

# DEMOGRÁFIA

2006. XLIX. ÉVF. 4.

# DEMOGRÁFIA

49. ÉVF. 4. SZÁM

BUDAPEST  
2006

AZ MTA DEMOGRÁFIAI BIZOTTSÁGA  
ÉS A KSH NÉPESSÉGTUDOMÁNYI KUTATÓ INTÉZET  
FOLYÓIRATA

A SZERKESZTŐ BIZOTTSÁG TAGJAI:

CSEH-SZOMBATHY LÁSZLÓ, DÖVÉNYI ZOLTÁN, GÁRDOS ÉVA, HABLICSEK LÁSZLÓ,  
HOÓZ ISTVÁN, JÓZAN PÉTER, KAMARÁS FERENC, KLINGER ANDRÁS (elnök), KOPP MÁRIA,  
PONGRÁCZ TIBORNÉ, SPÉDER ZSOLT, TÓTH PÁL PÉTER, VUKOVICH GYÖRGY

SZERKESZTŐSÉG:

SPÉDER ZSOLT főszerkesztő  
ŐRI PÉTER felelős szerkesztő  
HABLICSEK LÁSZLÓ szerkesztő  
KAMARÁS FERENC szerkesztő

BOARD OF EDITORS:

ZSOLT SPÉDER editor-in-chief  
PÉTER ŐRI responsible editor  
LÁSZLÓ HABLICSEK editor  
FERENC KAMARÁS editor

OLVASÓSZERKESZTŐ:

SÁGHI GÁBOR

TECHNIKAI SZERKESZTŐK:

KARDULESZ FERENCNÉ, VÁRNAINÉ ANEK ÁGNES

FELELŐS KIADÓ:

SPÉDER ZSOLT igazgató

ISSN 0011-8249

DEMOGRÁFIA

A population Quarterly of the Committee for Demography  
of the Hungarian Academy of Sciences  
and the Hungarian Central Statistical Office  
Demographic Research Institute

Editor-in-Chief: *Zsolt Spéder*

Editorial Office: H-1024 Budapest, Buday László u. 1–3.

Orders may be placed with KULTURA: Hungarian Trading Company for Books  
and Newspapers (Budapest, 62. P.O.B. 149)

or with any greater bookseller or distributor of periodicals

Subscription for a year: US \$ 40,00

## TARTALOMJEGYZÉK

### TANULMÁNYOK

- Óri Péter: Demográfiai átmenetek Magyarországon. Pest-Pilis-Solt-Kiskun vármegye a 19. század végén, 20. század elején ..... 299
- Klinger András: Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (II.) ..... 342

### KÖZLEMÉNYEK

- Moksony Ferenc: A Poisson-regresszió alkalmazása a szociológiai és demográfiai kutatásban ..... 366
- Ignits Györgyi – Kapitány Balázs: A családtámogatások alakulása: célok és eszközök ..... 383

### IRODALOM

#### KÖNYVEK

- Monnier, Alain: *Démographie contemporaine de l'Europe. Evolutions, tendances, défis.* (Európa demográfiai helyzete. Átalakulások, tendenciák, kihívások.) Armand Colin, Párizs, 2006. 416 p. (Makay Zsuzsanna) ..... 402

#### FOLYÓIRATCIKKEK

- Rehm, J. – Sulkowska, U. – Mańczuk, M. – Boffetta, P. – Powles, J. – Popova, S. – Zatoński, W.: Alcohol accounts for a high proportion of premature mortality in central and eastern Europe. (Az alkohol nagymértékben felelős a korai halálozásért Közép- és Kelet-Európában.) *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published January 24, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dyl294) (Daróczy Etelka) ..... 406
- Shimazu, T. – Kuriyama, S. – Hozawa, A. – Ohmori, K. – Sato, Y. – Nakaya, N. – Nishino, Y. – Tsubono, Y. – Tsuji, I.: Dietary patterns and cardiovascular disease mortality in Japan: a prospective study. (Étrend és kardiovaszkuláris halandóság Japánban: követéses vizsgálat.) *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published February 22, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dym005) (Daróczy Etelka) ..... 408

Andress, H.-J. – Borlogh, B. – Bröckel, M. – Giesselman, M. – Hummelsheim, D.: The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. (A párkapcsolat felbontásának gazdasági következményei – Belgiumban, Németországban, Nagy-Britanniában, Olaszországban és Svédországban készült panelvizsgálatok összehasonlító elemzése.) <i>European Sociological Review</i> , Vol. 22, 2006/5. 533–560. p. (Földházi Erzsébet) .....	410
Herman, E.: Migration as a Family Business: The Role of Personal Networks in the Mobility Phase of Migration. (A migráció mint családi vállalkozás: a személyes kapcsolatháló szerepe az elmozdulás során.) <i>International Migration</i> , Vol. 44, 2006/4. 191–230. p. (Gödrí Irén) .....	413
Lichter, D. T. – Qian, Zh. – Mellott, L. M.: Marriage or Dissolution? Union Transitions Among Poor Cohabiting Women. (Házasodás vagy válás? Párkapcsolati változások élettársi kapcsolatban élő szegény nők között.) <i>Demography</i> , 2006/2. 223–240. p. (Tárkányi Ákos) .....	416
Dríbe, M.: Long-term effects of childbearing on mortality: Evidence from pre-industrial Sweden. (A gyermekvállalás hosszú távú hatásai a halandóságra. Eredmények a preindusztriális Svédországból.) <i>Population Studies</i> , 58. 2004/3. 297–310. p. (Óri Péter) .....	417
Van Bavel, J. – Kok, J.: Birth Spacing in the Netherlands. The Effects of Family Composition, Occupation and Religion on Birth Intervals, 1820–1885. (A szülés időzítése Hollandiában. A családösszetétel, a foglalkozás és a vallás hatása a születések közötti intervallumokra, 1820–1885). <i>European Journal of Population</i> , 20. 2004/2. 119–140. p. (Óri Péter) .....	419

#### DEMOGRÁFIAI FOLYÓIRATSZEMLE

Demografie .....	422
European Journal of Population .....	422
Genus .....	423
Journal of Marriage and the Family .....	423
Population .....	425
Population and Development Review .....	426
Population Research and Policy Review .....	426
Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft .....	427

*Utánnymás csak a forrás megjelölésével.  
Kéziratot nem őrzünk meg és nem küldünk vissza.*

## CONTENTS

## STUDIES

- Péter Óri: Demographic transitions in Hungary. County Pest-Pilis-Solt-Kiskun in the late 19<sup>th</sup> and early 20<sup>th</sup> century ..... 299
- András Klinger: Newer data on the mortality differences of the country sub-regions and the districts of Budapest (II) ..... 342

## ARTICLES

- Ferenc Moksony: The use of Poisson regression in sociology and demography ..... 366
- Györgyi Ignits – Balázs Kapitány: The changes in family assistance: aims and means ..... 383

## REVIEW

## BOOKS

- Monnier, Alain: *Démographie contemporaine de l'Europe. Evolutions, tendances, défis.* (Europe's demographic conditions. Developments, tendencies, challenges.) Armand Colin, Paris, 2006. 416 p. (Zsuzsanna Makay) ..... 402

## ARTICLES

- Rehm, J. – Sulkowska, U. – Mańczuk, M. – Boffetta, P. – Powles, J. – Popova, S. – Zatoński, W.: Alcohol accounts for a high proportion of premature mortality in central and eastern Europe. *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published January 24, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dyl294) (Etelka Daróczi) ..... 406
- Shimazu, T. – Kuriyama, S. – Hozawa, A. – Ohmori, K. – Sato, Y. – Nakaya, N. – Nishino, Y. – Tsubono, Y. – Tsuji, I.: Dietary patterns and cardiovascular disease mortality in Japan: a prospective study. *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published February 22, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dym005) (Etelka Daróczi) ..... 408
- Andress, H.-J. – Borlogh, B. – Bröckel, M. – Giesselman, M. – Hummelsheim, D.: The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. *European Sociological Review*, Vol. 22, 2006/5. 533–560. p. (Erzsébet Földházi) ..... 410
- Herman, E.: Migration as a Family Business: The Role of Personal Networks in the Mobility Phase of Migration. *International Migration*, Vol. 44, 2006/4. 191–230. p. (Irén Gödri) ..... 413

Lichter, D. T. – Qian, Zh. – Mellott, L. M.: Marriage or Dissolution? Union Transitions Among Poor Cohabiting Women. <i>Demography</i> , 2006/2. 223–240. p. (Ákos Tárkányi) .....	416
Dribe, M.: Long-term effects of childbearing on mortality: Evidence from pre-industrial Sweden. <i>Population Studies</i> , 58. 2004/3. 297–310. p. (Péter Óri) .....	417
Van Bavel, J. – Kok, J.: Birth Spacing in the Netherlands. The Effects of Family Composition, Occupation and Religion on Birth Intervals, 1820–1885. <i>European Journal of Population</i> , 20. 2004/2. 119–140. p. (Péter Óri) .....	419
REVIEW OF DEMOGRAPHIC JOURNALS	
Demografie .....	422
European Journal of Population .....	422
Genus .....	423
Journal of Marriage and the Family .....	423
Population .....	425
Population and Development Review .....	426
Population Research and Policy Review .....	426
Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft .....	427

*Reproduction permitted only with indication of source.  
Manuscripts are not kept or sent back.*

**DEMOGRÁFIAI ÁTMENETEK MAGYARORSZÁGON**  
**PEST-PILIS-SOLT-KISKUN VÁRMEGYE A 19. SZÁZAD VÉGÉN,**  
**20. SZÁZAD ELEJÉN<sup>1</sup>**

ÖRI PÉTER

*Bevezetés*

Tanulmányunkban – számos országos vagy regionális szintű elemzés után – községsoros adatok alapján vizsgáljuk a demográfiai átmenet lokális változatait. Figyelmünket elsősorban arra irányítjuk, hogy a demográfiai átmenet klasztrikus modellje mennyiben érvényesül ebben a közegben. Eszerint a demográfiai átmenet az Európában a 19–20. században kibontakozó modernizáció (gazdasági, társadalmi átalakulások, az iparosodás, az urbanizáció előrehaladása, a nagyobb fokú társadalmi mobilitás, az iskolázottság terjedése) folyamatának részét képezte, annak következménye vagy – más feltételezések szerint – bizonyos fokig annak előfeltétele volt. Kiindulópontja a halandóság tartós, visszafordíthatatlan javulása volt, amelyet némi késéssel követett a termékenység csökkenése. Ennek következménye az átmenet időszakának jelentős népességnövekedése, amelynek mértéke, illetve időbeli megjelenése, hossza országonként, régióként eltérő lehet. A folyamat kezdő- és végpontja pedig egyaránt egy kis mértékű népességnövekedéssel jellemezhető egyensúlyi állapot lenne.<sup>2</sup> Magyarországon az átmenet időszakát általában az 1880 és az 1960-as évek közötti időszakra teszik. Ugyanakkor több elemzés feltárta, hogy bizonyos településeken, néhány régió belül a termékenység tudatos korlátozása már a 18. század végén, 19. század elején megjelent (Andorka 1991, 1998). A termékenységcsökkenés pedig a 19. század közepétől országosan is érzékelhető (Dányi 1991a,b), ami aligha magyarázható a modernizációs folyamat előrehaladtával, és mindenképpen megelőzi a halandóság tartós javulásának kezdetét

<sup>1</sup> A dolgozat két előadás 19–20. századra vonatkozó részeinek erősen bővített változata: az első elhangzott a Magyar Statisztikai Társaság Statisztikatörténeti Szakosztályának 2005 szeptemberében Noszvajon tartott vándorülésén (A demográfiai viselkedés helyi változatai a 18–19. századi Pest megyében), a másik 2006 márciusában Amszterdamban, az Európai Társadalomtörténeti Konferencián (ESSHC) (Regional Patterns of Demographic Behaviour in 18–19<sup>th</sup> century Hungary). A dolgozat gondolatmenetének vázlatos összefoglalását lásd: Öri 2006.

<sup>2</sup> A demográfiai átmenetről lásd pl. Chesnais 1986.

(kb. az 1870-es évek közepétől). Így az átmenet időszakában a termékenység és halandóság lényegében párhuzamosan csökkent, a népességnövekedés mértéke pedig kisebb volt, mint – talán Franciaországot leszámítva – máshol Európában. Célunk, hogy helyi szinten vizsgáljuk az átmenet típusait, már amennyire a rendelkezésünkre álló nyers népmozgalmi adatok és nyers arányszámok ezt lehetővé teszik. Részint azt keressük, hogy vannak-e különbségek az átmenet időbeli megjelenésében az egyes települések között, részint pedig azt, hogy a klasszikus modellel szemben megfigyelhetők-e alternatívák, amelyek esetében a változás nem a halandóság csökkenésével kezdődött és nem köthető a modernizációs folyamathoz. Végül a különbségek lehetőségek szerinti értelmezésére is kísérletet tennénk.

Vizsgálatunk része egy nagyobb, országos szintű kutatásnak, amelynek célja a Kárpát-medence 18–19. századi népességtörténetének feltárása. A rekonstrukciót több elemzési szinten végrehajtott, mintavételes kutatások szolgálják: a mintavétel az első fázisban (makroszinten) néhány megye kiválasztását jelentette, népességfejlődésük 18–19. századi kontúrjainak megrajzolása után a második szinten egy-egy településcsoport demográfiai viszonyainak feltárása következik majd (középszint), végül ezen belül egy-két település népességének mikrovizsgálata tenné lehetővé a demográfiai változások és differenciák teljesebb megértését. Jelenleg a makroszintű kutatások folynak több megye forrásanyagán (Borsod, Máramaros, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, Udvarhely és Zala), a közelebbi cél a demográfiai viselkedés helyi változatainak és a népességfejlődés különböző variációinak a feltérképezése.

A dolgozatunkban vizsgált megye, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, a kérdéses időszakban rendkívül változatos képet mutat mind etnikai (magyarok, németek, szlovákok, szerbek, horvátok, zsidók), felekezeti (római katolikusok, reformátusok, evangélikusok, görög keletiek, izraeliták) téren, mind pedig földrajzi és gazdálkodási viszonyait tekintve, így maga is tekinthető az ország egyfajta reprezentatív mintájának.

Célunk a 18–19. századi forrásanyag minél teljesebb feltárása és elemzése, de jelenleg ez a munka még csak kezdeti stádiumánál tart. Eddig elsősorban két, forrásokban viszonylag gazdag időszakra összpontosítottuk figyelmünket: a 18. század '70-es, '80-as éveire (Conscriptio Animarum, II. József-féle népszámlálás és kataszteri összeírás), illetve az 1869 utáni periódusra, amikor az egymást tízévente követő népszámlálások lehetővé teszik a demográfiai viszonyok mélyebb elemzését. Itt elsősorban a Központi (Királyi) Statisztikai Hivatal által publikált megyei és városi adatokat használhattuk, illetve a községsoros információk közül az 1900-as népszámlálás felekezeti, etnikai és foglalkozási adatait (Népszámlálás 1900a,b,c), valamint az 1910-es népszámlálás publikációi között megjelentetett, az egyes községek népességnövekedésére vonatkozó adatokat (Népszámlálás 1910). Rendelkezésünkre állt továbbá az 1901 és 1910 közötti időszak népmozgalmi adatait feldolgozó publikáció, amely ennek a

demográfiai változások szempontjából igen fontos évtizednek számos alapvető népmozgalmi mutatóját tartalmazza – szintén községszinten (Népmozgalom 1901–1910). Emellett használhattuk a Klinger András és munkatársai által közzétett 19. és 20. századi népmozgalmi adatsorokat, amelyek 1828 és 1894 között egyházközségenként, 1895 és 1900 között községenként tartalmazzák a születések, halálozások és házasságkötések idősorait (Klinger 1972–1984), az 1901 és 1968 közötti időszakra pedig szintén községenként a születések és a halálozások számát (Klinger 1969). A KSH népszámlálási raktára emellett óriási mennyiségű községsoros, eddig még sohasem publikált népszámlálási anyagot tartalmaz, de ennek felmérése, feldolgozása jelenleg is folyik.

A Pest megyei makroszintű rekonstrukció első lépése, a 18. század második fele demográfiai viszonyainak lehetőségek szerinti feltárása megtörtént (Őri 2003, 2005a). A második lépésben a demográfiai viselkedés helyi variánsait hasonló módszerrel próbáljuk feltárni, mint a 18. századi forrásanyag esetében: az 1901–1910 közötti időszakra vonatkozó településszintű demográfiai mutatókat klaszterelemzéssel vizsgáltuk, hogy településcsoportokat különítsünk el, majd az egyes klaszterek földrajzi, etnikai, felekezeti és foglalkozási viszonyai alapján próbáltuk a különbségeket értelmezni. Az 1901–1910 közötti időszak demográfiai viszonyainak elemzése az 1828-tól az első világháborúig tartó periódus népességváltozásainak vizsgálatára épült, a kétféle forrásanyag (hosszú távú anyakönyvi idősorok és egy időmetszetre vonatkozó, részben anyakönyvi, részben népszámlálási adatok) elemzésének eredményei kölcsönösen kiegészítik, erősítik egymást. A középpontban a termékenység és halandóság változása és területi differenciái állnak, másként fogalmazva – mint erre már utaltunk – a demográfiai átmenet lokális variációinak feltárására törekedtünk. Az elemzés a további mintavételes kutatások alapjául szolgálhat, mivel fényt vet egy olyan régió demográfiai sokféleségére, amelyet tekinthetünk országosan reprezentatívnak, illetve sokszínű népessége okán a „nyugati” és „keleti” demográfiai rendszerek közötti átmeneti típusnak is.

#### *Demográfiai folyamatok Pest-Pilis-Solt-Kiskun megyében a 19. században és a 20. század elején*

A 19. század és a 20. század első felében lezajlott demográfiai folyamatok elemzéséhez rendelkezésünkre állnak a népmozgalom publikált, éves, településszintű adatai. Mint említettük, 1828 és 1894 között egyházközségenként, ezután pedig közigazgatási községenként dolgozták föl az adatokat. A kettőt alig lehet összehangba hozni egymással, ezért itt csak a megye, a főváros<sup>3</sup> és a legfontosabb felekezetek adatait vizsgáljuk. Emellett felhasználtuk néhány

<sup>3</sup> Mindvégig, tehát az 1873 előtti időszakra is, az 1873-ban egyesített város (Buda, Pest és Óbuda) népmozgalmi adatsorait elemeztük.

olyan kiterjedt területi egység adatsorait is, amelyek demográfiai viszonyai korábbi tapasztalataink alapján egymástól különbözőnek tűnnek.<sup>4</sup>

Szintén felhasználhattuk az 1869 után a Statisztikai Hivatal által lebonyolított népszámlálások publikált és kiadatlan anyagait is. Az időbeli változások bemutatása mellett itt a demográfiai viselkedés térbeli különbségeit is meg akartuk ragadni, akárcsak a 18. századra vonatkozó elemzéseink esetében. Munkánknak ebben a részében mindenekelőtt az 1901–1910 közötti időszakra vonatkozó publikált népmozgalmi anyagot használtuk, amely több fontos arányszámot is tartalmaz, illetve tesz kiszámíthatóvá (nyers házasságkötési, születési és halálozási arányszámok, csecsemőhalálozási arány, népességnövekedési, vándorlási arányszámok, törvénytelen születések aránya stb. – Népmozgalom 1901–1910).

