségi állapot/mortalitás és a különböző deprivációs mutatók kapcsolatával (Dolan et al. 1995,

Eachus et al. 1996, Phillimore és Beattie 1994). A korai írások általában a deprivációs pontértékek alapján rangsorolták a területeket, majd a kvintilisekbe, decilisekbe sorolt területekhez rendelték hozzá a mortalitás szintjét (Phillimore és Beattie 1994). Az általános tapasztalatok azt bizonyították, hogy a komplex mutatók meggyőző sikerrel alkalmazhatók az összmortalitás magyarázatakor és minden olyan haláloknál, ahol a gazdasági-társadalmi okok markáns szerepet játszanak (Davey Smith et al. 2001, McLoone–Boddy 1994).

Több tanulmány kritikai álláspontot fogalmazott meg a kompozitindikátorokkal kapcsolatban. O'Reilly vitatta a mutatók érvényességét, mivel azok alapvetően a gazdaságilag aktív népességre vonatkoznak, az idősebb népesség életszínvonaláról érdemi mondanivalóval nem bírnak. Részben ennek köszönhetően, részben a pedig az idősebb életkorokban megfigyelhető túlélési valószínűségek hasonlósága miatt a deprivációs mutatók nem kellően megfelelőek (O'Reilly 2002). Dixon és szerzőtársai a háziiorvosi finanszírozás Jarman-féle pontértékének területi validitását kérdőjelezték meg, érvelésük szerint a lehatárolással a érintett súlyponti (többletfinanszírozott) területek is változnak. Tanulmányukban arra is kitértek, hogy a deprivációs indexek egymástól eltérnek. Összességében a megfogalmazott kritikák (változtatható területegység, összetétel, súlyozás) bármely más kompozitindikátorról elmondhatók.

A hazai tapasztalatok összegzése messze meghaladja kereteimet, így csak néhány fontosabb, a vizsgálat szempontjából relevánsabb mozzanatot emelnék ki. A magyar területfejlesztési, geográfiai, tértudományi irodalomban számos kompozit indikátor létrehozására került sor. Általánosan elmondható, hogy az elemzések homlokterében területi egyenlőtlenségi mutatók kidolgozása, majd a kapott a pozíciók/pontértékek keresztmetszeti bemutatása állt (Molnár 2002; Dobosi 2003). A kistérségi és településszintű kompozit mutatók tekintetében Faluvégi Albert munkásságát kell mindenekelőtt kiemelni (Faluvégi 1998; 2000; 2004; 2008; Faluvégi–Tipold 2007; 2009). Faluvégi a területfejlesztési támogatások odaítéléséhez szükséges lehatárolások mellett számos írásában elemezte a hazai területi egyenlőtlenségek fontosabb jellemzőit, ezek időbeli alakulásait és a várható scenáriókat (lásd például Faluvégi 2005). Ugyancsak jelentős számú publikáció született az emberi fejlettség területi mérésének mezsgyéjén (Husz 2001; 2002; Garami 2009; Obádovics–Kulcsár 2003). Összességében azonban talán nem túlzás azt állítani, hogy a kompozit indikátorok elsődleges célja nem valamely egyedi jelenség feltárása volt. Így például a hazai szakirodalom mai napig nem dolgozott ki megfelelő indikátorstruktúrát a mortalitási különbségek magyarázatára. Bár a fejlettségi mutató; mint magyarázó változó alkalmazására több esetben sor került (Hablicsek 2003; Klinger 2006a; 2006b).

8. A hazai kistérségi mortalitás kersztmetszeti elemzésének egy lehetősége

8.1. A magyarázóváltozók kiválasztása

A kistérségi várható élettartamok magyarázóváltozói közé olyan háttérváltozókat gyűjtöttem össze, amelyek a nemzetközi, valamint a hazai szakirodalmi utalások szerint az ökológiai szintű elemzéseknél sikerrel alkalmazhatók és amelyek a makroszintű elemzésnél is relevánsnak bizonyultak (Spijker 2004; Lorant et al. 2001). A magyar nyelvű szakirodalomban Vitrai és szerzőtársai használtak hasonló kontextuális változókészletet (Vitrai et al. 2008). A magyarázóváltozókat hat fő blokk alapján csoportosítottam: az anyagi-vagyoni jólét, a deprivációra közvetlenül utaló indikátorok, a szocioökonómiai státust megjelenítő iskolázottság és foglalkozási rétegződés, a munkaerő-piaci jellemzők, a társadalmi tőke, jövedelem változói (7. táblázat). Az illetén történt csoportosítás tartalmaz önkényes elemeket, de – mint a későbbiekben látni fogjuk – ennek módszertani jelentősége nincs, mivel az 1–6 blokkok nem önálló magyarázó változókat fognak alkotni. A változók többségénél a 2001–2006 évek adatait vettem figyelembe, a képzett változók ezen időszak évi átlagát mutatják. Bár hangsúlyozni kell, hogy lényeges elmozdulások területi metszetben ilyen rövid 2001 és 2006 között meg-
rázkódítás nélküli időszakban jellemzően nem fordulnak elő. Valószínűsíthető, hogy az említett időszakból kiválasztott egyedi évek is hasonló struktúrát jeleztek volna. A táblázatban szereplő egyéb magyarázóváltozók nem szükségszerűen kötődnek az általam alkalmazott materiális depriváció felé hajló megközelítéshez (a roma népesség aránya, a népsűrűség, az egészségügyi ellátás, az elváltak aránya a népességen belül, a tüdődaganatos halálozások standardizált arányszáma). Ezek a változók a regressziós modellekbe önállóan lépnek be, és arra a kérdésre adnak választ, hogy a depriváció kontrollja mellett léteznek-e további additív szignifikáns hatások. Ugyancsak a magyarázó változók között szerepel a Faluvégi Albert (2008) által készített komplex fejlettségi mutató, amely esetében arra voltam kíváncsi, hogy a jelenlegi jogszabályok által előírt fejlettségi index milyen prediktora a várható élettartamnak. A magyarázóváltozók bevonásának indoklásáról a későbbiekben részletesebben szólok. Az adatok túlnyomó része a területi statisztikai adatbázisban, a TSTAR-ban található, más részük népszámlálási adat, amelyet a KSH hivatalosan publikált. Ezenkívül szerepeltettem két olyan változót, amelyek a census elemi szintű adataiból lettek képezve, egyetlen, a KSH adatbázisában nem fellelhető adat a 2002-es országgyűlési választásokon való részvétel volt.²⁹

²⁹ A választási részvételi adatok a Forsense Piackutató és Stratégiai Tanácsadó Intézet adatbázisából származnak.

7. táblázat. A változókészlet leírása

A változó neve	Tartalma	Forrása	Év(ek) ^{a)}
1. Az anyagi-vagyonai jólét indikátorai			
ISDN0106	1000 lakosra jutó ISDN-vonalak száma	KSH, TSTAR	2001–2006
CAR0106	1000 lakosra jutó személygépkocsik száma	KSH, TSTAR	2001–2006
HOME0106	1000 lakosra jutó épített lakások száma	KSH, TSTAR	2001–2006
2. A depriváció közvetlen indikátorai			
UNCOMF01	Komfort nélküli és szükséglakások aránya a lakott lakásokon belül, %	KSH, Cenzus	2001
KGYOGY0106	1000 állandó lakosra jutó közgyógyellátási igazolvánnyal rendelkezők száma	KSH, TSTAR	2001–2006
RSEG0106	Rendszeres szociális segélyben részesítettek 1000 lakosra jutó átlagos száma	KSH, TSTAR	2001–2006
3. Szocioökonómiai státus, iskolázottság			
DIFFERT ^{b)}	Egy 30 éves és idősebb 8 osztály alatti végzettségűre jutó azonos korú diplomások száma	KSH, Cenzus	2001
MEANTOT ^{b)}	A 15 éves és idősebb népesség által átlagosan elvégzett osztályok száma	KSH, Cenzus	2001
ELIT	A vezető értelmiségiek aránya a 15–59 éves foglalkoztatottakon belül, %	KSH, Cenzus	2001
4. Munkaerőpiac			
UN0106	Munkanélküliségi arány a 18–59 éves állandó népességre, %	KSH, TSTAR	2001–2006
TUN0106	Tartós munkanélküliségi ráta (180 napon túli nyilvántartott álláskeresők) a 18–59 éves állandó népességre, %	KSH, TSTAR	2001–2006
NO9601	A munkanélküliségi ráta változása 1996–2001 között, 1996=100,0%	KSH, TSTAR	1996, 2001
NOFOGL	Azon családok aránya, ahol nincs foglalkoztatott (a család tagjai munkanélküliek, inaktív keresők, eltartottak)	KSH, Cenzus	2001
5. Társadalmi tőke			
RESZVET02	A részvételi arány a 2002-es választásokon, %	FORSENSE	2002
NONPROF00	1000 lakosra jutó nonprofit szervezetek száma	KSH, TSTAR	2000
6. Jövedelem			
ALAP0106	Egy adózóra jutó személyijövedelemadó-alap	KSH, TSTAR	2001–2006
OLINC01	Egy állandó lakosra jutó személyijövedelemadó-alap az országos átlag %-ában (Budapest nélkül)	KSH, TSTAR	2001
7. Egyéb magyarázóváltozók			
FLC	Tüdő és hörgő rosszindulatú daganata okozta halálozások standardizált arányszáma 2000–2006 között, férfiak	KSH, DEMO	2001–2006
NLC	Tüdő és hörgő rosszindulatú daganata okozta halálozások standardizált arányszáma 2000–2006 között, nők	KSH, DEMO	2001–2006
TLC	Tüdő és hörgő rosszindulatú daganata okozta halálozások standardizált arányszáma 2000–2006 között, összesen	KSH, DEMO	2001–2006
ROMA	A cigány, romani, beás népesség aránya a népességen belül, %	KSH, Cenzus	2001
DENS	Népsűrűség (fő/km ²)	KSH, TSTAR	2000
DOCTOR	Az orvossal rendelkező településeken élők aránya a kistérségen belül, %	KSH, TSTAR	2001
HOSP1	300 ágy feletti kórház léte (0 = nem, 1 = igen)	KSH, TSTAR	2001
HOSP2	200 ágy feletti kórház léte (0 = nem, 1 = igen)	KSH, TSTAR	2001
MDIW	Elváltak, házastársuktól külön élők aránya a népességen belül, (férfiak)	KSH, Cenzus	2001
WDIW	Elváltak, házastársuktól külön élők aránya a népességen belül, (nők)	KSH, Cenzus	2001
TDIW	Elváltak, házastársuktól külön élők aránya a népességen belül, (összesen)	KSH, Cenzus	2001
KOMP	Komplex fejlettségi mutató	Faluvégi A.	2006

^{a)} évi átlag, ^{b)} nem publikált adat, Jónás István számításai alapján.

A változók részletes leírását az 7. táblázat tartalmazza. A függőváltozó a születéskor várható élettartam, amelyet az eddigi elemzési gyakorlattól eltérően nem öt, hanem hat év (2001–

2006) adatai alapján állítottam össze, ezzel valószínűleg még pontosabb becsléseket sikerült létrehozni. Az adatbázis a férfiak (LEM0106), a nők (LEW0106) és a két nem együttesen várható élettartamát (LE0106) tartalmazza.

8. táblázat. A változók deskriptív jellemzői^{a)}

Magyarázóváltozók						
	Átlag	Minimum	Maximum	Szórás	Ferdeség	Kolmogorov–Smirnov Z.
ISDN0106	2,85	148,97	32,33	21,10	1,82	1,986
CAR0106	145,11	416,89	245,04	49,78	0,45	0,642*
HOME0106	0,30	12,00	2,82	2,03	1,77	2,301
UNCOMF01	5,62	48,42	22,23	9,63	0,37	0,906*
KGYOGY0106	23,97	121,18	53,05	17,58	0,80	1,025*
RSEG0106	0,59	83,77	19,13	19,03	1,34	2,638
DIFFERT	0,13	3,27	0,58	0,51	2,21	2,890
MEANTOT	8,71	11,65	9,80	0,60	0,68	1,034*
ELIT	8,69	31,98	15,72	4,23	1,20	1,618
UN0106	1,61	24,61	8,31	4,62	0,96	1,391
TUN0106	0,64	15,21	4,03	2,84	1,21	1,725
NO9601	42,47	126,20	75,14	16,23	0,32	0,781*
NOFOGL	20,48	53,66	33,67	7,83	0,55	1,267*
RESZVET02	55,06	78,21	68,04	4,87	-0,18	0,575*
NONPROF00	2,61	11,15	5,64	1,68	0,82	1,010*
ALAP0106	741535,86	1770809,13	1078546,20	188528,48	1,02	1,616
OLINC01	48,41	174,46	91,75	26,05	0,65	1,060*
Egyéb magyarázóváltozók						
FLC	56,41	159,10	104,01	20,53	0,21	0,738*
NLC	35,03	152,46	86,87	21,03	0,20	0,640*
TLC	58,44	149,57	99,66	18,06	0,15	0,684*
ROMA	0,078	18,73	2,743	2,95	2,48	2,379
DENS	24,44	3349,85	117,31	264,41	11,16	4,805
DOCTOR	44,76	100,00	89,05	11,54	-1,18	2,220
MDIW	3,91	12,09	7,44	1,68	0,02	0,785*
WDIW	4,10	14,15	8,02	2,01	0,19	0,711*
TDIW	3,91	12,09	7,44	1,68	0,02	0,785*
KOMP	1,51	4,56	2,93	0,75	0,23	1,032*
Függőváltozók						
LEM0106	63,06	72,19	67,76	1,69	-0,002	0,538*
LEM0106	74,26	78,93	76,65	1,11	0,001	0,615*
LE0106	68,30	75,61	72,12	1,39	0,070	0,583*

^{a)} HOSP1 és a HOSP2 dummy változók nélkül, * $p > 0,05$

A kutatásban szerepeltetett változók leíró statisztikáját a 8. táblázat tartalmazza. A Kolmogorov–Smirnov teszt szignifikanciaértéke jelzi, hogy a változók közül az ISDN elterjedtsége, az épített lakások száma, a segélyezettség, a társadalom megosztottságát jelző magas és alacsony iskolázottságúak aránya, a munkanélküliségi változók, a magas beosztásúak és a jövedelemadó-alap nem normális eloszlást követtek. A későbbiekben a modellekbe önállóan belépő változók közül a roma népesség aránya, a népsűrűség és az orvossal nem rendelkező településeken élők

arányának eloszlása volt ferde. A standardizált arányszámok normális eloszlást követtek. A változók közötti kapcsolatot Pearson-féle korrelációval vizsgáltam (9. táblázat).

A korrelációs táblázat utolsó három sorában szereplő értékek a várható élettartamok és a magyarázóváltozók közötti kapcsolatot mutatják. (A munkanélküliség és az iskolázottság esetében rendelkezünk területi nem-specifikus adatokkal, de ezek olyannyira szorosan korreláltak a teljes népességre vonatkozó megfelelő variánsaikkal, hogy nem láttam értelmét külön szerepeltetésüknek). Az általános tapasztalat szerint a magyarázóváltozók erősebben korrelálnak a férfi várható élettartamokkal. A kapcsolatok erőssége az eredmény és a magyarázóváltozók között eltérő volt. A férfiaknál nem ritka a 0,7–0,8 közötti r érték (autók fajlagos száma, komfort nélküli lakások aránya, munkanélküliség, átlagos jövedelem-színvonal). A nőknél a magyarázó változók közül egyetlen egy sem korrelált 0,7 felett a várható élettartammal. Érdeklenség, hogy a családok dezintegráltságát jelző elvált vagy házastársától különélő családi állapot korrelációs együtthatója $r=0,136$, és nem szignifikáns a nőknél, míg a férfiaknál $r=0,36$ volt és statisztikailag szignifikáns kapcsolatot jelzett. A korrelációs együttható előjele pozitív volt, amely azt jelzi, hogy a válások száma kedvezően befolyásolja a várható élettartamot. A későbbiekben, a regressziós futtatásoknál azonban látni fogjuk, hogy a parciális együttható előjelei „megfelelőek”, azaz negatívak lesznek.

A változók közötti kapcsolatot mutató r értékek számos esetben rendkívül magasak voltak. Legerősebb kapcsolatot a munkanélküliség és az iskolai végzettség, továbbá a szocioökonómiai státusz változói között találhatunk. A tartós munkanélküliség (TUN0106) korrelációs együtthatója perfekt kapcsolatot jelzett a rendszeres segélyezéssel (RSEG0106), de nagyon erős ($r=0,88$, $p<0,01$) kapcsolata volt a foglalkoztatott nélküli háztartásokkal (NOFOGL) is. A két jövedelmi változó (OLINC01 és ALAP0106) értelemszerűen majdnem ugyanazt magyarázta (a minimális különbség abból adódhat, hogy az OLINC01 2001-es adatokra vonatkozott, és az országos, Budapest nélküli átlagot mutatta). A változók közötti erős kapcsolat lényegi veszélyt jelent a regresszió megbízhatóságára. Matematikai értelemben (multi)kollinearitásról akkor beszélhetünk, ha a magyarázóváltozók egymás lineáris kombinációi. Extrém esetben $X^T X$ szinguláris, ennek következménye, hogy a mátrix nem invertálható $(X^T X)^{-1}$. A legkisebb négyzetekkel történő becslésnél a multikollinearitás jelenléte veszélyezteti a modell által becsült β értékeket, következményként ezek interpretációját, mivel a standard hibák torzítottak lesznek. A gyakorlatban ez úgy jelentkezik, hogy a beléptetett változók közül nagyon kevés lesz szignifikáns, míg a modell illeszkedése látszólag jónak tűnik. A regressziós modellek magyarázóváltozói közötti kapcsolat előzetesen vizsgálható a korrelációs mátrixszal (ahogy ezt eddig tettük). Eljárhatunk úgy is, hogy a változókat különböző kombinációban léptetjük be a modellbe, és ezek t -értékeinek és a megmagyarázott hányadnak (R^2) értékeit vizsgáljuk. Mátrixalgebrai szempontból pedig az X mátrix transzponáltjával ($X^T X$), ahol az alacsony sajátértékek a probléma jelenlétét jelzik (Faraway 2002). A térökonometriai reprezentációknál a multikollinearitás meghatározására az úgynevezett multikollinearitási kondíciós értéket (multicollinearity condition number) használjuk. Az erős kapcsolatok jelenléte kistérségi szinten csak rendkívül korlátozott változósám bevonását tenné lehetővé. Például a meghatározó prediktorok közül a munkanélküliség és az iskolázottság együttes szerepeltetése a késleltetettségi változóval nélkül is magas multikollinearitást okozna. A szakirodalmi utalások szerint amennyiben az MCN értéke 30 vagy szigorúbb hüvelykujj szabály mellett 20 felett van a modell már kellő óvatossággal kezelendő.

8.2. Faktorelemzéssel nyert magyarázóváltozók alkalmazása

Az említett módszertani kényszerek miatt a magyarázóváltozók információtartalmát igyekeztem összesűriteni. A probléma statisztikai megoldásához faktoranalízist alkalmaztam, amely széles körben elfogadott területi vizsgálatoknál is. A halandóság területi ökonometriai elemzésekor belga kutatók ugyanilyen megfontolásból kényszerültek kompozit mutató alkalmazására (Lorant et al. 2001). A számításokat SPSS 17-es verziószámú szoftverével végeztem el. A faktorelemzés révén lehetőség nyílik az egymással korreláló változók által hordozott információ tömörítésére (a kiindulóváltozók számának csökkentésére) és a változók közötti látens kapcsolatrendszer feltárására (Sajtos–Mitev 2007; Székelyi–Barna 2003). A korábbiak-

ban ismertetett magyarázóváltozók körét szűkítettem. A tartós munkanélküliségnek a munkanélküliséggel való szinte tökéletes „együtt járása” azt jelzi, hogy a tartós munkanélküliség a munkanélküliséghez képest érdemi információt nem tartalmaz (magyarán, ahol magas a munkanélküliség, ott annak tartós formája is arányosan magas). A jövedelmi mutatók közül a vizsgált hat év alatti éves átlagot vettem figyelembe.

A faktoranalízis tömörítési módszere az ún. súlyozatlan legkisebb négyzetek módszere (unweighted least squares) volt. A módszer minimalizálja a megfigyelt és a modell által reprodukált kovarianciák különbségeit. A legkisebb négyzetek módszerének legnagyobb előnye, hogy nem tételez fel semmit a változók eloszlásáról, nem követel meg normális eloszlást, ami esetünkben nem is mindig teljesült. Mivel a változók mértékegysége eltért, ezért a modellbe történő beléptetés előtt standardizáltam őket. Az ún. z-score-ozott (egységnyi szórású, nulla átlagú), mértékegységüktől megfosztott változókkal végeztem a futtatást. A kommunalítások (a közös varianciarányad, amely azt mutatja meg, hogy egy változó varianciájának mekkora hányadát magyarázza az összes faktor együttesen), minden egyes változó esetében meghaladta a 0,25–0,3–as, a szakirodalomban még elfogadottnak tekintett minimumértéket. Az épített lakások számánál és a nonprofit szervezetek fajlagos számánál a kommunalitás mérsékeltebb volt (10. táblázat).

10. táblázat. A változókhoz tartozó kommunalítások

<i>Transzformált változók</i>	<i>Kezdeti</i>	<i>Kapott</i>
Zscore(ISDN0106)	0,75669	0,75310
Zscore(car0106)	0,79931	0,71014
Zscore(home0106)	0,57392	0,35996
Zscore(kgyogy0106)	0,68527	0,61070
Zscore(rseg0106)	0,97358	0,92549
Zscore(differt)	0,91431	0,89413
Zscore(meantot)	0,96892	0,96543
Zscore(elit)	0,92919	0,85033
Zscore(un0106)	0,97957	0,98365
Zscore(no9601)	0,66372	0,54179
Zscore(nofogl)	0,92169	0,89461
Zscore(reszvet02)	0,74467	0,61162
Zscore(nonprof00)	0,69405	0,33144
Zscore(alap0106)	0,85570	0,69200
Zscore(uncomf01)	0,79185	0,69646

A faktorelemzés diagnosztikai közül a Bartlett-teszt a bevont változók közötti korrelációval kapcsolatos. A nullhipotézis szerint a változók korrelálatlanok. Ebben az esetben számunkra az a kedvező kimenet, ha a nullhipotézis nem igazolódik, azaz a változók között létezik korreláció. Mivel a modellben szereplő Bartlett-teszthez tartozó $p=0,000$, ebből következik, hogy a változókészlet alkalmazása faktorelemzésre megfelelő, a nullhipotézis elvethető. Egy másik teszt, a Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) érték szintén a változók faktorelemzésre való alkalmasságát ítéli meg. A teszt a megfigyelt változók korrelációs együtthatóinak nagyságát veti össze

a parciális együtthatók nagyságával (Füstös et al. 2004. 253. p.). A mutató értéke 0–1 között helyezkedhet el. Minél közelebb esik a KMO-érték 1–hez, annál jobban illeszkedik a modell az adatokhoz, mivel a parciális korrelációk kicsik lesznek. Az itt bemutatott modellnél a kritérium értéke 0,881 volt, amely alig maradt el a kiválónak tekinthető (0,9-es küszöbtől).

Az elemzés eredményeképpen két olyan faktor jött létre, amelynek a sajátértéke meghaladta az 1-et (11. táblázat). A két faktor a 15 beléptetett változó által hordozott információ 75,1%-át sűrítette (kezdeti sajátértékek alapján). Az első faktor sajátértéke 9,06, a varianciarányad 60,4% volt, a második faktornál ugyanezen értékek 2,2 és 16,7% voltak. A faktorálás utáni megmagyarázott variancia 72,1% lett, a két faktor által megjelenített variancia 37,2% és 34,9%, a sajátérték az első faktornál 5,68, a másodikonál 5,24 volt. A változók egyértelmű interpretálhatósága végett a faktorok tengelyeit varimax rotációval elforgattam. ezáltal a faktorok által magyarázott variancia arányosabbá vált, az interpretáció könnyebbé. A mivel a kapott faktorokat a regressziós modelleknél magyarázó változóként kívánom használni, ezért ortogonális (varimax) transzformációt alkalmaztam. A varimax forgatás jól alkalmazható a faktorok szétválasztására, továbbá nevéből is kitűnhet, hogy a magyarázott varianciát maximalizálja és arányosan elosztja a létrejött faktorok között. Az ortogonális (derékszögű) elforgatásnak köszönhetően a faktorok nem korrelálnak egymással, így a regresszió során a faktorok között nem merülhet fel kollinearitás.