A vizsgált időszakban (a 20. század első évtizedében) a demográfiai változások már előrehaladtak Magyarországon. Ez a „demográfiai átmenet” korszaka volt, amikor a halandóság számottevően csökkent, különösen 1880 után, és a termékenység szintén tovább csökkent egy hosszú és fokozatos 19. századi süllyedés után (Tekse 1969. 33.; Dányi 1991a 13–16.).

A tradicionális demográfiai rendszerről a modernre való áttérést modellező demográfiai átmenet elméletét sok kritika érte az elmúlt néhány évtizedben. Ezek nem kérdőjelezték meg a demográfiai változás tényét, amely fontos eleme volt a modernizációs folyamatnak. Vitathatónak elsősorban az elmélet egyetemes érvénye tűnt.<sup>5</sup> Kétségbe vonták azt is, hogy az átmenet előtti és az átmenet utáni korszakot világosan el lehet választani egymástól. Hasonlóképpen azok az állítások, miszerint az átmenetnek jól megjelölhető kezdőpontja és végpontja kell hogy legyen, vagy hogy a folyamat maga egy egyensúlytól egyensúlyig tartó fejlődési ívet jelentene, szintén erősen kikezdhetőnek látszottak. Megkérdőjelezték a klasszikus átmenetelmélet determinisztikus és unilineáris jellegét, illetve azt az ebből következő felfogást, hogy az átmenet előtti szakaszban lévő

<sup>4</sup> A 18. századra vonatkozó korábbi elemzéseink (Őri 2001, 2003, 2005a) azt mutatták, hogy az alföldi részek, a megye északi részét alkotó dombvidék (Pilis-Buda környéke, Váci–Gödöllői-dombvidék) és a Duna Pesttől délre elterülő, egészen Bajáig húzódó balparti oldala demográfiai téren jelentősen különböznek egymástól. Itt egy ennél részletesebb felosztást alkalmaztunk: az említett négy régió (Alföld, Dunapart, Pilis-Budakörnyék, Váci–Gödöllői-dombvidék) mellett külön vizsgáltuk a főváros elővárosi zónáját (az 1950-ben Budapesthez csatolt településeket) és a Budapesttől északra elterülő jobb parti Duna menti részt (Dunakanyar, benne a Szentendrei-szigettel és Váccal a túlsó partról). A nagyobb területi egységek használata háttérbe szorítja az adatsorok különbözőségéből fakadó problémákat: 1895 előtt az egyházközségenkénti feldolgozás folytán egy-egy területi egység tartalmazhat nem oda tartozó népességeket, illetve népességük egy része egy másik területi egység anyakönyveibe kerülhet, de ezek aránya az egész régió népességéhez képest igen kicsi, másrészt a többlet és a hiány kiegyenlítheti egymást. Az elemzésben felhasznált hat nagy tájegységet lásd a IV. térképen.

<sup>5</sup> A demográfiai átmenet klasszikus formájáról lásd: Chesnais 1986; Watkins 1986; Lesthaeghe 1980; Dányi 1991a; Szentgáli 1991; Hablicsek 1995; Melegh – Őri 2003.

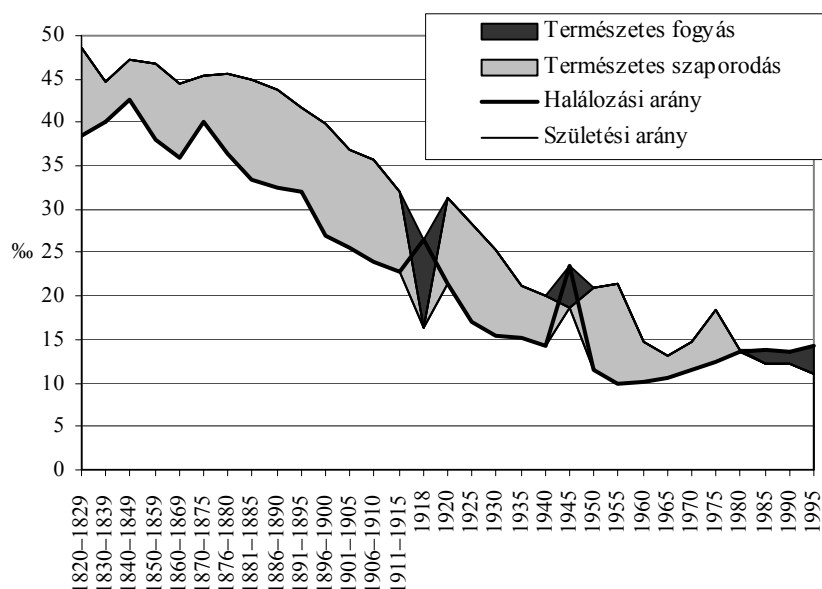
országok, területek demográfiai jövőjét előre lehetne látni az átmenet utáni szakaszban lévő országokban nyert tapasztalatok alapján. A történeti demográfiai kutatások bizonyították, hogy mind a termékenység, mind a halandóság már jóval az átmenet előtt erősen ingadozott, így, a jelentős területi különbségek és az időbeli hullámváltozás miatt, igen nehéz meghatározni a visszafordíthatatlan demográfiai változás kezdőpontját. Az is világos, hogy az átmenetelmélet nem írta le túl jól a mai modern társadalmak demográfiai jövőjét, hiszen a termékenység és halandóság alacsony szintű stabilitása helyett állandó változás és hullámváltozás tanúi vagyunk – különösen, ami a termékenységet illeti. Ebből az is következik, hogy minden egyetemes érvényű modellalkotási kísérlet támadhatóvá válik, illetve hogy lehetőség nyílik újabb „demográfiai átmenetek” kijelölésére, ami megújítja, de bizonyos fókig érvényteleníti is a klasszikus elméletet. Szintén nagyon problematikus a demográfiai átmenet kezdetét a halandóság javulásához kapcsolni, mivel több országban (így Franciaországban és Magyarországon) a termékenység bármely jelentős halandóságcsökkenés előtt süllyedni kezdett. Ezekben az országokban a népességnövekedés is kisebb volt, mint a „klasszikus tranzíció” országaiban. Sok helyen a halandóság is a 18. századtól kezdve kezdett csökkenni, függetlenül az életszínvonal vagy a mezőgazdasági termelés változásaitól, kapcsolatuk inkább csak a 19. század második felétől vált szorosabbá. A termékenység igen különböző gazdasági, társadalmi és kulturális feltételek között kezdett visszaesni, nincs egy olyan jól felismerhető modernizációs küszöb, amelyhez jelentős változását köthetnénk.<sup>6</sup>

A magyarországi családrekonstrukciós vizsgálatok – mind községszinten (Andorka 1998), mind országos reprezentatív mintára támaszkodva (Dányi 1991b) – megerősítették a klasszikus átmenetelméletre vonatkozó említett kritikai észrevételeket. A termékenység szintjében nagy változékonyságot és erős területi különbségeket mutattak ki a 18. század végétől kezdve. Néhány régió néhány falvában – főleg Dél- és Nyugat-Magyarországon – a születéskorlátozás már a 18. század végén, 19. század elején elkezdődött, míg más területeken a termékenységszűkülés egészen a 19. század második feléig nem jelentkezett (Andorka 1998. 435–436.). Az 1820-as években a születéskorlátozás valószínűleg csak elszigetelten jelent meg, országos szinten a termékenység magas volt, noha régióként, településtípusonként és felekezetenként erős különbségek mutatkoztak (Hablicsek 1991. 77.). Jóllehet a differenciák fennmaradtak, a termékenységszűkülés az 1850-es évektől országosan is észlelhetővé vált (Dányi 1991b 127.). Ezért feltételezhetjük, hogy a folyamat lassú volt, illetve hullámváltozott a 19. század évtizedeiben, és a születéskorlátozás, amely a korszak kezdetén csak elszórtan jelentkezett, folyamatosan terjedt. A magyarországi termékenység 1880-ban – amely dátumhoz hagyományosan kötik az ország

<sup>6</sup> Az átmenetelméletet ért kritikai elemekről: van de Walle 1998; Perrenoud 1998; Mason 1997; Bengtsson 1992; Tekse 1969; Dányi 1977; Valkovics 1982; Dányi 1991a; Szentgáli 1991; Melegh – Őri 2003.

demográfiai átmenetének kezdetét – a legalacsonyabbak egyike volt Európában. Ez a termékenységsüllyedés magas fokú nupcialitással (korai házasságkötéssel és a házasságot nem kötők alacsony arányszámával) párosult. A termékenység 1880 előtt megfigyelt premodern csökkenése nem volt kisebb, mint ami 1880 és 1910 között mutatkozott (Tekse 1969. 44.; Dányi 1991b 123.). Következésképpen 1880-at inkább technikai okokból tekinthetjük a magyarországi demográfiai átmenet kezdetének, amelyet az elérhető források jelöltek ki, és nem pedig azért, mert ez valóban jelentős fordulópont lett volna az ország népességfejlődésében (Dányi 1991a 14.). Az 1880-as relatíve alacsony termékenység következtében az 1880 és 1910 közötti termékenységcsökkenés kisebb volt, mint más európai országokban, de az 1880 és 1960 közötti időszakot tekintve 70%-os a mértéke, és ez a legerősebb Európában (Dányi 1991a 12–16.). Ugyanakkor a halandóság viszonylag magas maradt a 19. században, és csak igen lassan csökkent. Az 1870-es évekig periodikusan visszatérő halandósági válságok hátráltatták a népességfejlődést, a javulás 1873, az utolsó országos kolerajárvány éve után kezdődött. A halandóság csökkenése nem volt előzménye és oka a termékenységének, amely a 19. század elején kezdődött és agrár környezetben gyökerezett, és semmiképpen sem kötődött a csecsemőhalandóság javulásához.

Az I. ábra rávilágít a magyarországi demográfiai átmenet jellegzetességeire. 1876 után (azóta rendelkezünk biztos népmozgalmi adatokkal) a termékenység együtt csökken a halandósággal, és bár a természetes szaporulat jelentős, a két görbe nem távolodik el egymástól, az átmenet idején nem következik be robbanásszerű népességnövekedés. A folyamat 1960 körül lezárul, de egyensúlyi állapot helyett a termékenység és halandóság hullámváltozását figyelhetjük meg. Következésképpen a 19–20. századi magyarországi demográfiai változások aligha írhatók le a klasszikus demográfiai átmenet fogalmával.



Megjegyzés: Az 1876 előtti értékek becslések.

Forrás: Habclicsek 1991. 73.; Andorka 1998. 430.; Dupâquier – Faron 1999. 640.

*I. Nyers születési és halálozási arányszámok, természetes szaporodás  
Magyarország jelenlegi területén, 1820–1995, ‰  
Crude birth and death rates and natural population growth on the present  
territory of Hungary, 1820–1995, ‰*

A termékenységsökkenés problémáját mind országosan (a korabeli országterületen), mind pedig a reprezentatívnak tekintett megye szintjén a princetoni indexek segítségével vizsgálhatjuk.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> A princetoni indexek azt fejezik ki, hogy az általános ( $I_f$ ) vagy a házassági ( $I_g$ ), esetleg a nem házassági termékenység az úgynevezett természetes (korlátozás nélküli) hutterita termékenységnek hányad részét teszi ki. A nupcialitás indexe ( $I_m$ ) a 15–49 éves korú házasságban élő nők arányát mutatja a hasonló korú nők teljes számához viszonyítva (Dányi 1991c 188–189.).

1. Termékenységi és nupcialitási indexek, 1880–1910  
*Indices of fertility and nuptiality, 1880–1910*

Év	Magyarország		
	$I_f$	$I_g$	$I_m$
1880	0,440	0,582	0,692
1890	0,443	0,581	0,713
1900	0,419	0,573	0,670
1910	0,384	0,541	0,665

Forrás: Andorka 1998. 437. ( $I_g$ ); Dányi 1991c 190. ( $I_m$ ); Kamarás 1991. 174. ( $I_f$ ).

Láthatjuk, hogy országos szinten a termékenység 1880 és 1910 között folyamatosan csökkent, míg a nupcialitás szintje viszonylag magas és stabil maradt. 1880-ban Magyarország termékenysége volt – Franciaországot kivéve – a legalacsonyabb Európában. 1890 után a termékenységsökkenés gyorsult, de világos, hogy ennek nem tisztán az alacsonyabbá vált nupcialitás volt az oka. Ugyanakkor a házas termékenység ( $I_g$ ) megyei szintű minimumértékei<sup>8</sup> felhívják a figyelmet arra, hogy a születéskorlátozás az ország némely részében már jóval 1880 előtt elterjedt gyakorlat volt (Andorka 1998. 437.).

2. Termékenységi és nupcialitási indexek, 1869–1910  
*Indices of fertility and nuptiality, 1869–1910*

Év	Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye			Budapest			Kecskemét		
	$I_f$	$I_g$	$I_m$	$I_f$	$I_g$	$I_m$	$I_f$	$I_g$	$I_m$
1869	0,591			0,369*			0,473		
1880	0,561	0,830	0,625	0,328	0,521	0,460	0,480	0,951	0,466
1890	0,549	0,676	0,750	0,331	0,522	0,464	0,510	0,726	0,649
1900	0,501	0,667	0,695	0,260	0,428	0,444	0,442	0,689	0,593
1910	0,461	0,606	0,705	0,202	0,346	0,426	0,434	0,674	0,595

Megjegyzés: \* Óbuda nélkül.

A házas termékenység ( $I_g$ ) értékei becslések. Csak a születések számát ismerjük, a törvényes születések számát a törvénytelen születések 1901 és 1910 között megfigyelt aránya alapján számítottuk ki. A felhasznált születésszámok egy-egy kilencéves periódus átlagértékei (pl. az 1869-es érték az 1865–1873 közötti időszak átlaga).

Forrás: Klinger 1969; Klinger 1972–1984; Népszámlálás 1869, 1880, 1890, 1900a, 1910; Népmozgalom 1901–1910.

Az általános termékenység megyei szinten évtizedről évtizedre fokozatosan csökkent, a változás 1869 és 1910 között számottevő volt. Kecskemét esetében

<sup>8</sup> 1880: 0,466; 1890: 0,419; 1900: 0,384; 1910: 0,357 (Andorka 1998. 437.).

(fontos alföldi mezőváros és agrárközpont, adatai külön sorban szerepelnek a népszámlálási kötetekben) az index értéke 1890-ig nőtt, ez a dátum tűnik a fordulópontnak. Ugyanez igaz Budapestre is, ahol a döntő időszaknak szintén az 1890-es évek tekinthetők. A házas termékenységet illetően a megyében és Kecskeméten 1880 után jelentős csökkenés volt, ezt egy szerényebb mértékű esés követte, míg Budapesten a fordulat ebben a vonatkozásban is minden bizonnyal az 1890-es években következett be. A nupcialitás indexei többé-kevésbé stabilak, a termékenységszökkenés nem kapcsolódott össze a házassági szokások változásával. Az országos szinthez viszonyítva a házas termékenység magas. Kecskemét esete mutatja, hogy a magas házas termékenység tipikus terepe az Alföld volt, ahol a mezővárosokban a nupcialitás szintje alacsonyabb lehetett, mint egyébként a megyében.<sup>9</sup> A három területi egység három különböző stratégiára lehet példa: a magas nupcialításra és alacsonyabb házas termékenységre (a megye esetében), az alacsonyabb nupcialításra, de nagyon magas házas termékenységre (például az alföldi mezővárosokban), végül az alacsonyabb nupcialításra és házas termékenységre Budapesten, amely modernizációs folyamat magterülete volt a régióban.

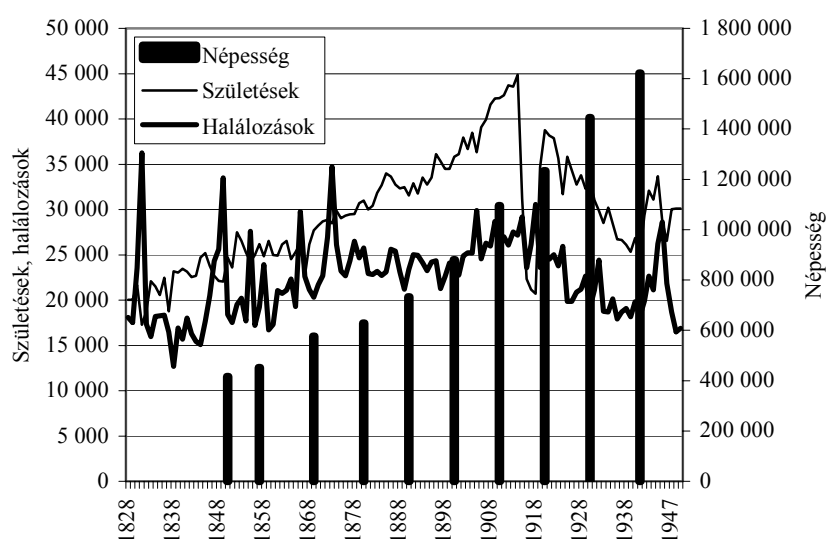
A princetoni indexek többé-kevésbé egzakt képet adnak a termékenységszökkenésről, de ezeket nem tudjuk 1880-nál régebbre visszavezetni.<sup>10</sup> Viszont láttuk, hogy a jelenség jóval régebbi eredetű, így más lehetőségek után kell néznünk, hogy a problémát vizsgálni tudjuk. 1828-tól fogva rendelkezünk a megye településeinek nyers születés- és halálozási számaival (Klinger 1969, 1972–1984),<sup>11</sup> amelyek tájékoztatnak a természetes szaporulat alakulásáról, a halandósági krízisek időpontjáról és előfordulásuk gyakoriságáról, valamint 1869-től – a népességszámokkal együtt – jelzik a termékenység és halandóság változásait. Ez utóbbi megítélésében segítségünkre vannak a népszámlálások

<sup>9</sup> A mezővárosokban magas az egyedülállók, a nem házasok, a nem családi háztartásban és a csonka családok háztartásban élők (özvegyek, egyedülálló házas nők vagy férfiak, hajadonok, nőtlen férfiak, fiúk) száma. Ezt számos vizsgálat igazolta, pl. Miskolcon (Faragó 2000), Keszthelyen (Benda 2002) vagy Kiskunhalason (Melegh 2000; Öri 2005b).

<sup>10</sup> A KSH Népszámlálás raktárában őrzött feldolgozási táblák lehetővé teszik a princetoni indexek községsoros kiszámítását, bár az 1900 előtti időszakra itt is gondot okoz, hogy a születésszámok a Klinger-féle publikációban egyházközségekre vonatkoznak, míg a népszámlálási korstruktúra és családi állapot keresztábrái a közigazgatási községekre. Nem ismerjük ezenkívül a törvénytelen születések arányát, így a házas termékenységet csak az 1901–1910 közötti illegitimitási arány alapján lehet becsülni. Tehát újabb anyakönyvi kutatások nélkül az indexek pontos kiszámítása 1900-ra és 1910-re vonatkozóan lehetséges.

<sup>11</sup> Az 1828–1900 közötti adatsorokat az akkori megyehatároknak megfelelően publikálták, így a történeti Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye adatait több kötetből kellett összeválogatni (az anyag nagy részét az V. kötet tartalmazza). A nyers születés- és halálozási számokat tartalmazó ábrák forrása minden esetben Klinger 1969 és Klinger 1972–1984. A népességszámok forrása: Népszámlálás 1910, a megyére: Kovacsics 2000. 50. Az 1850-es és 1857-es népszámlálások megyei és budapesti értékeinek forrása: Dányi 1993. 144., 161.

időpontjaira kiszámítható nyers születési és halálozási arányszámok.<sup>12</sup> A nyers népmozgalmi adatok és a nyers arányszámok természetesen csak igen hozzávetőlegesen utalnak a termékenység és halandóság változásaira, hiszen például nincs lehetőségünk a népesség korszerkezetében bekövetkező változások, illetve különbségek feltárására, de ezen az elemzési szinten nem tudunk finomabb mutatókkal dolgozni, és a nagyobb fordulópontokat így is meg tudjuk ragadni.



Mutató	1850	1857	1869	1880	1890	1900	1910	1920	1930
Születési arányszám	58,3	56,2	46,7	48,6	44,5	41,1	38,6	25,3	22,0
Halálozási arányszám	52,7	44,6	42,2	38,1	32,7	27,1	24,2	20,5	14,3

Megjegyzés: Mindvégig az 1876 utáni területtel számolva, Buda, Pest és Óbuda nélkül.

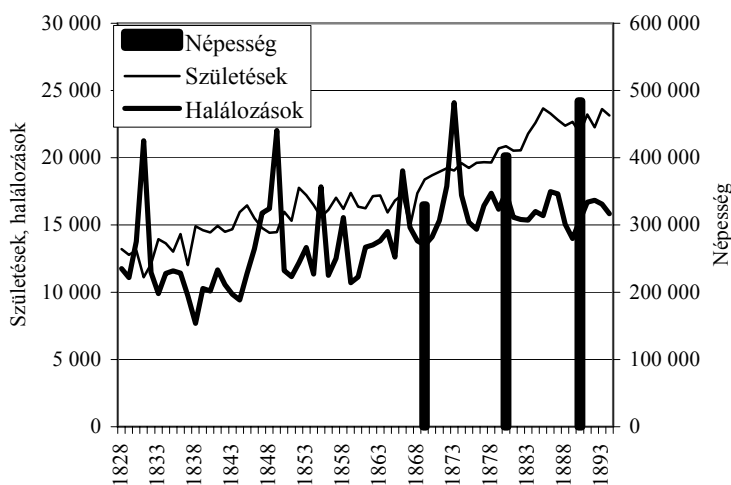
*II. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, 1828–1949*

A megye területén a születésszámok az első világháborúig folyamatosan emelkedtek, majdnem párhuzamosan a népességszámmal. Így megyei szinten a háború előtt legfeljebb igen fokozatos termékenységsökkenésről beszélhetünk.

<sup>12</sup> Forrás: Klinger 1972–84, 1969; Népszámlálás 1910; Kovacsics 2000; Dányi 1993. Az arányszámok kiszámításánál a születésszámok és halálozásszámok kilencéves átlagát vettük figyelembe.

Az igazi fordulatot az első világháború jelentette, a csökkenés azonban hosszabb, hatvanéves periódust tekintve jelentősnek látszik. Ugyanakkor a halálozások száma az utolsó kolerajárvány után (1872–73) nem követte a népességnövekedést. A jelek szerint ekkor a halandóság hagyományos mintája véglegesen megváltozott. Szintén fontos, hogy azelőtt regionális szinten jelentős volt a természetes szaporulat – leszámítva a kolera okozta halandósági csúcsokat. Így – megyei vagy regionális szinten – a demográfiai átmenet alternatív modelljét figyelhetjük meg, a 19. század közepe óta lassan csökkenő termékenységgel, amelyet az 1870-es években a halandóság csökkenése követett. Ez a modell jelentős népességnövekedést eredményezett az első világháború előtt, amely végül a termékenységi magatartás gyökeres változását hozta magával.

A népmozgalom adatait felekezetek szerint is vizsgálhatjuk, hogy felmérhessük, vajon a vallási, avagy mentalitásbeli és kulturális különbségeknek volt-e szerepük a demográfiai viszonyok változásában. A görbéket a Klinger-féle publikációk alapján 1894-ig, az állami anyakönyvvezetés bevezetéséig követhetjük nyomon.

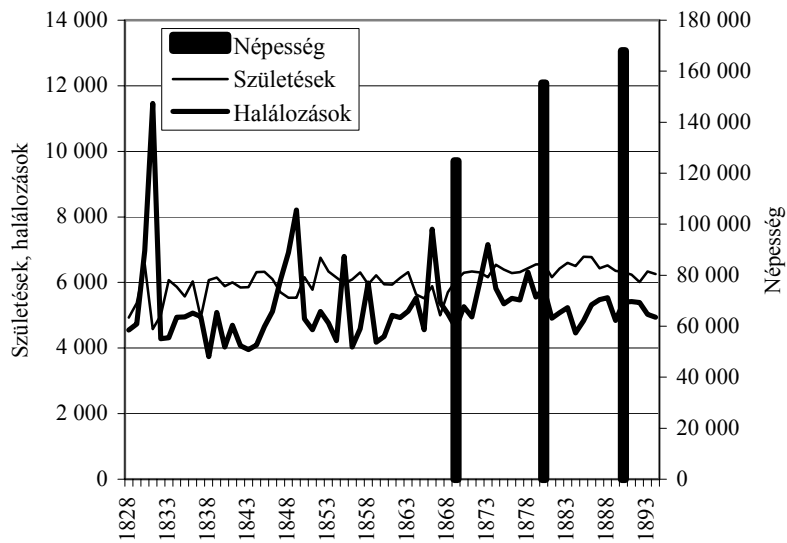


Mutató	1869	1880	1890
Születési arányszám	54,4	51,3	47,1
Halálozási arányszám	48,9	39,8	33,3

*III. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, római katolikusok, 1828–1894*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, Roman Catholics, 1828–1894*

A római katolikusok termékenysége az 1880-as évek végéig nem változott számottevően, azután csökkenni látszik, de sokkal hosszabb idősorokra lenne szükségünk, hogy dönthessünk ebben a kérdésben. A halandóságban az 1870-es években a termékenység csökkenése előtt változás következett be, de a kettő közt eltelt idő nagyon rövid volt.

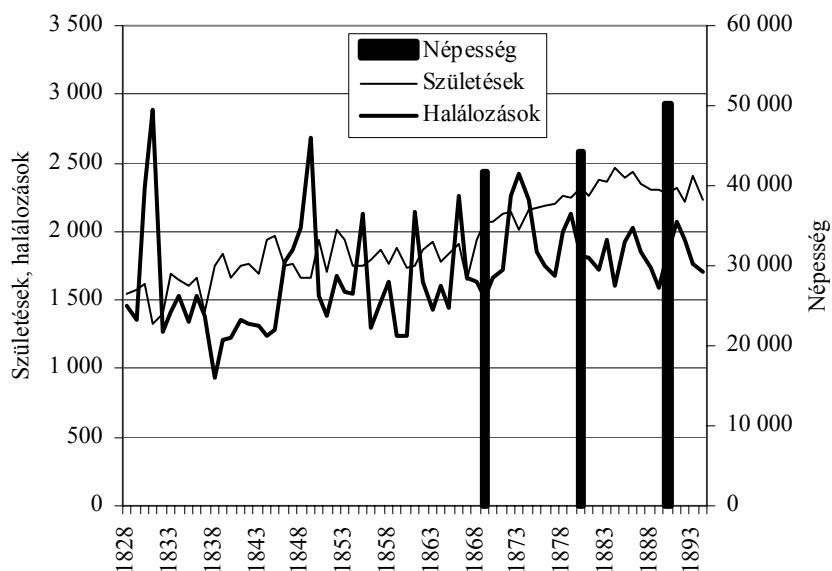


Mutató	1869	1880	1890
Születési arányszám	47,4	41,4	37,9
Halálzási arányszám	45,1	34,6	31,3

*IV. A születések és halálzások száma, népességszám, nyers születési és halálzási arányszámok (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, reformátusok, 1828–1894*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, Calvinists, 1828–1894*

Jóllehet nem ismerjük a református népesség 1828 és 1869 közötti pontos számát, feltételezhetjük, hogy folyamatosan nőtt. Következésképpen a stagnáló születésszámok 1869-től biztosan a termékenység csökkenését, a születéskorlátozás széles körű elterjedését jelentik, amely valószínűleg jóval ezelőtt elkezdődött. A halálzási csúcsoktól eltekintve a halandóság alacsony volt, csak az 1870-es évekre valószínűsíthető csekély növekedése.

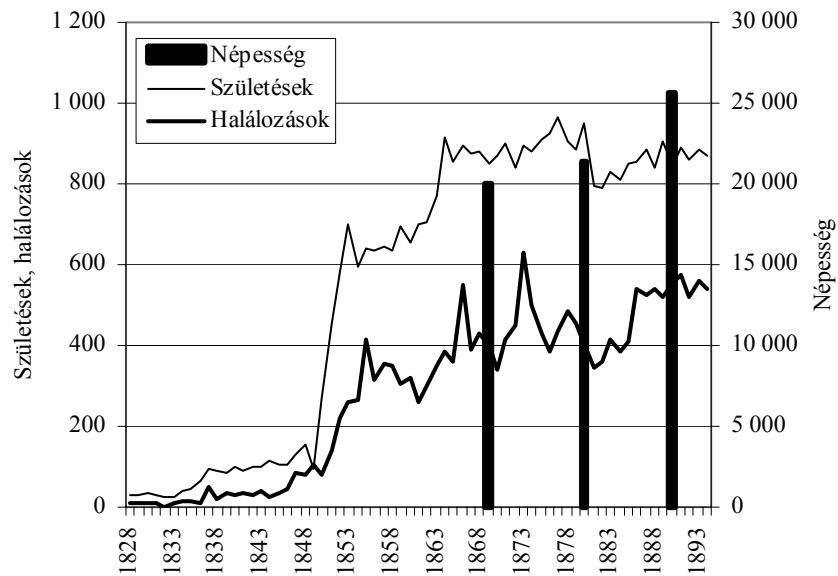


Mutató	1869	1880	1890
Születési arányszám	47,2	52,0	46,1
Halálozási arányszám	44,2	41,4,	36,6

V. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (‰), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, evangélikusok, 1828–1894

Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (‰), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, Lutherans, 1828–1894

Az evangélikus népesség többé-kevésbé ugyanazt a képet mutatja, mint a római katolikusok, nem tekintve a kisebb népességnövekedést és a kissé alacsonyabb természetes szaporodást. A halandóság fordulópontja az 1870-es, a termékenységé az 1880-as évekre tehető.

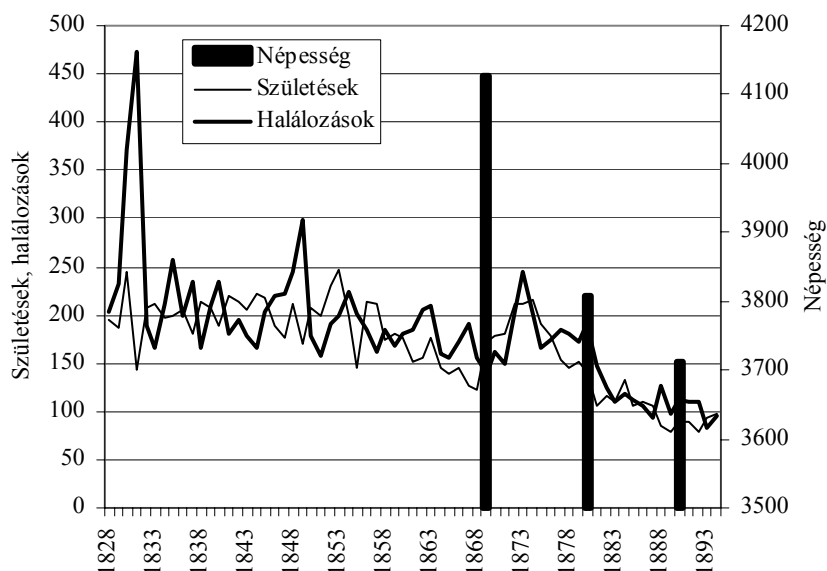


Mutató	1869	1880	1890
Születési arányszám	43,7	40,9	34,0
Halálzási arányszám	22,0	19,1	21,2

*VI. A születések és halálzások száma, népességszám, nyers születési és halálzási arányszámok (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, izraeliták, 1828–1894*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, Jews, 1828-1894*

Az izraelita népesség születés- és halálzási számaiban sokkal több a bizonytalanság, önálló anyakönyvezésük csak az 1840-es évektől indult, amint az esetszámok robbanásszerű növekedése mutatja. Ugyanazokat a halandósági csúcsokat érzékeljük, mint más felekezetek esetében, de az óriási természetes szaporulat – az alacsony halandóság mellett – a regisztráció hiányosságaival hozható összefüggésbe. A termékenység változása minden bizonnyal 1880 körül indult el.



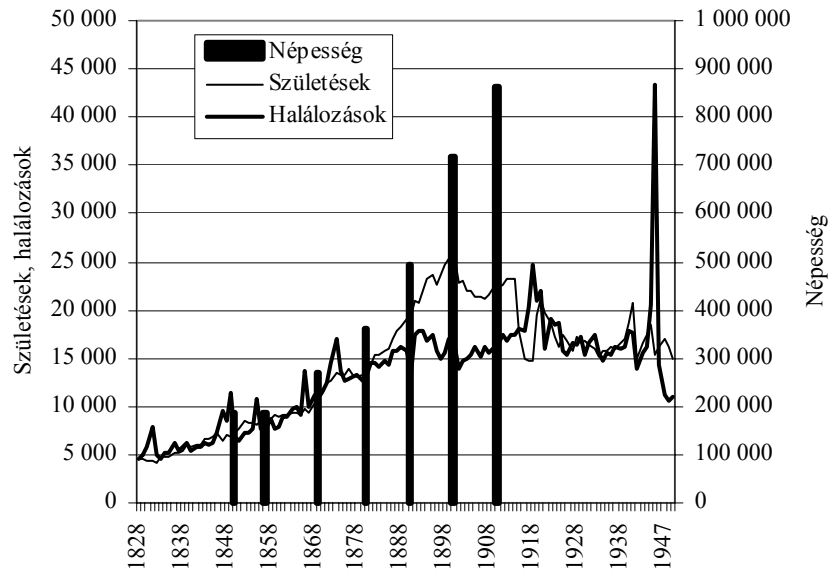
Mutató	1869	1880	1890
Születési arányszám	40,1	36,1	24,8
Halálozási arányszám	42,3	40,9	27,9

*VII. A születések és halálozások száma, népességszám, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, nyers születési és halálozási arányszámok (%), görögkeletiek, 1828–1894*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, Orthodox Serbs, 1828–1894*

A megyebeli orthodox szerbek a természetes fogyásuk és asszimilációjuk következtében fokozatosan kihaló népesség képét mutatják. Termékenységük és halandóságuk minden bizonnyal változatlan maradt a század folyamán, amiből természetes fogyás következett, amint Szentendre példáján (ahol a görögkeltiek többsége élt) láthatjuk. Többségük tehát olyan városi közösséghez tartozott, ahol a születéskorlátozás gyökerei nyilvánvalóan a 18. századig nyúltak vissza (Faragó 1999. 140.; Öri 2003. 215.).

A másik szempont, amelyet itt vizsgálhatunk, a regionális különbségeké, amelyek fontosnak tűntek a 18. századi demográfiai viszonyok magyarázata során.



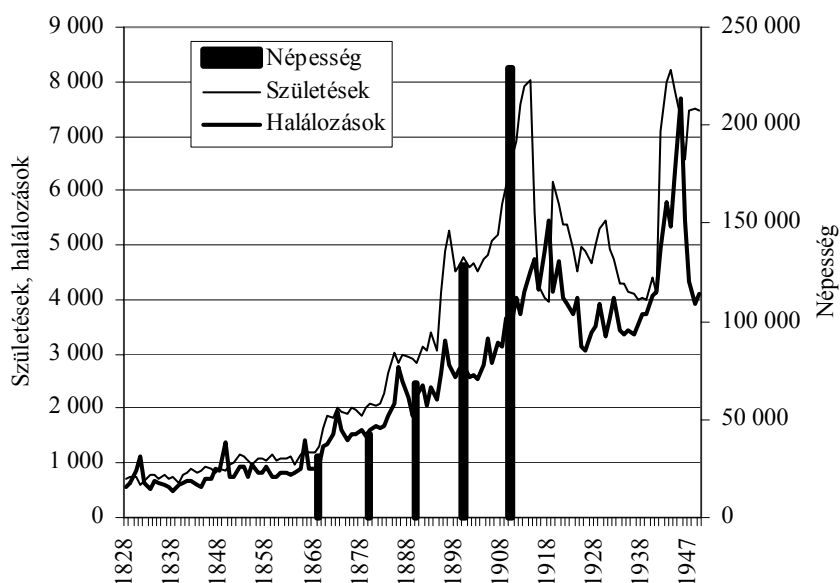
Mutató	1850	1857	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	40,2	46,3	40,9	39,3	40,3	32,8	25,9
Halálozási arányszám	43,2	44,3	45,4	37,9	33,1	21,5	19,0

*VIII. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (%), Buda, Pest és Óbuda (Budapest 1873 után), 1828–1949*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Buda, Pest and Óbuda (Budapest after 1873), 1828–1949*

A fővárost vizsgálva bizonyos sajátosságokra bukkanunk. A város népese-déstörténetének tradicionális szakasza kb. 1880-ig tartott, ezt megelőzően nem-igen tapasztalunk természetes szaporulatot, a halálozások száma kiegyenlítette a születéseket, még két halálozási csúcs között is. A termékenység az 1890-es évektől kezdett csökkenni, de az igazi változás 1900 körül kezdődhetett, így a nagy természetes szaporulat időszaka rövidebb volt, mint a megye esetében. De ebben az esetben a demográfiai átmenet klasszikus mintáját figyelhetjük meg, ahol a halandóság csökkenése játssza a vezető szerepet. Ugyanakkor figyelem-be kell vennünk, hogy a jelentős népességnövekedést a bevándorlás okozta, és a termékenység, amely 1890-től kezdett csökkenni, eredetileg is sokkal alacso-

nyabb volt, mind bárhol máshol a megyében.<sup>13</sup> Budapest népességét – a megye református és görögkeleti népessége mellett – az alacsony termékenység és a születéskorlátozás előfutárának kell tartanunk.



Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	47,7	50,2	44,2	36,7	28,6
Halálzási arányszám	39,3	38,7	33,7	21,3	15,9

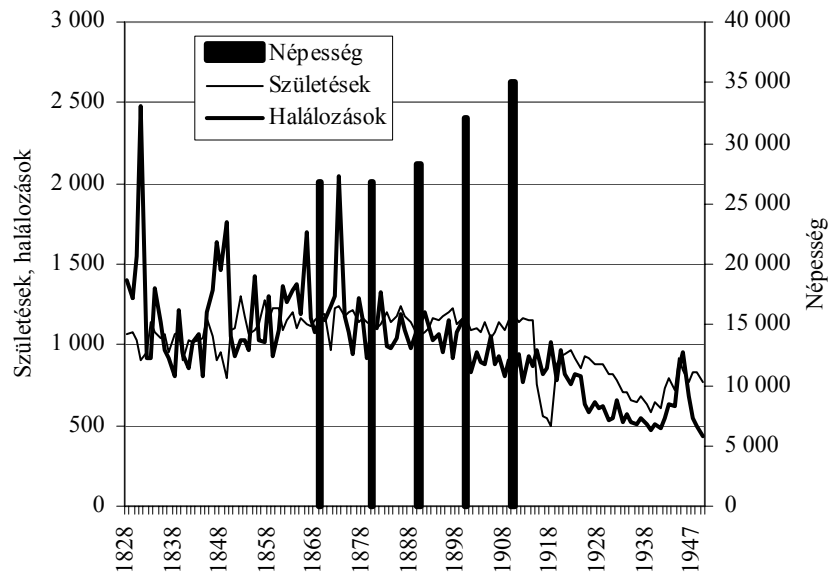
*IX. A születések és halálzások száma, népességszám, nyers születési és halálzási arányszámok (%), elővárosi övezet,<sup>14</sup> 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), suburban zone, 1828–1949*

A népességszám Budapest elővárosi zónájában 1900-ra jelentősen megemelkedett. Ennek oka főként a bevándorlás volt, hiszen a természetes szaporodás csak 1890-től indult emelkedésnek, a jelek szerint a halandóság addig csak nagyon lassan csökkent. A születési arányszám folyamatos apadása az 1880-as évektől figyelhető meg, és a 20. század elejére a megyében alacsony szintre jutott. A két arányszám – és mögöttük feltételezhetően a termékenység

<sup>13</sup> A születési arányszámokban mutatkozó különbség részben az eltérő korszerkezetből, vagy még inkább a családi állapot terén mutatkozó differenciákból következhet.

<sup>14</sup> Az 1950-ben Budapesthez csatolt települések.

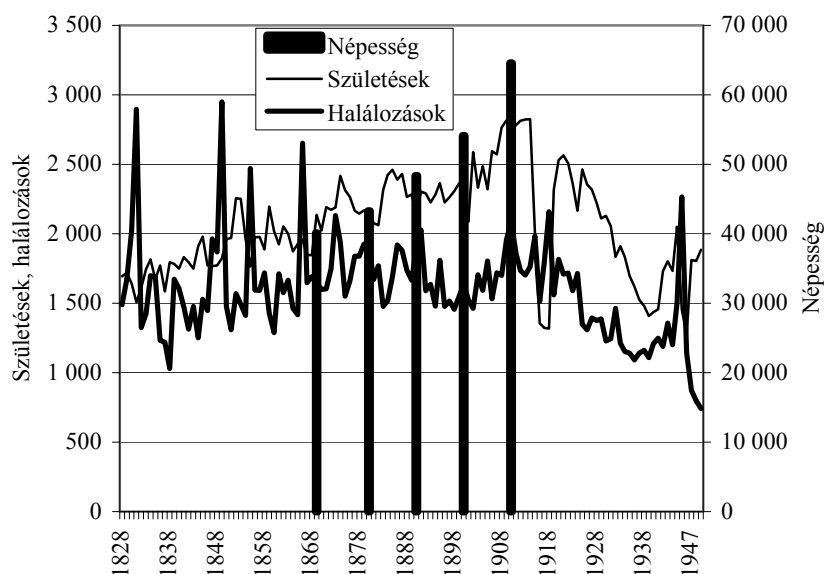
és a halandóság is – bár nem egyenlő mértékben, de nagyjából egyszerre kezdett csökkenni ebben a régióban.



Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	43,0	43,0	40,0	35,8	32,4
Halálzási arányszám	49,9	40,7	38,7	31,0	24,9

*X. A születések és halálzások száma, népességszám, nyers születési és halálzási arányszámok (%), Dunakanyar, 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Danube bend, 1828–1949*

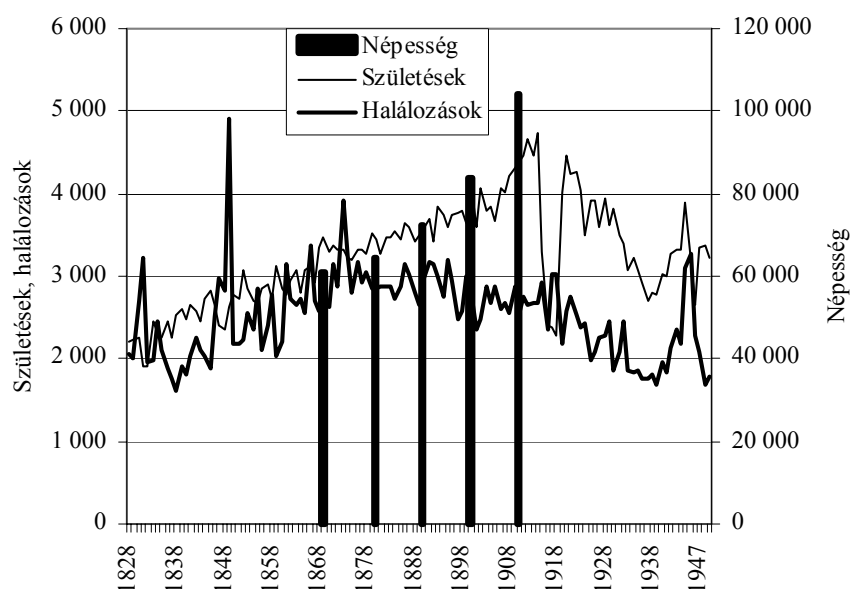
Budapesttől északra, a Duna mentén a halandóság 1900 előtt nagyon kedvezőtlen volt – noha a nagy halandósági csúcsok 1873 után eltűntek –, a természetes szaporodás a háború előtt minimális maradt. A termékenység 1880-tól biztosan csökkenni kezdett, de a régió néhány települését a 18. század végétől fogva alacsony fertilitás jellemezte. Közülük megemlíthetjük a szentendrei görögkeleti népességet, Visegrád és Vác mezővárosokat. Elsősorban ezeknek az alacsony termékenysége és magas halandósága áll a régió alacsony természetes szaporulata mögött. Itt kereshetjük a korai születéskorlátozás nyomait, mindenekelőtt a mezővárosok népesedési viszonyait elemezve. A szóban forgó települések mindenképpen a klasszikus átmenetmodell alternatíváját jelenthetik.



Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	50,7	50,8	47,3	43,1	42,6
Halálozási arányszám	44,7	40,1	36,3	28,6	27,6

*XI. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (‰), Pilis-Buda-környék, 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (‰), Pilis hills, 1828–1949*

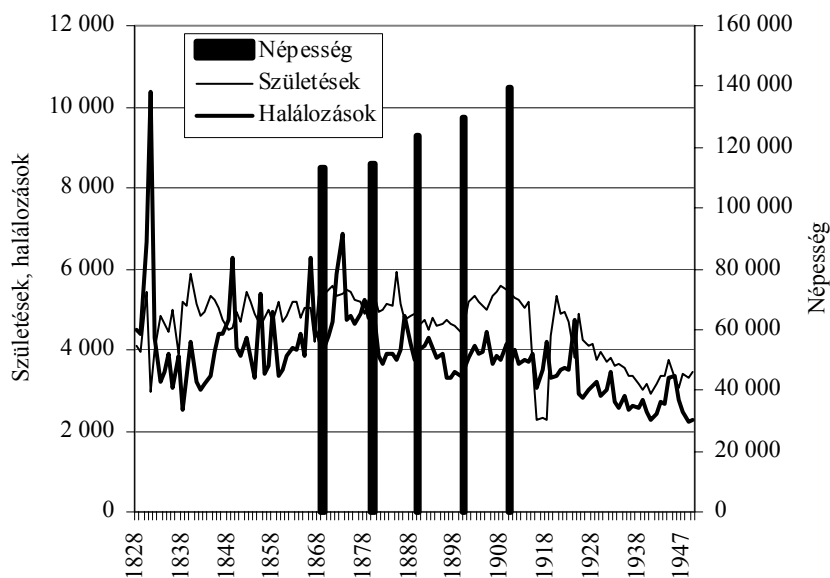
Budapest és a Dunakanyar északi és nyugati háttérében a termékenység, amely nagyon hullámzó volt a 18. században, csak igen kis mértékben változott az első világháború előtt. A relatíve magas születési arányszámok arra engednek következtetni, hogy ebben az időszakban az átlagosnál magasabb volt a termékenység. A természetes szaporodást 1873 után emelte meg a javuló halandóság. A gyors népességnövekedés (növekvő természetes szaporodás) időszakára viszonylag hosszúra, majdnem negyven évre nyúlt. Ebben a régióban egy viszonylag későn induló, de a klasszikus modellre emlékeztető átmenet zajlott a századfordulón.



Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	53,1	52,8	49,7	45,3	42,0
Halálozási arányszám	48,2	45,2	40,9	31,8	25,6

*XII. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (%), Vác-Gödöllői-dombvidék, 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Vác-Gödöllő hills, 1828–1949*

Ugyanez igaz a megye északi dombvidékére is, azzal a különbséggel, hogy a korábban kedvezőtlen halandósági viszonyok valószínűleg egyenletesebben javultak 1873 után.

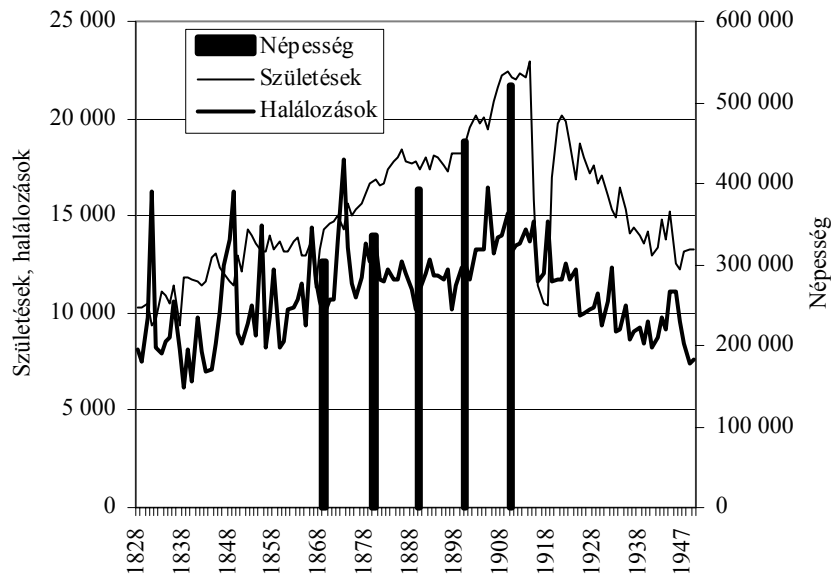


Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	45,8	44,6	38,4	37,6	38,1
Halálzási arányszám	43,7	38,4	33,2	28,1	27,1

*XIII. A születések és halálzáások száma, népességszám, nyers születési és halálzási arányszámok (%), Dunapart, 1828–1949*  
*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Danube-bank, 1828–1949*

A Budapesttől délre eső Dunapart 18. század végi termékenysége alacsonynak számított, a korai születéskorlátozás a települések egy részében valószínűleg attól az időtől fogva kezdett terjedni (Őri 2003. 206., 2005. 50. I. térkép). Mivel a termékenység a 19. században bizonyosan tovább süllyedt, és az 1870-es évektől kezdve együtt csökkent a halandósággal, ez a terület – Budapest vagy a Dunakanyar kisvárosai mellett – biztosan a születéskorlátozás egyik kiindulópontja lehetett a megyében (és az országban). Azt is kijelenthetjük, hogy mindenekelőtt az itteni demográfiai viszonyok állnak a megyebeli református népesség alacsony termékenysége és korai termékenységcsökkenése mögött. Érdekes ugyanakkor, hogy – a folyamatosan süllyedő halálzási arányszámok mellett – a születési arányszámok csökkenése a 20. század elején megtorpan, majd azok rövid idő elteltével, az első világháború előestéjétől újra süllyedni kezdenek. Az arányszám csökkenése is fokozatos és viszonylag csekély a vizsgált periódusban, ami azt mutatja, hogy a termékenység csökkenése is lépcső-

zetes, elnyújtott folyamat lehetett, amely nem volt mentes a hullámzásoktól, megtorpanásoktól sem.



Mutató	1869	1880	1890	1900	1910
Születési arányszám	45,4	49,2	45,5	41,9	42,3
Halálozási arányszám	39,8	36,2	30,1	27,1	26,4

*XIV. A születések és halálozások száma, népességszám, nyers születési és halálozási arányszámok (%), Alföld, 1828–1949*

*Birth, death numbers and population size, crude birth and death rates (%), Great Plain, 1828–1949*

Egy 18. századdal foglalkozó munkánk során azt tapasztaltuk, hogy az Alföld települései magas termékenységűnek számítottak (Őri 2003. 214.). A halandósági krízisek időszakát leszámítva nagy volt a természetes szaporodás, és 1873 után az első világháborúig tovább emelkedett. A termékenység a háború előtt nem csökkent számottevően. A születési arányszámok ugyanakkor arra utalnak, hogy a 19. század második felében a termékenység megyei szinten nem kiugró, egyedisége inkább stabilitásában rejlik, illetve a természetes szaporodás magas értékei is figyelemre méltóak. Az alföldi minta a klasszikus átmenetére hasonlít, amely szerint a halandóság változása a kiindulópont. A termékenységben döntő fordulópontot a világháború hozhatott, de a nem kimagasló

születési arányszámok jelzik, hogy a térség bizonyos településein már korábban elkezdődhetett a fertilitás csökkenése.

Összegezve a népmozgalom felekezeti és területi különbségeire vonatkozó vizsgálódásaink tapasztalatait, kijelenthetjük, hogy a halandóság fordulópontja nyilvánvalóan az 1873. év, ezután a nagy járványok elmaradása folytán – korábbi szintjüktől függetlenül – alapjaiban változtak meg a régi halandósági viszonyok. A termékenység biztosan igen különböző lehetett, korábbi megállapításaink szerint viszonylag magas volt a megye északi részén és talán az Alföld jelentős részén, illetve viszonylag alacsony Budapesten, a Dunakanyarban és a fővárostól délre eső bal parton („Dunapart”). Másfelől Kecskemét nupcialitási indexei megmutatták, hogy a magas házas termékenység ellenére a viszonylag alacsony nupcialitás befolyásolhatta a termékenység általános szintjét. Összes korábbi tapasztalataink arra figyelmeztetnek, hogy a mezővárosok külön demográfiai mintát képeznek (pl. a nem házas népesség és a nem családi háztartások magas aránya következtében).<sup>15</sup> A regionálisak mellett a felekezeti különbségek is fontosnak tűnnek. A római katolikusok fertilitása általában jóval magasabb volt a protestánsokénál, a református és a görögkeleti közösségek már a 18. században is alacsony termékenységükkel tűntek ki. A mértékek változásában minden régióban és felekezeti csoportban bekövetkezett egy fordulópont, általában 1880–1890 körül, de néhány tájegységben (Alföld, északi dombvidék) ez későbbre esett, az első világháború idejére, míg másutt (Dunapart, Dunakanyar) vagy néhány felekezeti csoport esetében (reformátusok, görögkeletiek) jóval korábbra helyezhető. Ez utóbbiakat illetően beszélhetünk kettős termékenységváltozásról, vagy pontosabban fogalmazva: a 19. század végén, 20. század elején mutatkozik egy fordulópont, melyhez a termékenységszűkülés első vagy – néhány esetben – újabb hulláma köthető, és amelyet a halandóság javulása és a modernizáció generálhatott. Megelőzően azonban már sokkal régebben fokozatosan süllyedni kezdett a termékenység. A folyamat a megyében a Duna mentén bontakozott ki a 19. században, és beleolvadt a későbbi hullámba, amellyel az első világháború idejére együtt átalakították a megye demográfiai arculatát.<sup>16</sup> Ma sem világos, hogy mindezt a kultúra vagy a felekezeti csoportokhoz köthető mentalitás váltotta-e ki, vagy gazdasági és regionális sajátosságok okozták.

<sup>15</sup> Lásd: Faragó 2000; Benda 2002; Melegh 2000; Őri 2005a 60–61.

<sup>16</sup> A relatív alacsony termékenység 19. századi terjedésére utal az alacsony (a szórással csökkentett átlagértéknél alacsonyabb) születési arányszámot (1774–83-ban az ezer házas nőre jutó születések számát, 1901–1910-ben a nyers születési arányszámot) mutató települések Duna menti szaporodása a két vizsgált időmetszet között. Lásd az I. és II. térképet.

*A demográfiai viselkedés mintái, 1901–1910*

Az előzőekben átfogó képet festhettünk az 1870 és az első világháború közötti időszak demográfiai fejleményeiről, illetve kimutathattunk néhány tájhoz és felekezethez köthető különbséget, de ezek okát nem tudtuk megragadni. Hogy jobban megérthessük ezek hátterét, megpróbálunk néhány településszintű mutatót elemezni azzal a céllal, hogy a demográfiai viselkedés különféle típusait elválaszthassuk egymástól. Az 1901–1910-re vonatkozó népmozgalmi adatokat a Statisztikai Hivatal 1913-ban – több fontos arányszámmal együtt – községsorosan közreadta (Népmozgalom 1901–1910). Ezt az adategyüttest próbáljuk hierarchikus klaszterelemzéssel vizsgálni. A demográfiai viszonyok különböző típusait (a települések csoportjait, „klasztereit”) így elkülönítve, az etnikai, felekezeti és foglalkozási megoszlás adataival tehetünk kísérletet a különbségek magyarázatára.

Az elemzés eredménye tíz településcsoport volt. A 3. táblázat bemutatja az elemzésben felhasznált változók főbb tulajdonságait. Tájékoztató céllal közöljük mellettük a természetes szaporodás és a népességnövekedés arányszámait is, ezeket a klaszterelemzésben nem használtuk.

*3. A legfontosabb demográfiai változók jellegzetességei*  
*Characteristics of the most important demographic variables*

Arányszám	Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910					Pest-Pilis-Solt, 1774–1783*	Magyaró., 1821–1830**
	N	Átlag	Szórás	„Magas”	„Alacsony”		
Nyers házasságkötési arányszám (‰)	218	9,0	1,4	>10,4	<7,6	11,3	-
Nyers születési arányszám (‰)	218	40,7	7,0	>47,7	<33,7	56,8	48,6
Nyers halálozási arányszám (‰)	218	26,7	5,0	>31,7	<21,7	45,8	38,4
Természetes szaporodás (‰)	218	14,0	5,8	>19,8	<8,3	11,0	10,2
Népességnövekedés (‰)	218	16,8	17,7	>34,5	<-0,9	16,0	-
Vándorlási arányszám (‰)	218	2,7	16,9	>19,6	<-14,2	-	-
Csecsemőhalandóság (%)	218	22,3	4,7	>27	<17,6	-	24,1
Házasságon kívüli születések aránya (%)	218	7,5	4,0	>11,5	<3,5	0,6	-

*Forrás:* \* Őri 2003; \*\* Hablicsek 1991. 73.