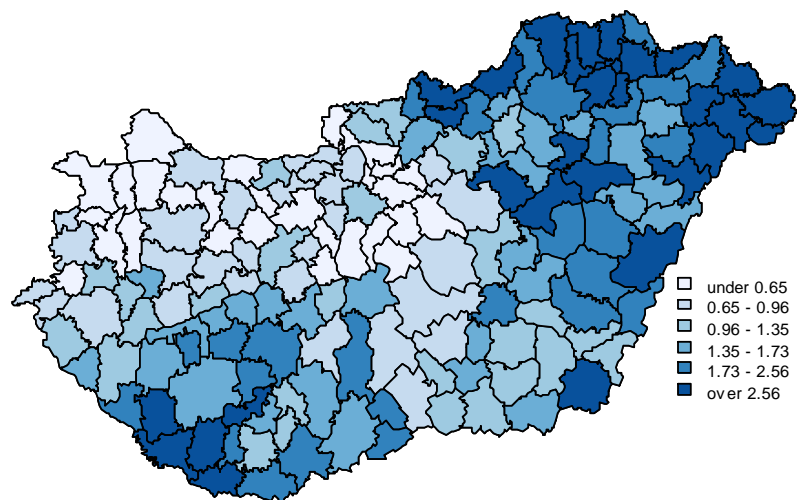
11. táblázat. Rotált faktorsúlymátrix

Változók	Faktorok	
	1	2
Zscore(ISDN0106)	-0,32158	0,80603
Zscore(car0106)	-0,65963	0,52443
Zscore(home0106)	-0,35719	0,48205
Zscore(kgyogy0106)	0,72365	-0,29498
Zscore(rseg0106)	0,95654	-0,10238
Zscore(differt)	-0,34555	0,88019
Zscore(meantot)	-0,53982	0,82100
Zscore(elit)	-0,00138	0,92211
Zscore(un0106)	0,97144	-0,20025
Zscore(no9601)	0,71767	-0,16345
Zscore(nofogl)	0,88646	-0,32981
Zscore(reszvet02)	-0,40198	0,67084
Zscore(nonprof00)	-0,04639	0,57384
Zscore(alap0106)	-0,50882	0,65810
Zscore(uncomf01)	0,63529	-0,54116

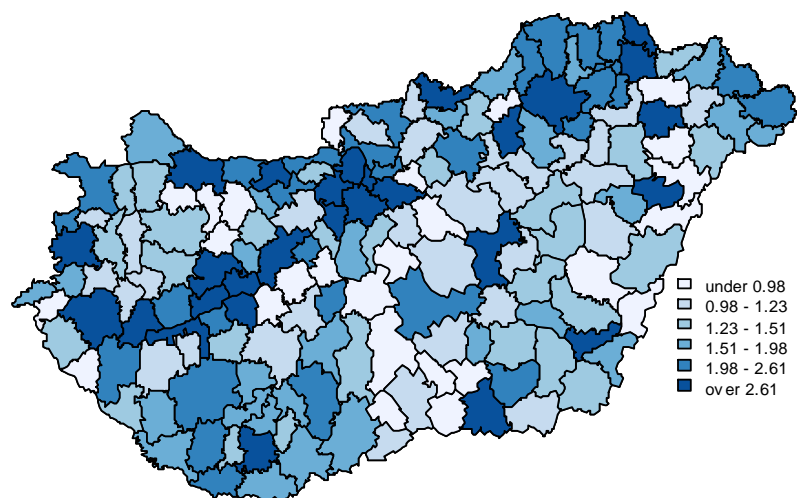
A rotált faktorsúlymátrix első faktorát a „depriváció” faktorának nevezem. E faktoron magas faktorsúllyal szerepelnek a materiális (anyagi) deficitre utaló változók: a segélyezetttség, a közgyógyellátási igazolvánnyal rendelkezők aránya, a munkanélküliség, a foglalkoztatott nélküli családok aránya. E területek munkaerő-piaci folyamatai 1996–2001 kedvezőtlenebbül alakultak. A másik független faktor a „jólét” nevet kapta, amely egyúttal a számottevő társa-

dalmi participáció, a magas társadalmi státus és a kedvező jövedelem ismérveit foglalja össze. A választásokon való részvételt (participáció) a szociológiai szakirodalomban a társadalmi tőke egy indikátorának tekintik. Ugyanez elmondható a nonprofit szervezetek fajlagos számáról is, bár e mutató kevésbé egzakt, és minden bizonnyal az urbanizációs lejtőnek megfelelő képet tükröz vissza, mivel a nonprofit szervezetek között találjuk az ügyvédi, orvosi kamarákat, egyéb hivatáshoz köthető szervezeteket, amelyek dominánsan nagyobb városi centrumokban koncentrálódnak. A faktorok számának meghatározásakor az egynél nagyobb sajátértéket fogadtam el (Kaiser-kritérium), a kapott kép azt támasztja alá, hogy a társadalmi tőke nem képez önálló dimenziót, hanem rajta ül a gazdasági jólét faktorán. A két faktor: a depriváció és a tőle független jólét dimenzióját térképeken szemléltettem (30–31. térképek).

30. térkép. A „deprivációs” faktor értékei kistérségenként



31. térkép. A „jólét” faktor értékei kistérségenként



A jólét faktornál a Szentendrei és nem meglepő módon Budapest, valamint az önálló kistérséget képviselő Debrecen értéke „lógott ki”, míg a deprivációnál az Encsi, a Sellyei és az Abaúj–Hegyközi kistérségek viselkedtek outlierként. A 30. térképről jól kivehető, hogy a deprivációs index térfolytonos jelleget mutat (a gazdasági elmaradottság, társadalmi hátrányok halmozottságát a magasabb értékek mutatják). A jóléti indikátorról ez már jóval kevésbé mondható el (31. térkép). A magas életkilátásra utaló összefüggő terület a Budapest körüli kistérségek majdnem teljesen zárt gyűrűjénél és a Balaton vonalában elhelyezkedő területeknél figyelhetők csak meg. Míg a fennmaradó „elit” területek alapvetően nagyobb városok (Győr, Szombathely, Pécs, Miskolc, Szeged, Eger, Debrecen) és azok környező településeihez kötődnek.

9. Magyarázó modellek, térbeli regresszió

9.1. A legkisebb négyzetek módszerével történő becslés korlátai

A standard lineáris regresszió az eredményváltozó (függőváltozó) és a magyarázóváltozók (független változók) közötti a lineáris sztochasztikus kapcsolat feltárására irányul³⁰. Formálisan a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével (OLS, Ordinary Least Squares) történő becslés képlete a következő:

$$y = X\beta + \varepsilon$$

ahol y az eredményváltozó értékeinek vektora, amely $N \times 1$ méretű vektor és ahol N a sorok (megfigyelések száma), X a magyarázóváltozók $N \times K$ vektora, ahol K a magyarázóváltozók száma, β a magyarázóváltozók regressziós együtthatója, ε a véletlen hibatar. A véletlen hibatar a regressziós egyenes által meghatározott értékek és a ténylegesen megfigyelt értékek különbsége. A reziduális változó a modell által nem specifikált, egyéb alakítótényezők együttes hatását tükrözi. A reziduális tag nyújtja a modell sztochasztikus jellegét, rajta keresztül ítéltető meg a modell és a valóság viszonya. A regressziós becslés célja, hogy a véletlen változó négyzetösszege minimális legyen. Vagyis azt az analitikus függvényt tekintjük a legjobban illeszkedőnek a becslés során, amelyben az eredményváltozó tényleges, valamint becslés értéke a legkevésbé különbözik. A módszer a megfigyelési pontok és a rájuk illesztett egyenes távolságának a minimalizálásán alapul, ahol a reziduális négyzetösszegét minimalizáljuk.

E modellnél több kiindulófeltétellel élünk. Feltételezzük, hogy az eredményváltozónk (y) sztochasztikus kapcsolatban áll a magyarázóváltozókkal (X). A modellben szereplő hibatarok tulajdonságait az ún. sztochasztikus specifikáció foglalja össze, eszerint: a hibatarok feltételes várható értéke nulla valamennyi i megfigyelés esetében ($E[\varepsilon_i] = 0, \forall i$). Feltételezzük továbbá, hogy a maradékváltozó feltételes varianciája állandó $\text{Var}[\varepsilon_i] = \sigma^2$, ez az ún. homoszkedaszticitási feltétel. A harmadik, reziduumokra vonatkozó feltétel a függetlenségi feltétel, mely szerint a reziduumok egymással korrelálatlanok, a reziduumok nem autokorreláltak ($E[\varepsilon_i \varepsilon_j] = 0, \forall i, j$), és feltételes eloszlásuk normális. Többváltozós regresszió esetében a sztochasztikus specifikációt a következő jelölésekkel lehet tömören összefoglalni: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, I)$, ahol I egy N -edrendű egységmátrix és $\sigma^2 I$ skalár-kovariancia mátrix, ami azt jelenti, hogy a különböző lokációk ε értékei egymással korrelálatlanok, és varianciájuk egysé-

³⁰ A lineáris modellek gyakori alkalmazásának oka többértű. Egyrészt metodológiai szempontból könnyen interpretálható, a legegyszerűbb és a legkényelmesebb megoldás, és ebben az esetben lehet a legerősebb elméleti eredményekre támaszkodni. A másik, nem kevésbé lényeges ok, hogy a társadalmi-gazdasági és a térbeli társadalmi-gazdasági folyamatok gyakorta valóban közelítőleg lineáris kapcsolatokat mutatnak. A linearitás mellett szól az az érv is, hogy sok nem lineáris folyamat egyszerű transzformációval visszavezethető lineárisra (Hunyadi-Vita 2006).

gesen σ^2 . Végül a lineáris regresszió esetében ügyelnünk kell arra, hogy nincs egzakt lineáris (főképp nem determinisztikus) kapcsolat a magyarázóváltozók között³¹.

A klasszikus legkisebb négyzetek módszerével történő becslés akkor alkalmazható, ha a strukturális kovariánsok az eredményváltozót megfelelően határozzák meg. Statisztikai nézőpontból ez azt jelenti, hogy a hibatagok nem autokorreláltak. E kapcsolat logikáját a 13. táblázat „strukturális hasonlóság” elve illusztrálja. Amennyiben azonban a térbeli autokorreláció, a függetlenség hiánya áll fenn a legkisebb négyzetekkel történő becslés sem lesz megfelelő. Mint kiindulópont azonban a klasszikus lineáris regresszió az elemzés kezdeti fázisában megfelelő támpontot nyújt a modell specifikációhoz.

A várható élettartamok térbeli eloszlását valamennyi időszakban nemenként eltérő mértékű autokorreláltság jellemezte, ezért függetlenül attól, hogy a térbeli struktúra létrejöttét milyen tényezők befolyásolták, a klasszikus statisztikai tesztek (ANOVA, korreláció, regresszió, t-próba) nem minden esetben alkalmazhatók, mivel ezek a módszerek feltételezik a megfigyelések függetlenségét. A fennálló térbeli dependencia figyelmen kívül hagyásával például korrelációs számításnál a varianciát/standard hibát alá becsüljük (Cressie 1993; Ward-Gleditsch 2008).

Számos módszer létezik, amelyek az ökológiai adatok autokorreláltságát képesek megfelelően orvosolni (Cressie 1993; Haining 2003; Schabenberger–Gotway 2005; Waller–Gotway 2004). A szakirodalomban két általánosan elterjedt térbeli autoregresszív (spatial autoregressive model – SAR) modellel találkozhatunk: térbeli késleltetés (spatial lag model, mixed regressive, spatial autoregressive model) és térbeli hiba autokorreláció modellje (spatial error model)³². Mindkét modell eredendően ökonómiai típusú jelenségek térbeli elemzésére született, de az elmúlt időszakban számos esetben kerül sor alkalmazásukra térbeli társadalomtudományi kutatásokban. A térökonometriai jellegű megközelítések az egészségföldrajzi, mortalitásra fókuszáló térbeli demográfiai kutatásokban is felbukkannak (Lorant et al. 2001; Zhou et al. 2006).

9.2. A térbeli késleltetés és a térbeli hiba modellje

A térbeli késleltetés modellje (Spatial Lag Model – SLM) esetében a klasszikus lineáris regresszió egyenlete olyan taggal bővül, amely magában foglalja a megfigyelési egységek térbeli autokorreláció priori struktúráját, ami a térbeli súlymátrix-szal kerül kifejezésre. A súlymátrixoknak a térbeli regressziós modellekben való alkalmazásával egy adott változó bizonyos

³¹ A hagyományos, nem térbeli lineáris regresszió elméleti alapvetései esetében Hunyadi – Vita (2006), Hunyadi (2005) átfogó írásaira támaszkodtam.

³² Anselin (1988) sokat hivatkozott könyvében a térbeli késleltetés (spatial lag) modelljét térbeli autoregresszív modellnek nevezte. A terminológia azonban nem teljesen egyértelmű, mivel az autoregresszív megnevezés a teljesen eltérő térbeli modellek megjelölésére szolgál a geostatistikai szakirodalomban (WARD – GLEDITSCH 2008). Az egyértelműség kedvéért szövegemben a térbeli késleltetés és a térbeli hiba terminológiákat használok.

lokációban mért értékét ugyanezen változónak a tér más pontjain, esetünkben közvetlen szomszédaiban tapasztalt értékével (szomszédos lokációk átlagával) hozzuk összefüggésbe, így a térbeli dependencia közvetlenül, Wy bevonásával kerül modellezésre (additional regressor). 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 (13. táblázat). A dependencián keresztül megjelenő térbeli hatás a diffúzió logikájához hasonlítható amennyiben a strukturális változók hatása mellett a szomszédos térelemek is független szignifikáns hatással bírnak. Eltérően azonban a diffúzió lényegétől a keresztmetszeti késleltetési modellben a terjedés mechanizmusa, a „transzmisszió vektora” nem identifikálható egyértelműen, valójában a diffúzió létének indirekt bizonyítékát tudjuk csak statisztikailag igazolni (Baller et al. 2001). A mortalitás (születéskor várható élettartam) kistérségi elemzésekor nehéz teoretikus magyarázatot adni arra, hogy az i -edik lokáció értéke hogyan befolyásolja j -edik lokáció értékét, szemben a fertőző betegségek terjedésével, az öngyilkossági patternek hazai beágyazottságával vagy a kriminális jelenségek szétterjedésével. Vélelmezhető, hogy az általános mortalitás térben késleltetett modellel történő elemzésével inkább mögöttes gazdasági, társadalmi, kulturális hatások létét feltételezhetjük. A társadalmi és gazdasági hatások esetében például a szegénység diffúziójára, a deprivált vagy jóléti területek növekedésére, markánsabb csoportosulására lehet gondolni, amelyek visszaköszönnek a várható élettartamok alakulásában. A puhább tényezőknél például elképzelhető a táplálkozási szokások, a különböző egészségmagatartási, életmód elemek hasonlósága az egymáshoz közeli területeken, illetve a magatartási szokásoknak a térbeli elterjedése.

A térbeli késleltetés modelljének képlete a következő:

$$y = X\beta + \rho Wy + \varepsilon .$$

ahol y az eredményváltozó értékeinek vektora, W az $n \times n$ méretű térbeli súlymátrix, X a magyarázóváltozók $n \times k$ mátrixa, ρ a térbeli autoregressziós együttható, β a magyarázóváltozók paramétervektora, ε az egymástól független azonos valószínűségeloszlású hibatagok $n \times 1$ vektora, ahol $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, I)$, azaz a hibatagok várható értéke 0, szórásnégyzete σ^2 (konstans és homoszkedasztikus). Könnyű belátni, hogy amennyiben ρ értéke nulla (azaz nincs térbeli hatás), akkor automatikusan a kiinduló, „lag” nélküli OLS eredeti, azaz a klasszikus legkisebb négyzetek módszereéhez térünk vissza. A képlet jobb oldali részében szereplő Wy endogén, ami sérti a standard lineáris regresszióval (KLMN) szemben támasztott követelményeket, mivel Wy a hibatagok független azonos eloszlása esetén is korrelálni fog a diszturbanciával. A térbeli késleltetés képletének átrendezésével a következő képletet kapjuk, ahol $(I - \rho W)^{-1}$ a térbeli multiplikátor:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon .$$

A másik gyakori ökonometria megoldás, a térbeli hiba (Spatial Error Model – SEM) modellje esetében a hibatagok közötti térbeli autokorreláció korrekcióján van a hangsúly. A térbeli hiba specifikációjánál nem elméletileg megalapozott feltevésekre támaszkodunk, a térbeli autokorrelációt nem egy addicionális változó beléptetésével kezeljük. A térbeli hiba motivációját általában a felmerülő becslési problémák adják, segítségével a függő és a független változók autokorrelációtól megtisztított viszonyát kaphatjuk meg. A térbeli hiba alkalmazásának több oka lehet. Gyakori, hogy kulcsfontosságú magyarázóváltozó marad ki a modelltől (unmodelled effect), okozhatják továbbá mérési hibák. A térbeli hiba modellje az alábbi módon határozható meg:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon , \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + u . \end{aligned}$$

ahol y az eredményváltozó értékeinek vektora, X a magyarázóváltozók vektora, β a magyarázóváltozók paramétervektora, u az autoregresszív hibatagok vektora, W a súlymátrix, λ az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere. A független hibatagok várható értéke 0, szórásnégyzete pedig σ^2 . A térbeli hiba modellje a hibatag térben késleltetett értékeit veszi figyelembe. Ahol ε az alábbi módon kifejezhető:

$$\varepsilon = (I - \lambda W)^{-1} u .$$

Az egyenlet átrendezésével a következő képletet kapjuk:

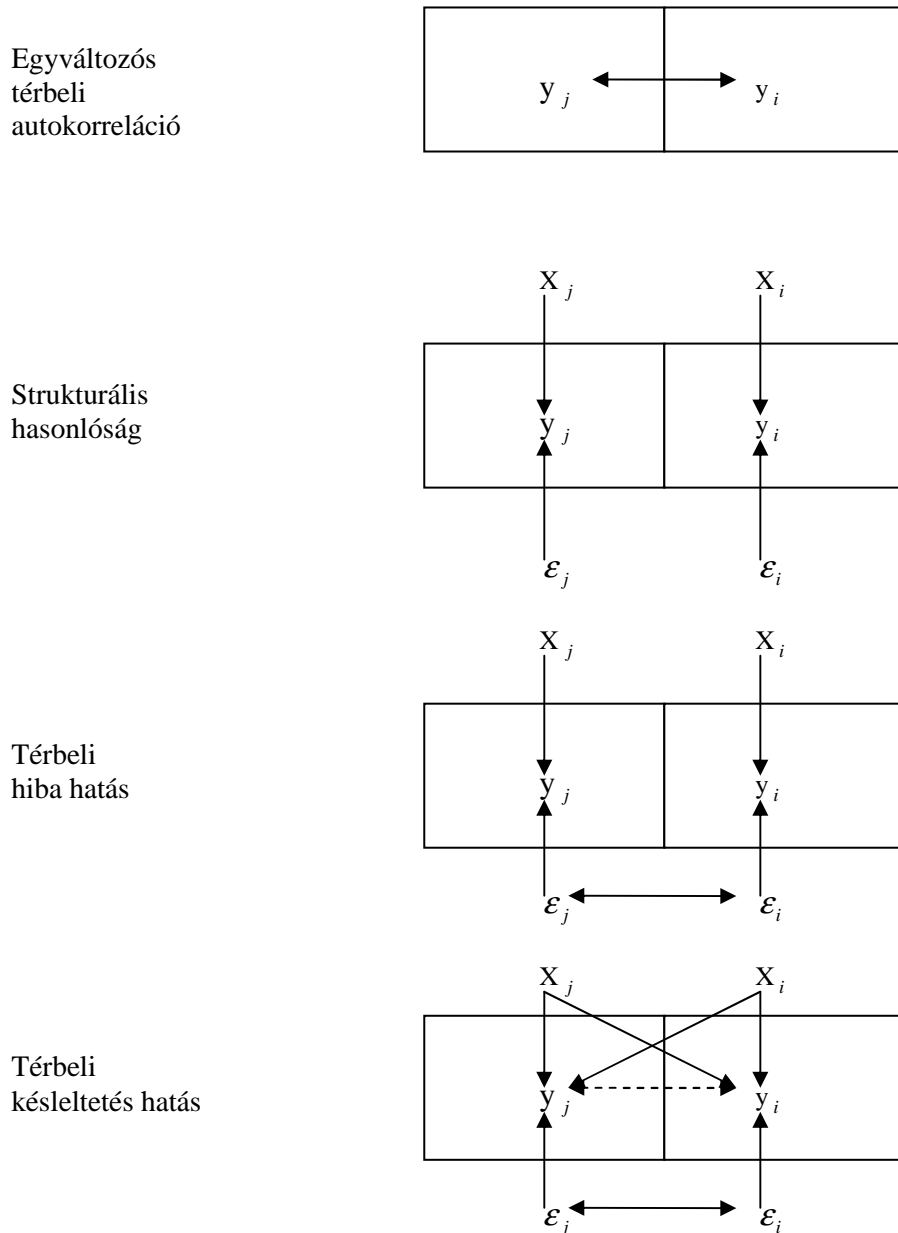
$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u .$$

A fenti kifejezés lényege az, hogy valamennyi lokáció függő változójának értékét a a térbeli multiplikátor $(I - \lambda W)^{-1}$ a sztochasztikus hibákon keresztül befolyásolja

A térbeli autokorreláció figyelmen kívül hagyása eltérő következményekhez vezet annak függvényében, hogy melyik a megfelelő modell. Amennyiben a térbeli késleltetés bizonyul alkalmasnak, akkor a rezidumok csoportosulásának figyelmen kívül hagyása következtében a KLMN becslés torzított és inkonzisztens lesz. A térbeli hiba esetében a KLNMB becslés ugyan torzítatlan lesz, de nem hatásos (azaz a t-statisztikákat nem tudjuk a becsült paraméterek szignifikanciáinak meghatározására alkalmazni). Sem a térbeli késleltetésnél, sem a térbeli hibánál a legkisebb négyzetek módszere nem kínál megfelelő paraméterbecslést, helyette általánosan elterjedt megoldás a maximum likelihood becslés (MLE), de számos további módszer is alkalmazható (általánosított legkisebb négyzetek módszere, instrumentális változók módszere, általános momentumok módszere). A maximum likelihood becslési eljárás

rás során azokat a paramétereket keressük, amelyek mellett a függőváltozó megfigyelt értékei együttes előfordulásának valószínűsége maximális.

13. ábra. Térbeli folyamatok



Forrás: Baller et al. 2001. 564. p.

9.3. Modellspecifikáció és -szelekció

Abban az esetben, ha az OLS modell alapján becsült hibatagok Moran I statisztikája szignifikáns, az ún. Lagrange Multiplikátor teszt (Lagrange multiplier test) alkalmazható a térbeli késleltetés és a térbeli hiba modelljei közötti döntésre (14. ábra). A magasabb értékek és a hozzájuk tartozó alacsonyabb valószínűségek jelölik ki a megfelelő modellt. A Lagrange multiplikátor ökonometriai háttérét a térben késleltetett és a térbeli hiba modelljére vonatkozóan részletesen bemutatja Anselin (1988), Anselin és Bera (1998) magyarul pedig Varga (2002). Amennyiben mind a késleltetett, mind a hiba modellje szignifikáns, akkor a robosztus Lagrange multiplikátor eredményei alapján döntünk. Az OLS regresszió hibatagjainak tesztelése a Moran-féle I-próba segítségével történik, ennek képlete:

$$I = e'We / e'e$$

ahol e az OLS regresszió reziduálisainak $n \times 1$ vektora, n a megfigyelések száma, W az $n \times n$ méretű térbeli súlymátrix.

A térbeli regressziós modellek illeszkedésére több módszer áll rendelkezésre. A hagyományos, az illeszkedés jóságára használt R^2 (illetve kiigazított R^2) nem alkalmazható, helyette ún pszeudó R^2 -et (Nagelgerke típusú R^2 -et) használhatunk, de ennek alkalmazása kevésbé kézenfekvő. A térbeli modelleknél az alternatív modellek közötti döntésre számos Likelihood függvény alapú mutató áll rendelkezésre. Ezek közül az AKAIKE-féle információs kritérium (AIC) és a Log Likelihood a legáltalánosabb. Ez utóbbi az alábbi módon határozható meg:

$$L = -\frac{n}{2} \ln(2\Pi) - \frac{n}{2} \ln(\hat{\sigma}^2) - \frac{1}{2} \frac{\hat{e}'\hat{e}}{\hat{\sigma}^2}$$

ahol:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{e}'\hat{e}}{n}$$

az AIC a Likelihood függvényből könnyen számolható ki:

$$AIC = -2L + 2k$$

ahol k a becsült paraméterek száma.

Ezenkívül ismert még a Schwartz-féle bayesi információs kritérium (BIC) is, amely a modellek összetettségét erősebben bünteti, mint az Akaike-féle

$$BIC = -2L + k \ln n .$$

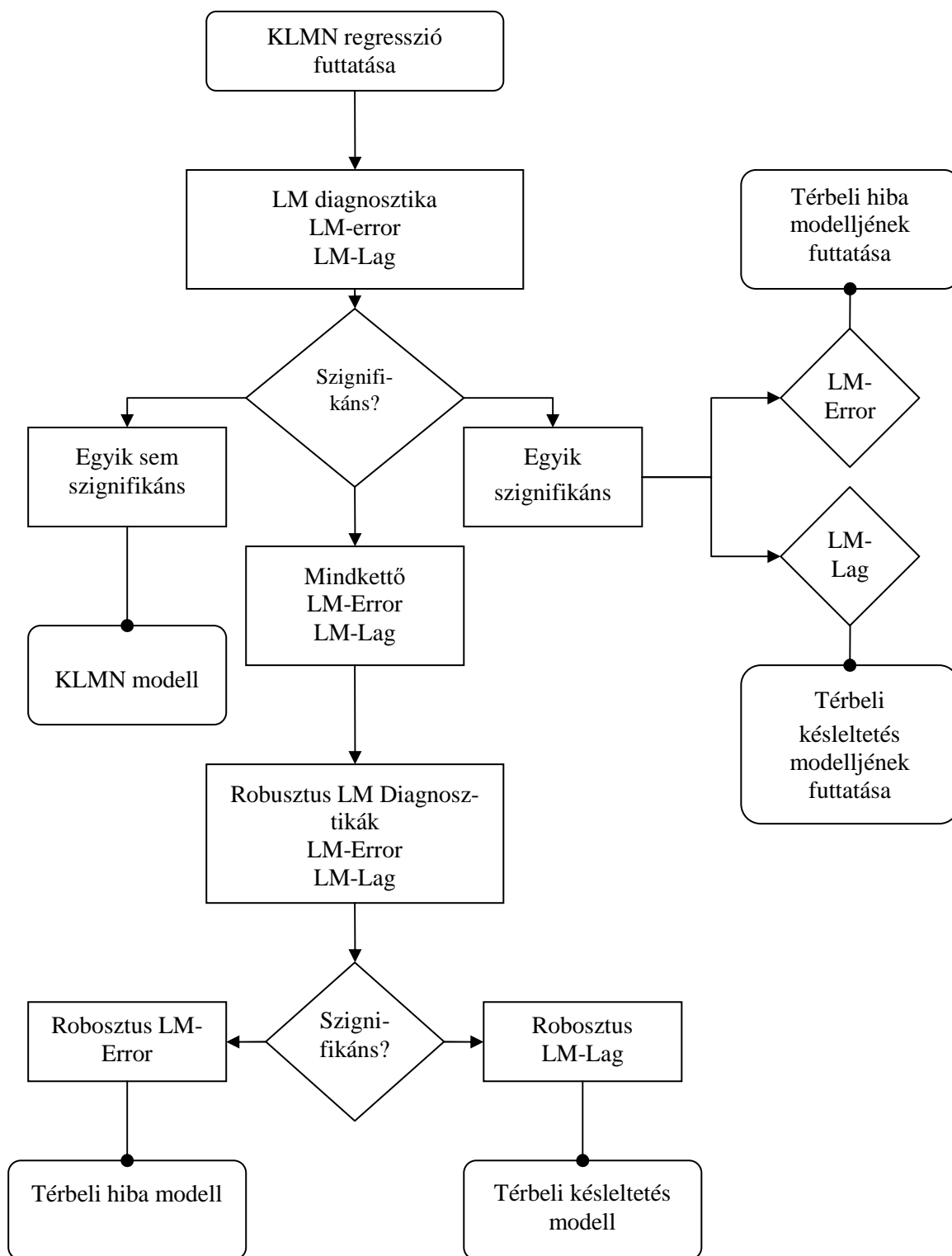
Az AIC és a BIC esetében az alacsonyabb érték, míg a Log Likelihood esetében a magasabb érték jelzi a megfelelőbb modellt.