*Megjegyzés:* „Magas” értékek >átlag + szórás; „Alacsony” értékek < átlag – szórás.

A vándorlási arányszám (a tényleges és a természetes szaporulat arányszámainak különbsége) pozitív értékei a bevándorlás, negatív értékei az elvándorlás mértékét mutatják.

A történeti összehasonlítás világossá teszi, hogy a demográfiai változások egy része már jóval a 20. század eleje előtt elkezdődött, míg mások épphogy beindultak a századfordulóra – legalábbis megyei szinten. A házasságkötések gyakorisága alacsonyabb lett, és érdemi csökkenést láthatunk a születési arányszámban is, jóllehet ez még mindig meglehetősen magas. A halálozási arányszám szintén visszaesett, a népességnövekedés 1901 és 1910 között hasonló volt az 1774–1783. évihez, de a természetes szaporodásnak a 20. század elején jelentősebb szerepe volt ebben, mint a 18. században. A csecsemőhalandóság meglehetősen magas maradt, viszont a házasságon kívüli születések aránya nagymértékben növekedett. Ugyanakkor tudatában kell lennünk annak, hogy a változások lassúak és fokozatosak voltak, és csak a települések egy részét érték el. A 20. század elején sok az olyan település, ahol a termékenység és a halandóság csökkenése még nem indult el, mértéke nem volt alacsonyabb, mint a 19. század első felében.<sup>17</sup> Következésképpen azt mondhatjuk, hogy a demográfiai átmenet a századfordulón a főváros környékén már elkezdődött, de nem érte el a megye összes települését, községszinten mind időzítése, mind jellege különböző lehetett.

Ezeket az állításainkat a klaszterelemzés segítségével igazolhatjuk.

*4. A klaszterelemzés eredménye: a demográfiai alapváltozók klaszterenként, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910*  
*Result of the cluster-analysis: the most important demographic variables by clusters, Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, 1901–1910*

A klaszter sorszáma	N	Nyers házassági arányszám (‰)	Nyers születési arányszám (‰)	Nyers halálozási arányszám (‰)	Természetes szaporodás (‰)	Népességnövekedés (‰)	Vándorlási arányszám (‰)	Csecsemőhalandóság (‰)	Házasságon kívüli születések (%)
1.	56	10,46	44,25	27,81	16,45	10,03	-6,41	21,59	6,21
2.	25	9,63	47,59	35,28	12,31	17,16	4,86	30,42	4,92
3.	24	8,01	41,74	23,04	18,68	11,01	-7,68	18,76	5,44
4.	28	8,19	39,30	22,65	16,63	36,95	20,33	20,07	9,50
5.	29	8,15	44,59	29,06	15,86	18,01	2,15	25,10	7,24
6.	40	8,98	30,60	24,60	6,25	4,37	-1,87	19,94	7,93
7.	4	8,38	47,28	30,70	16,58	11,88	-4,69	28,46	15,03
8.	4	8,60	32,18	21,48	10,70	25,75	15,05	18,27	19,81
9.	6	7,00	32,35	17,92	14,43	76,87	62,44	20,09	12,73
10.	Budapest	9,20	27,20	19,10	8,10	36,08	27,98	15,08	26,76

<sup>17</sup> Itt újra hangsúlyoznunk kell, hogy nem valódi termékenységi és halandósági mutatók, hanem a nyers arányszámok alapján alkothatunk véleményt a szóban forgó demográfiai jelenségekről. A nyers arányszámok különbségei háttérben (főleg a városok esetében) részben kor és családi állapot szerinti különbségek állhatnak, de a különbségek és változások mögött elsősorban mégis termékenységi és halandósági különbségeket feltételezhetünk. Ez magyarázza a következő részek szóhasználatát, ahol a klaszterek leírásánál a termékenység és halandóság különbségeiről és változásairól beszélünk.

A demográfiai átmenet folyamatára koncentrálnak megállapíthatjuk, hogy a 2. klaszter 25 települése a magas termékenységű és halandóságú régi típusú mintát képviseli. Még a 7. és az 5. klaszter sincs messze ettől a modelltől, bár a halandóság ezekben már egy kicsit alacsonyabb. Az 1., 3. és 4. klaszter átmeneti típust jelenít meg, amelyben a termékenység még magas, míg a halandóság csökkenése már elkezdődött és különböző szintet ért el. A 6., 8., 9. klaszter és Budapest lehet a példa az átmenet következő fázisára, ahol a halandóság még alacsonyabb és a termékenység is süllyedni kezd. Az 1901 és 1910 közötti időszak alacsony termékenysége nem utal a termékenységcsökkenés kezdeteire, de a 6. és 8. klaszter nyolc olyan települést foglal magában, ahol a termékenység 1774 és 1783 között szintén nagyon alacsony volt (az átlag és a szórás különbségénél kisebb) (Őri 2003. 205. I–II. térkép). Ezeket a településeket<sup>18</sup> bátran tekinthetjük a termékenységcsökkenés vagy a születéskorlátozás előfutárainak. A 6. klasztert alkotó helységek többsége a Dunának a Budapesttől délre eső vonala mentén található. Ebben a régióban – speciális földrajzi, gazdasági körülmények között – indult a korai termékenységcsökkenés, függetlenül bármely modernizációs folyamattól. Ez a viselkedésforma fokozatosan terjedt a Duna mentén a 19. században. Az alföldi mezővárosok (Cegléd, Kiskunhalas, Nagykőrös – mind a 6. klaszter tagja) valószínűleg szintén a változások központjai lehettek – de biztosan később, mint a 18. század vége. Egy másik régió járult ezekhez a 19. század második felében: Budapest és elővárosi övezete (9. klaszter). Így arra a következtetésre juthatunk, hogy a termékenységcsökkenésnek valószínűleg három változata volt a megyében: egy korai a Duna mentén, amihez a megye északi részének néhány települése társult, egy másik, amelyet az Alföld 19. századi agrárfejlődéséhez köthető, és a harmadik, amely egy klasszikus modernizációs folyamatba illeszkedett, ezt Budapest és agglomerációja képviselte. Az első változat példa lehet a demográfiai átmenet alternatív modelljére, ebben az esetben a termékenység csökkenése bizonyosan megelőzte a halandóságát.

Ugyanakkor megfigyelhetjük, hogy a változó demográfiai viselkedés (a csökkenő termékenység és halandóság) alacsonyabb természetes szaporodással járt (6., 8., 9., 10. klaszter), de ebből nem következett automatikusan alacsony népességnövekedés. Budapest, valamint a 8. és 9. klaszter települései az erős bevándorlás következtében igen magas népességnövekedési rátát mutatnak, míg a 6. klaszter nagyon alacsony, részben az elvándorlás miatt. Ezek szerint a vándorlás a népességnövekedésnek igen fontos tényezője volt (a két változó korrelációja 0,945, szignifikáns  $p=0,01$  szinten). Emellett a század elején néhány régi típusú összefüggés élt tovább: az erős kapcsolat a csecsemő- és az általános halandóság között, a születési és a halálozási, valamint a halálozási és

<sup>18</sup> Szentendre jelentős görögkeleti szerb népességgel, Csővár evangélikus szlovák falu a megye északi részében, valamint Bogysiszló, Dunavecse, Érsekcsanád, Ordas, Sükösd, Szeremle – mind a Duna partján a megye déli részében.

a házasságkötési arányszámok között, a születési és a csecsemőhalandósági arányszámok közt, továbbá a házasságon kívül születettek aránya és a vándorlás vagy a népességnövekedés aránya között. Ugyanakkor egy új típusú összefüggés is felbukkant: a természetes szaporulat mértékét inkább a termékenység szintje határozta meg, mint a halandóságé, míg egy korábbi periódusra nézve inkább az ellenkezőjét találnánk (Óri 2001. 203.). Így ezek az összefüggések szintén a vizsgált régió 20. század eleji átmeneti státusát bizonyítják (5. tábla).

*5. Szignifikáns korrelációs együtthatók a demográfiai változók között,  
Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910*  
*Significant correlation coefficients between the basic demographic variables,  
Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, 1901–1910*

Változó	Nyers házasságkötési arányszám	Nyers születési arányszám	Nyers halálzási arányszám	Természetes szaporulat	Népesség-növekedés	Vándorlási arányszám	Csecsemőhalandóság
Nyers születési arányszám	*0,140						
Nyers halálzási arányszám	**0,367	**0,528					
Természetes szaporulat		<b>**0,694</b>	*-0,165				
Népesség-növekedés	**-0,344		**-0,270	**0,308			
Vándorlási arányszám	**-0,327	*-0,166	**-0,227		**0,945		
Csecsemőhalandóság		**0,452	**0,763				
Házasságon kívüli születések	**-0,226	**-0,260	**-0,272		**0,287	**0,337	*-0,141

*Megjegyzések:* Pearson-féle korrelációs együtthatók.  
Kurzív: tradicionális összefüggések; bold: új összefüggés.  
\*szignifikáns p=0,05 szinten.  
\*\*szignifikáns p=0,01 szinten.

A klaszterelemzés eredményeit könnyebben áttekinthetjük a 6. tábla segítségével.

6. A klaszterelemzés eredményének összefoglalása, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910  
 Summary of the result of the cluster-analysis, Pest-Pilis-Solt-Kiskun County, 1901–1910

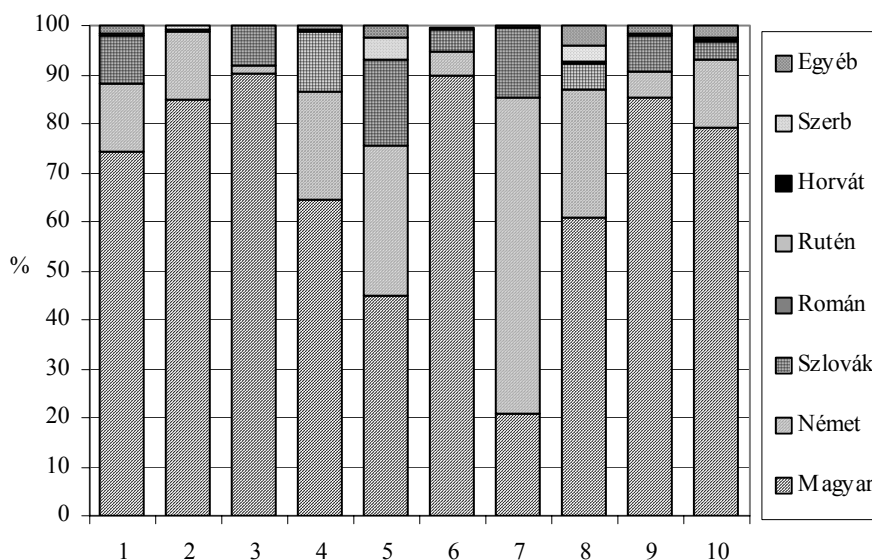
A klaszter sorszáma	A klaszter településeinek száma	Demográfiai viszonyok	Termékenység	Halandóság	Népességnövekedés	A normák ereje (törvénytelen születések) <sup>19</sup>
2.	25	Premodern	Magas	Magas	Átlagos	Erős
7.	4	Premodern, lassan csökkenő halandósággal	Magas	Magas	Kicsi	Gyenge
5.	29	Premodern, lassan csökkenő halandósággal	Magas	Magas	Kicsi	Átlagos
1.	56	Átmeneti	Magas	Csökkenő	Kicsi	Erős
3.	24	Átmeneti	Csökkenő	Alacsony	Kicsi	Erős
4.	28	Átmeneti	Csökkenő	Alacsony	Erős	Átlagos
6.	40	Erősen változó	Alacsony	Alacsony	Kicsi	Átlagos
8.	4	Erősen változó	Alacsony	Alacsony	Erős	Nagyon gyenge
9.	6	Erősen változó	Alacsony	Alacsony	Nagyon erős	Gyenge
10.	1	Erősen változó (Budapest)	Alacsony	Alacsony	Nagyon erős	Nagyon gyenge

Jól követhetjük a demográfiai viselkedés alakulásának lépcsőzetes vonalát. A 6. klaszter mint a változás kiindulópontja a folyamat nem modernizáció vezérelte változatát testesíti meg. Rurális környezethez kötődik, szűkös természeti környezethez, amely elvándorlást és alacsony népességnövekedést generált a századforduló környékén. Ezzel szemben Budapest és más települések, ahol a demográfiai viszonyok gyorsan változtak ebben az időben a migráció célterületei voltak, és erős népességnövekedést mutattak. Az utolsó három klaszterben mutatkozó nagyon erős bevándorlás és a gyors népességnövekedés, amelyhez a

<sup>19</sup> A házasságon kívüli születések aránya csak megszorításokkal képezi le a normák erejét, mivel Budapest és más városok esetében a törvénytelen gyerekek többségét házi cselédek születték. A házasságon kívüli születések magas aránya tehát nem annyira a modern szexuális szokások terjedésére utal, mint inkább az adott települések sajátos társadalmi viszonyaira és hierarchiájára.

házasságon kívüli születések magas aránya járult, tanúsítva a normák gyengülő erejét, a modernizációs folyamathoz kapcsolódik.<sup>20</sup>

Bizonyos fokig megpróbálhatjuk értelmezni a klaszterelemzés eredményét, mivel rendelkezésünkre állnak az 1900-as és 1910-es népszámlálások községsoros adatai. Mindenekelőtt az 1900-as népszámlálás feldolgozott adataira támaszkodunk, ezek alapján vizsgáljuk a klaszterek nemzetiségi (anyanyelv szerinti), felekezeti és foglalkozás szerinti összetételét, és szemügyre vesszük térbeli megoszlásukat is.



XV. Anyanyelv szerinti összetétel az egyes klaszterekben,  
Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900

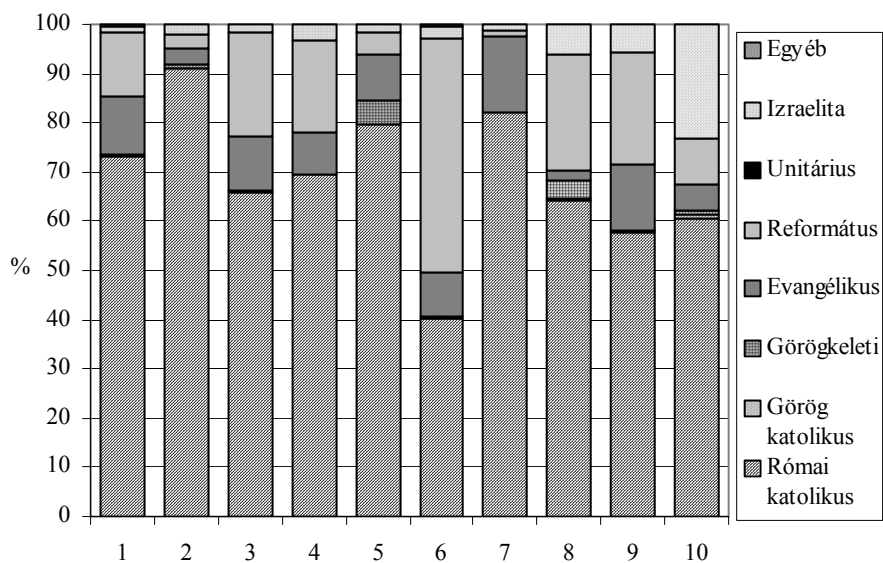
*Distribution of the clusters by mother tongue, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900, %*

Az anyanyelvi megoszlás a jelek szerint nem függ össze a demográfiai viszonyok változásával. A „premodern” klaszterek (2., 5., 7.) e tekintetben vegyesek, a 2. klaszter magyar ajkú falvai mellett találhatunk itt német települé-

<sup>20</sup> A demográfiai változás (a „demográfiai átmenet”) 20. század eleji állapotát mutatja a III. térkép. Ezen a 6. tábla „premodern” és „átmeneti” klaszterei mellett külön szerepeltettük a 6. klasztert (korai termékenységsökkenés valószínűsége rurális környezetben) és a 8., 9., 10. klasztereket (klasszikus, modernizáció vezérelte átmenet). Az utóbbi csoportba került – a budapesti agglomeráció települései mellett – Szentendre, Bogyiszló és Gyömrő, amelyek kétségkívül példái lehetnek a korai születéskorlátozásnak, de nem a modernizációnak, és így inkább a 6. klaszter települései közé tartoznak, noha a demográfiai mutatóik alapján az elővárosi övezet településeihez köthetők.

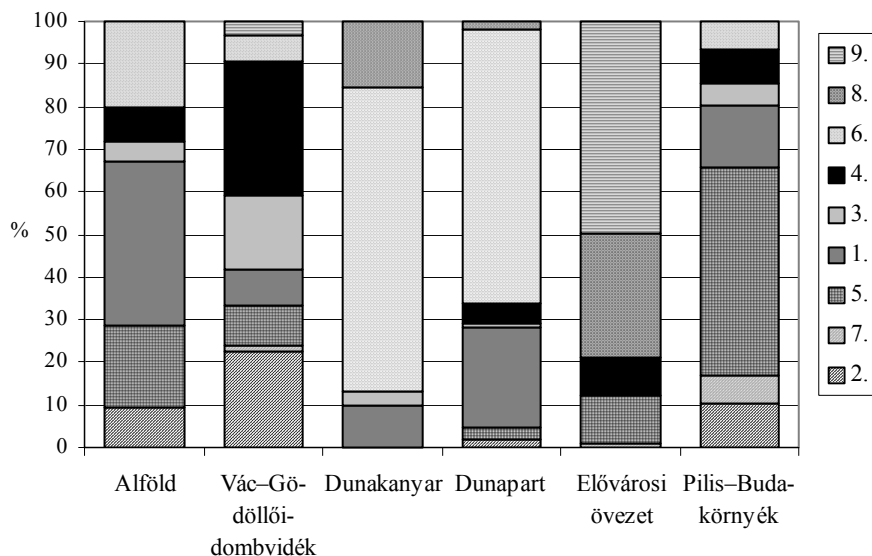
seket a főváros északnyugati, hegyes szomszédságából, vagy szlovák falvakat a megye északi részéből. A változó demográfiai viszonyokkal jellemezhető településeken a magyarok voltak többségben, de véleményünk szerint ez a körülmény nem befolyásolta a demográfiai változásokat, inkább maguknak a demográfiai változásoknak az eredménye lehetett (pl. erős népességnövekedés, oda-vándorlás).

Ami a felekezeti viszonyokat illeti, itt erősebb összefüggéseket találhatunk. Például a hagyományos, premodern klaszterekben (2., 5., 7.) volt a római katolikusok aránya a legnagyobb, másfelől a változó klaszterekben sokkal több protestáns élt, főleg reformátusok. Az izraelita népesség igen magas aránya Budapesten, a leggyorsabban átalakuló településen igen figyelemreméltó (XVI. ábra). De a felekezeti különbségek társadalmi differenciákat rejthetnek, és két jelenség (pl. a demográfiai változások és a zsidó népesség nagy létszáma) ugyanannak a modernizációs tényezőnek az eredménye lehet. Ezért jelenleg nem tudunk dönteni ebben a kérdésben, sokkal több kutatásra van szükség a társadalmi-foglalkozási viszonyok terén ahhoz, hogy jobban értsük ezeket az összefüggéseket.



XVI. Felekezeti megoszlás az egyes klaszterekben,  
Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1900  
*Denominational structure of the clusters, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900, %*

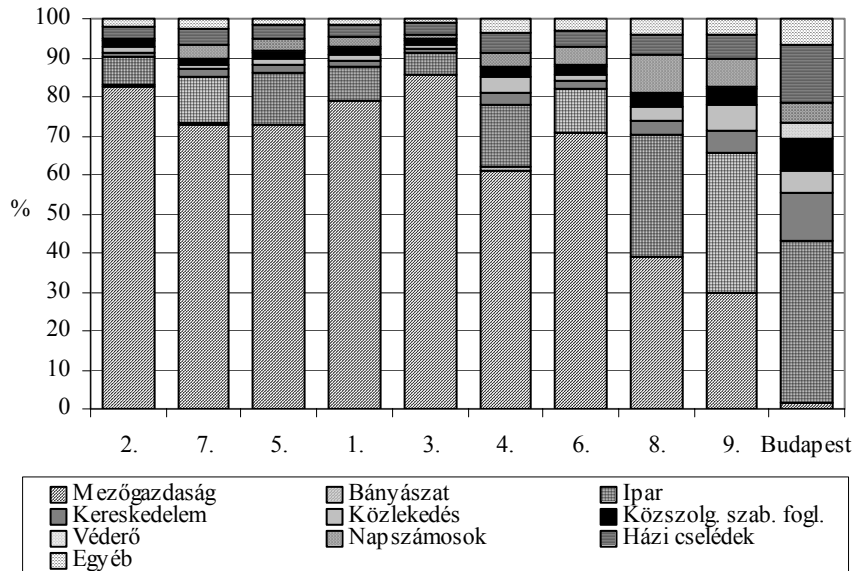
A XVII. ábra a különböző régiók 1901 és 1910 közötti átlagos népességének megoszlását mutatja az egyes klaszterek között.



*XVII. A különböző régiók népességének megoszlása klaszterek szerint, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910*  
*Distribution of the population in different regions by clusters, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1901–1910, %*

Világos, hogy a demográfiai viszonyok tekintetében a leginkább archaikus régió a Buda környéki hegyvidék. Az Alföld a leginkább összetett e téren, a népesség 20%-a élt olyan településeken, ahol a népesedési folyamatok erős változásban voltak, míg 30% a tradicionális, 50% pedig a változóban lévő településeken. A Vác-Gödöllői-dombvidék bizonyos mértékig hagyományosabb mintát követett, ugyanakkor a demográfiai változások centrumát a Dunakanyar, a Pesttől délre eső Dunapart és az elővárosi zóna képezte. Eszerint a területi tényező sokkal erősebbnek bizonyult, mint a felekezeti vagy etnikai faktor, ahogy azt a 18. századi demográfiai viszonyokra irányuló elemzésünk kapcsán is észleltük (Őri 2003. 310.). De ennek a „regionális faktornak” a tartalma ebben a pillanatban még nem teljesen tiszta, nem tudjuk eldönteni, hogy kulturális különbségeket, valamilyen táji hagyományt vagy a gazdálkodási, foglalkozásszerkezeti differenciákat rejt-e.

Ebben a döntésben lehet segítségünkre a klaszterek foglalkozásszerkezetének a vizsgálata.



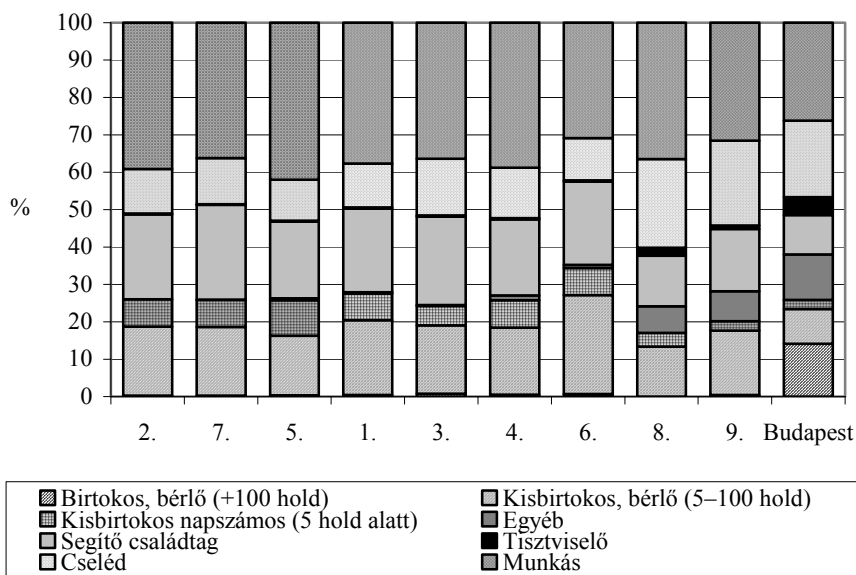
*XVIII. Foglalkozásszerkezet az egyes klaszterekben, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900*

*(a kenyérkeresők megoszlása foglalkozási főcsoportok között)*

*Occupational structure of the clusters, Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900*

*(distribution of the bread-winners by main occupational groups)*

Nyilvánvaló, hogy csak Budapest és az elővárosi övezet (8., 9. klaszterek) esetében lehet a demográfiai változásokat a foglalkozásszerkezet átalakulásával magyarázni. Így azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a demográfiai átalakulást csak ebben a régióban válthatta ki a modernizáció, máshol főleg rurális környezetben kezdődött. Következő lépésként érdemes megvizsgálnunk a mezőgazdasági kenyérkeresők klaszterenkénti összetételét, hogy jobban megérthessük a főként mezőgazdasági jellegű klaszterek közötti demográfiai különbségeket.



*XIX. A mezőgazdasági kenyérkeresők megoszlása klaszterenként,  
Pest-Pilis-Solt-Kiskun, 1900*

*Structure of the agricultural bread-winners by clusters, Pest-Pilis-Solt-Kiskun,  
1900*

Az 1–7. klaszterekre kell figyelmünket összpontosítani, amelyekben a mezőgazdasági kenyérkeresők aránya igazán jelentős. A cselédek és a segítő családtagok aránya többé-kevésbé stabil, jelentősebb differenciákat a földbirtokosok és a földnélküli mezőgazdasági munkások arányában látunk. A tradicionális (2., 7., 5. klaszter) és a változó csoport között nincs jelentős eltérés, a 6. klaszter ellenben e téren némileg különbözi ezektől. Arra juthatunk, hogy foglalkozási adataink segítségével nem tudjuk megmagyarázni a demográfiai változásokat, kivéve azokon a településeken, ahol ezek már jól előrehaladtak a századfordulóra – agrár körülmények között. Ezeken a településeken (vagy egy részükön) – főleg a Duna mentén, a fővárostól északra és délre – a termékenységcsökkenés a 19. század elején elkezdődött. Ott a reformátusok aránya történetesen magas volt, és a kisbirtokosoké is nagyobb, mint más falvakban. Ez azt jelenti, hogy Andorka Rudolf hipotézise (1998. 438.), miszerint az alacsony termékenység és a születésszabályozás kezdetei azokhoz a falvakhoz köthetők, amelyek szűk térbe szorultak és nem volt lehetőségük a további terjeszkedésre, megerősödni látszik. Az ilyen körülmények között élők, főleg a református kisbirtokosok körében találhatjuk azokat, akik az első lépéseket tették a tudatos

születéskorlátozás felé. De hasonló közegben hasonló viselkedésformák felbukkanhatnak másutt is, függetlenül az etnikai vagy felekezeti viszonyoktól (pl. római katolikus németek vagy görögkeleti románok között Dél-Magyarországon és Dél-Erdélyben – Andorka 1998. 437.). Ez a szokás továbbterjedt a 19. század folyamán, és egy újabb hulláma érzékelhető 1880 és az első világháború között. Ennek a terjedő szokásnak a következtében a vallás vagy régiók szerinti különbségek, illetve bizonyos mértékig a foglalkozási differenciák is fontosnak tűnnek a századforduló demográfiai viszonyainak elemzése során, hiszen a viselkedésformák térnyerésében a felekezeti vagy regionális kapcsolatoknak, hagyományoknak, a hasonló társadalmi-foglalkozási helyzetnek lehetett döntő szerepük. Erre az időre a korai demográfiai változások első és (esetleges) második hulláma összeolvadt, ezért hasonló folyamatokat és különböző stádiumokat találunk különböző körülmények között. De a hasonlóságok hátterében jelentős különbségek húzódnak meg. Ha meg akarjuk érteni a valódi demográfiai különbségeket, a változások eredetét és okait, fel kell tárunk a gazdálkodás, a társadalmi kapcsolatok, a háztartások működése, az örökösödési rendszer, a migráció helyi körülményeit, szerepét. Mindezek elmélyült mikroelemzés útján lehetségesek, miután kiválasztottunk erre a célra megfelelő mintának bizonyuló néhány települést. Vizsgálódásunk meg tudott ragadni a 20. század elején mutatkozó néhány demográfiai különbséget, és be tudta mutatni a korszak néhány demográfia jellegzetességét, meg tudta rajzolni a népességfejlődés körvonalait, de ezeknek az eredményeknek a valódi értelmezése további kutatásokat igényel.

### Összegzés

Az elemzés egyik fő eredménye annak a módszernek a kidolgozása és alkalmazása, amely képes kb. kétszáz település és több százezer ember adatait kezelni. A klaszterelemzés megfelelőnek bizonyult erre a célra, segítségével elkülöníthettük a demográfiai viselkedés helyi változatait. Ezzel az eljárással, illetve az 1901–1910 közötti népmozgalmi és népszámlálási adatok felhasználásával megragadhattuk a 20. század elejének néhány fontos demográfiai jellegzetességét. Ugyanakkor az 1828-tól feldolgozott népmozgalmi adatsorok lehetővé tették a 19. századi népességfejlődés jobb megértését. A kiválasztott helyszín sokféleségénél fogva bizonyos mértékig tekinthető az egész ország reprezentatív mintájának. Az a megoldás, hogy a demográfiai különbségeket klaszterelemzés segítségével ragadjuk meg, fontos lépés a további mikroelemzést célzó mintaválasztás szempontjából, mert így az – a véletlenszerű vagy valamely *a priori* osztályozási elvet követő eljárás helyett – makroszintű elemzésekre épül.

Jelenleg az elérhető adatoknak csak egy részét használhattuk. A további kutatások az 1900-as népszámlálás vagy az 1901–1910 közötti népmozgalmi adatok mellett más népszámlálások anyagára is támaszkodhatnak, így téve lehetővé a finomabb analízist.

A klaszterelemzés a 20. század elejére is a megye igen változatos, mozaik-szerű demográfiai képét rajzolta fel, közel olyant, amilyent a 18. század második felére irányuló kutatásunk (Óri 2003, 2005a). Mint a 18. századi viszonyokat illetően is, a demográfiai hasonlóság és a térbeli közelség kijelöli a demográfiai viselkedés alapegységeit, amelyek sokszor csak néhány településből állnak. A különbség mégis az, hogy a 20. század elején ezek a térbeli egységek nagyobbak, mint a 18. században, a megye demográfiai téren az egységesülés felé haladt.

A demográfiai viselkedés különbségeit nemigen lehet felekezeti vagy nemzetiségi jellegzetességekkel megmagyarázni. Ez a megállapítás mind a 18. századra, mind a 20. század elejére igaznak tűnik. A gazdálkodás vagy a társadalmi-foglalkozási megoszlás ebben a tekintetben alkalmasabb magyarázó tényezőnek látszik. A demográfiai változások a dunamelléki reformátusok körében kezdődtek, míg a megye északi dombvidékén élő katolikus és kisebb részben evangélikus népesség ezen a téren konzervatívabbnak tűnik. De hangsúlyoznunk kell, hogy a felekezet és a régió mint meghatározó tényező közül valószínűleg az utóbbi a fontosabb, a felekezeti összetétel egy-egy régió belül lehet azoknak a sajátos körülményeknek az eredménye is, amelyek kiváltják a születéskorlátozás korai elterjedését.

A 20. század elejének demográfiai sokféleségét össze lehet kötni a 18. századi differenciákkal. A 18. században alacsony termékenységet mutató falvak olyan településcsoportként azonosíthatók, ahol a demográfiai átalakulás a 20. század elejére már igen előrehaladt.

A demográfiai változásoknak, az „átmenetnek” több hulláma és változata volt a 19. században. A korai, amely agrárkörnyezetben indult, a gazdálkodás, a migráció lehetőségeivel és az örökösödés rendjével állt összefüggésben. Ennek a változatnak nem volt köze a modernizáció fogalmával összefoglalható gazdasági, társadalmi, mentális változásokhoz. Az adott viselkedésformának – a korai születéskorlátozásnak – az egyik terjedési iránya a Duna vonala. Innen sugárzott szét a 19. században az Alföld felé, de itt még a 20. század elején is nagy változatosságot találunk. A változásoknak eme korai hulláma kétségkívül a termékenység csökkenésével indult, és így nemigen illeszkedik a demográfiai átmenet elméletének klasszikus formájába. Ezzel szemben Budapest és elővárosi övezete a klasszikus modernizáció kiváltotta demográfiai átmenetet produkált a 19. század második felében. Eredményeinkből kitűnik, hogy ugyanazon jelenség (pl. „demográfiai átmenet”) mögött egészen különböző okok állhatnak, és a demográfiai folyamatok is – minden egységesülés ellenére – sok helyi változatot magukba fogadva zajlanak a múltban, akárcsak a jelenben.

## FORRÁSOK

- Népszámlálás 1869. Az 1870. év elején végrehajtott népszámlálás eredményei, Budapest, 1871.
- Népszámlálás 1880. Az 1881. év elején végrehajtott népszámlálás eredményei, Budapest, 1882.
- Népszámlálás 1890. A Magyar Korona Országában az 1891. év elején végrehajtott népszámlálás eredményei I. Általános népleírás, Budapest 1893.
- Népszámlálás 1900a. A Magyar Korona Országainak 1900. évi népszámlálása. I. A népesség általános leírása községenként. Budapest, 1902.
- Népszámlálás 1900b. A Magyar Korona Országainak 1900. évi népszámlálása. II. A népesség foglalkozása községenként. Budapest, 1904.
- Népszámlálás 1900c. A Magyar Korona Országainak 1900. évi népszámlálása. II. III. A népesség részletes leírása, Budapest, 1907.
- Népszámlálás 1910. A Magyar Korona Országainak 1910. évi népszámlálása. V. Részletes demográfia. Budapest, 1916.
- Klinger, András et al. (szerk.): 1972–1984. *A népmozgalom főbb adatai községenként, 1828–1900. I–VIII.* Budapest, KSH.
- Klinger András 1969. (szerk.): *A népmozgalom főbb adatai községenként, 1901–1968* Budapest, KSH.
- Népmozgalom 1901–1910. A magyar szent korona országainak 1901–1910. évi népmozgalma községenként. Budapest, 1913.

## IRODALOM

- Andorka Rudolf (1991): Településszintű családrekonstrukciós vizsgálatok egyes eredményei. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 35–41.
- Andorka, Rudolf (1998): La population hongroise du XVIIIe siècle à 1914. In Bardet, Jean-Pierre – Dupâquier, Jacques (eds.): *Histoire des populations de l'Europe 2. La révolution démographique, 1750–1914.* Paris, Fayard: 427–439.
- Benda Gyula (2002): A háztartások nagysága és szerkezete Keszthelyen, 1757–1851. *KSH Népegytanügyi Kutatóintézet Történeti Demográfiai Évkönyve*, 3. 109–141.
- Bengtsson, Tommy (1992): Lessons from the past: the demographic transition revised. *AMBIO*, vol. 21. no. 1: 24–25.
- Chesnais, Jean-Claude (1986): *La transition démographique: étapes, formes, implication économique.* Paris, INED–PUF
- Dányi Dezső (1977): Regionális fertilitási sémák Magyarországon a 19. század végén. *Demográfia*, 20. no. 1: 56–85.
- Dányi Dezső (1991a): Bevezetés. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 9–20.
- Dányi Dezső (1991b): Regionális családrekonstrukció, 1830–39, 1850–59. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 99–156.
- Dányi Dezső (1991c): Demográfiai átmenet, 1880–1960 (Princetoni indexek). *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 187–231.

- Dányi Dezső (1993): *Az 1850. és 1857. évi népszámlálás*. Budapest, KSH.
- Dupâquier, Jacques – Faron, Olivier (1999): La Hongrie. In Bardet, Jean-Pierre – Dupâquier, Jacques (eds.): *Histoire des populations de l'Europe 3. Les temps incertains, 1914–1998*. Paris, Fayard: 635–640.
- Faragó Tamás (1999): Városfejlődés a török kiűzése után: egy elhibázott városalapítás példája. (Szentendre virágzása és hanyatlása 1690 és 1900 között). In Uő: *Tér és idő – család és történelem. Társadalomtörténeti tanulmányok (1976–1991)*. Miskolc, Bíbor K.: 137–150.
- Faragó Tamás (2000): Miskolc város népessége a 18. század eleje és a 19. század közepe között. In Uő. (szerk.): *Miskolc története III/1. 1702–1847*. Miskolc, BAZ Megyei Levéltár: 151–272.
- Hablicsek László (1991): Halandósági táblák és népességi jellemzők becslése az 1820-as évekre. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 43–97.
- Hablicsek László (1995): *Az első és második demográfiai átmenet Magyarországon és Közép-Kelet-Európában*. KSH NKI Kutatási Jelentések, 54. Budapest, KSH Népeség tudományi Kutatóintézet.
- Kamarás Ferenc (1991): A magyarországi demográfiai átmenet sajátosságai, 1900–1920. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 157–186.
- Kovacsics József (2000): Népeségfejlődés. In Horváth Lajos – Kovacsics József (eds.): *Magyarország történeti statisztikai helynévtára. 15. Pest megye*. Budapest, KSH.
- Lesthaeghe, Ron (1980): On the social control of human reproduction. *Population and Development Review*, 6. no. 4. 527–548.
- Mason, K. O. (1997): Explaining fertility transitions. *Demography*, vol. 34. 443–454.
- Melegh Attila (2000): *Kiskunhalas népesedéstörténete a 17. század végétől a 20. század elejéig*. KSH NKI Kutatási Jelentések 65. Budapest: KSH NKI.
- Melegh Attila – Őri Péter (2003): A második demográfiai átmenet elmélete. In Spéder Zsolt (ed.): *Család és népesség – itthon és Európában*. KSH NKI – Századvég K: 495–523.
- Őri Péter (2001): A természetes szaporodás alakulása és helyi változatai a 18. századi Magyarországon. *KSH Népeség tudományi Kutatóintézet Történeti Demográfiai Évkönyve*, 2. 193–222.
- Őri Péter (2003): *A demográfiai viselkedés mintái a 18. században. Lélekösszeírások Pest megyében, 1774–1783*. KSH NKI Kutatási Jelentések 75. Budapest: KSH NKI.
- Őri, Péter (2005a): Patterns of demographic behaviour in late 18<sup>th</sup> century Hungary. *Demográfia*, English Edition, vol. 48. 43–76.
- Őri Péter (2005b): Kiskunhalas népessége 1869-ben. In Ö. Kovács József – Szakál Aurél (szerk.): *Kiskunhalas története 3. Tanulmányok Kiskunhalasról a 19. század közepétől a 20. század közepéig*. Kiskunhalas: 269–292.
- Őri Péter (2006): Demográfiai átmenet alulnézetben. *KorFa, Népesedési Hírlevél*, 2–3. sz. 9–12.
- Perrenaud, Alfred (1998): Le recul de la mortalité “ordinaire”. In Bardet, Jean-Pierre – Dupâquier, Jacques (eds.): *Histoire des populations de l'Europe 2. La révolution démographique, 1750–1914*. Paris, Fayard: 57–83.
- Szaszkóné Sin Aranka (ed.) (1988): *Magyarország történeti helynévtára. Pest-Pilis-Solt megye és a Kiskunság. 1773–1808*. Budapest: KSH.
- Szentgáli Tamás (1991): A demográfiai átmenet elmélete. *KSH NKI Történeti Demográfiai Füzetek* (9): 21–34.