A modellek reziduumainak homoszkedaszticitása Breusch–Pagan teszttel, a Koenker–Basset teszttel, vagy a White-teszttel ellenőrizhető. A hibatagok normális eloszlása Jarque–Bera teszttel vizsgálható, amely a reziduálisok eloszlásának ferdeségét (S) és a csúcsosságát (K) veszi alapul. A Jarque-Bera teszt képlete a következő:

$$JB = \frac{n-k}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right)$$

A JB statisztika χ^2 eloszlást követ 2 szabadságfokkal. $S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{e}}{\hat{\sigma}} \right)^3$ a maximum likelihood becslés a hibatagok szórására. Szimmetrikus eloszlásnál, mint amilyen a normális eloszlás a ferdeség értéke 0. A csúcsosság képlete: $K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{e}}{\hat{\sigma}} \right)^4$. Normális eloszlásnál a csúcsosság értéke 3.

14. ábra. A térbeli regresszió döntési folyamata



Forrás: Anselin, L. 2005. 199. p.

(KLMN = klasszikus legkisebb négyzetek módszere, LM = Lagrange Multiplikátor)

10. Eredmények

A regressziós elemzéseket R 2.8.1. program spdep 0.4–34-es verzió számú csomagjával végeztem. A függő változó a születéskor várható élettartam volt, amely eloszlása eleget tett a normalitási követelményeknek. Mindkét nemre és az össznépeségre egyaránt 9–9 keresztmetszeti modellt futtattam le. A térbeli modelleknél a súlymátrix minden esetben az elsőfokú, királynő kritériumon alapuló szomszédságon alapult, a súlymátrix sorstandardizált volt. Egy kivétellel valamennyi esetben a depriváció és a jólét jelentette az alapváltozókat. Ez a kivétel a Faluvégi által kiszámított fejlettségi mutató volt (Faluvégi 2008). A pontrendszer metodológiáját 67/2007. (V. 28.) országgyűlési határozat szabályozza. A fejlettség a 2004–2007 között érvényes kistérségi struktúra alapján is kiszámításra került, noha azóta a kistérségek köre tovább bővült. A modellek kevés magyarázó változót tartalmaztak, amelyek hierarchikusan épültek fel, ami azt jelentette, hogy a két legfontosabb magyarázó változó mellett csak egy-egy újabb változót vontam be, és végül a legkomplexebb modellek is csak négy magyarázó változót tartalmaztak. A két legfontosabb magyarázóváltozó a faktorelemzés eredményeként létrejött depriváció-jólét változópár volt. A negatív értékek előfordulása miatt mindkét faktor értékeit elcsúsztattam a minimumértékük abszolút értékével, így mindkét faktornál a legalacsonyabb érték nulla lett. Az egészségügyi ellátás hatását az orvossal nem rendelkező településeken élők arányával (DOCTOR) vizsgáltam. A népsűrűségnél (LOGDENS) arra kerestem a választ, hogy a rurális térségekben élők életesélyei valóban rosszabbak-e, mint a városi kortársaiké az életminőség két kontrollváltozója mellett. Mivel a népesség életmódjára vonatkozó kistérségi adatokkal nem rendelkezünk, így indirekt módon a tüdő- és hörgődaganatok okozta halálozások standardizált arányszámát használtam proxy változóként (FLC, NLC, TLC). Jól ismert, hogy Magyarországon és a környező országok közül Romániában, a Szlovák és a Cseh Köztársaságban valamint Bulgáriában is a roma népesség alkotja a legnagyobb számú kisebbséget. Ugyancsak közismert, a romák egészségi állapota számottevően rosszabb, mint a többségi társadalmaké (Hajioff–McKee 2000, Kósa et al. 2007). A roma népesség leszakadása, egészségi állapotuk rendkívül kedvezőtlen volta nemcsak Magyarországon, hanem régió szerte akut problémák forrása (Koupilová et al. 2001). Miközben a legnépesebb hazai etnikum egészségi állapotáról átfogóbb, de messze nem kielégítő ismeretekkel rendelkezünk, addig mortalitási mintázatokról ez egyáltalán nem mondható el. Ennek oka az, hogy az adatvédelmi törvény nem teszi lehetővé az etnikai hovatartozás rögzítését a haláloki regiszternél sem. A roma népesség arányát mutató változóval (LOGROMA) arra a kérdésre kaphatunk a választ, hogy területi szinten a depriváció mellett létezik-e további etnikai hatás. A roma népesség térbeli eloszlásáról a 2001-es népszámlálás települési szintű adatai állnak rendelkezésre. A census adatok azonban túlságosan alulbecslik a cigány etnikumhoz tartozók népességen belüli arányát. A legfrissebb empirikus szociológiai kutatások lényegesen magasabb arányról számolnak be (Kemény–Janky 2003; Kemény–Janky–Lengyel 2004). Sajnos nem tudjuk, hogy

az alábecsültség egyenletes-e vagy jelentős térbeli torzítottság áll-e fenn, ezért a levonható következtetések meglehetősen korlátozottak. Óvatosnak kell lennünk továbbá azért is, mert a roma népesség nemenkénti arányáról sincsenek adataink. A magyarázóváltozók közé egy „puhább” prediktort az elváltak arányát (WDIW, MDIW, TDIW) is bevontam, ezzel a társadalmi tőke, a társas támogatás, a családok integritásának szerepét igyekeztem bemutatni. A standardizált arányszámoknál és az elváltak arányánál az adott nemre jellemző értékeket tudtam figyelembe venni. A népsűrűségnél és a roma népesség arányánál a túlzottan ferde eloszlások miatt a logaritmus transzformáltjukkál végeztem a becsléseket. Minden esetben a klaszterikus legkisebb négyzetek alapján történő becslésből indultam ki³³. Ezt követően a térbeli regresszió döntési folyamatának megfelelő lépésekre került sor (14. ábra).

A nőknél a hagyományos legkisebb négyzetek módszerével történő becslés megfelelőnek bizonyult, pusztán a strukturális tényezők a függő változó viselkedését jól magyarázták. Másképp fogalmazva ez azt jelenti, hogy „térmentes” megközelítéssel is megfelelő eredményeket kapunk, ami a nőknél egybevág a Csire és Németh (2008) által végzett kutatás eredményével. Egyetlen modell esetében (6. modell) lett volna indokolt a térbeli hiba modelljét is közölni, de mivel annak illeszkedése elmaradt a legjobb KLMN modellétől ezért attól eltekintettem.

A depriváció és jólét kontrollja mellett az egészségügyi ellátás kivételével valamennyi, külön-külön beléptetett egyedi változó szignifikánsnak mutatkozott. A regressziós elemzés arra mutatott rá, hogy az orvosi alapellátás nem befolyásolja az életkilátásokat a már említett depriváció-jólét faktorok mellett. Könnyen elképzelhető azonban az is, hogy az orvosi ellátás hordozta információt a kompozit indikátorok már tartalmazták (mindez persze elmondható bármely ökológiai szintű elemzésről, ahol az egyedi hatások szétválasztása korántsem egyszerű). Az orvosi ellátás harmadik szintjét a kórházi ellátás dummy változóival teszteltem, de sem az alacsonyabb, sem a magasabb kórházi ágyszám léte nem bizonyult szignifikánsnak (az eredmények közlésétől eltekintettem).

A modellekben szereplő változók előjelei a várakozásnak megfelelően alakultak. A depriváció, a roma népesség aránya, a népsűrűség, az okspecifikus halandósági arányszám és az elváltak aránya negatívan befolyásolta a várható élettartamot, míg a jólét faktor és a Faluvégi-féle kompozit mutató növelte azt. Alapmodellemhez képest (amely a faktorelemzés során létre-

³³ A szakirodalom az ilyen típusú metódust „adat vezérelte” megközelítésnek (data-driven approach) nevezi. Mindez azt jelenti, hogy nem predefiniált matematikai képletben rögzített elméleti modellek tesztelésére kerül sor. Anselin szerint a térökonometriában ez a fajta megközelítés azért fordul elő gyakran, mert (1) a vizsgált jelenség lokalizáltsága és a rendelkezésre álló területi skála nem fedti teljesen egymást, (2) a magyarázó változók konstruáltak, például térben interpolált adatok felhasználására kerül sor. A térbeli predikcióval a „hiányzó magyarázóváltozó” biztosítható, de a keletkezett hiba befolyásolhatja a változó térbeli variabilitását. A másik esetben egy már létező elmélet (theory-based approach) vizsgálatának tesztelésére kerül sor (Voss és Chi 2006). A térbeli demográfiai vagy más társadalomtudományi folyamatoknál nem vagy lényegesen kevésbé létezik az a fajta elméleti meg-alapozottság, amely a közgazdasági-ökonometriai modelleknél jelen van. Cracolici és Uberti (2008) kriminológiai kutatásukban a társadalmi jelenségek térbeli megközelítéseit „ateoretikusnak” nevezték, ahol az elméletalapú megközelítések helyett általában különböző strukturális változók tesztelésére kerül sor.

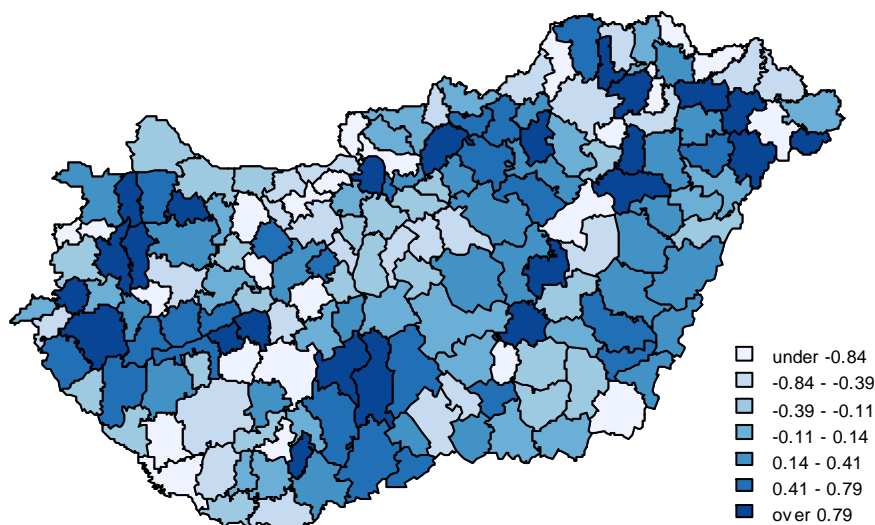
jött deprivációs és jóléti változót tartalmazta) a hivatalos, Faluvégi által jegyzett pontozás magyarázóerejét tekintve a nőknél nem tért el (a megmagyarázott hányad egyaránt 43% volt).

A magasabb népsűrűség a társadalmi-gazdasági hátrányok mellett növelte a várható élettartamot. Bár kistérségi adatokkal végeztem a számításokat, a népsűrűség szignifikáns jellege mégis azt mutatja, hogy a települési lejtő továbbra is befolyással bír az életkilátások terén. A multikollinearitási kondíció szám azonban a felső határérték közelében volt, így további változók bevonására a népsűrűség mellett már nem nyílt lehetőség.

A független változók közül a legerősebb magyarázóerővel a roma népesség aránya és az elváltak aránya rendelkezett. Mindkettőnél a megmagyarázott hányad 48% körül alakult, amely lényegesen magasabbnak bizonyult annál, amit az eddig született a hasonló típusú hazai megközelítések mutattak. A komplexebb modellek közül a depriváció-jólét, az életmód és a roma népesség aránya illeszkedett a legjobban (8. modell). A megmagyarázott hányad (adjusztált $R^2=0,50$; $AIC=401,63$) szignifikánsan magasabb volt az előzőekhez képest, de kedvezőbbnek bizonyult a másik összetettebb modellhez (9. modell) képest is ($R^2=48,8\%$, $AIC=407,08$). A 9. modellnél a válások beléptetésével a főképp a dohányzásnak köszönhető rosszindulatú daganatok hatása már csak 10%-os szinten volt szignifikáns, míg a válások hatása 1%-os szinten is az maradt. A két komplexebb modellt összehasonlítva a kilencedik esetben indokolt volt a térbeli hibával történő futtatás, de ennek illeszkedése is elmaradt a 8. modelltől. Mindemellett a 9. modell reziduumaik függetlensége sem teljesült, a Moran I érték 0,10 volt $p<0,01$ mellett. A legjobb modell reziduáisaival szemben támasztott homoszkedaszticitási, normalitási követelmények maradéktalanul teljesültek, amit diagnosztikák vizuális megjelenítése is jól mutat (15. ábra). A hibatagok autokorrelációjára nem találtam bizonyítékot (12. táblázat, 32. térkép).

A nők várható élettartamának területi alakulásánál az anyagi-társadalmi hátrányok mellett önálló hatást kapcsolhatunk az egészségmagatartáshoz és a roma népesség arányához. A roma etnikum felzárkóztatása, egészség esélyeinek javítása e modell szerint nem oldható meg a társadalmi különbségek mérséklésével, tehát speciális, az etnikai csoportra fókuszáló programokra van szükség. Elképzelhető, hogy a nők esetében tapasztalt etnikai hatás diszkriminatív tényezőkkel is összefüggésbe hozható, de a módszer korlátozott jellegénél fogva mindez hipotetikus feltevés csupán. A roma népesség hátránya mellett fontos kitérni a tüdő- és hörgődaganatos halálozások önállóan bizonyuló hatására is. Az eddigi tapasztalatok egyértelműen bizonyították, hogy nem sikerült átütő eredményeket elérni a dohányzás visszaszorítása terén. Valószínűsíthető, hogy ennek hiányában nehéz lesz lényegi tartalékokat mozgósítani az életkilátások javításához.

32. térkép. A legjobban illeszkedő női modell lineáris regressziós becslésének reziduális térképe

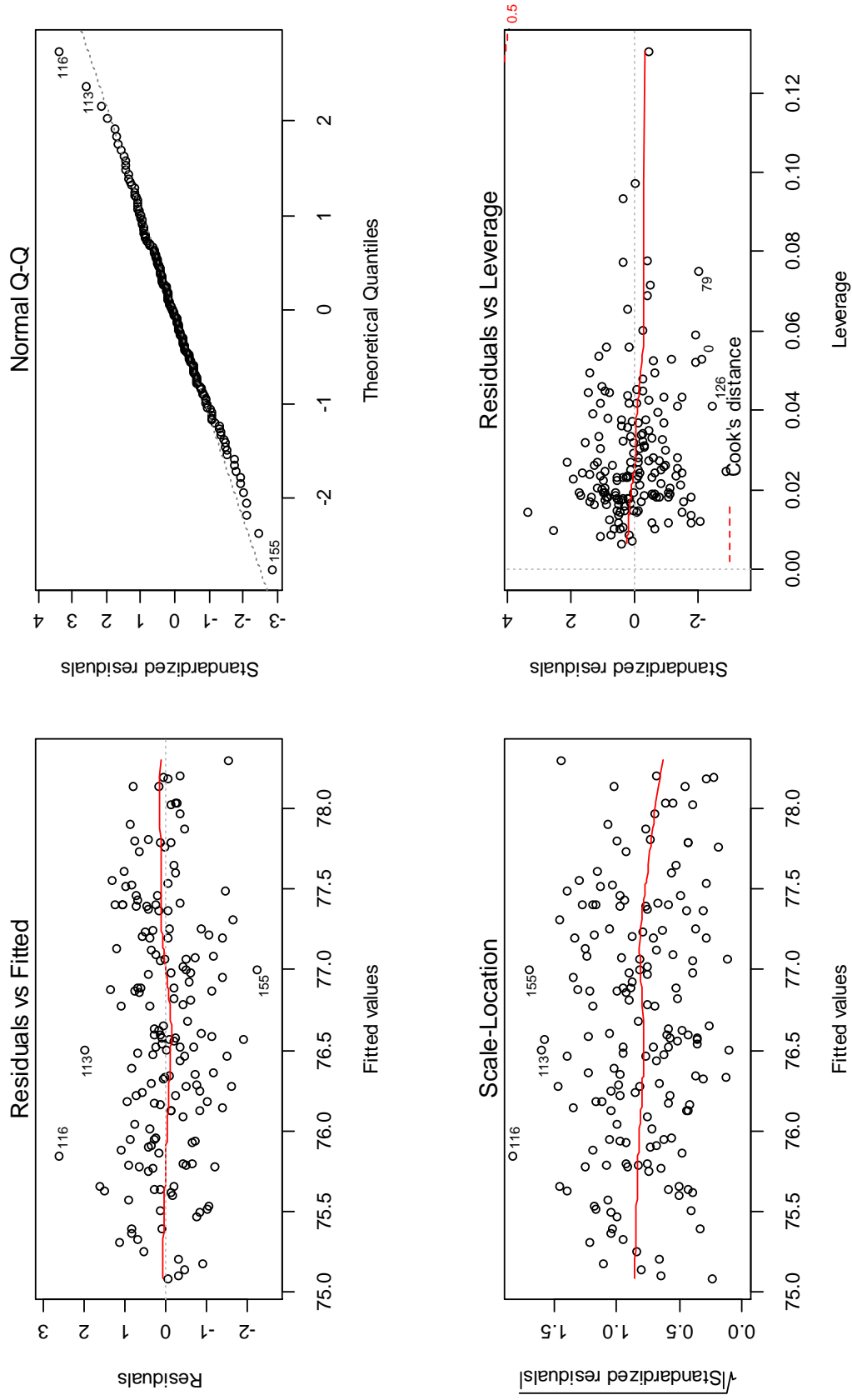


12. táblázat. A nők várható élettartamának lineáris regressziós modelljei (KLNМ-becslés)

Magyarázó változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell	8. modell	9. modell
Konstans	76,779*	73,777*	77,569*	78,894*	77,631*	77,042*	77,196*	78,107*	78,048*
F61	-0,591*		-0,533*	-0,705*	-0,305	-0,668*	-0,605*	-0,303*	-0,613*
F62	0,439*		0,490*	0,690*	0,357*	0,584*	0,446*	0,407*	0,5782*
NLC			-0,011*					-0,008*	-0,007***
LOGROMA					-0,867*			-0,736*	
DOCTOR							-0,004		
WDIW						-0,149*			-0,111*
LOGDENS				-1,248*					
KOMP		0,978*							
Lambda									
<i>Diagnosztikák</i>									
MCN	5,16	–	11,35	27,97	11,72	12,88	22,23	13,68	14,81
Adj. R ²	0,431	0,433	0,468	0,468	0,485	0,479	0,429	0,504	0,488
AIC	422,75	421,22	412,40	412,37	407,10	408,88	424,13	401,63	407,08
LM Lag	2,99***	3,78***	1,19	1,68	0,52	0,99	2,53	0,11	0,60
LM Robust Lag	0,007	0,02	0,02	0,18	0,93	2,52	0,01	0,67	2,11
LM Error	4,69**	6,78*	2,19	3,90*	2,50	7,48*	2,13	1,65	5,90**
LM Robust error	1,71	3,03***	1,02	2,41	2,90	5,95*	4,56	1,09	4,39**
Breusch-Pagan test	0,82	0,236	7,46	5,43	1,16	1,82	1,02	6,85	7,78
Jarque-Bera test	0,80	0,161	1,69	0,57	0,25	1,12	0,07	1,15	0,97
Moran I (res)	0,10*	0,12*	0,07***	0,09**	0,07**	0,12*	0,10*	0,05	0,10*

Szignifikáns *1%-os, ** 5%-os, *** 10%-os szinten

15. ábra. A legjobban illeszkedő női KLNМ regressziós modell reziduálisainak vizuális megjelenítése



A férfiak és az össznépeesség modelljeinél a legkisebb négyzetekkel történő becslés nem vezetett kielégítő eredményre. A Lagrange Multiplikátor teszt mindkét esetben és valamennyi modell vonatkozásában a térbeli hiba modelljének alkalmazását indokolta. Éppen ezért a továbbiakban csak a térbeli hiba modelljeire térek ki. (Ugyanakkor érdemes a legkisebb négyzetek módszerével történt becslésekre is egy-egy rövid pillantást vetni, ami jól illusztrálja, hogy a térbeli megközelítéssel mennyivel jobban illeszkedő modelleket, pontosabb becsléseket lehet elérni.)

A férfiak modelljeiből levonható következtetések némileg eltérnek a nőkéétől. Az alapváltozók mellett az orvosi ellátáson túl a roma népeesség aránya sem volt szignifikáns. A depriváció térbeli társadalmi-gazdasági egyenlőtlenségek mellett az etnikai hatás eltűnt. A hazai vonatkozású szakirodalomban több olyan tanulmány született, amely elsődlegesen a társadalmi hátrányokkal és nem sajátos etnikai jegyekkel magyarázzák a romák leszakadását (Puporka–Zádori 1999). Vokó és munkatársai nemrégiben közölt publikációjukban is hasonló következtetésre jutottak (Vokó et al. 2009). A kutatók elemi adatokon végeztek logisztikus regressziót, és azt találták, hogy a romák (roma telepeken élők) egészségi állapota (self-reported health status) szocioökonómiai státusukkal (jövedelem, iskolai végzettség, foglalkoztatottság) megfelelően magyarázható volt. Ugyanakkor a romák egészség magatartásánál a státus változók mellett is szignifikáns az etnikai hatás maradt. A szerzők magatartáselemekkel, szokásokkal, tradíciókkal, képzetekkel magyarázták az egészségtelen életmód elterjedtségét a romák körében.

A három magyarázóváltozós modelleknél a népsűrűség és az elváltak aránya magyarázta legjobban a várható élettartam alakulását. E két változó külön-külön történő beléptetésével jobb modellt sikerült alkotni mint az egyik összetettebb modellel. A legjobb illeszkedésű modellt a kompozit mutatók mellett az elváltak arányával és a tüdődaganatos halálozásokkal sikerült elérni (AIC=430,77, Log likelihood -208,38, a táblázatban nem közölt pszeudó $R^2=0,79$). Eltérően a nőktől a férfiak életkilátásainál a pszichoszociális hatások szerepét, a társas támogatás szerepét kell különösen kiemelni. A válások arányának növekedésével az életkilátások is mérséklődtek. Ökológiai modellünk – más kutatásokkal egybehangzóan – arra világított rá, hogy a tartós párkapcsolat jelentősebb egészségvédő faktorként kell kezelnünk (Kopp–Skrabski–Szedmák 1998).

A legelfogadhatóbb modell diagnosztikai férfiaknál is eleget tettek az elvárásoknak (14. táblázat).

13. táblázat. A férfiak várható élettartamának lineáris regressziós modelljei
(KLNМ becslés)

Magyarázó változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell	8. modell	9. modell
Konstans	67,670*	62,55*	67,90*	69,602*	68,32	67,534*	66,924*	68,334*	67,761*
F61	-1,004*		-0,98*	-1,108*	-0,78	-0,996*	-0,979*	-0,786*	-0,971*
F62	0,924*		0,91*	1,511*	0,86	0,910*	0,910*	0,860*	0,894*
FLC			-0,002					-0,0001	-0,002
LOGROMA					-0,656*			-0,655**	
DOCTOR							0,008		
MDIW						0,021			-0,022
LOGDENS				-1,137					
KOMP		1,78*							
Diagnosztikák									
MCN	5,16	–	17,16	27,97	11,	13,49	22,24	19,47	20,56
R ²	0,641	0,619	0,640	0,654	0,6	0,640	0,642	0,651	0,637
AIC	486,60	495,92	488,36	481,68	481,	488,43	487,21	483,90	490,18
LM Lag	25,89*	21,07*	26,30*	24,39*	20,8	25,36*	28,46*	21,11*	25,71*
LM Robust Lag	0,58	0,11	0,37	0,44	0,	0,78	1,46	0,34	0,53
LM Error	44,33*	50,73*	46,72*	44,78*	15,6	16,95*	14,55*	15,52*	18,59*
LM Robust error	19,02*	33,76*	20,79*	20,84*	36,1	41,51*	41,54*	36,28*	43,77*
Breusch-Pagan test	3,96	4,33	6,30	14,98	9,68	2,73	2,47	10,05**	4,30
Jarque-Bera test	2,67	0,02*	3,44	8,13**	9,5	2,99	3,25	9,62*	3,73
Moran I (res)	0,31*	0,35*	0,33*	0,32*	0,2	0,31*	0,31*	0,29*	0,31*

Szignifikáns *1%-os, ** 5%-os, *** 10%-os szinten

14. táblázat. A férfiak várható élettartamának térbeli hiba modelljei
(Maximum Likelihood becslés)

Magyarázó változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell	8. modell	9. modell
Konstans	67,237*	62,481*	68,517*	69,375*	67,589*	69,346*	66,968*	68,621*	70,482*
F61	-0,794*		-0,647*	-0,919*	-0,737*	-0,872*	-0,782*	-0,628*	-0,711*
F62	0,977*		0,911*	1,215*	0,947*	1,238*	0,968*	0,900*	1,166*
FLC			-0,130*					-0,013*	-0,012*
LOGROMA					-0,293			-0,135	
DOCTORS							0,002		
MDIW						-0,339*			-0,325*
LOGDENS				-1,237*					
KOMP		1,791*							
Lambda	0,600*	0,575*	0,660*	0,599*	0,576*	0,775*	0,598*	0,648*	0,796*
Diagnosztikák									
Log likelihood	-220,69	-224,95	-217,10	-217,22	-220,06	-212,07	-220,63	-216,97	-208,38
AIC	451,39	457,9	446,21	446,44	452,13	436,13	453,26	447,94	430,77
Breusch-Pagan test	1,34	5,21**	4,31	7,52***	7,97**	3,20	4,25	7,79***	4,71
Reziduálisok:									
Minimum	-3,32	-2,92	-3,30	-3,44	-3,44	-2,76	-3,33	-3,35	-2,75
1 kvartilis	-0,53	-0,57	-0,47	-0,52	-0,54	-0,48	-0,52	-0,49	-0,51
Medián	0,01	-0,01	-0,01	0,04	0,02	0,01	0,00	0,01	-0,00
3. kvartilis	0,47	0,54	-0,53	0,49	0,50	0,47	0,47	0,51	0,52
Maximum	2,19	2,01	2,41	2,01	2,24	2,01	2,18	2,43	2,23

Szignifikáns *1%-os, ** 5%-os, *** 10%-os szinten

Az össznépeség halandóságára vonatkozó modelleknél a magyarázóváltozók nemhez kötöttsége értelemszerűen nem jelenthetett problémát. A kevésbé összetett modellek közül csak az orvossal nem rendelkező településeken aránya nem volt szignifikáns. E téren a már korábban elmondottak ismételtetők meg. A szignifikáns változók előjelei a várakozásoknak megfelelő-

nek alakultak. E modellek közül a legalacsonyabb AIC érték (és a legmagasabb Log likelihood) az elváltak arányánál (TDIW) jelentkezett (6. modell). Ilyen alacsony érték egyetlen más modellnél sem fordult elő. Érdemes megjegyezni, hogy amennyiben csak az OLS becslésre hagyatkoztunk volna, akkor egészen más interpretációt kellene adnunk, hiszen ott a TDIW változó nem volt szignifikáns. Az OLS és a SEM modell közötti különbséget mutatja, hogy a hagyományos regressziónál az AKAIKE értéke 415 volt, amely az error modellnél számottevően csökkent (AIC=378), vagyis lényegesen jobb illeszkedést sikerült elérni.