- Tekse Kálmán (1969): A termékenység néhány jellemzője Közép- és Dél-Európában az első világháború előtt. *Demográfia*, 12. no. 1–2: 23–48.
- Valkovics Emil (1982): *A demográfiai átmenet elemzésének néhány gyakorlati nehézségéről*. KSH NKI Kutatási Jelentések, 5. Budapest, KSH NKI.
- Van de Walle, Étienne (1998): Nouvelles attitudes devant la vie: la limitations des naissances. In Bardet, Jean-Pierre – Dupâquier, Jacques (eds.): *Histoire des populations de l'Europe 2. La révolution démographique, 1750–1914*. Paris, Fayard: 131–159.
- Watkins, S. C. (1986): Conclusions. In Coale, A. J. – Watkins, S. C. (eds.): *The decline of fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press: 420–449.

Tárgyszavak:

Demográfiai átmenet  
Regionális demográfia  
Történeti demográfia

FÜGGELÉK<sup>21</sup>

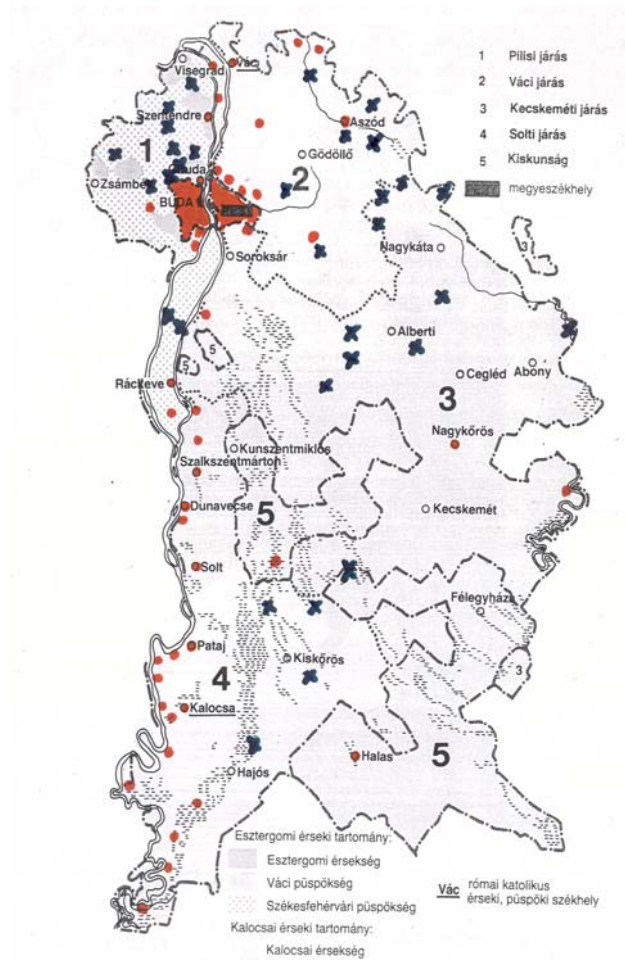


- Alacsony szül./1000 házas nő <253,5
- ✕ Magas szül./1000 házas nő >289,3

Forrás: Őri 2003. 205.

I. Születési arányszámok (1000 házas nőre eső születések száma) magas és alacsony értékei, Pest-Pilis-Solt megye, 1774–1783  
 The low and high values of the birth rate (the number of the births per 1000 married women), Pest-Pilis-Solt county, 1774–1783

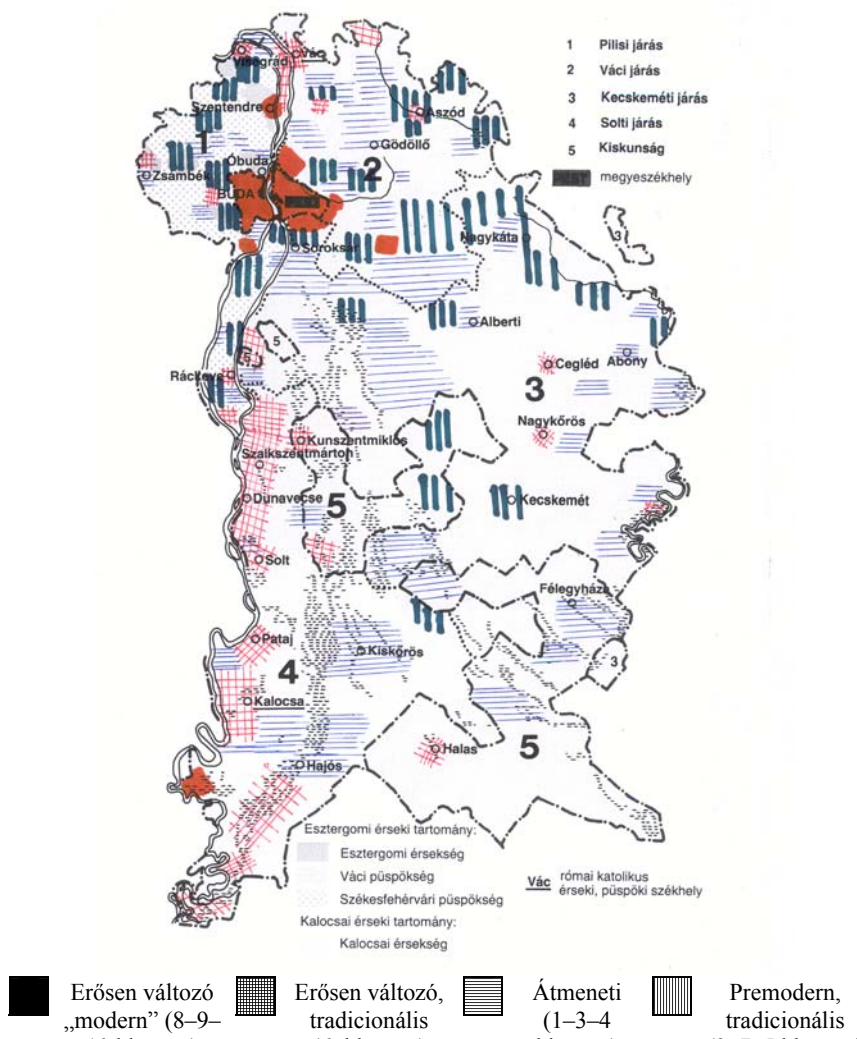
<sup>21</sup> Az alaptérkép forrása: Szaszkoné 1988.



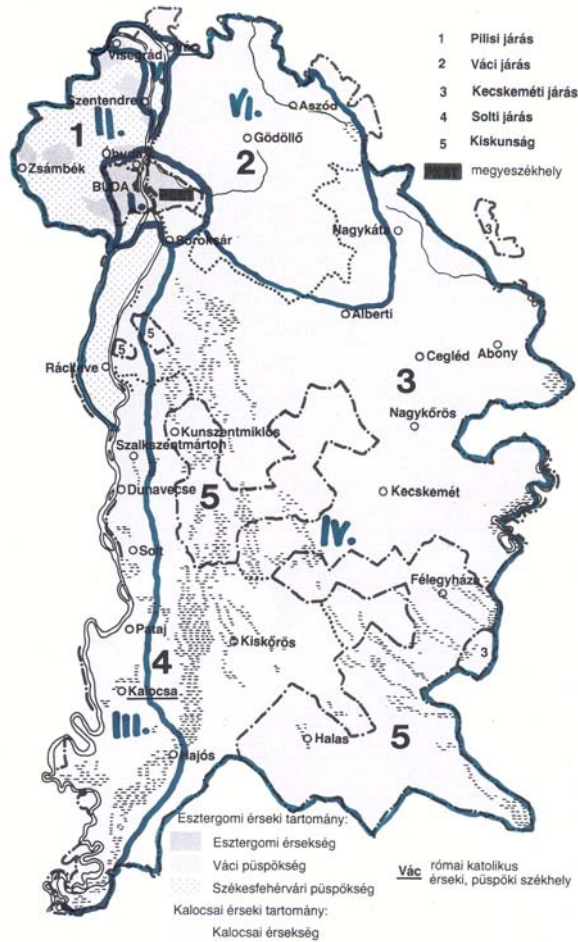
● Alacsony  $<33,7\text{‰}$       ✕ Magas  $>47,7\text{‰}$

II. A nyers születési arányszámok magas és alacsony értékei, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910

The low and high values of the crude birth rate, Pest-Pilis-Solt-Kiskun county, 1901–1910



III. A demográfiai változások állapota a 20. század elején (a klaszterelemzés eredményének összefoglalása), Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910  
The state of the demographic changes (the summary of the result of the cluster-analysis), Pest-Pilis-Solt-Kiskun county, 1901–1910



I. Budapest és elővárosai    II. Buda-Pilis környék    III. Dunapart    IV. Alföld    V. Duna-kanyar    VI. Vác-Gödöllői-dombvidék

*IV. Az elemzés során használt területi egységek, Pest-Pilis-Solt-Kiskun megye, 1901–1910*  
*The territorial units used in the analysis, Pest-Pilis-Solt-Kiskun county, 1901–1910*

**DEMOGRAPHIC TRANSITIONS IN HUNGARY,  
COUNTY PEST-PILIS-SOLT-KISKUN IN THE LATE 19<sup>TH</sup> AND  
EARLY 20<sup>TH</sup> CENTURY**

*Abstract*

This paper aims at analysing the different kinds of demographic behaviour and the local variations of demographic development in Hungary in the late 19<sup>th</sup> and early 20<sup>th</sup> century. The analysis is a part of a larger country-wide research based on samples which tries to reconstruct the country's demographic development in the last two centuries. In the analysis the data of about 200 settlements of the county of Pest-Pilis-Solt-Kiskun (around the capital) are used. The territory of the county was very varied in terms of ethnicity (Hungarians, Germans, Slovaks, Serbs, Croats, Jews), religion (Roman Catholics, Calvinists, Lutherans, Orthodox), geographic conditions and farming. Thus the county itself can be regarded as a representative sample of the country. The data used in the analysis are those of some 19<sup>th</sup> and 20<sup>th</sup> century population censuses (1869, 1880, 1890 and mainly 1900) and those of the population movement of the settlements (1828–1949). On the basis of the settlement level variables the different demographic patterns of the county were separated by cluster-analysis with special respect to the differences in fertility and mortality and the type of demographic transition at the beginning of the 20<sup>th</sup> century. Some variables relating to ethnicity, religion and occupational distribution could help to interpret the demographic differences pointed out by the former statistical analysis.

On the basis of the data of the population movement it is clear that demographic changes started in the county among Calvinists living along the Danube, while Roman Catholics and Lutherans living in the northern, hilly part of the county seem to have been more traditional in this respect. The cluster-analysis could separate 10 basic types of demographic conditions at the beginning of the 20<sup>th</sup> century but these clusters were not homogeneous in terms of geography. The picture was very varied, a mosaic-like one, where some geographically neighbouring villages formed a demographic unit. At the same time the demographic differences can hardly be explained by denominational or ethnic conditions. Local geographic or economic conditions, farming or social and occupational distribution seems to be more suitable factors for explaining demographic differences, but the interpretation needs further detailed analysis. The demographic transition had more waves, versions and forms in the 19–20 centuries. It had an early version, rooted in a rural environment in late 18<sup>th</sup> century, it was connected to farming conditions and an inheritance system, the possibilities of migration etc. This behaviour spread along the Danube in the 19<sup>th</sup> century. It started with the decline of fertility and can be regarded as an alternative version of classical transition. Beside this there was another version which was connected to the modernisation process in the 19<sup>th</sup> century: this can be seized in the case of Budapest and its agglomeration around 1900.

## ÚJABB ADATOK A VIDÉKI KISTÉRSÉGEK ÉS A BUDAPESTI KERÜLETEK HALANDÓSÁGI KÜLÖNBSEGEIRŐL (II.)

KLINGER ANDRÁS

Tanulmányunkban a halandóság területi különbségeit elemezzük. Vizsgálunk 149 magyarországi vidéki kistérségre és a 23 budapesti kerületre terjed ki, a 2001–2003 közötti időszakra vonatkoztatva. Eredményeink egy részéről, a kistérségek halandósági jellemzőiről már beszámoltunk,<sup>1</sup> figyelmünket most a differenciák okaira, azok értelmezésére fordítjuk. A kistérségek fejlettségét jelző komplex mutató magyarázó ereje mellett részletesen foglalkozunk a jövedelem, a foglalkoztatottság, a foglalkozási és etnikai viszonyok, az iskolai végzettség, a korszerkezet és a lelki egészség szerepével.

### *Halandóság és fejlettség*

A kistérségek fejlettségét egy olyan *komplex mutató* segítségével mérhetjük, amelyet a 24/2001 (IV. 30) országgyűlési határozat rendelkezései alapján határoztak meg. Értékét 19 mutató alakítja. Az egyes mutatók szélsőértékei által meghatározott értékkálát 5 egyenlő részre osztották, és a kistérségek – a legrosszabb értéktől a legjobb felé haladva – a mutatójuknak megfelelően 1-től 5-ig terjedő pontszámot kaptak. Az egyes mutatócsoportok átlagos értéke képezte a gazdasági, az infrastrukturális, a társadalmi-szociális és a foglalkozási helyzet mérőszámait, majd a négy mutatócsoport átlaga lett az elmaradottság (fejlettség) közös mérőszáma.

A komplex mutató kiszámításánál használt adatok köre a következő:

<sup>1</sup> Lásd Klinger András: Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről (I.). *Demográfia* 49. évf. (2006) 2–3. sz. 197–231.

*1. A komplex mutató kiszámításánál használt adatok köre  
(a 24/2001 /IV. 20./ OGY határozat alapján)  
Data used for calculating the complex development variable*

<i>I. Gazdasági mutatók</i>	
1.	Az 1000 lakosra jutó gazdasági szervezetek száma
2.	A működő gazdasági szervezetek számának változása
3.	1000 lakosra jutó tudományos kutatók-fejlesztő
4.	1 állandó lakosra jutó szja-alapot képező jövedelem
<i>II. Infrastrukturális mutatók</i>	
5.	A közüzemi vízvezeték-hálózatba bekapcsolt lakások aránya
6.	Az 1 km vízvezeték-hálózatra jutó csatornahálózat hossza
7.	A vezetékes gázellátásba bekapcsolt lakások aránya
8.	Az 1000 lakosra jutó vendégéjszakák száma
9.	Az 1000 lakosra jutó kiskereskedelmi boltok száma
10.	Komplex életminőségi elérési – számított – mutató
11.	Az 1000 lakosra jutó távbeszélők száma
<i>III. Társadalmi-szociális helyzet</i>	
12.	Az épített 3–x szobás lakások aránya
13.	Az 1000 lakosra jutó személygépkocsik száma
14.	Vándorlási különbözet
15.	A 60–x évesek aránya
16.	A települések átlagos lélekszáma
17.	Halálozási arány
<i>IV. Foglalkoztatási helyzet</i>	
18.	A munkanélküliek aránya
19.	A tartósan –180 napon túl – munkanélküliek aránya

A komplex mutató lett az alapja az európai uniós támogatás elosztása során *kedvezményezett térségek* kijelölésének. Felhasználható azonban minőségi ismérvként, így a halandóság elemzésére is. A 150 kistérség közül 94-et tekintenek kedvezményezettnek. Ezek közül 90 az elmaradott térség, 6 az ipari szerkezetátalakítás térsége és 67 tekinthető vidékfejlesztési térségnek. Lakosságuk az ország népességének 36%-át teszi ki, a településeknek pedig a 60%-át képviselik (1880 község, illetve város).

A kistérségek népességének halandósági szintje és az általános fejlettség mértéke között erős kölcsönhatás áll fenn: a *komplex fejlettségi mutató* a magas halandóságú kisterületeken a legalacsonyabb és az alacsony halandóságú kiste-

rületeken a legmagasabb. Minél kevésbé fejlett tehát egy térség, annál magasabb a népességének halandósága.

A komplex fejlettségi szint a vidéki átlagnál kedvezőtlenebb a legmagasabb és a magas halandóságú (1. és 2. kategória), ezzel szemben közel egyharmadával magasabb a legalacsonyabb halandóságú kistérségekben (7. kategória) és több mint egynegyedével kedvezőbb az alacsony halandóságú kistérségekben (6. kategória). A mutatók közötti kölcsönkapcsolatok az alábbiak (2. táblázat).

*2. Komplex fejlettségi mutató és kedvezményezett kistérségek halandósági szint szerint*

*Complex development variable and the sub-regions favoured in terms of EU support by mortality level*

Halandósági szint	Standard halandósági hányados		Komplex fejlettségi mutató	A kistérségek száma	Ebből kedvezményezett	
	1996–2000	2001–2003			szám	%
	a vidéki átlag %-ában					
1. Legmagasabb	116	117	96	20	20	100
2. Nagyon magas	109	110	93	25	21	84
3. Magas	105	105	103	21	17	81
4. Közepes	102	102	103	20	12	60
5. Átlagos	98	98	114	20	14	70
6. Alacsony	95	95	127	22	7	32
7. Legalacsonyabb	90	88	131	21	3	14
Vidék összesen	100	100	100	149	94	63
Budapest	86	86	160	1	0	0
Összesen	98	98	110	150	94	63

Természetesen a halandóság magas szintje és az alacsony fejlettség, illetve az alacsony halandóság és a magas fejlettség együttállása nem kizárólagos, a kivételeket további elemzések talán megmagyarázhatóvá teszik (különösen a népesség összetételének vizsgálatával).