Az összetettebb modelleknél a korábbiakhoz hasonlóan jártunk el. A faktorok kontrollja mellett az egészségmagatartás és roma népesség arányát versenyeztettük az egészségmagatartás és a válások arányával. A társadalmi-gazdasági területi egyenlőtlenségek mellett az elváltak arányát tartalmazó 9. modell bizonyult a leghatásosabbnak, mégpedig úgy, hogy a tüdődagyanatos halálozások standardizált arányszáma már nem hordozott érdemi információt. Ennek köszönhetően a 9. és a 6. modell között nem volt szignifikáns különbség 5%-os szinten. (A két modell közötti különbséget ANOVA segítségével vizsgáltam). Ahogy a férfiaknál, úgy az össznépegségnél is a materiális és társadalmi körülményeket leíró indikátorok mellett a tartós kapcsolatok szerepe domborodott ki. Alátámasztva ezzel azt, hogy a társas támogatás javítja az egyén megbirkózási, konfliktusmegoldási képességeit, növelve ezzel a továbbélés esélyét.

15. táblázat. A férfiak és nők együttesen várható élettartamának lineáris regressziós modelljei (KLNMBecslés)

Magyarázó változó	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell	8. modell	9. modell
Konstans	72,054*	67,775*	72,28*	73,913*	72,733*	72,410*	71,649*	72,720*	72,520*
F61	-0,837*		-0,816*	-0,936*	-0,609*	-0,856*	-0,824*	-0,609*	-0,842*
F62	0,763*		0,754*	0,982*	0,697*	0,797*	0,755*	0,697*	0,790*
TLC			-0,002					0,0002	-0,001
LOGROMA					-0,691*			-0,692*	
DOCTOR							0,004		
TDIW						-0,052			-0,048
LOGDENS				-1,097*					
KOMP		1,481*							
<i>Diagnosztikák</i>									
MCN	5,16	–	17,22	27,97	11,72	13,49	22,24	19,46	19,66
R ²	0,654	0,635	0,653	0,672	0,675	0,655	0,653	0,673	0,653
AIC	414,55	422,58	416,18	406,57	404,98	415,00	415,93	406,98	416,88
LM Lag	10,13*	7,84*	10,18*	8,63*	5,70**	10,60*	11,37*	5,71**	10,62*
LM Robust Lag	0,01	0,83	0,06	0,05	0,25	0,21	0,03	0,25	0,29
LM Error	23,42*	29,826*	25,15*	23,17*	11,33*	18,55*	11,13*	11,19*	19,39*
LM Robust error	13,294*	22,821*	15,03*	14,59*	16,77*	28,95*	22,47*	16,66*	29,72*
Breusch-Pagan test	1,11	0,96	4,37	12,01*	5,77	1,66	0,63	6,74	4,66
Jarque-Bera test	1,459**	0,764	2,24	6,27**	8,20	1,34	1,63	8,09**	1,78
Moran I (res)	0,23*	0,26*	0,24*	0,23*	0,19*	0,25*	0,22*	0,19*	0,26*

Szignifikáns *1%-os, ** 5%-os, *** 10%-os szinten

16. táblázat. A férfiak és nők várható élettartamának térbeli hiba modelljei
(Maximum Likelihood becslés)

Magyarázó változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell	8. modell	9. modell
Konstans	71,796*	67,637*	72,652*	73,870*	72,411*	73,729*	71,631*	72,924*	74,364*
F61	-0,739*		-0,645*	-0,860*	-0,606*	-0,768*	-0,732*	-0,565*	-0,699*
F62	0,817*		0,795*	1,051*	0,760*	1,066*	0,812*	0,753*	1,036*
TLC			-0,09**					-0,007	-0,007***
LOGROMA					-0,545*			-0,459*	
DOCTOR							0,001		
TDIW						-0,313*			-0,299*
LOGDENS				-1,204*					
KOMP		1,522*							
Lambda	0,479*	0,473*	0,556*	0,473*	0,429*	0,722*	0,476*	0,481*	0,739*
Diagnosztikák									
Log Likelihood	-193,04	-196,76	-190,95	-188,23	-189,81	-183,14	-193,00	-188,81	-181,56
AIC	396,08	401,52	393,9	388,48	391,63	378,28	398,00	391,61	377,13
Breusch-Pagan test	0,755	2,46	2,99	9,26**	4,92	1,91	0,99	4,93	2,90
Reziduálisok:									
Minimum	-2,42	-2,08	-2,53	-2,54	-2,62	-2,00	-2,43	-2,67	-2,08
1 kvartilis	-0,42	-0,52	-0,43	-0,42	-0,47	-0,41	-0,43	-0,48	-0,43
Medián	-0,02	-0,05	0,08	0,01	0,06	-0,03	-0,02	0,08	-0,02
3. kvartilis	0,50	0,48	0,51	0,50	0,48	0,48	0,50	0,44	0,48
Maximum	2,44	1,87	2,59	2,28	2,51	2,37	2,43	2,61	2,43

Szignifikáns *1%-os, ** 5%-os, *** 10%-os szinten

11. Összegzés és következtetések

Értekezésemben első részében a kelet- és közép-európai, egykori szocialista országok mortalitási folyamatait mutattam be az elmúlt félévszázad során. E bevezető részt sokan másképp már megírták. Mégis úgy éreztem, hogy a horizont tágabbra nyitásával pontosabb kép nyerhető a megbicsaklott epidemiológiai fejlődés sajátosságairól, a különböző országok, országcsoportok által bejárt utakról. Hangsúlyozottan országcsoportokról érdemes szólni, mivel az egykori szocialista blokkon belüli „alrégióknál” az idősoros adatok markáns hasonlóságokra, együttjárásokra mutatnak rá, egyfajta alátámasztását adva az útfüggőségnek, geográfia értelemben a dependenciának. A történelmi, kulturális tradíciók sokszínűsége ellenére a volt szocialista országok a hatvanas években nagyon hasonló életkilátásokról árulkodtak, a mortalitási különbségek meglehetősen kiegyenlítetté váltak. Néhány évtizeddel később a vizsgált országok már teljesen heterogén arculatot tártak elénk. A nemzetközi kitekintés által Magyarország demográfiai fejlődésének ezen oldala talán árnyaltabban látható. A közép-európai régióban a csehek (kisebb mértékben a szlovákok), az egykori kelet-németek – úgy tűnik – mindig is különutasok voltak. Magyarország népességének életkilátásai, epidemiológiai fejlődése sok tekintetben elmarad saját közvetlen, referenciának tekinthető környezetétől is.

A magyar népesség várható élettartamának kedvezőtlen alakulása, a relatív és abszolút leszakadása a fejlett országoktól a férfiak tartósan stagnáló, majd romló mortalitásának volt köszönhető. A nők esetében ugyancsak megfigyelhető leszakadás a kilencvenes évek elejéig megfigyelhető stagnálásnak volt betudható. Az elmúlt időszakban bekövetkezett javulás ellenére is az Európai Unió tagállamainak sereghajtói között vagyunk. A felzárkózás pedig korántsem a várákozásnak megfelelően alakul.

A lecsúszás okai máig nem tisztázottak egyértelműen, valószínűleg összetett okok szövevényes láncolata húzódnak meg a háttérben. Pusztán egyetlen tényező nem ad kielégítő magyarázatot a jelenségre. A dolgozatban igyekeztem ismertetni a különböző szemléletű megközelítések eredményeit. Ezek szinte kivétel nélkül fókuszpontjaiknak megfelelő eltérő okokra vezették a vissza magyar népesség mortalitásának kedvezőtlen alakulását. A legtöbb kutatás aggregált adatok segítségével, egy-egy dimenzióra helyezte a hangsúlyt, ennek következtében a ma elvárható kauzalitás bemutatására alapvetően nem is került sor. Annak ellenére, hogy jól ismert a halálóki struktúra változása, a legsérülékenyebb társadalmi- és korcsoportok érintettsége az összkép vonatkozásában maradhat hiányérzetünk. A legvalószínűbbnek az a magyarázat tűnhet, amely az alacsony végzettségű, kvalifikálatlan társadalmi csoportok ligatúráinak, hétköznapi életkereteinek szétporladását hangsúlyozzák, ami nem a rendszerváltozás, hanem a Kádár-éra utolsó évtizedeire vezethető vissza. A recesszió ezt a megkezdett folyamatot csupán hathatósan fokozta nemenként, korcsoportonként, társadalmi rétegenként egészen eltérő mértékben. Ugyancsak fontos tényezője a kedvezőtlen epidemiológiai folyamatoknak a társadalom egészségtelen életmódja. Elképzelhető, hogy mindezen túl egyéb ösz-

szetevők, így a pszichoszociális tényezők romlása is hozzájárult a várható élettartam visszaeséséhez.

A tartós epidemiológiai kisikláshoz és krízishez képest lényegesen hiányosabb ismereteink vannak az utözöngék, és a jelentősebbnek mondható javulás okait illetően. A rendszerváltozás nyertesei a továbbélés tekintetében is a legiskolázottabbak lettek, ezt erősítik az idősoros adatok és a keresztmetszeti elemzések is.

A halál – néhány extrém kivételtől eltekintve – nem csoportos jelenség, „hordozója” az egyén. Így jogosan vethető fel a kérdés, hogy van-e létjogosultsága a területi, az aggregátum szintű adatok elemzésének. A társadalomtudományi megközelítések gyakran amellett érvelnek, hogy az okok egyéni jellemzőkkel megragadhatók, a kontextuális tényezők bevonása csekély érdemi információt hordoz. Másképp fogalmazva a különböző területi szinteken megfigyelhető egyenlőtlenségek pusztán visszatükrözik a népesség összetételében meglévő különbségeket. Módszertanilag az egyéni és a környezeti hatások kvantifikálhatók és különválaszthatók. Amennyiben az utóbbi hatás nem létezik vagy csak csekély befolyással bír, akkor arra kell következtetnünk, hogy a területi egyenlőtlenségek megszüntetéséhez a társadalmi egyenlőtlenségek mérséklésén keresztül vezet az út. Morális szempontból és főképp rövid távon cinikusnak tűnhet a fenti álláspont. Hiszen leegyszerűsítetten a megoldást az jelenti, ha a népesség összetételét sikerül megváltoztatni. Az iskolázottság javítása rövid távon azonban gyakorlatilag lehetetlen. Méltányossági és igazságossági elvárásaink az egyenlőtlenségek csökkentését követelik meg, ehhez pedig szükséges a krízis területek minél pontosabb lehatárolása. És csak ezt követően kerülhet sor a megfelelő egészségügyi programok kidolgozására és a hozzájuk szükséges források allokációjára. Annak ellenére, hogy a többszintű modellezés kifinomultabb következtetések megfogalmazására alkalmas, az említett okok fényében továbbra is indokolt a területi elemzések kivitelezése, a monitoring rendszerek kiépítése.

Az értekezésben a mortalitási folyamatokat kistérségi szinten mutattam be. E területi skálán a jelenség térfolytonossága sokkal precízebben követhető nyomon, mint a kevésbé heterogén, „kisimított” megyei szinten. A nyolcvanas évek elejétől napjainkig jelentős térbeli átstrukturálódásra került sor, amelyet a nem térbeli megközelítések általában alábecsültek. A térbeli átrendeződés mellett azonban kontinuos vonások is megfigyelhetők. Az ország északi, határmenti területén élők várható élettartama mindenkor messze elmaradt az ország átlagától, míg a nyugat-dunántúli területeken élőké mindig is meghaladta azt. A Budapest körül kifejlődött jóléti, magas életkilátásokat mutató klaszter a legújabb időszak fejleménye.

A dolgozatban igyekeztem rámutatni arra, hogy a térbeli különbségeket döntően a férfiak mortalitása határozta meg. A férfiak halandóságának területi különbségei bármely módszert vagy időszakot is választottuk mindenkor jelentősebb volt mint a nőké.

A születéskor várható élettartam jelenlegi kistérségi mintázata a térstruktúra fejlettségi összetevőivel mutat szoros kapcsolatot. Bár a hazai szakirodalomban is fellelhetők deprivációszerű magyarázatok, de érdemi vita sem a kompozit, sem más indikátorokkal kapcsolatban

nem bontakozott ki e tárgykörben. A hazai kutatások a területi különbségek mérésének elméleti és gyakorlati próbálkozásai a fejlettségre, esetleg az életminőségre reflektálnak, teszik ezt általában anélkül, hogy a kapott kompozit indikátort, mint független változót valamely jelenség magyarázatánál felhasználnák. A területi halandóság szempontjából ezek a leíró megközelítések nagyon fontos, de összességében mégiscsak köztes állomást jelentenek.

Az általam készített kompozit indikátor faktorelemzésen alapult. Olyan magyarázóváltozók információit igyekeztem összesűríteni, amelyek direkt vagy indirekt összefüggésben állhatnak a mortalitással vagy a mortalitásra ható tényezőkkel. A munka eddig elkészült fázisában csak a 0. évben várható élettartamokra lettek a modellek lefuttatva. A férfiaknál és az össznépelességnél a térbeli módszerek alkalmazásával lényegesen jobban illeszkedő, pontosabb és megbízhatóbb képet kaphattunk a mortalitás ökológiai szintű háttértényezőiről. Az általános kép szerint a várható élettartamot a depriváció jelenléte számottevően csökkentette, a jólét pedig növelte. A deprivációs megközelítés a szakirodalomban már számtalanszor bizonyított eredményre vezetett. Fontos azonban jelezni, hogy az általam konstruált egyenlőtlenségi mutatók a lehetséges indikátorok sokaságából csupán egy próbálkozás eredményét mutatják. A dolgozatban tesztelt Faluvégi-féle fejlettségi mutatót azt bizonyította, hogy az index a halandósági kutatásokban is eredménnyel alkalmazható. A különböző módszerekkel létrehozható mutatók ütköztetése, versenyeztetése a tudományos kíváncsiság kielégítésén túlmutató haszonnal kecsegtetne.

Az egyének élete és halála sokkal bonyolultabb annál, hogy egyetlen keresztmetszeti modellbe tudjuk foglalni. A halálhoz vezető út, beleértve az egészségmagatartást, a genetikai adottságokat, a környezeti expozíciókat, a gyermekkori, munkahelyi körülményeket feltérképezhetetlenek ökológiai adatok segítségével. Az általam készített modellek erősen leegyszerűsítettek. A legfontosabbnak tekinthető depriváció-jólét indikátorok mellett megkíséreltem más tényezők hatását is felmérni. A nőknél a társadalmi-gazdasági területi különbségek mellett a roma népesség aránya és az egészségmagatartásra utaló tüdődaganatos halálozási arányszám bizonyult szignifikánsnak. Ezzel szemben a férfiaknál és az össznépelességnél a roma változó hatása eltűnt a társadalmi-materiális kontrollváltozók mellett. Mindkét populációnál a társas támogatás hiányára utaló elváltak aránya bizonyult meghatározónak.

A férfiak és a teljes népesség várható élettartamának térbeli modellezése azt bizonyítja, hogy a megfelelő térbeli módszerekkel sokkal robusztusabb, lényegesen megbízhatóbb becslésekhez juthatunk. Mindezen túl a megfelelő diagnosztikai tesztek alkalmazása sem elkerülhető, ha pontosabb, hasznosabb és alaposabb következtetések megfogalmazását tűzzük ki célul.

Az eddig elkészült elemzés a születéskor várható élettartam területi vizsgálatát végezte el térökonometria módszerek segítségével. Ugyanezen módszerekkel és magyarázóváltozókkal elemezhetők az egyes korcsoportok halálozási mintázatai és a fontosabb halálokok is. Ennél mindenképpen nagyobb kihívást és továbblépést jelentene a település szintű adatok vizsgálata.

Felhasznált irodalom

- Ádány R. (szerk.) (2003): A magyar lakosság egészségi állapota az ezredfordulón. Medicina Könyvkiadó Rt., Budapest, 2003. 224. p.
- Alkoholpolitikai koncepció (2005): Addiktológia, Addictologia Hungarica. 2.szám
- Anderson, S. C.–Hibbs, V. K. (1992): Alcoholism in the Soviet Union. *International Social Work* 35. pp. 441–453.
- Andorka R.–Cseh-Szombathy L.–Vavró I. (1968): Társadalmi elítélés alá eső magatartások előfordulásainak területi különbségei (I.). *Statisztikai Szemle* 1. pp. 43–54.
- Andorka R.–Spéder Zs. (1994): Szegénység a 90-es évek elején. Társadalmi Riport 1994. In: Andorka Rudolf, Kolosi Tamás, Vukovich György (szerk.). Budapest: TÁRKI, pp. 74–106.
- Andorka R. (1986): Befolyásolják-e az áremelések a szeszesitalfogyasztást? *Alkohológiai* 16.(2) pp. 1–7.
- Andorka R. (1994): Alkoholizmus és alkoholpolitika In.: Münnich Iván –Moksony Ferenc (szerk.): Devianciák Magyarországon. Közélet Kiadó pp. 226–296.
- Andreev, E. M.–Nolte, E.–Shkolnikov, V. M.–Varavikova, E. –Andreeva, T. I.–Krasovsky, K. S. (2007): Changes in smoking prevalence in Ukraine in 2001–2005. *Tobacco Control* 16: pp. 202–206.
- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 284. p.
- Anselin, L. (1992): *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data*. University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana
- Anselin, L. (1995): Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis* 27. (2). pp. 93–116.
- Anselin, L. (2002): Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics* 27. pp. 247–267.
- Anselin, L. (2003): *GeoDaTM 0.9. User's Guide*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana & Center for Spatially Integrated Social Science.
- Anselin, L. (2004): *GeoDaTM 0.9.5-i Release Notes*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Agricultural and Consumer Economics. University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana & Center for Spatially Integrated Social Science.
- Anselin, L. (2006): *Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook*. Spatial Analysis Laboratory, Department of Geography, University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana & Center for Spatially Integrated Social Science.
- Anselin, L.–Bera, A. K. (1998): Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: Ullah, A.–Giles, A. E. A. (ed): *Handbook of applied economic statistics*. New York, Marcel Dekker pp. 237–289
- Arató, N. M.–Dryden L. I.–Taylor C. Ch. (2006): Hierarchical Bayesian Modelling of age-dependent mortality. *Computational Statistics & Data Analysis*. 51. pp. 1347–1363.
- Baller, R. D.–Anselin, L.–Messner, S. F.–Deane, G.–Hawkins, D. F. (2001): Structural covariates of U.S. county homicide rates: incorporating spatial effects. *Criminology* 39.(3). pp. 561–590.
- Bartley, M.–Blane, D. (1994): Commentary: Appropriateness of deprivation indices must be ensured. *British Medical Journal* 309. 1479. p

- Bavaud, F. (1998): Models for Spatial Weights: A Systematic Look. *Geographical Analysis*. pp. 153–171.
- Bivand, R.–Pebesma, E. J.–Gómez-Rubio, V. (2008): *Applied Spatial Data Analysis with R*. Springer Science+Business Media, LLC, New York
- Blakely, T. A.–Woodward, A. J. (2000): Ecological effects in multi-level studies. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54. pp. 367–374.
- Bobak, M.–Marmot, M. (1996): East-West mortality divide and its potential explanation: proposed research agenda. *British Medical Journal* 312. pp. 421–425.
- Bobák, M.–Hertzman, C.–Škodová, Z.–Marmot, M. (2000): Own education, current conditions, parental material circumstances, and risk of myocardial infarction in a former communist country. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 54. pp. 91–96.
- Bobak, M.–Room, R.–Pikhart, H.–Kubinova, R.–Malyutina, S.–Pajak, A.–Kurilovitch, S.–Topor, R.–Nikitin, Y.–Marmot, M. (2004): Contribution of drinking patterns to differences in rates of alcohol related problems between three urban populations. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 58. pp. 238–242.
- Bobak, M.–Gilmore, A.–Mckee, M.–Rose, R.–Marmot, M. (2006): Changes in smoking prevalence in Russia. *Tobacco Control* 15. pp. 131–135.
- Bosetti, C.–Levi, F.–Lucchini, F.–Negri, E.–La Vecchia, C. (2005): Lung cancer mortality in European women: recent trends and perspectives. *Annals of Oncology* 16 (10). pp. 1597–1604.
- Bosetti, C.–Levi, F.–Lucchini, F.–Zatonski, W. A.–Negri, E.–La Vecchia, C. (2007): Worldwide mortality from cirrhosis: An update to 2002. *Journal of Hepatology*. 46. pp. 827–839.
- Bourdieu, P. (2009): *A gyakorlat elméletének vázlata & Három kabil etnológiai tanulmány*. Napvilág Kiadó, Budapest 373. p.
- Boyle, P. (2004): Population geography: migration and inequalities in mortality and morbidity. *Progress in Human Geography*, 28.(6). pp. 767–776.
- Boys, R. J.–Forster, D. P.–Jozan, P. (1991): Mortality from causes amenable and non-amenable to medical care: the experience of Eastern Europe. *British Medical Journal* 303. pp. 879–883.
- Brainerd, E.–Cutler, D. M. (2005): *Autopsy on an Empire: Understanding Mortality in Russia and the Former Soviet Union*. IZA Discussion Paper No. 1472. Bonn, Germany 62. p.
- Braveman, P.–Eleuther, T (2002): Social inequalities in health within countries: Not only an issue for affluent nations. *Social Science and Medicine*. 54. pp. 1621–1635.
- Bray, I.–Brennan, P.–Boffetta, P (2000): Projections of alcohol- and tobacco-related cancer mortality in central Europe. *International Journal of Cancer* 87(1). pp. 122–128.
- Britton, A.–McKee, M. (2000): The relation between alcohol and cardiovascular disease in Eastern Europe: explaining the paradox. *Journal of epidemiology and Community Health*. 54. pp. 328–332.
- Bryce, C.–Curtis, S.–Mohan, J. (1994): Coronary heart disease: trends in spatial inequalities and implications for health care planning in England. *Social Science and Medicine*. 38. pp. 677–690.
- Caldwell, J. C. (1986): Route the low mortality in poor countris. *Population and development Review* 12(2). pp. 171–220.
- Carlson, E.–Rychtariková, J. (1996): *Renewed Mortality Decline in the Czezh Republic*. Paper presented at the Sawyer-Mellon Conference on Increasing Adult Mortality in Eastern Europe, March, University of Michigan, Ann Arbor, Michigan.

- Carlson, E.–Tsvetarsky, S. (1992): Concentration of Rising Bulgarian Mortality Among Manual Workers. *Sociology and Social research* 76. pp. 81–84.
- Carlson, E. (1989): Concentration of Rising Hungarian Mortality Among Manual Workers. *Sociology and Social Research* 73. pp. 119–127.
- Carlson, P. (2004): The European health divide: a matter of financial or social capital? *Social Science and Medicine* 59. pp. 1985–1992.
- Carstairs, V. (2006): Socio-economic factors at areal level and their relationship with health.. Elliott, P.–Wakefield, J.–Best, N.–Briggs (ed.): *Spatial Epidemiology. Methods and Application*. Oxford University Press, reprinted, pp. 51–67.
- Caselli, G.–Meslé, F.–Vallin, J. (2002): Epidemiologic transition theory exceptions. *Genus* 58(1): pp. 9–52.
- Castro, M. C. (2007): Spatial demography: an Opportunity to Improve Policy Making at Diverse Decision Levels. *Population Research and Policy Review* 26: pp. 477–509.
- Ceccato, V.–Haining, R. (2005): Assessing the Geography of Vandalism: Evidence from a Swedish City. *Urban Studies* 42(9). pp. 1637–1656.
- Chen, L. C.–Wittgenstein, F.–McKeon, E. (1996): The Upsurge of Mortality in Russia: Causes and Policy Implications. *Population and Development Review* 22(3). pp. 517–530.
- Chenet, L.–McKee, M.–Fulop, N.–Bojan, F.–Brand, H.–Horn, A.–Kalbarczyk, P. (1996): Changing life expectancy in Central Europe: is there a single reason? *Journal of Public Health* 18(3). pp. 329–336.
- Chenet, L.–Leon, D.–McKee, M.–Vassin, S. (1998): Death from alcohol and violence in Moscow: Socio-economic determinants. *European Journal of Population* 14. pp. 19–37.
- Chenet, L.–McKee, M.–Leon, D.–Shkolnikov, V. M. (1998): Alcohol and cardiovascular mortality in Moscow, new evidence of causal association. *Journal of Epidemiology and Community Health* 52. pp. 772–774.
- Chenet, L.–Britton, A.–Kalediene, R.–Petrauskiene, J. (2001): Daily variations in deaths in Lithuania: the possible contribution of binge drinking. *International Journal of Epidemiology* 30. pp. 743–748.
- Chi, G.–Zhu, J. (2008): Spatial Regression Models for Demographic Analysis. *Population Research and Policy Review* 27. pp. 17–42.
- Chiang, C. L. (1984): *The Life Table and its Applications*. Robert E. Kriger Publishing Company Malabar, Florida.
- Cliff, A.–Ord, J. K. (1981): *Spatial Processes, Models and Applications*, London, Pion.
- Cockerham, W. C. (1997): The Social determinants of the Decline of Life expectancy in Russia and Eastern Europe: A Lifestyle Explanation. *Journal of Health and Social Behaviour* 38: 117–130.
- Cockerham W. C. (1999): *Health and Social Change in Russia and eastern Europe*. New York – London Routledge.
- Cockerham, W. C. (2000): Health lifestyles in Russia. *Social Science and Medicine*. 51. pp. 1313–1324.
- Cockerham, W. C. (2004): *Medical Sociology*. Ninth edition. Pearson Presence Hall, Upper Saddle River, New Jersey. 420. p.
- Cockerham, W. C. (2007): Health lifestyles and the absence of the Russian middle class. *Sociology of Health & Illness*. 29(3). pp. 457–473.

- Cockerham, W. C.–Snead, Ch. M.–Dewaal, D. F. (2002): Health Lifestyles in Russia and the Socialist Heritage. *Journal of Health and Social Behavior*. 43. pp 42–55.
- Cockerham, W. C.–Hinote, B. P.–Cockerham, G. B.–Abbott, P. (2002): Health lifestyles and political ideology in Belarus, Russia, and Ukraine. *Social Science and Medicine*. 62. pp 1799–1809.
- Congdon, P. (1995): The impact of area context on long term illness and premature mortality: regional comparisons across England. *Regional Studies*. 29: 327–344.
- Congdon, P. (2002): A life table approach to small area health need profiling. *Statistical Modelling* 2: 63–88.
- Congdon, P. (2006): A model for geographical variation in health and total life expectancy. *Max-Planck Gesellschaft, Rostock Vol. 14., Article 9*. pp. 157–178.
- Cracolici, M. F.–Uberti, T. E. (2008): Geographical Distribution of Crime in Italian Provinces: A Spatial Econometric Analysis. *Fondazione Eni Enrico Mattei, Milano* 28. p.
- Cressie, N. (1993): *Statistics for Spatial Data*. Rev.ed. John Wiley and Sons, New York
- Csaszi, L. (1990): Interpreting inequalities in the Hungarian health system. *Social Science and Medicine* 31(3). pp. 275–284.
- Csire A.–Németh N. (2008): A születéskor várható élettartam kistérségi egyenlőtlenségei az ezredforduló Magyarországon. *Kormányzás, Közpénzügyek, Szabályozás II. 2. szám* pp. 257–289.
- Dahrendorf, R. (1979): *Lebenschancen. Anläufe zur sozialen und politischen Theorie*. Suhrkamp taschenbuch 559. Erste Auflage. Suhrkamp Verlag, Frankfurt am Main, 240. p.
- Daróczi E. (1997): A halandóság területi eltérései Magyarországon 1959/60–1992. *KSH Népeségtudományi Intézet Kutatási Jelentései* 60. Budapest, 156. p.
- Daróczi E. (2003): A középkorúak halandósága nemek és főbb halálokok szerint. Az epidemiológiai átmenet sajátosságai Magyarországon. In: Daróczi E. (szerk.): *Kettős szorításban. A középgenerációk élete és egészsége*. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest, pp. 105–142.
- Daróczi E. (2004a): Európa kelet-nyugati megosztottsága az életésélyek terén. In: Daróczi E.–Kovács K. (szerk.): *Halálozási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak*. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet. *Kutatási Jelentések* 77. Budapest, pp. 11–40.
- Daróczi E. (2004b): Területi és társadalmi különbségek a középkorú férfiak és nők halandóságában Magyarországon 2001 körül. In: Daróczi E.–Kovács Katalin (szerk.): *Halálozási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak*. KSH, Népeségtudományi Kutatóintézet. *Kutatási Jelentések* 77. pp.103–136.
- Daróczi E.–Hablicsek L. (2008): A halandóság területi és időbeli különbségei az életkor függvényében. *Demográfia* LI. évf. 1. pp. 7–50.
- Dawey Smith, G.–Blane M.–Bartley, M. (1994): Explanations for socioeconomic differentials in mortality: Evidence from Britain and elsewhere. *European Journal of Public Health* 4. pp 131–144.
- Davey Smith, G.–Whitley, E.–Dorling, D.–Gunnel, D. (2001): Area based measures of social and economic circumstances: cause specific mortality patterns depend on the choice of index. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 55: 149–150.
- Davis, Ch.–Feshbach, M. (1980): Review of Rising Mortality in the 1970s. *United States Bureau of the Census. Series P-95, No 74, September*. 33. p.

- Deane, G.–Beck, E. M.– Tolnay, S. E. (1998): Incorporating space into social histories. How spatial process operate and how we observe them. *International Review of Social History* 43. pp. 57–80.
- Dennis, B. H.–Zhukovsky, G. S.–Shestov, D. B.–Davis, C. E.–Deev, A. D.–Kim, H.–Tyroler, H. A. (1993): The association of education with coronary heart disease mortality in the U.S.S.R. Lipid Research Clinics Study. *International Journal of Epidemiology*. 22. pp. 420–427.
- Didkowska, J.–Manczuk, M.–McNeill, An.–Powles, J.–Zatonski, W. (2005): Lung cancer mortality at ages 35–54 in the European Union: ecoligical study of evolving tobacco epidemics. *British Medical Journal* 331. pp. 189–191.
- Dobosi E. (2003): A komplex regionális fejlettség matematikai-statisztikai elemzése. *Területi Statisztika*, 6. évfolyam 1. szám pp. 15–33.
- Dolan, S. A.–Jarman, B.–Bajekal, M.–Davies, P. M.–Hart, D. (1995): Measuring disadvantage: Changes in the underprivileged area, Townsend and Carstairs scores 1981–91. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 49. pp. 30–33.
- Domański, H. (2001): A szegénység társadalmi meghatározói a posztkommunista társadalmakban. *Szociológiai szemle*, 4. pp. 40–65
- Dusek T. (2003): A statisztikai adatok területi aggregálásának kérdései. *Statisztikai Szemle*, 81. (2). pp. 127–147.
- Dusek T. (2004): A területi elemzések alapjai. ELTE Regionális Földrajzi Tanszék – MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport. 240. p.
- Dzúrová, D. (2000): Mortality differentials in the Czech Republic during the post-1989 socio-political transformation. *Health & Place* 6. pp. 351–362.
- Eames, M.–Ben-Shlomo, Y.–Marmot, M. G. (1993): Social deprivation and premature mortality: a regional comparison across England. *British Medical Journal* 307. pp. 1097–1102.
- Eayres, D.–Williams, E. S. (2004): Evaluation of methodologies for small area life expectancy estimation. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 58. pp. 243–249.
- Elekes Zs. (2001): Alkoholprobléma az ezredvégi Magyarországon. In: Elekes Zsuzsanna–Spéder Zsolt (szerk.): *Törések és kötések a magyar társadalomban*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó Budapest, pp. 152–169.
- Emigh, Rebecca J.–Szelényi I. (eds.) (2001): *Poverty, Ethnicity and Gender in Eastern Europe During Transition*. Westport, Connecticut London Praeger.
- Faluvégi A. (1998): A területfejlesztés kedvezményezett térségei és települései. *Területi Statisztika* 2. pp. 174–185.
- Faluvégi A. (2000): A magyar kistérségek fejlettségi különbségei. *Területi Statisztika*, 4. pp. 319–346.
- Faluvégi A. (2004): Térbeli kirekesztődés, a térségek leszakadása. In: Monostori (szerk.): *A szegénység és a társadalmi kirekesztődés folyamata*. Tanulmányok KSH, Budapest pp. 197–222.
- Faluvégi A. (2005): A társadalmi-gazdasági jellemzők területi alakulása az átmenet időszakában és az új évezred küszöbén. In.: Faluvégi A.–Fazekas K.–Nemes-Nagy J.–Németh N.: *A hely és a fej*. Munkapiac és regionalitás Magyarországon. MTA Közgazdaságtudományi Intézet Budapest, pp. 9–46.
- Faluvégi A. (2008): *Tájékoztató a kiemelten támogatott kistérségekről*. Központi Statisztikai Hivatal Budapest 148. p.
- Faluvégi A.–Tipold F. (2007): A területfejlesztés kedvezményezett térségeinek 2007. évi besorolása. *Területi Statisztika* 6. pp. 523–540.

- Faluvégi A–Tipold F. (2009): Kedvezményezett települések az új országgyűlési határozat mutatói alapján. – próbaszámítás. *Területi Statisztika* 3. pp. 264–279.
- Faraway, J. (2002): *Practical Regression and Anova using R*. 212. p.
<http://cran.r-project.org/doc/contrib/Faraway-PRA.pdf>
- Field, Mark G. (1995): The Health Crisis in the Former Soviet Union: A Report from the 'Post-War' Zone. *Social Science and Medicine*. 41(11). pp. 1469–1478.
- Florax, R. J. G. M.–Van der Vlist, A. J. (2003): Moving Beyond Traditional Models. *International Regional Science Review* 26 pp. 223–243.
- Fotheringham, S.A.–Brunsdon, S.–Charlton, M. (2002): *Geographically Weighted Regression the analysis of spatially varying relationship*. John Wiley & Sons Ltd, The Atrium Southern Gate, Chichester
- Forster, D. P.–Józán P. (1990): Health in Eastern Europe. *Lancet* 335. pp. 458–460.
- Franco, Á.–Álvarez-Dardet, C.–Ruiz, M. T. (2004): Effect of democracy on health: ecological study. *British Medical Journal* 329. pp. 1421–1423.
- Füstös L.–Kovács E.–Meszéna Gy.–Simonné Mosolygó N. (2004): Alakfelismerés (sokváltozós statisztikai módszerek). DICO Kiadó – Új Mandátum Könyvkiadó, Budapest 644. p.
- Gábos A.–Szivós P. (2002): „A jövedelmi szegénység alakulása, a gyermekes családok helyzete”: In: Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György (szerk.): *Társadalmi riport*. Budapest: TÁRKI, pp. 42–59.
- Garami E. (2009): A humán erőforrás területi különbségei. Az emberi fejlődés indexének hazai alkalmazhatósága. *Területi Statisztika* 12.(3). pp. 280–298.
- Gatrell, A. C. (2002): *Geographies of Health. An Introduction*. Blackwell Publishers Ltd., UK, Oxford
- Gavrilova, N. S.–Evdokushkina, G. N.–Semyonova, V. G.–Gavrilov, L. A. (2001): Economic Crises, Stress and Mortality in Russia. Paper presented at The Population Association of America 2001 Annual meeting (Session 106 „Violence, Stress, and Health). March 28–31. 29. p.
<http://longevity-science.org/Gavrilova-PAA-2001.pdf>
- Gavrilova, N. S.–Semyonova, V. G.–Evdokushina, G. N.–Gavrilov, L. A. (2000): The response of violent mortality to economic crisis in Russia. *Population Research and Policy Review* 19. pp. 397–419.
- Gilmore, A. B.–McKee, M.–Telishevskaya, M.–Rose, R. (2001): Epidemiology of smoking in Ukraine. *Preventive Medicine*, 33 (5). pp. 453–461.
- Gilmore, A. B.–McKee, M. (2005): Exploring the impact of foreign direct investment on tobacco consumption in the former Soviet Union. *Tobacco Control* 14(1). pp. 13–21.
- Griffiths, C.–Fitzpatrick, J. (2001): Geographic Inequalities in Life Expectancy in the United Kingdom, 1995–1997. *Health statistics Quarterly* 9. pp. 16–28.
- Guo, G. (1993): Mortality Trends and Causes of Death: A Comparison Between Eastern and Western Europe, 1960s–1980s. *European Journal of Population* 9. pp. 287–312.
- Hablicsek L. (2003): Térségi halandósági különbségek a középkorúak körében.. In: Daróczi E. (szerk.): *Kettős szorításban. A középgenerációk élete és egészsége*. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet, Kutatási Jelentések 74. Budapest pp. 143–160.
- Hablicsek L.–Kovács K. (2006): *Iskolázottság és halandóság*. Egészségügyi Stratégiai Kutatóintézet, Budapest 162. p.

- Hablicsek L.–Kovács K. (2007): Az életkilátások differenciálódása iskolázottság szerint, 1986–2005. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet. Kutatási Jelentés 84. Budapest, 176. p.
- Haining, R. (1990): *Spatialdata analysis in the social and environmental sciences*. Cambridge University Press, Cambridge
- Haining, R. (2003): *Spatial Data Analysis. Theory and Practice*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Hajdu, P.–McKee, M.–Bojan, F. (1995): Changes in premature mortality differentials by marital status in Hungary and in England and Wales. *European Journal of Public Health*. 5. pp. 259–264.
- Health for All Database. Copenhagen, Denmark: World Health Organization, Regional Office for Europe; 2007–2008.
- Hinde, A. (2006): *Demographic Methods*. Hodder Arnold, London
- Höhn, C.–Pollard, J. (1991): Mortality in the two Germanys in 1986 and trends 1976–1986. *European Journal of Population* 7. pp. 1–28.
- Hunyadi L. (2005): Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak. Statisztikai módszerek a társadalmi gazdasági elemzésekben. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest 483. p.
- Hunyadi L.–Vita L. (2006): Statisztika közgazdászoknak. Statisztikai módszerek a társadalmi gazdasági elemzésekben. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest 770. p.
- Husz I. (2001): Az emberi fejlődés indexe. *Szociológiai Szemle* 2001. 2. szám pp. 72–83.
- Husz I. (2002): Regionális különbségek Magyarországon, kísérlet a területi különbségek bemutatására az emberi fejlődés indexe alapján. In: Lengyel Gy. (szerk.): *Indikátorok és elemzések. Műhelytanulmányok a társadalmi jelzőszámok témaköréből*. Budapest, BKÁE pp. 77–86.
- Jarman, B. (1983): Identification of underprivileged areas. *British Medical Journal*, 286. pp. 1705–1709.
- Jarman, B. (1984): Underprivileged areas: validation and distribution of scores. *British Medical Journal* 289. pp. 1587–1592.
- Jobb S. (1973): Az öngyilkosságok területi jellemzői Magyarországon. *Területi Statisztika* 1. pp. 39–53.
- Józan P. (1991): Halandóság Magyarországon az 1980-as években. *Demográfia*, XXXIV. Évf. 3–4. sz. pp. 339–350.
- Józan P. (1994a): Epidemiológiai válság Magyarországon a kilencvenes években (I.). *Statisztikai Szemle* 72. évf. 1. szám. pp. 5–20.
- Józan P. (1994b): Epidemiológiai válság Magyarországon a kilencvenes években (II.). *Statisztikai Szemle* 72. évf. 2. szám. pp. 101–113.
- Józan P. (1994c): A halálzási viszonyok alakulása Magyarországon, 1982–1992. *KSH*, 1–147. p.
- Józan P. (1997): A nők egészségi állapotának néhány jellemzője. In: Lévai K.–Tóth I. Gy. (szerk.) *Szerepváltozások. Jelentés a nők és a férfiak helyzetéről*. Budapest, TÁRKI, Munkaügyi Minisztérium Egyenlő Esélyek Titkársága. pp. 107–120.
- Józan P. (2000): A századvég népesedési viszonyai Magyarországon. In: Spéder Zs.–Tóth P. P. (szerk.): *Emberi viszonyok. Cseh-Szombathy László tiszteletére*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó Budapest, 2000. pp. 335–361.
- Józan P. (2001): A századvég halandóságának földrajzi különbségei Magyarországon, *KSH Budapest*, 111. p.

- Józan P. (2002a): A dohányzás hatása a halandóságra Magyarországon 1970–1999. Központi Statisztikai Hivatal 276. p.
- Józan P. (2002b): A halandóság alapirányzata a 20. században és az ezredforduló halálozási viszonyai Magyarországon. Magyar Tudomány, XLVIII. 4. pp. 419–439.
- Józan P. (2002c): Az ipari országok halandóságának néhány jellegzetessége az 1990-es évtizedben. In.: Élethelyzet – életminőség, zsákutcák és kiutak. Magyarország az ezredfordulón Stratégiai kutatások a Magyar Tudományos Akadémián. Műhelytanulmányok. MTA, Budapest pp. 209–241.
- Józan P. (2003a): Az alkohol hatása a halandóságra Magyarországon 1970–1999. Nemzeti Népesedési Program. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest 97. p.
- Józan P. (2003b): Az ezredforduló népesedési viszonyai Magyarországon. In.: Ádány Róza (szerk.): A magyar lakosság egészségi állapota az ezredfordulón. Medicina Könyvkiadó Rt. Budapest, pp. 11–26.
- Józan P. (2007): Közép-Magyarországi régió demográfiai atlasza. Népeség és népesedés az ezredfordulón és a 21. sz. első éveiben. Központi Statisztikai Hivatal és Magyar Tudományos Akadémia Társadalomkutató Központ, Budapest 337. p.
- Józan P. (2008): Válság és megújulás a második világháború utáni epidemiológiai fejlődésben Magyarországon. Magyarország az ezredfordulón. Stratégiai Tanulmányok a Magyar Tudományos Akadémián. Műhelytanulmányok. MTA Társadalomkutató Központ Budapest, 126. p.
- 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. pp. 914–915.
- Judge, K.–Mays, N. (1994a): Equity in the NHS Allocating resources for health and social care in England. *British Medical Journal* 308. pp. 1363–1366.
- Judge, K.–Mays, N. (1994b): Equity in health care. *British Medical Journal* 309. p. 673.
- Kamarás F. (1991): A magyarországi demográfiai átmenet sajátosságai. In: Dányi D. (szerk.): Demográfiai átmenet Magyarországon. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutató Intézet. Budapest, pp. 157–186.
- Kapitány B.–Spéder Zs. (2004): Szegénység és depriváció. Társadalomszerkezeti összefüggések nyomában. Életünk fordulópontjai, Műhelytanulmányok 4. Budapest, KSH Népeségtudományi Intézet 142. p.
- Kardos L.–Széles Gy.–Hajdú P.–Bordás I.–Ádány R. (2003): Az emésztőrendszeri betegségek morbiditása és az általuk okozott halálozás alakulása hazánkban In.: Ádány R. (szerk.): A magyar lakosság egészségi állapota az ezredfordulón. Medicina Könyvkiadó Rt., Budapest 2003. pp. 141–159.
- Kardos L.–Papp Z.–Vargáné Hajdú P.–Ferencz P.–Ádány R. (2005): A rosszindulatú, kiemelten az emésztőrendszeri daganatok miatti halálozás térinformatikai elemzése Fejér megyében Bayes-bebecsléssel korrigált halálozási hányadosokkal. *Magyar Onkológia* 49. évf. 2. sz. pp. 117–124.
- Kemény I.–Janky B. (2003): A 2003. évi cigány felmérésről. Népesedési, nyelvhasználati és nemzeti-ségi adatok. *Beszélő*, 8. évf. 10. sz. pp. 64–76.
- Kemény I.–Janky B.–Lengyel G. (2004): A magyarországi cigányság 1971–2003. Gondolat Kiadó, MTA Etnikai-Nemzeti Kisebbségkutató Intézet, Budapest 192. p.
- Kintner, H. J. (2004): The Life Table In.: Siegel, J. S.–Swanson, D. A. (eds.): *The Methods and Materials of Demography*. Second Edition, Elsevier Academic Press, San Diego, California. pp. 301–340.
- Kirn, T. F. (1987): In Time of Change, U.S.S.R. Seeks to End Tradition of Extensive Alcohol Use by Majority of Citizens. *Journal of the American Medical Association* 258. pp. 883–885.

- Klinger A. (1987): A halandóság társadalmi foglalkozási különbségei Magyarországon. *Demográfia* XXX. évf. 2–3. pp. 240–272.
- Klinger A. (2001): Halandósági különbségek Magyarországon iskolai végzettség szerint. *Demográfia* XLIV. évf. 3–4. pp. 227–258.
- Klinger A. (2003a): A kistérségek halandósági különbségei. *Demográfia*, 2003. (46. évf.) 1. sz. pp. 9–44.
- Klinger A. (2003b): A budapesti kerületek halandósági különbségei. *Demográfia*, 2003. (46. évf.) 2–3. sz. pp. 177–202.
- Klinger A. (2006a): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (I.). *Demográfia*, 2006. (49. évf.) 2–3. sz. pp. 197–231.
- Klinger A. (2006b): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (II.). *Demográfia*, 2006. (49. évf.) 4. sz. pp. 342–365.
- Konrád Gy.–Szelényi I. (2000): Urbanizáció és területi gazdálkodás. JGYF Kiadó, Szeged, 135. p.
- Kopp M.–Skrabski Á.–Szedmák S. (1998): A szociális kohézió jelentősége a magyarországi morbiditás és mortalitás alakulásában. In: Glatz F. (szerk.) *Népesség, orvos, társadalom. Magyarország az ezredfordulón – Stratégiai kutatások a Magyar Tudományos Akadémián. V. Az életminőség tényezői Magyarországon.* Magyar Tudományos Akadémia, Budapest, pp. 15–38.
- Kopp, M.–Skrabski Á. (2000): A magyar lelkiállapot és a társadalmi tőke szerepe. In: Elekes Zs.–Spéder Zs. (szerk.): *Törések és kötések a magyar társadalomban.* Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest, pp. 254–267.
- Kopp M.–Skrabski Á. (2001): Pszichoszociális tényezők és az egészségi állapot. In: Cseh-Szombathy László–TóthPál Péter (szerk.) *Népesedés és népességpolitika. Tanulmányok.* Századvég Kiadó Budapest, 2001. pp. 192–220.
- Kósa Zs.–Széles Gy.–Kardos L.–Kósa K.–Németh R.–Ország S.–Fésüs G.–McKee, M.–Ádány R.–Vokó Z. (2007): A Comparative Health Survey of the inhabitants of Roma Settlements in Hungary. *American Journal of Public Health* 97.(5). pp. 853–859.
- Koupilová, I.–Epstein, I.–Holčík, J.–Hajioff, S.–McKee, M. (2001): Health needs of the Roma populations in the Czech and Slovak Republics. *Social Science and Medicine* 53. pp. 1191–1204.
- Kovács K. (2003): Társadalmi rétegződés és mortalitás. Magyar adatok a nemzetközi szakirodalom tükrében. In: Daróczi E. (szerk.): *Kettős szorításban. A középgenerációk élete és egészsége.* Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest, pp. 125–142.
- Kovács K. (2006): Egészség-esélyek. Életünk fordulópontjai. *Műhelytanulmányok* 5. Központi Statisztikai Hivatal, Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest, 214. p.
- Krumins, J. (2001): The mortality consequences of the onset of transition: case of Latvia. The XXIVth IUSSP General Population Conference, Salvador, Brazil, 18–24 August. Session S18 „Emerging health threats” 26. p.
- Krumins, J.–Usackis, U. (2000): The Mortality Consequences of the Transition to Market Economy in Latvia, 1991–1995. In: Cornia, G. A.–Panicciá, R. (eds.): *The Mortality Crisis in Transitional Economies.* UNU World Institute for Development Economics Research (UNU/WIDER). Oxford University Press, pp. 280–302.
- KSH (2007): A halandóság területi különbségei Magyarországon, 2000–2006. Központi Statisztikai Hivatal, 153. p.
- Kulin, H. E.–Skakkebaek, N. E. (1995): Environmental effects on human reproduction: the basis for new efforts in Eastern Europe. *Social Science and Medicine* 41(11). pp. 1479–1486.

- Lahelma, E.–Valkonen, T. (1990): Health and social inequalities in Finland and elsewhere. *Social Science and medicine*. 31. pp. 257–266.
- Leinsalu, M.–Vågerö, D.–Kunst, A. E. (2003): Estonia 1989–2000: enormous increase in mortality differences by education. *International Journal of Epidemiology* 32. pp. 1081–1087.
- Lengyel Gy. (szerk.) (2002): Indikátorok és elemzések. Műhelytanulmányok a társadalmi jelzőszámok témaköréből. Budapest, BKÁE 2002. 127. p.
- Leon, D. A.–Chenet, L.–Shkolnikov, V. M.–Zakharov, S.–Shapiro, J.–Rakhmanova, G.–Vassin, S.–McKee, M. (1997): Huge variation in Russian mortality rates 1984–94: artefact, alcohol, or what? *Lancet* 350. pp. 383–388.
- Leyland, A. H. (2004): Increasing inequalities in premature mortality in Great-Britain. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 58. pp. 296–302.
- Livi Bacci, M. (1993): On the human cost of collectivization in the Soviet Union. *Population and Development Review* 19(4). pp. 743–766.
- Lobao, L. M.–Hooks, G.–Tickamyer, A.R. (2007): Introduction. *Advancing the Sociology of Spatial Inequality*. In: Lobao, L. M.–Hooks, G.–Tickamyer, A. R. (eds.): *The Sociology of Spatial Inequality*. State University of New York Press, Albany, pp. 1–25.
- Logminiene, Z.–Nolte, E.–McKee, M.–Valius, L.–Gaizauskiene, A. (2004): Avoidable mortality in Lithuania: 1991–1999 compared with 1970–1990. *Public Health* 118. pp. 201–210.
- Lopez, A. D. (1998): Smoking and death in Russia. *Tobacco Control* 7. pp. 3–4.
- Lorant, V.–Thomas, I.–Deliége, D.–Tonglet, R. (2001): Deprivation and mortality: the implications of spatial autocorrelation for health resources allocation. *Social Science and Medicine* 53. pp. 1711–1719.
- Losonczy Á. (2001): Az egészség társadalmi veszélyeztetettségéről. In: Cseh-Szombathy László–Tóth Pál Péter (szerk.): *Népesedés és népességpolitika. Tanulmányok*. Századvég Kiadó Budapest, pp. 221–270.
- Mackenbach, J. P.–Kunst, A. E.–Groenhouf, F.–Borgan, J.-K.–Costa, G.–Faggiano, F.–Józan P.–Leinsalu, M.–Martikainen, P.–Rychtarikova, J.–Valkonen, T. (1999): Socioeconomic Inequalities in Mortality Among Women and Men: An International Study. *American Journal of Public Health* 89. pp. 1800–1806.
- Makara, P. (1994): Policy Implications of Differential Health Status in East and West Europe. The Case of Hungary. *Social Science and Medicine* 39(9). pp. 1295–1302.
- Marmot, M.–Bobak, M. (2000a): International comparators and poverty and health in Europe. *British Medical Journal* 321. pp. 1124–1128.
- Marmot, M.–Bobak, M. (2000b): Psychosocial and Biological Mechanism behind the Recent Mortality Crisis in central and Eastern Europe. In: Cornia, G. A.–Paniciá, R. (eds.): *The Mortality Crisis in Transitional Economies*. UNU World Institute for Development Economics Research (UNU/WIDER). Oxford University Press, pp. 127–148.
- McKee, M. (1999): Alcohol in Russia. *Alcohol and Alcoholism* 34(6). pp. 824–829.
- McKee, M.–Bobak, M.–Rose, R.–Shkolnikov, V.–Chenet, L.–Leon, S. (1998): Patterns of Smoking in Russia. *Tobacco Control* 7. pp. 22–26.
- McKee, M.–Pomerlau, J.–Robertson, A. (2000): Alcohol consumption in the Baltic Republics. *Journal of Epidemiology and Community Health* 54. pp. 361–366.
- McKee, M.–Shkolnikov, V. (2001): Understanding the toll of premature death among men in eastern Europe. *British Medical Journal* 323. pp. 1051–1055.

- McKee, M. (2003): The evolving pattern of avoidable mortality in Russia. *International Journal of Epidemiology*. 32. pp. 437–446.
- McKee, M.–Nolte, E. (2004): Lessons from health during the transition from communism. *British Medical Journal* 328. pp. 1428–1429.
- McLaughlin, D. K.–Stokes, S. C.–Smith, J. P.–Monoyama, A. (2007): Differential Mortality Across the United States. The influence of Place Based Inequality. Lobao, L. M.–Hooks, G.–Tickamyer, A. R. (eds): *The Sociology of Spatial Inequality*. State University of New York Press, Albany, pp. 141–162.
- McLoone, Ph.–Boddy, F. A. (1994): Deprivation and mortality in Scotland, 1981 and 1991. *British Medical Journal* 309. pp. 1465–1470.
- McMichael, A. J.–McKee, M.–Shkolnikov, V. M.–Valkonen, T. (2004): Mortality trends and setbacks: global convergence or divergence? *Lancet* 363. pp. 1155–1159.
- Men, T.–Brennan, P.–Boffetta, P.–Zaradze, D. (2003): Russian trends for 1991–2003: analysis by cause and region. *British Medical Journal* 327. pp. 964–966.
- Meslé, F. (2001): Halandóság Kelet- és Nyugat-Európában: növekvő különbségek. *Régió* 12. évf. 1. szám pp. 163–175.
- Meslé, F.–Vallin, J.–Andreev, Z. (2002): Mortality in Europe: the Divergence Between East and West. *Population*, English Edition 1. pp. 157–197.
- Meslé, F.–Vallin, J.–Hertrich, V.–Andreev, E.–Shkolnikov, V. M. (2003): Causes of death in Russia: assessing trends since the 1950s. In: Kotowska, Irena E.–Józwiak, Janina (ed.): *Population of Central and Eastern Europe. Challenges and Opportunities*. Warsaw, Statistical Publishing Establishment pp. 389–414.
- Meslé, F. (2004): Mortality in Central and Eastern Europe: long-term trends and recent upturns. Max Planck Institute for Demographic Research. *Demographic Research*, Special Collection 3. pp. 45–70.
- Messner, S. F.–Anselin, L. (2004): Spatial analyses of Homicide with areal data. In: Goodchild, M. F.–Janelle, D. G. (eds.): *Spatially Integrated Social Science*. Oxford University Press, Inc. pp. 127–144.
- Mezentseva, E.–Rimachevskaya, N. (1992): The Health of the Populations in the Former Soviet Union: An Analysis of the Situation in the 1970s and 1980s. *International Journal of Health Sciences* 3. pp. 127–142.
- Minev, D.–Dermendjieva, B.–Mileva, N. (1990): The Bulgarian country profile: the dynamics of Some inequalities in health. *Social Science and Medicine* 31(8). pp. 837–846.
- Moksony F. (2003): Születési régió és az öngyilkosság: létezik-e az önpusztítás területi szubkultúrája? *Demográfia* 46. (2–3). pp. 203–225.
- Molnár L. (2002): A települési szintű relatív fejlettség meghatározása *Közgazdasági Szemle*, XLIX. évf., pp. 74–90.
- Monnier, A.–Rychtaříková, J. (1992): The Division of Europe Into East and West. *Population: An English Selection* 4. pp. 129–159.
- Morgenstern, H. (1998): Ecologic Studies.. In: Rothman, K. J.–Greenland, S. (eds.): *Modern Epidemiology*. Lipincott Williams & Wilkins, Second Edition, pp. 459–480.
- Moser, K.–Shkolnikov, V.–Leon, D. A. (2005): World mortality 1950–2000: divergences replaces convergence from the late 1980s. *Bulletin of the World Health Organization*. 83(3). pp. 202–209.

- Moskalevicz, J.–Wojtyniak, B.–Rabczenko, D. (2000): Alcohol as a Cause of Mortality in Societies Undergoing Rapid Transition to Market Economy. In: Cornia, G. A.–Panicciá, R (eds.): The Mortality Crisis in Transitional Economies. UNU/WIDER Studies in Development Economics. Oxford University Press pp. 83–104.
- Murray, Ch. J. L.–Chen, L. C. (1993): In Search of Contemporary theory for understanding mortality change. *Social Science and Medicine* 36(2). pp. 143–155.
- Nekap (2000): Beszámoló a Nemzeti Környezet-egészségügyi Akcióprogram keretében végzett tevékenységről 1997–1999. Budapest 196. p.
- Nemes-Nagy J. (1998): A tér a társadalomkutatásban. Bevezetés a regionális tudományba, Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egyesület, Budapest 261. p.
- Nemes-Nagy J. (szerk.) (2005): Regionális elemzési módszerek. ELTE Regionális Földrajzi Tanszék–MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport. *Macropolis* 2005. 1–284. p.
- Nemes-Nagy J. (2005): Kistérség határok nélkül. *Comitatus* 4. pp. 5–16.
- Nemes-Nagy J.–Németh N. (2003): A „hely” és a „fej”. A regionális tagoltság tényezői az ezredforduló Magyarországon. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek. BWP. 2003/2. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye – Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi erőforrások Tanszék, Budapest* pp. 1–55.
- Nemes-Nagy J.–Németh N. (2005): Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői. pp. 75–137. Faluvégi B.–Fazekas K.–Nemes-Nagy J.–Németh N.: A hely és a fej – Munkapiac és regionalitás Magyarországon. *KTI Könyvek 6. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest* 1–179.
- Newel, C. (1984): *Methods and Models in Demography*. John Wiley & Sons, Chichester
- Nicholson, A.–Pikhart, H.–Pajak, A.–Malyutina, S.–Kubinova, R.–Peasey, A.–Topor-Madry, R.–Nikitin, Y.–Capkova, N.–Marmot, M.–Bobak, M. (2008): Socio-economic status over the life-course and depressive symptoms in men and women in Eastern Europe. *Journal of Affective Disorders* 105: 125–136.
- Niggerbrügge, A.–Haynes, R.–Jones, A.–Lovett, A.–Harvey, I. (2005): The index of Multiple deprivation 2000 access domain: a useful indicator for public health? *Social Science and Medicine* 60. pp. 2743–2753.
- Nolte, E.–McKee, M. (2004): Does health care save lives? Avoidable mortality revisited. *The Nuffield Trust*. 1–139. p.
- Nolte, E.–McKee, M.–Gilmore, A. (2005): Morbidity and mortality in transition countries of Europe. In: *The New Demographic Regime: Population Challenges and Policy Responses*. Miroslav Macura, Alphonse L. MacDonald, Werner Haug (eds). New York and Geneva: UNITED NATIONS. pp. 153–176.
- Nolte, E.–Scholz, R.–McKee, M. (2004): Progress in health care, progress in health? Patterns of amenable mortality in central and Eastern Europe before and after political transition. *Demographic Research, Special Collection 2, Article 6. Max-Planck-Gesellschaft* pp. 141–160.
- Nolte, E.–Scholz, R.–Shkolnikov, V. M.–McKee, M. (2002): The contribution of medical care to changing life expectancy in Germany and Poland. *Social Science and Medicine*. 55. pp. 1905–1921
- Obádovics Cs.–Kulcsár L. (2003): A vidéki népesség humánindexének alakulása Magyarországon. *Területi Statisztika* 6(4). pp. 303–322.

- O'Reilly, D. (2002): Standard indicators of deprivation: do they disadvantage older people. *Age and Ageing* 31. pp. 197–202.
- Okólski, M. (1993): East-West Mortality Differentials. *European Population*, vol. 2. Edited by A. Blum and J. Rallu. London: John Libbey.
- OLEF 2003 (2005): Országos Lakossági Egészségfelmérés. Kutatási jelentés – Egészségmagatartás. Országos Epidemiológiai Központ. 56. p.
- Olshansky, J.–Ault, B. (1986): The fourth stage of epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases. *The Milbank Quarterly*, vol. 64(3). pp. 355–391.
- Omran, A. R. (1971): The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. *Milbank Memorial Fund Quarterly* 49(4). pp. 509–538.
- Orosz, E. (1990): The Hungarian country profile: inequalities in health and health care in Hungary. *Social Science and Medicine*. 31(8). pp. 847–857.
- Pacheco, A. I.–Tyrrell, T. J. (2002): Testing spatial patterns and growth spillover effects in clusters of cities. *Journal of Geographical System*, 4. pp. 275–285.
- Páldy A.–Nádor G.–Vincze I.–Zsámbokiné Bakacs M.–Rajcsányi Á.–Pintér A. (2001): Az ajak, szájüreg és garat rosszindulatú daganatos betegsége miatti halálozás valamint morbiditás területi különbségei Magyarországon. *Magyar Onkológia* 45. évf. 2. sz. pp. 106–114.
- Pálné Kovács I. (2003): A kistérségek a területi igazgatás komplex összefüggésrendszerében. In: Kistérségi közigazgatás. Szakértői Tanulmányok. Készült a Belügyminisztérium IDEA Programja keretében. Budapest, pp. 131–146.
- Perlman, F.–Bobak, M.–Gilmore, A.–McKee, M. (2007): Trend in the prevalence of smoking in Russia during the transition to a market economy. *Tobacco Control* 16(5). pp. 299–305.
- Perlman, F.–Bobak, M. (2008): Socioeconomic and Behavioral Determinants of Mortality in Posttransition Russia: A Prospective Population Study. *Annals of Epidemiology* 18. pp. 92–100.
- Peto, R.–Lopez, A. D.–Boreham, J.–Thun, M.–Heath, C. Jr. (1992): Mortality from tobacco in developed countries: indirect estimation from national vital statistics. *Lancet* 339. pp. 1268–1278.
- Phillimore, P.–Beattie, A. (1994): Widening inequality of health in northern England, 1981–91. *British Medical Journal* 308. pp. 1125–1128.
- Plavinski, S. L.–Plavinskaya, S. I.–Klimov, A. N. (2003): Social factors and increase in mortality in Russia in the 1990s: prospective cohort study. *British Medical Journal* 326. pp. 1240–1242.
- Pokol B. (2004): Szociológiaelmélet. Társadalomtudományi trilógia I. Századvég Kiadó, Budapest 435. p.
- Tyczynski, J. E.–Bray, F.–Aareleid, T.–Dalmas, M.–Kurtinaitis, J.–Plesko, I.–Pompe-Kirn, V.–Stengrevics, A.–Parkin, D. M. (2004): Lung cancer mortality patterns in selected central, eastern and southern European countries. *International Journal of Cancer* 109(4). pp. 598–610.
- Popova, S.–Rehm, J.–Jayadeep, P.–Zatonski, W. (2007): Comparing Alcohol consumption in Central and eastern Europe to Other European Countries. *Alcohol and Alcoholism*. 42(5). pp. 465–473.
- Pressat, R. (1972): *Demographic Analysis, Methods, Results, Applications*. Aldine Atherton, Chicago & New York.
- Preston, S. H.–Heuveline, P.–Guillot, M. (2001): *Demography, Measuring and Modelling Population Processes*. Blackwell Publishers
- Pridemore, W. A. (2003): Measuring homicide in Russia: a comparison of estimates from the crime and vital statistics reporting system. *Social Science and Medicine* 57. pp. 1343–1354.

- Pudule, I.–Grinberga, D.–Kadziauskiene, K.–Abaravicus, A. –Vaask, S.–Robertson, A.–McKee, M. (1999): Patterns of smoking in the Baltic Republics. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 53. pp. 277–283.
- Rehm, J.–Sulkowska, U.–Mańczuk, M.–Boffetta, P.–Powles, J.–Popova, S.–Zatoński, W. (2007): Alcohol accounts for a high proportion of premature mortality in central and eastern Europe. *International Journal of Epidemiology* 36. pp. 458–467.
- Reid, A.–Harding, S. (2000): Trend in regional deprivation and mortality using the Longitudinal Study, *Health Statistics Quarterly* 6. pp. 17–25.
- Reineveld, S. A.–Verheij, R. A.–de Bakker, D. H. (2000): The impact of area deprivation on differences in health: does the choice of the geographical classification matter? *Journal of epidemiology and Community Health* 54. pp. 306–313.
- Rey, S. (2004): *Quantitative Methods in Geographic Research. Lecture Notes: Fall 2004.* Department of Geography, San Diego University 129. p.
<http://toae.org/serge/pub/wvu08/reys585.pdf>
- Richtařiková, J. (2004): The Case of the Czech Republic. Determinants of the Recent Favourable Turnover in Mortality. *Determinants of Diverging Trends in Mortality. Demographic Research. Special Collection 2. Article 5.* pp. 105–136.
- Riley, J. C. (2001): *Rising Life Expectancy. A Global History.* Cambridge University Press 243. p.
- Riphahn, R. T.–Zimmermann, K. F. (2000): The Mortality Crisis in east Germany. In: Cornia, G. A.–Panicciá, R. (eds.): *The Mortality Crisis in Transitional Economies.* UNU World Institute for Development Economics Research (UNU/WIDER). Oxford University Press pp. 227–252.
- Robinson, W. S. (1950): Ecological correlations and behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15. pp. 351–357.
- Rowland, D. T. (2003): *Demographic Methods and Concept.* Oxford University Press, Oxford
- Rutstein, D. D.–Berenberg, W.–Chalmers, T. C.–Child, C. G.–Fishman, A. P.–Perrin, E. B. (1976): Measuring the quality of medical care. *New England Journal of Medicine*. 294. pp. 582–588.
- Rychtařiková, J. (2001): Második demográfiai átmenet zajlik kelet-Európában? *Régió* 12. évf. 1. szám pp.111–139.
- Rychtařiková, J. (2003): A halálozási adatokban bekövetkező kedvező fordulat meghatározó tényezõi Csehországban. Konferencia előadás. „Válaszúton. A népesedéspolitika helyzete a XXI. Század elején”. Népesedési Kormánybizottság – Magyar Tudományos Akadémia. Budapest, 2003. szeptember 25–26.
- Rychtařiková, J.–Dagmar D. (1991): A csehszlovákiai halandóság földrajzi különbségei. Az ekológiai és a társadalmi változók hatása. *Demográfia*, XXXIV. évf. 3–4. sz. pp. 411–431.
- Sajtos L.–Mitev A. (2007): *SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv.* Alinea Kiadó, Budapest, 402. p.
- Salomon, J. A.–Murray, Ch. J. L. (2002): The Epidemiologic Transition Revisited: Compositional Models for Causes of Death by Age and Sex. *Population and Development Review* 28(2). pp. 205–228.
- Sándor J. (2004): Mortalitás. In: Bakacs M.–Vitrai J. (szerk.): *Népegészségügyi jelentés 2004.* Országos Epidemiológiai Központ, Budapest, pp. 3/1–83.
- Schabenberger, O.–Gotway, C. A. (2005): *Statistical Methods for Spatial Data Analysis.* Text in Statistical Science, Chapman & HALL/CRC Press 488. p.
- Sen, A. (1998): Mortality as an Indicator of Economic Success and Failure. *The Economic Journal* 108(446). pp. 1–25.

- Sepho–South East England Public Health Observatory (2005): Technical Report, Calculating Life Expectancy in small areas.
- Shkolnikov, V. M. (1995): Recent Trends in Russian Mortality: 1993–1994. Paper presented at the USAID Conference, October, Moscow.
- Shkolnikov, V. M. (1996): The Russian Health Crisis in Mortality Dimensions. This paper was presented at the workshop on Human Insecurity Crisis in Russia: Determinants and Policy Response, April 2–3. pp. 1–37.
- Shkolnikov, V. M. (2004): Introduction to the Special Collection of Papers on „Determinants of Diverging Trends in Mortality”. Max Planck Institute for Demographic Research. Demographic Research, Special Collection 2, Article 1. pp. 1–10.
- Shkolnikov, V. M.–Meslé, F.–Vallin, F. (1996a): Health crisis in Russia I. Recent trends in life expectancy and causes of death from 1970 to 1993. *Population: An English Selection* 8. pp. 123–154.
- Shkolnikov, V. M.–Meslé, F.–Vallin, F. (1996b): Health crisis in Russia II. Changes in causes of death: a comparison with France and England and Wales (1970 to 1993). *Population: An English Selection* 8. pp. 155–190.
- Shkolnikov, V. M.–Adamets, S.–Deev, A. (1996c): Mortality Differentials in the Context of General Mortality Reversal in the Educational Status. Paper presented at Sawyer-Mellon Conference on Increasing Adult Mortality in Eastern Europe., March, University of Michigan, Ann Arbor, Michigan.
- Shkolnikov, V. M.–Leon, D.–Adamets, S.–Deev, A. (1998): Educational level and Adult Mortality in Russia: an Analysis of Routine Data 1979 to 1994. *Social Science of Medicine* 47. pp. 357–369.
- Shkolnikov, V.–McKee, M.–Leon, D.–Chenet, L. (1999): Why is the death rate from lung cancer falling in the Russian Federation? *European Journal of Epidemiology*. 15. pp. 203–206.
- Shkolnikov, V.–McKee, M.–Leon, David A. (2001): Changes in life expectancy in Russia in the mid-1990s. *Lancet* 357. pp. 917–921.
- Shkolnikov, V. M.–Andreev, E.–Leon, D. M.–McKee, M.–Meslé, F.–Vallin, J. (2004a): Mortality Reversal in Russia: The Story so Far. *Hygiea Internationalis*. 4(4). pp. 29–80.
- Shkolnikov, V. M.–Deev, A. D.–Kravdal, Ø.–Valkonen, T. (2004b): Educational differentials in male mortality in Russia and northern Europe. A comparison of an epidemiological cohort from Moscow and St.Petersburg with the male populations of Helsinki and Oslo. *Demographic Research. Max-Planck-Gesellschaft. Vol. 10, Article 1.* pp. 1–26.
- Shkolnikov, V. M.–Andreev, E. M.–Jasilionis, D.–Leinsalu, M.–Antonova, O. M.–McKee, M. (2006): The changing relation between education and life expectancy in central and eastern Europe in the 1990s. *Journal of Epidemiology and Community Health* 60. pp. 875–881.
- Shryock, H. S.–Siegel, J. C. (1976): *The Methods and Materials of Demography*. Academic Press, Inc., San Diego, California.
- Sikos T. T. (szerk.) (1984): *Matematikai és statisztikai módszerek alkalmazási lehetőségei a területi kutatásokban*. MTA Földrajztudományi Kutató Intézet, Földrajzi Tanulmányok 19. Akadémiai Kiadó, Budapest, 1984. 300. p.
- Siller Gy.–Páldy A.–Nádor G.–Vincze I.–Zsámbokiné Bakacs M.–Rajcsányi Á.–Pintér A. (2002): A prosztata rosszindulatú daganata (BNO-10: C61) miatti mortalitás és morbiditás területi megoszlása Magyarországon. *Magyar Onkológia* 46. évf. 2. sz. pp. 131–137.

- Simpura, J.–Tigerstedt, Ch.–Hanhinen, S.–Lagerspetz, M.–Leifman, H.–Moskalewicz, J.–Törrönen, J. (1999): Alcohol misuse as a health and social issue in the Baltic region. A summary of findings from the Baltica Study. *Alcohol and Alcoholism*. 34(6). pp. 805–823.
- Skrabski Á. (2003): A társadalmi tőke összefüggései és a középkorú halálozás összefüggései. *Demográfia* XLVI. évf. 1. pp. 95–103.
- Smith, D. G.–Whitney, E.–Dorling, D.–Gunnell, D. (2001): Area based measures of social and economic circumstances: cause specific mortality patterns depend on the choice of index. *Journal of Epidemiology of Community Health* 55. pp. 149–150.
- Smith, M. J.–Goodchild, M. F.–Longley, P. A. (2007): *Geospatial Analysis, A Comprehensive Guide to principles, techniques and Software Tools*, Second Edition. Troubador Publishing Ltd.
- Spijker, J. J. A. (2004): *Socioeconomic Determinants of Regional Mortality Differences in Europe*. Rijks Universiteit, Groningen. 303. p.
- Spéder Zs. (2002): *A szegénység változó arcai. Tények és értelmezések*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest, 263. p.
- Stephan, F. F. (1934): *Sampling Errors and Interpretations of Social Data Ordered in Time and Space*. *Journal of the American Statistical Association*. 29. pp. 165–166.
- Székelyi M.–Barna I. (2003): *Túlélőkészlet az SPSS-hez. Többváltozós elemzési technikákról társadalomkutatók számára*. Typotex Kiadó, 451. p.
- Tobler, W. (1970): A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography* 46. pp. 234–240.
- Tolnay, S. E. (1995): The spatial diffusion of fertility in the American South, 1940. *American Sociological Review*. 60. pp. 299–308.
- Tolnay, S. E.–Deane, G.–Beck, E. M. (1996): Vicarious Violence: Spatial Effects on Southern Lynchings, 1890–1919. *The American Journal of Sociology*, 102. pp. 788–815.
- Toson, B.–Baker, A. (2003): Life expectancy at birth: methodological options for small populations. *National Statistics Methodological Series No. 33*.
- Tyczynski, J. E.–Bray, F.–Aakeleid, T.–Dalmas, M.–Kurtinaitis, J.–Plesko, I.–Valkonen, T. (2001): Trends in differential mortality in European counties. In: Vallin, J.–Meslé, F.–Valkonen, T. (eds): *Trends in mortality and differential mortality*. Council of Europe Publishing, *Population Studies* 36. 332. p.
- Valkovics E. (1994): Néhány gondolat a halálokok szerinti és az egyes halálokok feltételezett kiküszöbölésén alapuló halandósági táblákról. *Demográfiai módszertani füzetek* 5. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet, Budapest, 112. p.
- Valkovics E. (1999): A halandóság a második világháború után. *Statisztikai Szemle* 77. évf. 1. szám pp. 16–36.
- Valkovics E. (2001): A halandóság a második világháború utáni alakulásának két fő szakaszáról. In: Cseh-Szombathy L.–Tóth P. P. (szerk.): *Népesedés és népességgpolitika*. Tanulmányok. Századvég Kiadó Budapest, pp. 310–362.
- Vallin, J.–Meslé, F. (2001): Trends in mortality in Europe since 1950: age-, sex-, and cause-specific mortality, In: Vallin, J.–Meslé, F.–Valkonen, T.: *Trends in mortality and differential mortality*. *Population Studies* 36. Council of Europe Publishing, pp. 31–184.
- Vallin, J.–Meslé, F. (2004): *Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transition*. Max Planck Institute for Demographic Research. *Demographic Research, Special Collection 2, Article 2*. pp. 11–43.

- Van Oyen, H.–Tafforeau, J.–Roelands, M. (1996): Regional inequalities in health expectancy in Belgium. *Social Science and Medicine* 43. pp 1673–1678.
- Varga A. (2002): Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 4. sz. pp. 354–370.
- Velkova, A.–Wolleswinkel, J. H.–Bosch, Van Den–Mackenbach, J. P. (1997): The East-West Life Expectancy Gap: Differences in Mortality from Conditions Amenable to Medical Intervention. *International Journal of Epidemiology* 26(1). pp.75–84.
- Veugeliers, P. J.–Kim, A. L.–Guernsey, J. R. (2000): Inequalities in health. Analytic approaches based on life expectancy and suitable for small area. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 54: 375–380.
- Vincze I.–Nádor G.–Páldy A.–Pintér A.–Málnási T. (2000a): Fontosabb betegségek miatti halandóság területi eloszlása Magyarországon 1986–1997. *Nemzeti Környezet-Egészségügyi Akcióprogram*, Budapest 75. p
- Vincze I.–Nádor G.–Páldy A.–Pintér A.–Málnási T. (2000b): Egyes daganatos betegségek miatti halandóság területi eloszlása Magyarországon 1986–1997. *Nemzeti Környezet-Egészségügyi Akcióprogram*, Budapest p. 61.p.
- Vitrai J.–Hermann D.–Kabos S.–Kaposvári Cs.–Lów A.–Páthy Á.–Várhalmi Z. (2008): Egészség-egyenlőtlenségek Magyarországon. Adatok az ellátási szükségletek térségi egyenlőtlenségeinek becsléséhez. *EgészségMonitor Kutató és Tanácsadó Nonprofit Közhasznú Kft.* Budapest, 2008. november, 106. p.
- Vokó Z.–Csépe P.–Németh R.–Kósa K. - Kósa Z.–Széles G.–Ádány R. (2009): Does socioeconomic status fully mediate the effect of the ethnicity on the health of Roma people in Hungary? *Journal of Epidemiology and Community Health*. 63. pp. 455–460.
- Voss, P. R. –White, K. J.–Hammer, R. B. (2004): The (Re-)Emergence of Spatial Demography. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison. CDE Working Paper No. 2004–04. pp. 1–67.
- Voss, P. R.–Chi, G. (2006): Highways and population change. *Rural Sociology* 71(1). pp. 33–58.
- Voss, P. R.–Long, D. D.–Hammer, R. B.–Friedman, S. (2006): County child poverty rates in the US: a spatial regression approach. *Population Research and Policy Review*. 25. pp. 369–391.
- Voss, P. R. (2007): Demography as a Spatial Social Science. *Population Research and Policy Review*. 26. pp. 457–476.
- Ward, M. D.–Gleditsch, K. S. (2008): Spatial regression models. SAGE Publications. Series: Quantitative Applications in the Social Sciences. Series155. Los Angeles, 99. p.
- Walberg, P.–McKee, M.–Shkolnikov, V.–Chenet, L.–Leon, D. A. (1998): Economic change, crime and mortality crisis in Russia: a regional analysis. *British Medical Journal* 317. pp. 312–318.
- Waller, L. A.–Gotway, C. A. (2004): Applied Spatial Statistics for Public Health Data. Wiley Series in Probability and Statistics. Wiley-Interscience. A John Wiley & Sons, Inc., Publication. Hoboken, New Jersey.
- Watson, P. (1995): Explaining rising mortality among men in Eastern Europe. *Social Science and Medicine*. Vol. 41(7). pp. 923–934.
- Webb, C. P. M.–Bromet, E. J.–Gluzman, S.–Tintle, N. L.–Schwartz, J. E.–Kostyuchenko, S.–Havenaar, J. M. (2005): Epidemiology of heavy alcohol use in Ukraine: findings from World Mental Health Survey. *Alcohol and Alcoholism*. 40(4). pp 327–335.
- Wehler, H.-U. (2001): Pierre Bourdieu. Az életmű magva. *Korall* 3–4. szám pp. 247–265.

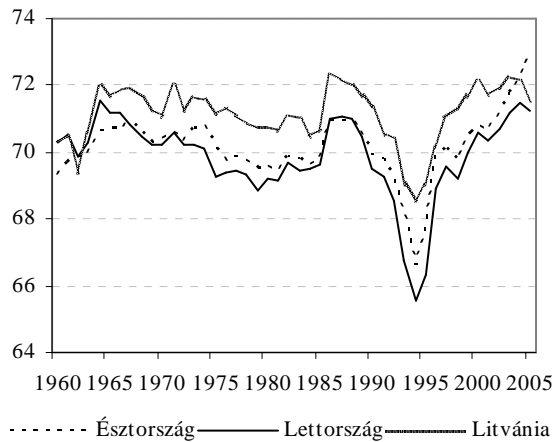
- White, C.–Wiggins, R.–Bane, D.–Withworth, A.–Glickman M. (2005): Person, place or time? The effect of individual circumstances, area and changes over mortality in men, 1995–2001. *Health Statistics Quaterly* 28. pp. 18–26.
- Wilkinson, R. G. (1996): *Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequality*. London Routledge.
- Wilmoth, J. R.–Andreev, K.–Jdanov, D.–Geli, D. A.–Boe, C.–Bubenheim, M.–Philipov, D.–Shkolnikov, V.–Vacon, P. (2007): *Methods Protocol for the Human Mortality Database. Version V*. Last Revised May 31, 2007.
- Winkleby, M. A.–Jatulis, D. E.–Frank, E.–Fortmann, S. P. (1992): Socioeconomic status and health: how education, income, and occupation contribute to risk factors for cardiovascular disease. *American Journal of Public Health*, 82. pp. 816–820.
- Wnuk-Lipinski, E. (1990): The Polish country profile: economic crisis and inequalities in health. *Social Science and Medicine*. 31(8). pp. 859–866.
- World Health Organisation (1992): *Health in Europe*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Zatoński, W. (2002): *Democracy is healthier. A health miracle on Vistula*. Cancer Center and Institute of Oncology, Warsaw.
- Zatoński, W. (2007): The East-West Health Gap in Europe – what are the causes? *European Journal of Public Health* 17(2). p. 121.
- Zatoński, W.–Jha, P. (2000): *The Health Transformation in Eastern Europe after 1990: A Second Look*. Marie Skłodowska-Curie Memorial Cancer Center and Institute of Oncology, Warsaw, 78. p.
- Zhou, Y.–Hallisey, E. J.–Freyman, G. R. (2006): Identifying perinatal risk factors for infant maltreatment: an ecological approach.
- <http://www.ij-healthgeographics.com/content/5/1/53>

Melléklet

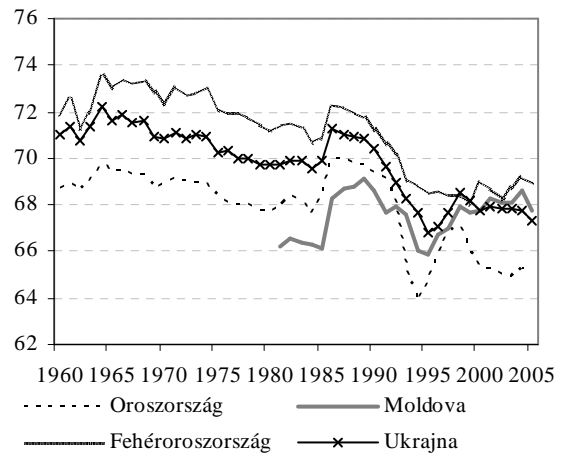
1. sz. Melléklet

A születéskor várható élettartam, férfiak és nők együtt, 1960–2005

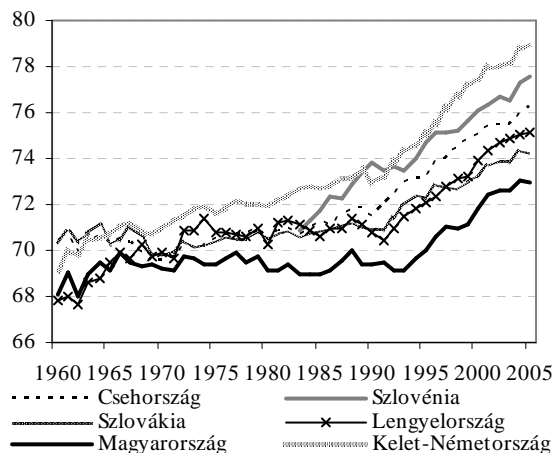
Balti országok



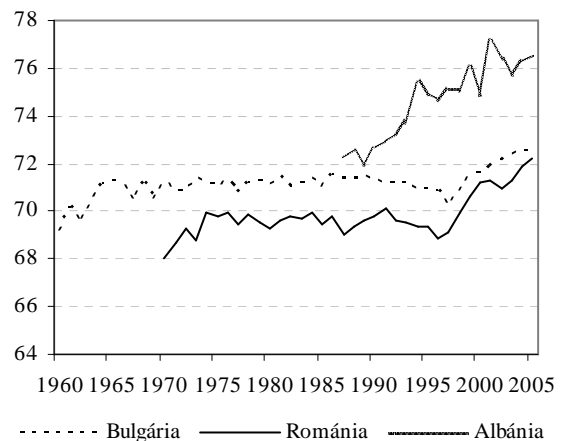
A volt Szovjetunió nyugati országai



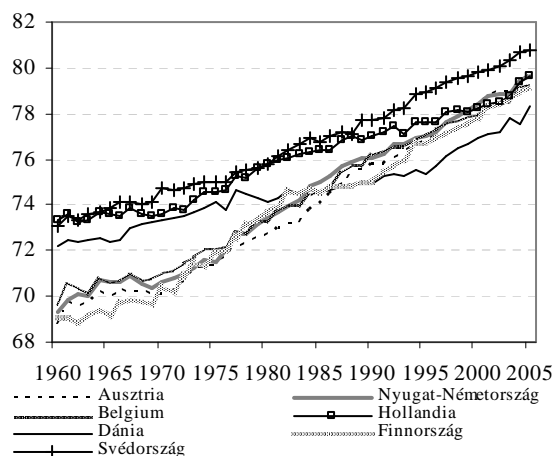
Közép-Európa



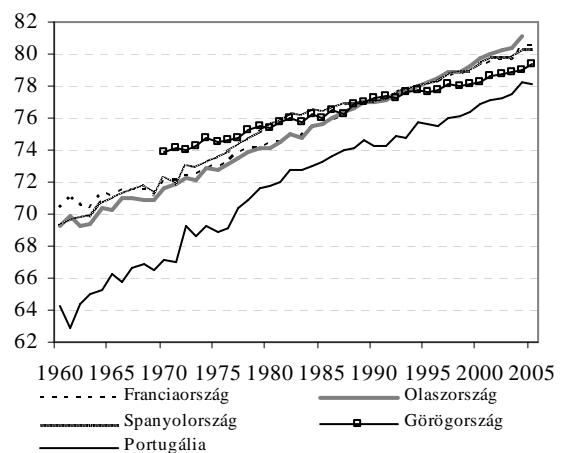
Dél-Kelet-Európa



Nyugat-Európa és Skandinávia



Dél-Európa

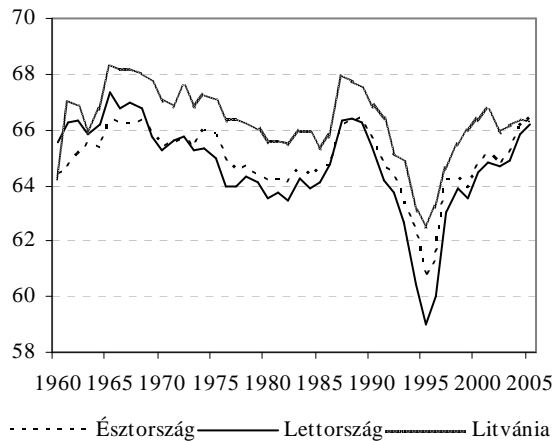


Forrás: Human Mortality Database; Románia, Albánia, Moldova és Görögország esetében Health for All Database. Saját szerkesztés.

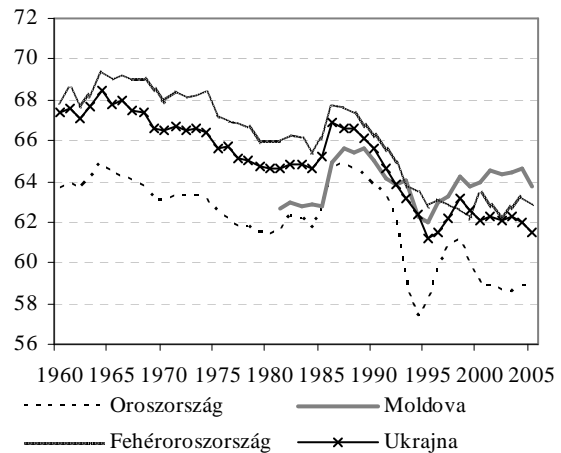
2. sz. Melléklet

A férfiak születéskor várható élettartama, 1960–2005

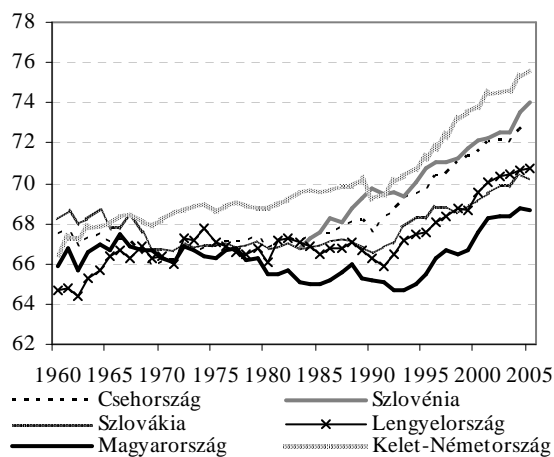
Balti országok



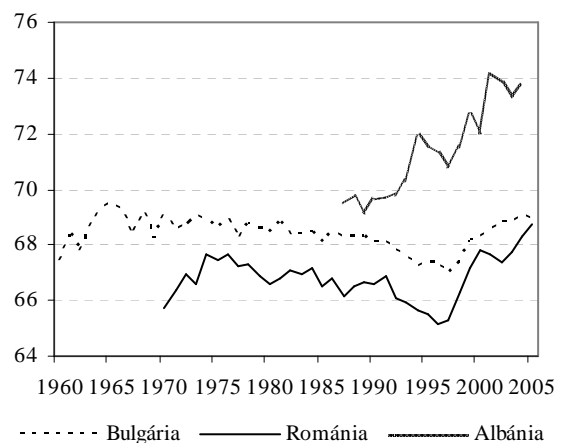
A volt Szovjetunió nyugati országai



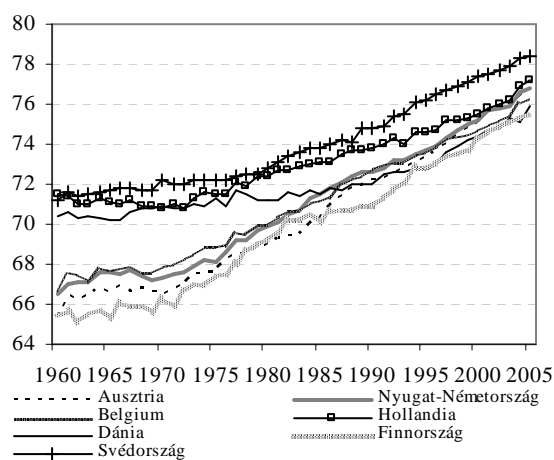
Közép-Európa



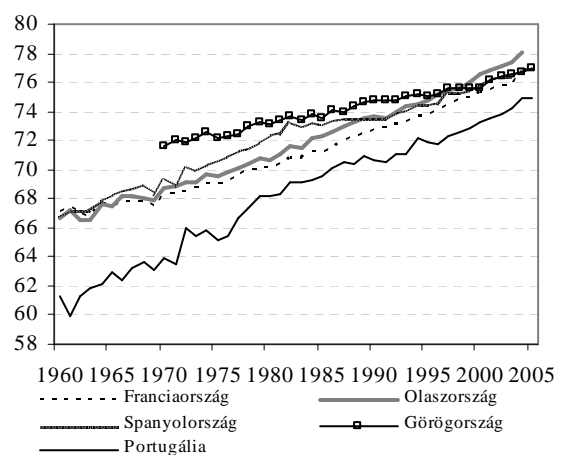
Dél-Kelet-Európa



Nyugat-Európa és Skandinávia



Dél-Európa

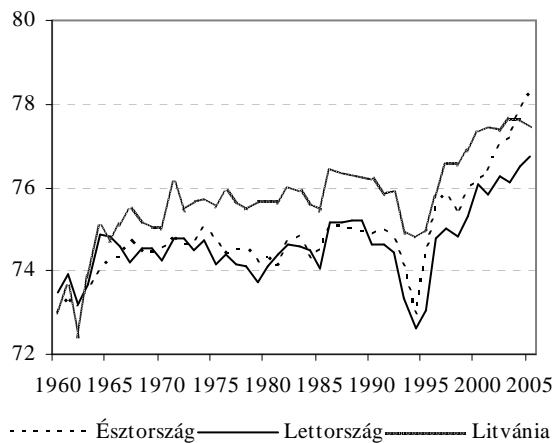


Forrás: Human Mortality Database; Románia, Albánia, Moldova és Görögország esetében Health for All Database.

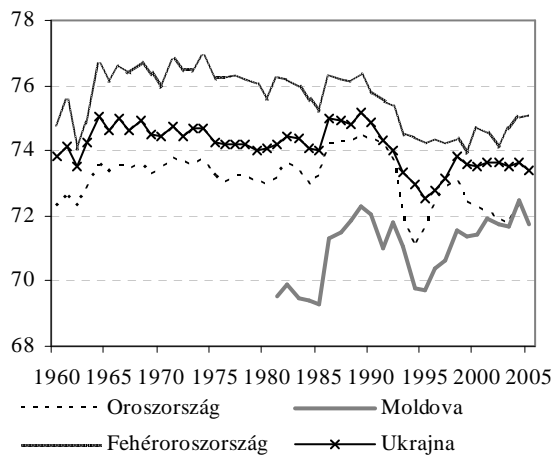
3. sz. Melléklet

A nők születéskor várható élettartama, 1960–2005

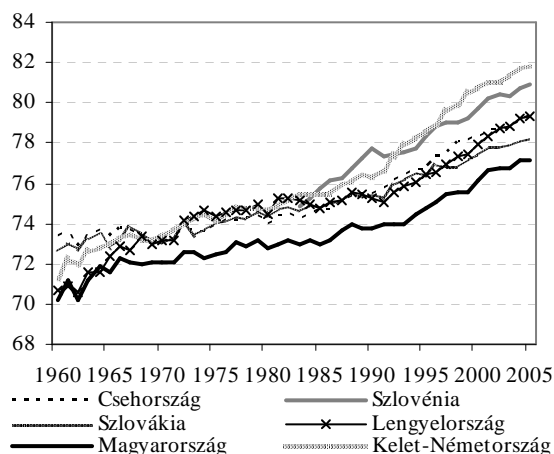
Balti országok



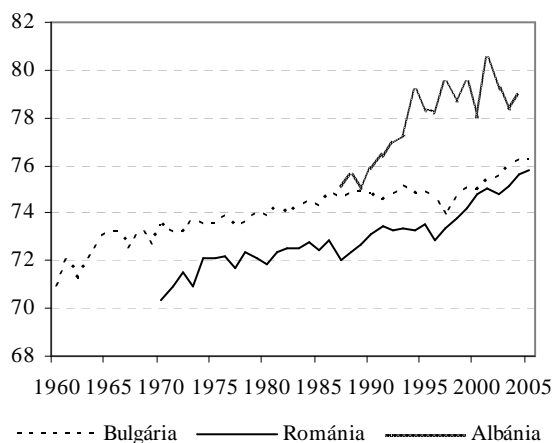
A volt Szovjetunió nyugati országai



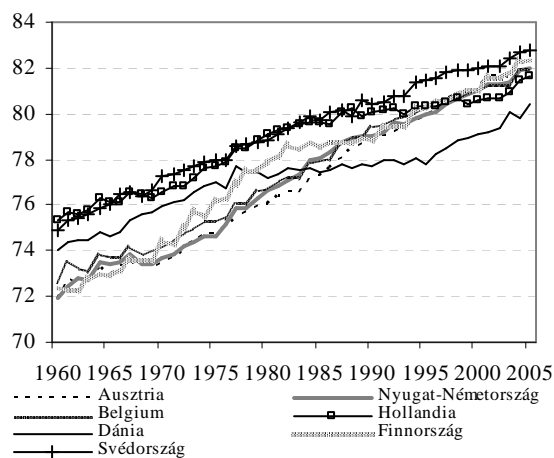
Közép-Európa



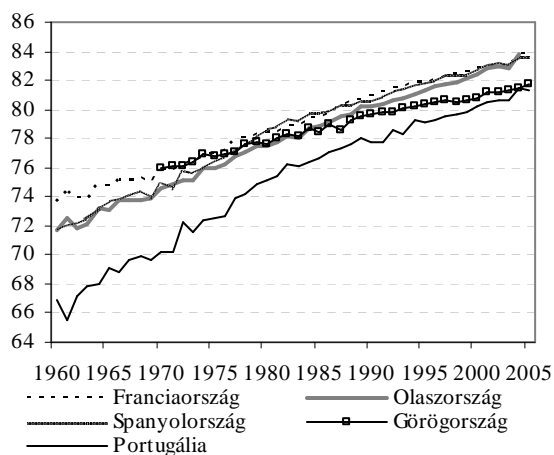
Dél-Kelet-Európa



Nyugat-Európa és Skandinávia



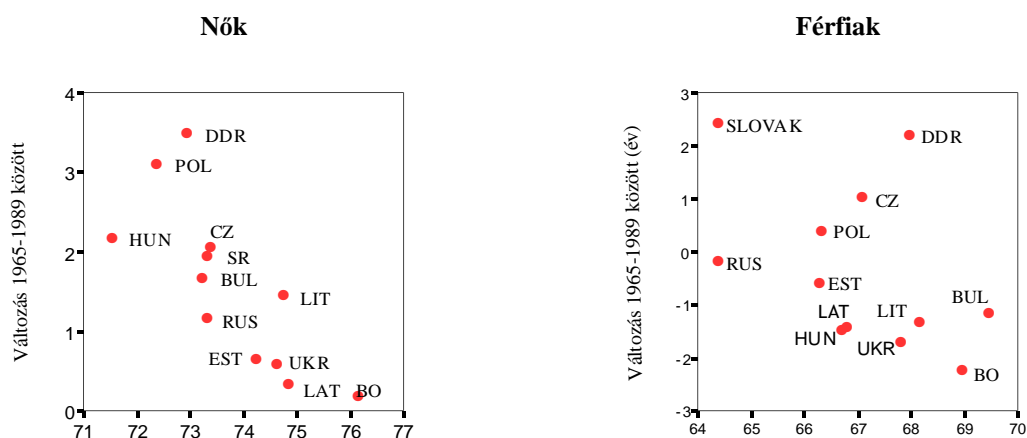
Dél-Európa



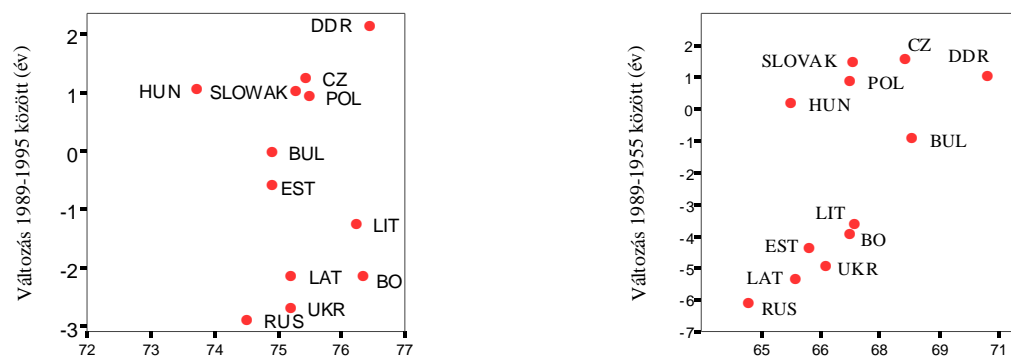
Forrás: Human Mortality Database; Románia, Albánia, Moldova és Görögország esetében Health for All Database.

4. sz. Melléklet

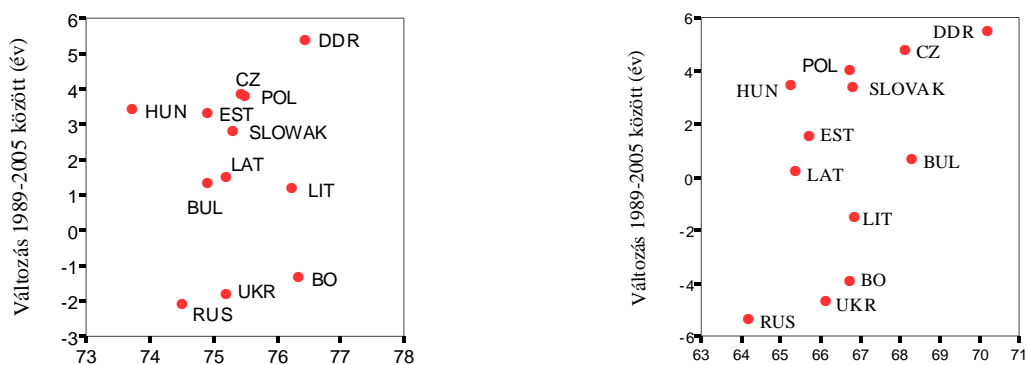
A születéskor várható élettartam és változása néhány egykori szocialista országban nemek szerint 1965–1989, 1989–1995, 1995–2005 között



Születéskor várható élettartam 1965-ben



Születéskor várható élettartam 1989-ben

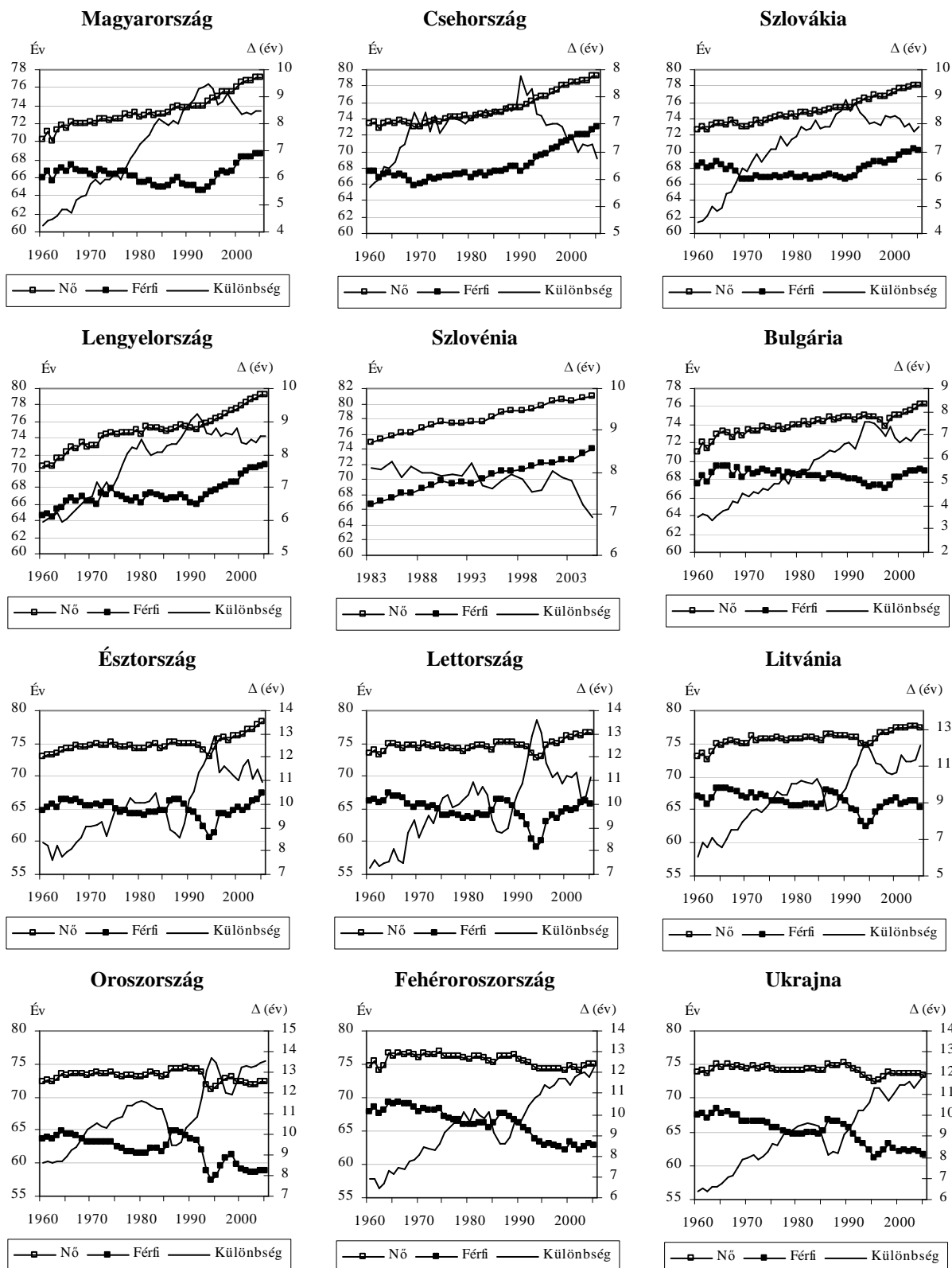


Születéskor várható élettartam 1989-ben

Forrás: Human Mortality Database 2008, saját szerkesztés.

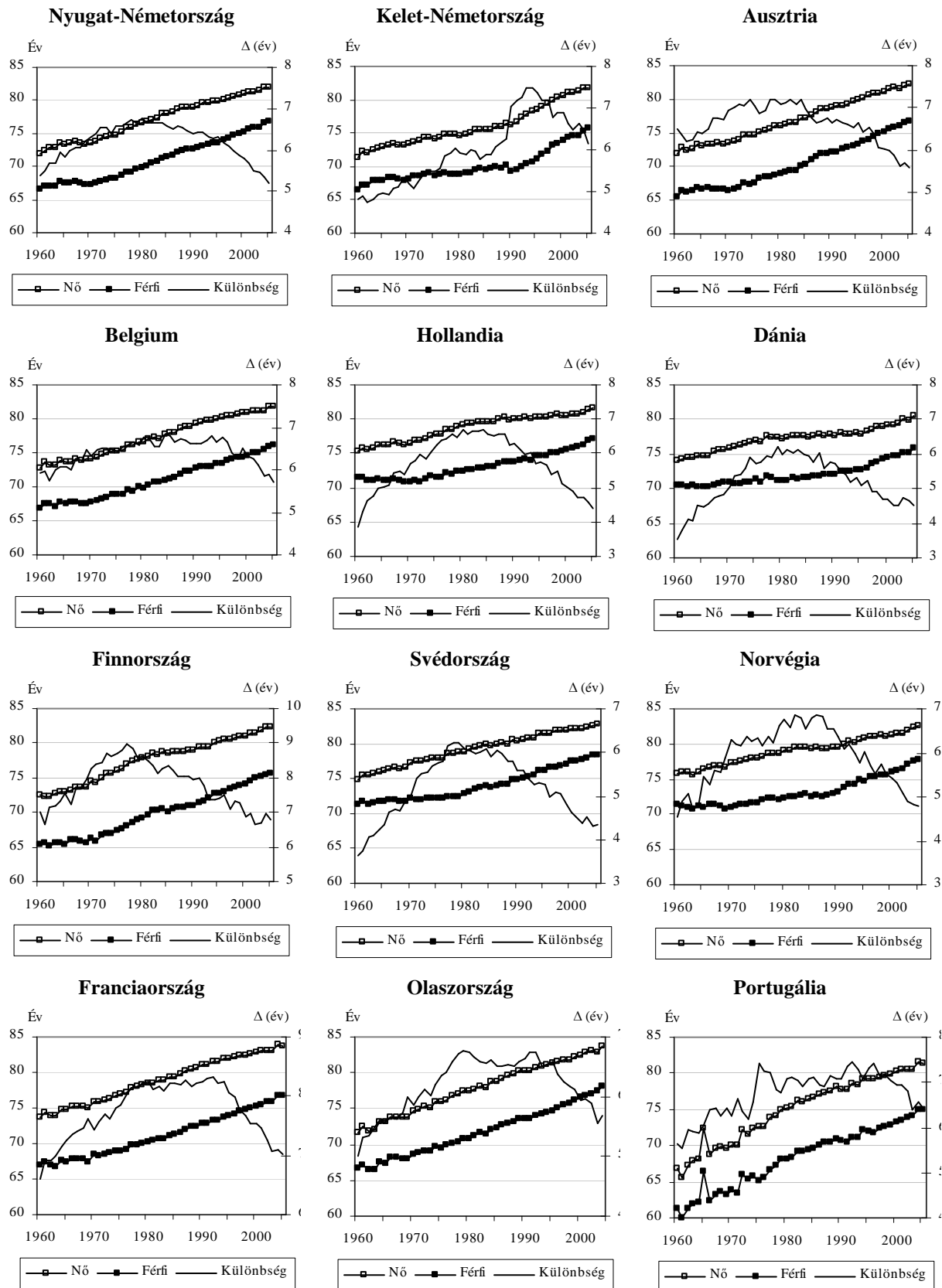
5. sz. Melléklet

A születéskor várható élettartam alakulása nemek szerint, 1960–2005
(közép- és kelet-európai országok)



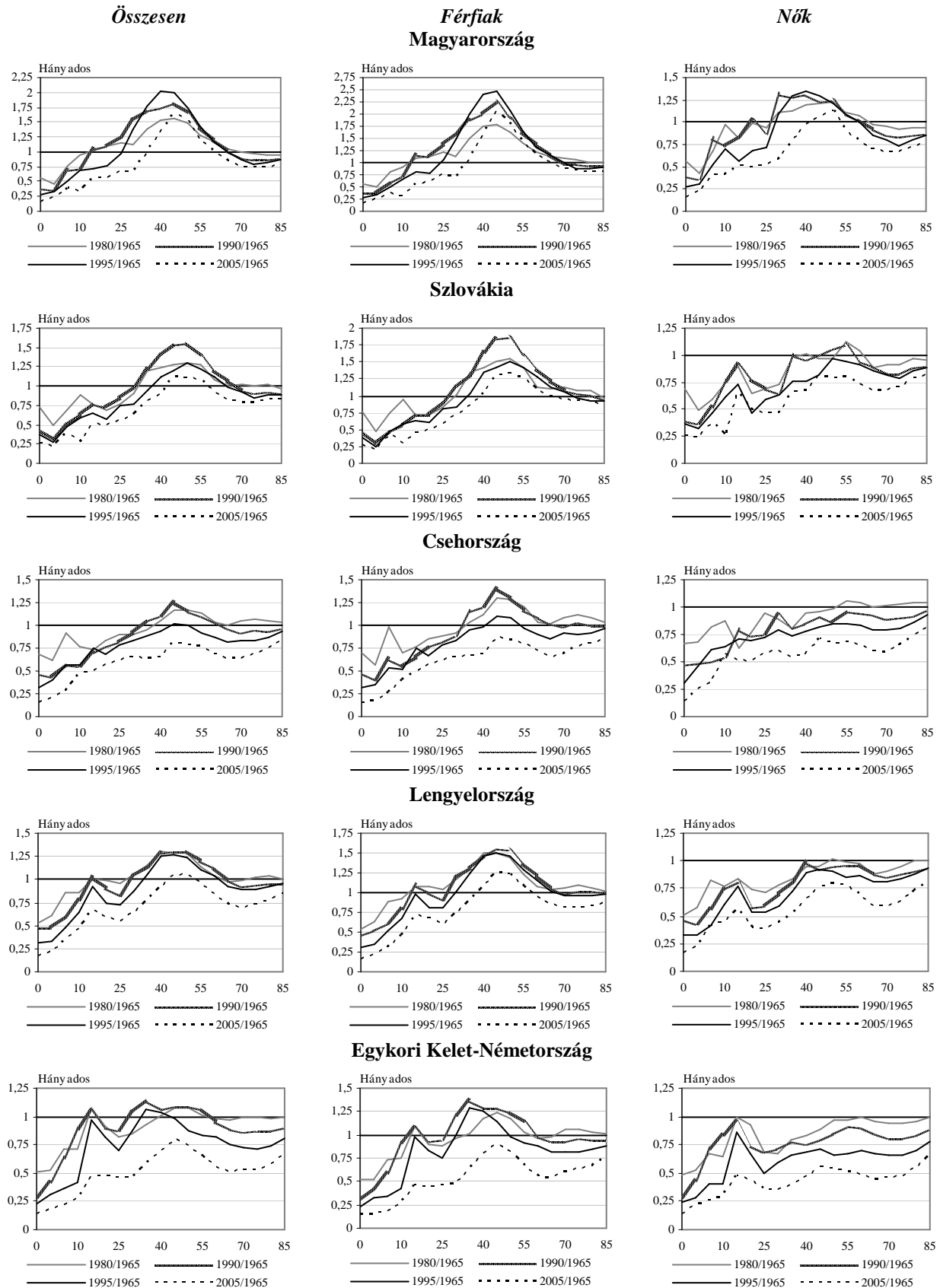
6. sz. Melléklet

A születéskor várható élettartam alakulása nemek szerint, 1960–2005
(„nyugat-európai” országok)



7. sz. Melléklet

A halálozási valószínűségek $({}_nq_x)$ alakulása korcsoportonként különböző években, (1965=1)

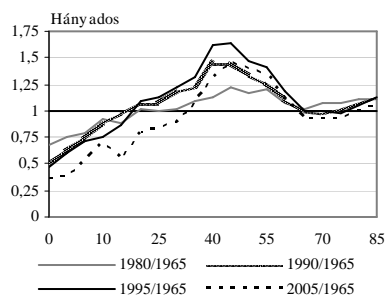


Forrás: Human Mortality Database.

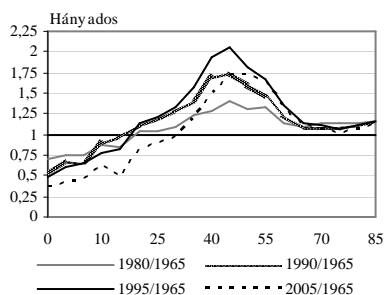
8. sz. Melléklet

A halálozási valószínűség (${}_nq_x$) alakulása korcsoportonként különböző években, (1965=1)

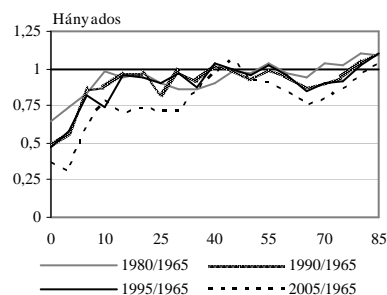
Összesen



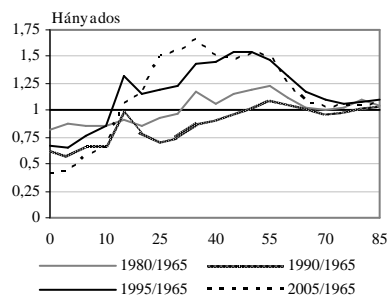
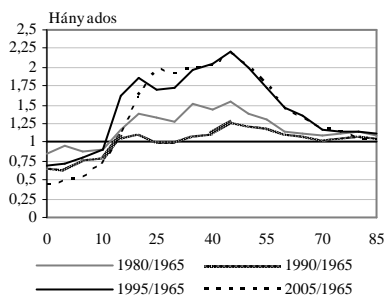
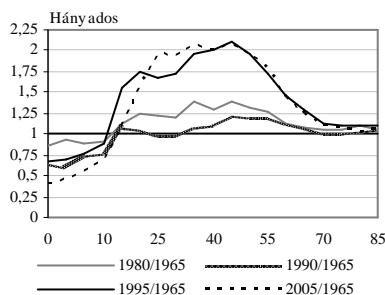
**Férfiak
Bulgária**



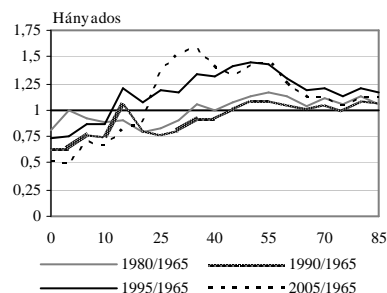
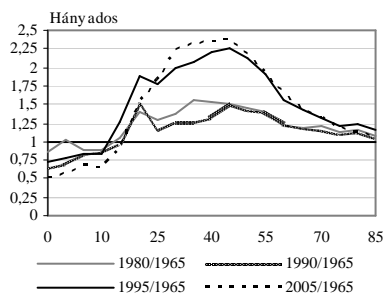
Nők



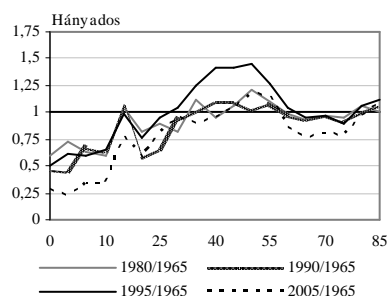
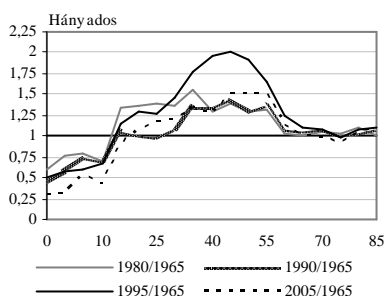
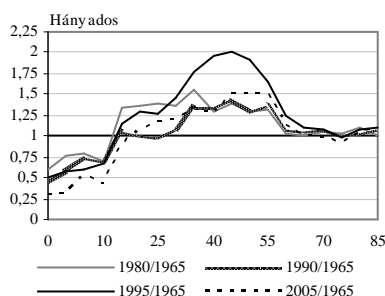
Oroszország



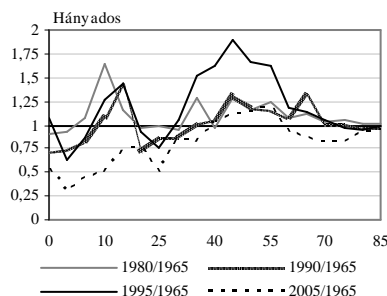
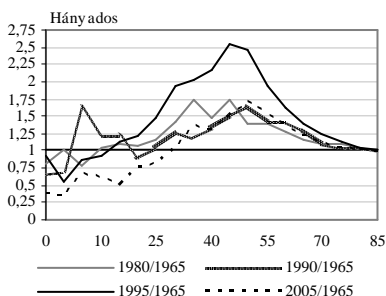
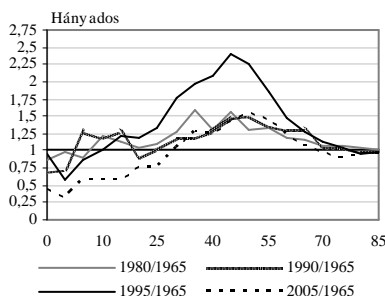
Ukrajna



Litvánia



Lettország



A NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓINTÉZET KUTATÁSI JELENTÉSEI

1982.

1. (Előszót írta: *Monigl István*)
Népesedés és népesedéspolitika tárcaszintű középtávú kiemelt kutatási főirány (1982–1985).
A KSH Népeségtudományi Kutatóintézet távlati tevékenységének irányelvei (1982–1990).
2. *S. Molnár Edit*: Érték–orientációk a népesedési magatartásban.
3. Összeállította: *Nemeskéri János, Juhász Attila*: Sorköteles fiatalok testi fejlettsége, biológiai, egészségi állapota (Előzetes tájékoztató).
4. *Szabó Kálmán*: A népességelőreszámítások néhány módszertani kérdése (Előterjesztés az MTA Demográfiai Bizottságának).
5. *Valkovics Emil*: A demográfiai átmenet elemzésének néhány gyakorlati nehézségéről.
6. *Bies Klára*: A területi népességprognózisok előkészítése.
7. Készítette az MTA Gazdaság és Jogtudományok Osztályának megbízásából az MTA Demográfiai Bizottsága: A demográfiai tudomány helyzete Magyarországon.

1983.

8. *S. Molnár Edit – Pataki Judit*: Vélemények és előítéletek az öregségről.
9. *Mádai Lajos*: Az utolsó nagy kolerajárvány demográfiai képe Európában és az Egyesült Államokban (1872–1873).
10. *Vukovich Gabriella*: A népesedéspolitika tartalma, jellege, céljai, eszközei, hatékonysága. Nyugat–európai tapasztalatok.
11. *Hoóz István*: Társadalompolitika, gazdaságpolitika, szociálpolitika, valamint a népesedéspolitika kapcsolatai a szocialista országokban.
12. *Joubert Kálmán*: Születési súly és születési hossz standard az 1973–78 évben elveszületett újszülöttek adatai alapján (angol és orosz nyelven).
13. *Pongrácz Tiborné*: Fiatalkori terhességek társadalmi, demográfiai vizsgálata.
14. *Hoóz István*: A népesedéspolitika eszközei, különös tekintettel a gazdasági jellegű eszközök alkalmazásának gyakorlatára és az ezekkel összefüggő nézetekre a szocialista országokban.

1984.

15. Készítették: *Bies Klára, Hablicsek László*: Területi népességelőreszámítás 1981–2001.
16. *Szabó Kálmán*: Családok és háztartások néhány jellemzőjének alakulása, 1981–2001. (Előzetes változat.)

17. Szerkesztette: *Hablicsek László, Monigl István*: Társadalmi-demográfiai prognózisok. A Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos szemináriuma Budapest, 1983. május 17–18.
18. *Klinger András*: A családtervezési programokon kívüli népesedéspolitikai intézkedések hatása a termékenységre (angol nyelven).
19. *Moksony Ferenc*: Települési tényezők és az öngyilkosság. Az öngyilkosság egyes demográfiai összefüggései egy összetételhatást vizsgáló elemzés eredményei.
20. *Csernák Józsefné*: A 18 éven aluli nők házasságkötésének néhány demográfiai jellemzője Magyarországon.
21. Összeállította: *Cseh-Szombathy László, Klinger András, Monigl István, Vukovich György*: A népesedéssel összefüggő tudományos kutatások főbb eredményei, a jövőbeni kutatás fő irányai.
22. *Szukicsné Serfőző Klára*: Budapest és Pest megye népességfejlődése, az ezredfordulóig várható tendenciák.

1985.

23. *Rátay Csaba – Tusnády Gábor*: Veszélyeztetett gyermekek szocializációjának vizsgálata a családtípusok kialakításával.
24. *Terestényi Tamás*: Népesedéspolitikai tartalmak a sajtóban.
25. Szerkesztette: *Káposztás Ferenc*: A népesség területi elhelyezkedése és mozgása. Pécs, 1984. április 25–26.
26. *Hablicsek László – Monigl István – Vukovich Gabriella*: A magyarországi népességfejlődés keretei és jövőbeni lehetséges irányai 1880–2050.
27. *Munkácsy Ferenc – Szentgáli Tamás – Szívós Péter*: A népesség gazdasági aktivitásának demográfiai tényezői.

1986.

28. *Szukicsné Serfőző Klára*: A termékenység és az iskolai végzettség néhány összefüggése Magyarországon az elmúlt negyedszázadban.
29. Szerkesztette: *S. Molnár Edit*: Népesedési folyamatokat befolyásoló kulturális–tudati tényezők. A KSH Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos szemináriuma Budapest, 1985. november 12–13.
30. *Munkácsy Ferenc*: Népesedés és foglalkoztatás.

1987.

31. Szerkesztette: *Káposztás Ferenc, Monigl István*: A népesedéspolitika; tudományos kutatás és társadalmi cselekvés. A KSH Népeségtudományi Kutatóintézet nemzetközi szemináriuma Budapest, 1986. október 14–15.
32. *Pongrácz Tiborné*: Serdülőkori terhességek társadalmi–demográfiai vonatkozása.
33. Szerkesztette: *Barabás Miklós*: Az erősen fogyó népességű települések demográfiai jellemzői.

1988.

34. Szerkesztette: *Hablicsek Lászlók, Monigl István*: Az 1986–2021 közötti időszakra szóló népességprognózisok. A KSH Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos szemináriuma Budapest, 1987. január 28.
35. *Csernák Józsefné – Szabó Kálmán*: A családok és háztartások előreszámítása, 1986–2021.

1989.

36. *Fóti János*: A magyar népesség gazdasági aktivitásának távlati alakulása.

1990.

37. Szerkesztette: *Monigl István*: Népesedési viták Magyarországon, 1960–1986. A KSH Népeségtudományi Kutatóintézet tudományos vitaülése Budapest, 1988. június 2.
38. *S. Molnár Edit – Virágh Eszter*: Közvélemény–kutatás népesedési kérdésekről – 1989.

1991.

39. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Abortuszkérdés Magyarországon – 1991.
40. *Joubert Kálmán – Gárdos Éva*: Terhesek és csecsemők egészségügyi és demográfiai vizsgálata. (A kutatási program általános ismertetése.)
41. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Sokgyermekes családok.

1992.

42. *Hablicsek László*: A magyarországi hosszú távú népességfejlődés vizsgálata.
43. *Fóti János – Illés Sándor*: A munkanélküliség demográfiai vonatkozásai.
44. *Falussy Béla – Miltényi Károly – Mórítz Pálné – Paksy András*: Az egészségi állapot összefüggései az életmóddal és az időfelhasználással.
45. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Összefoglaló a terhességmegszakításról tartott 1992. júliusi közvélemény-kutatás főbb eredményeiről.
46. *Csernák Józsefné – Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Élettársi kapcsolatok Magyarországon.

1993.

47. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Kisgyermekes szülők. (Egy nemzetközi összehasonlító vizsgálat főbb magyarországi eredményei.)
48. *Szukicsné Serfőző Klára*: Iskolázottságunk alakulása a népszámlálási adatok tükrében.
49. *Tóth Pál Péter*: Nemzetközi vándorlás – Magyarország.

1994.

50. *Illés Sándor*: Miért költöztek az emberek Pásztóra 1989–91-ben?
51. *Szukicsné Serfőző Klára*: A szülők és gyermekeik iskolázottsága.
52. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Kisgyermekes anyák és apák szülői, családi attitűdjei négy európai országban.
53. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit*: Serdülőkorban szült anyák társadalmi, demográfiai jellemzőinek longitudinális vizsgálata.

1995.

54. *Hablicsek László*: Az első és második demográfiai átmenet Magyarországon és Közép-Kelet-Európában.
55. *Szukicsné Serfőző Klára*: Az egyszülős családok társadalmi–demográfiai jellemzői.

1996.

56. *Szűcs Zoltán*: Az élettársi kapcsolatban élő családok társadalmi–demográfiai jellemzői.
57. *S. Molnár Edit – Pongrácz Tiborné*: Változások a gyermeknevelési támogatások rendszerében és azok megítélése a közgondolkodásban
58. *Illés Sándor – Hablicsek László*: A külső vándorlások népesség hatásai Magyarországon 1955–1995 között.
59. *Szukicsné Serfőző Klára*: Az egyszülős családok az állandó és a lakónépesség alapján.

1997.

60. *Daróczi Etelka*: A halandóság területi eltérései Magyarországon 1959/60–1992.

1998.

61. *S. Molnár Edit – Pongrácz Tiborné – Kamarás Ferenc – Hablicsek László*: Házasságon kívüli szülések.

2000.

62. *Pongrácz Tiborné – S. Molnár Edit – Dobossy Imre*: Család és munka – értékek és aggodalmak a rendszerváltozás után.
63. *Illés Sándor*: Belföldi vándormozgalom a XX. század utolsó évtizedeiben.
64. *Daróczi Etelka – Spéder Zsolt (szerk.)*: A korfa tetején. Az idősök helyzete Magyarországon.
65. *Melegh Attila*: Kiskunhalas népesedéstörténete a 17. század végétől a 20. század elejéig.

2001.

66. *Gödri Irén*: A házassági kapcsolatok minősége és stabilitása.
67. *Tárkányi Ákos*: A családdal kapcsolatos jogszabályok Magyarországon 1980–98-ig.
68. *Hablicsek László*: A népességreprodukció alakulása a 20–21. században.
69. *Spéder Zsolt – Monostori Judit*: Mozaikok a gyermekszegénységről.
70. *Joubert Kálmán – Gyenis Gyula*: A 18 éves sorköteles ifjak egészségi állapota, testfejllettsége I.

2002.

71. *Illés Sándor – Lukács Éva*: Migráció és statisztika.
72. *Tóth Pál Péter – Valkovics Emil*: Népesedési helyzetünk.
73. *Pongrácz Tiborné – Spéder Zsolt (szerk.)*: Népeség – értékek – vélemények

2003.

74. *Daróczi Etelka (szerk.)*: Kettős szorításban.
75. *Őri Péter*: A demográfiai viselkedés mintái a 18. században.

2004.

76. *Tóth Pál Péter*: Külföldiekkel vagy idegenekkel...
77. *Daróczi Etelka – Kovács Katalin*: Halálozási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak.

2005.

78. *Hablicsek László*: A Kárpát-medencei magyarság demográfiai helyzete és előreszámítása, 1991–2021.
79. *Gellérné Lukács Éva – Illés Sándor*: Migrációs politikák és jogharmonizáció.

80. *Gödri Irén – Tóth Pál Péter*: Bevándorlás és beilleszkedés.
81. *Kamarás Ferenc – Kapitány Balázs – Vaskovics László*: Fiatal házaspárok életútja Németországban és Magyarországon.
- 2006.**
82. *Blaskó Zsuzsa*: Nők és férfiak – keresőmunka, házimunka.
83. *Joubert Kálmán (szerk.)*: Az Országos Longitudinális Gyermeknövekedés-vizsgálat eredményei születéstől 18 éves korig I.
- 2007.**
84. *Hablicsek László – Kovács Katalin*: Az életkilátások differenciálódása iskolázottság szerint, 1986–2005.
- 2009.**
85. *Illés Sándor (szerk.)*: Magyarország vonzásában.
86. *Spéder Zsolt (szerk.)*: Párhuzamok. Anyaországi és erdélyi magyarok a századfordulón.
87. *Kovács Katalin*: Munkapiac, munkakörülmények és egészség.
- 2010.**
88. *Melegh Attila–Kovács Éva–Gödri Irén*: „Azt hittem célt tévesztettem.” A bevándorló nők élettörténeti perspektívái, integrációja és a bevándorlókkal kapcsolatos attitűdök nyolc európai országban.
89. *Gödri Irén*: Migráció a kapcsolatok hálójában. A kapcsolati tőke és kapcsolathálók jelenléte és szerepe az ezredvégi magyarországi bevándorlásban.

MŰHELYTANULMÁNYOK

- 2002.**
1. *Spéder Zsolt*: Demográfiai folyamatok és társadalmi környezet. Gyorsjelentés.
- 2003.**
2. *Kapitány Balázs (szerk.)*: Módszertan és dokumentáció. Az adatfelvétel ismertetése.
3. *Dobossy Imre – S. Molnár Edit – Virágh Eszter*: Öregedés és társadalmi környezet.

2004.

4. *Kapitány Balázs – Spéder Zolt: Szegénység és depriváció. Társadalmi összefüggések nyomában.*

2006.

5. *Kovács Katalin: Egészség-esélyek.*

2007.

6. *Spéder Zolt – Kapitány Balázs: Gyermekek: vágyak és tények. Dinamikus termékenységi elemzések.*

2008.

7. *Monostori Judit: Korai nyugdíjba vonulás. Okok és következmények.*