A legmagasabb halandóságú területekhez (1. kategória) tartozott az első időszakban a Nagykátai és a Siklói kistérség (115, illetve 113%-os halandósági hányadosával), ugyanakkor a komplex fejlettségi mutatójuk a vidéki átlag 111, illetve 113%-át tette ki. Hasonlóképp, a magas halandóság (116, illetve 113%) mellett viszonylag magas a fejlettségi mutatója (106–107%-os) a Szobi, a Kisvárdai és a Letenyei kistérségnek. A következő kategóriában (2. magas halandóság) még élesebb ellentmondások mutatkoznak: a Tatabányai kistérségben a fejlettség komplex mutatója 135%-os, de a halandósági hányados szintje 110%-os. A Monori, a Dabasi és a Várpalotai kistérségben a fejlettség több mint 20%-kal haladja meg a vidéki átlagot, a halandóság szintje mégis 8–11%-kal magasabb a vidéki átlagnál.

Fordított anomáliákat tapasztaltunk a legalacsonyabb halandóságú területeken. Így a Balmazújvárosi kistérség fejlettsége csak 89%-a az átlagosnak, de a halandósági hányadosa 91%-os. Még alacsonyabb volt a fejlettsége a Pétervásári, a Sarkadi és a Polgári kistérségnek (83–87%), miközben halandósági hányadosuk viszonylag kedvező (93–96%).

Az általános tendenciát az alábbi kistérségek reprezentálják (azzal az érdekességgel, hogy a 2. magas kategóriában alacsonyabb fejlettségi mutatókat találunk, mint az 1. legmagasabb kategóriában) (3. táblázat).

*3. Fejlettség és halandóság egyes magas és alacsony halandósági szintű kistérségekben*  
*Complex development variable and mortality ratio in some sub-regions of high and low mortality*

Kistérség	Komplex fejlettség	Halandósági hányados	
		1996–2000	2001–2003
a vidéki átlag %-ában			

*1. Legmagasabb halandóságú kistérségek*

Ózd	78	113	113
Baktalórántháza	82	117	117
Szigetvár	85	114	120
Tamási	87	113	112
Mátészalka	88	120	122
Tab	88	113	107

*2. Magas halandóságú kistérségek*

Encs	58	109	118
Sellye	63	111	119
Vásárosnamény	70	109	109
Szerencs	70	108	100
Tiszafüred	74	108	118
Sátoraljaújhely	75	112	119

*7. Legalacsonyabb halandóságú kistérségek*

Szentendre	152	88	83
Győr	151	90	88
Pilisvörösvár	150	92	84
Balatonfüred	149	80	75
Balatonalmádi	149	82	82
Szeged	149	91	92
Veszprém	146	90	85

Budapest is jól illeszkedik ebbe az utolsó kategóriába, ugyanis a 160%-os fejlettségi mutatója 86%-os halandósági hányadossal párosul.

A *kedvezményezettség* (vagyis az *elmaradottság*) szintén korrelál a halandósági szinttel: a legmagasabb halandóságú kistérségek mindegyike „kedvezményezett”, vagyis elmaradottnak minősül; a következő két kategóriába (2. nagyon magas és 3. magas) tartozó kistérségek több mint négyötöde tartozik az elmaradottak közé; ugyanakkor a 21 legalacsonyabb halandóságú terület közül csak 3 a kedvezményezett (ez 14%-os aránynak felel meg). Kivételt képez egyfelől a Monori, a Tatabányai, a Dabasi és a Várpalotai kistérség, ezek nagyon magas (108–111%) halandósági hányadosuk dacára nem tartoznak a kedvezményezettek közé, másfelől a Szarvasi, a Balmazújvárosi és a Hajdúböszörményi kistérség, ezek halandósági szintje a legalacsonyabbak közé tartozik (91%), miközben kedvezményezettek.

#### *Halandóság és jövedelem*

Érdeemes a komplex fejlettségi mutató egyes elemeinek hatását külön-külön is elemezni. Ezek közül elsőként a *jövedelemmel* foglalkozunk. Mérőszámként a személyi jövedelem alapját képező jövedelem egy állandó lakosra jutó mértékét alkalmazzuk, a 2000. évi bevallások szerint. Bázisnak ezúttal is a vidéki átlagot használjuk. Az így képzett jövedelemkülönbségek erősen összefüggnek – negatíve – a standardizált halandósági hányadossal: minél alacsonyabb az adott kistérségben az egy állandó lakosra jutó jövedelem, annál magasabb a halandóság szintje. A legmagasabb és a nagyon magas halandóságú kistérségekben (1. és 2. kategória) a jövedelmi mutató csak háromnegyede a vidéki átlagnak, míg a legalacsonyabb halandóságú kistérségekben 13%-kal meghaladja azt. A maximum és minimum relatív különbsége 51%-os (ami meghaladja a komplex mutató egészénél tapasztalható 41%-os mértéket). Ebből az következik, hogy a jövedelmi színvonal különbsége jobban befolyásolhatja a halandóság szintjét, mint a komplex fejlettség egésze. Igaz ez Budapest vs. vidék relációban is. A fővárosi egy főre jutó jövedelem 72%-kal haladja meg a vidékét, ugyanakkor a komplex mutatót tekintve ez a többlet 60%-os.

A halandóság, a komplex fejlettség és jövedelmi szint a kistérségek halandósági szintje szerint a következőképpen alakul (4. táblázat).

*4. Jövedelem a kistérségek halandósági szintje szerint*  
*The level of income, mortality ratios and complex development variable*  
*by the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Egy főre jutó jövedelem	Komplex fejlettség
	1996–2000	2001–2003		
	a vidéki átlag %-ában			
1. Legmagasabb	116	117	76	96
2. Nagyon magas	109	110	75	93
3. Magas	105	105	80	103
4. Közepes	102	102	88	103
5. Átlagos	98	98	98	114
6. Alacsony	95	95	109	127
7. Legalacsonyabb	90	88	113	131
Vidék összesen	100	100	100	100
Budapest	86	86	172	160
Összesen	98	98	113	110

Természetesen vannak olyan kistérségek, amelyek nem követik az általános irányzatot. Így például az első időszakban a legmagasabb halandósági kategóriába tartozó Kisbéri kistérségben az egy főre jutó jövedelem 110%-a volt a vidéki átlagnak. Hasonlóképpen, a 2. halandósági kategóriában található Tatabányai és Tiszaújvárosi kistérség jövedelmi mutatója 116%-os. Fordított irányú anomáliával találkozunk a 91%-os mutatójával a legalacsonyabb halandóságúak közé sorolt Balmazújvárosi kistérségben, amelynek relatív jövedelmi színvonala csak 64%-os. Hasonló a helyzet a Szarvasi és a Hajdúböszörményi kistérség esetében, ahol az egy főre jutó jövedelem csak 75, illetve 77%-a a vidéki átlagnak, de a halandóság (91%-os hányadossal) erősen alatta marad annak.

A halandóság és a jövedelem összefüggése a budapesti kerületekben még karakteresebb. A legalacsonyabb halandóságú kerületekben az egy főre jutó jövedelem (az átlag 145%-a) háromnegyedével magasabb, mint a legmagasabb halandóságú kerületekben (83%). A vidéki kistérségekben ez a különbség a felénél is kevesebb.

A budapesti kerületekben a halandóság és a jövedelem a következőképpen alakul (5. táblázat).

*5. Jövedelem a budapesti kerületek halandósági szintje szerint*  
*The level of income and mortality ratios by the level of mortality of*  
*the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Egy főre jutó jövedelem
	1996–2000	2001–2003	
	a budapesti átlag %-ában		
1. Legmagasabb	119	119	83
2. Magas	110	111	86
3. Átlagos	102	104	93
4. Alacsony	91	92	106
5. Legalacsonyabb	82	83	145
Budapest	100	100	100

A budapesti kerületek esetében az alapösszefüggéstől való eltérések mérsékeltebbek. A legmagasabb haladású kerületek csaknem mindegyike a legalacsonyabb jövedelmi színvonalú kategóriába tartozik (a VIII. kerületben csak 73, a VII. és a XX. kerületben pedig 77%-a a fővárosi átlagnak). Kis ellentmondás abban mutatkozik, hogy a IV. kerület magas (132%-os) halandósági mutatója átlagos jövedelmi szinttel párosul. A kedvező halandóságúak közül kissé kérdéses a XI. kerület megítélése, mivel itt a fajlagos jövedelem a fővárosi átlag 130%-át teszi ki, de a halandósági hányados csak 92%-os. Fordított a helyzet az V. kerület esetében, ahol ugyanezen mutatók értéke 113, illetve 84%-os.

A jövedelemnek a halandóságra gyakorolt hatását az adott kistérségek *szegénységi* helyzetét közvetve leképező mutatók is jelzik. Ezek közül kettővel tudunk foglalkozni:

- a munkanélküliek jövedelempótló támogatásában részesülők arányával, és
- a gyógyszerellátásban részesülők arányával.

Mindkettő igen egyértelműen utal arra, hogy a magas halandóság nagyobb szegénységgel párosul, az alacsonyabb halandóságú területeken pedig sokkal ritkább a szegénység. Így a legmagasabb halandóságú vidéki kistérségekben a munkanélküliek jövedelempótló támogatásában részesülők hányada az átlag másfélszeresét, a magas halandóságúakéban pedig kétszeresét teszi ki, míg a közgyógyoszerellátást tekintve ez a többlet egyötödös-egynegyedes. A legalacsonyabb halandóságú kistérségekben az előbbi mutató csak a vidéki átlag felére rúg, az utóbbi pedig ennek négyötödére. Így a két szélső érték között közel négyszeres, illetve másfélszeres a különbség. Budapesten belül még nagyobbak ezek a differenciák, különösen ami a munkanélküliek jövedelempótló támogatását illeti. Az érintettek aránya a legkedvezőtlenebb halandóságú kerületekben másfélszerese a fővárosi átlagnak és közel hatszorosa annak, ami a

legkedvezőbb halandóságú kerületekben mutatkozik (az átlagos egynegyede). A közgyógyserellátásban részesülők aránya kerületenként kevésbé szóródik, de ez az érték is több mint egyharmadával magasabb a fővárosi átlagnál a legmagasabb halandóságú kerületekben, azaz relatíve háromnegyedével többen kapnak ilyen ellátást, mint a legalacsonyabb halandóságú kerületekben.

A pillanatnyi életszínvonalat jól jellemző jövedelem mellett meghatározó az életviszonyokra a *vagyoni* állapot is. Átfogó képet erről nehéz adni, de az egyes tartós fogyasztási cikkekkel való ellátottság megfelelő közelítésnek számít. Ilyen céllal három mutatót tudunk kistérségenként – és kistérségi csoportonként – prezentálni. Ezek:

- a személygépkocsik ezer lakosra jutó száma,
- a vezetékes távbeszélővonalak ezer lakosra jutó száma,
- a kábeltelevízióval rendelkezők ezer lakosra jutó száma.

A fentiekhez illeszthetünk még a lakáshelyzetet jellemző néhány mutatót is, amelyek szintén a vagyoni helyzetre utalnak. Ezek:

- az épített lakások ezer lakosra jutó száma,
- az épített 4 és több szobás lakások aránya,
- a vezetékes szennyvízhálózatba bekapcsolt lakások aránya.

Mind a hat mutató azt a következtetést sugallja, hogy míg az alacsony jövedelem, illetve a szegénység növeli, addig a vagyon, illetve gazdagság csökkenti a halandóságot. E mutatók mindegyike alacsonyabb ugyanis a magas halandóságú kistérségekben, viszont a halandóság csökkenésével emelkedik, és a legmagasabb halandóságú területek ellátottsági szintje mintegy háromnegyede a legmagasabbakénak. Kiugró a különbség – a közegészségügyi helyzetet is közvetlenül befolyásoló – közcsatorna-ellátottságot illetően: ez a legmagasabb halandóságú területeken csak négyötöde a vidéki átlagnak és egynegyede a legkedvezőbb halandóságú kistérségekének. A kábeltelevízióval rendelkezők arányában is több mint kétszeres a különbség a két szélső érték között.

*6. Vagyoni helyzet a kistérségek halandósági szintje szerint  
Property status by the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Standard halandósági hányados		Sze- mély- gép- kocsi	Táv- beszé- lő	Ká- bel- tév	La- kás- építés	Négy és több szobás épített laká- sok ará- nya, %	Vezeté- kes szenny- vízháló- zatba bekap- csolt lakások aránya, %
	1996– 2000	2001– 2003						
	a vidéki átlag százalékában							
1. Legmagasabb	116	117	86	85	57	86	74	42
2. Nagyon magas	109	110	83	86	69	86	63	65
3. Magas	105	105	84	89	53	95	79	60
4. Közepes	102	102	90	92	76	100	76	77
5. Átlagos	98	98	98	98	86	95	87	91
6. Alacsony	95	95	129	109	100	114	92	107
7. Legalacso- nyabb	90	88	110	111	118	114	103	119
Vidék összesen	100	100	100	100	100	100	100	100
Budapest	86	86	139	152	121	90	105	212

*Halandóság és munkanélküliség*

Ha a munkanélküliség közvetlen hatással nincs is a halandóságra, de felfogható a gazdasági fejlettség közvetett mutatójaként, ezért érdemes a legutóbbi évek (2000–2001) nyilvántartott munkanélküliségi arányát összehasonlítani a halandósági hányadosával, és ebből következtetéseket levonni.

Nagyobb aggregátumokat tekintve egyértelműen kijelenthető, hogy ahol magasabb a munkanélküliek aránya, ott a halandósági szint is magas. A három magas (1., 2., 3.) halandósági kategóriába tartozó kistérségek lakói közül vannak a legtöbben munka nélkül. A 2. kategóriába tartozó kistérségekben a munkanélküliségi ráta több mint másfélszerese a vidéki átlagnak, de az 1. és a 3. kategóriában is egyharmados a többlet. Ezzel szemben a 7. kategóriában az átlagosnak csak a háromnegyedét éri el ez a mutató. A felső és alsó szint között kétszeres a különbség. Budapesten a munkanélküliségi arány egyharmada a vidékének.

A halandósági szint, a komplex fejlettség és a munkanélküliség a következőképpen alakult a kistérségekben (7. táblázat).

7. Munkanélküliség, fejlettség a kistérségek halandósági szintje szerint  
*Mortality and unemployment ratios, complex development variable  
 by the level of mortality of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Munkanélküliségi arány	Komplex fejlettség
	1996–2000	2001–2003		
	a vidéki átlag százalékában			
1. Legmagasabb	116	117	133	96
2. Nagyon magas	109	110	153	93
3. Magas	105	105	133	103
4. Közepes	102	102	119	103
5. Átlagos	98	98	87	114
6. Alacsony	95	95	87	127
7. Legalacsonyabb	90	88	76	76
Vidék összesen	100	100	100	100
Budapest	86	86	34	160
Országos	98	98	89	110

Az alapösszefüggésnek ellentmondó esetek ezen a téren is mutatkoznak, ami annál is kevésbé meglepő, mert egyes területeken mások a munkaalkalmak, mint ahogy a társadalmi fejlettség indokolná. Így, az első időszakot tekintve, találunk olyan kistérséget, ahol a legmagasabb (1.) halandósági szint mellett a munkanélküliség aránya csak a vidéki arány kétharmadát éri el (Szob, Nagykáta). De ugyanígy a legkedvezőbb halandósági helyzetben lévő kistérségek között vannak olyanok, amelyeket magas munkanélküliségi ráta sújt. A Balmazújvárosi kistérségben az átlagosnál 75%-kal magasabb a munkanélküliségi arány, a Hajdúböszörményiben pedig 40%-kal haladja meg a vidéki átlagot, miközben a halandósági hányadosuk 91%-os.

A budapesti kerületekben a reláció még egyértelműbb: a munkanélküliségi arány szinte szabályosan csökken a halandósági szint javulásával (8. táblázat).

8. *Munkanélküliség a budapesti kerületek halandósági szintje szerint*  
*Mortality and unemployment ratios by the mortality level of*  
*the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Munkanélküliségi arány
	1996–2000	2001–2003	
	a budapesti átlag %-ában		
1. Legmagasabb	119	119	136
2. Nagyon magas	110	111	104
3. Átlagos	102	104	99
4. Alacsony	91	92	92
5. Legalacsonyabb	82	83	49
Budapest	100	100	100

A kerületi adatok szorosan követik az általános összefüggést. A legmagasabb munkanélküli aránnyal sújtott kerületben (VIII.) a mutató a budapesti átlagos szint két és félszeresét teszi ki, ugyanitt a halandósági hányados 120%-os. Igaz viszont, hogy a VII. kerületben a 141%-os halandósági hányados mellett a munkanélküliségi arány csak 117%-os, ugyanakkora, mint a kedvező (87%-os) halandóságú XV. kerületben.

*Halandóság és foglalkozási összetétel*

A társadalmi különbségek okozta halandósági differenciák a foglalkoztatottak ágazati összetétele alapján is, megmutatkoznak. A kistérségeket ebből a szempontból három csoportba oszthatjuk:

- mezőgazdasági ágazatba tartozók,
- ipari és építőipari ágazatba tartozók,
- szolgáltatási ágazatokba (kereskedelem, vendéglátás, szállítás, hírközlés, pénzügy, közigazgatás, oktatás, egészségügy, személyi szolgáltatás) tartozók.

Ezek arányait vizsgálva a legalapvetőbb megállapításunk az, hogy a mezőgazdaságban dolgozók magas arányával jellemezhető vidéki kistérségekben a halandóság magas vagy közepes, ezzel szemben a kedvező halandóságú területeken viszonylag alacsony a mezőgazdaságban dolgozók hányada. Különösen egyértelműen érvényesül ez az összefüggés a két legmagasabb halandóságú kistérségi csoportban, ahol a mezőgazdaságban dolgozók aránya 40–35%-kal magasabb a vidéki átlagnál. Ezzel szemben az alacsony halandóságú kistérségekben ugyanez a mutató egynegyeddel kisebb, miközben a legalacsonyabb csoportban az átlaggal megegyező. Az iparban tevékenykedők részaránya alig van kölcsönhatásban a halandósági szinttel. A szolgáltatási ágazatok súlya vi-

szont már szoros korrelációt mutat vele. A magas és az átlagos halandóságú kistérségekben viszonylag alacsony az ehhez a szektorhoz tartozók hányada. Ugyanakkor az alacsony halandóságú kistérségekben ez a mutató igen magas. A különbség a szélsőértékek között 30%-os.

Még szorosabban kapcsolódik a halandósági szint és a foglalkozás minősége. A magasabb halandóságú kistérségekben a fizikai foglalkozásúak vannak nagyobb arányban, az alacsonyabb halandóságúakban pedig a szellemi foglalkozásúak. Az 1. kategóriába tartozó kistérségekben a szellemi dolgozók aránya a vidéki átlagnál egyötöddel kisebb, a fizikaiaké pedig 12%-kal nagyobb. Ezzel ellentétben a legalacsonyabb halandóságú kistérségekben a szellemi dolgozók részaránya 37%-kal meghaladja a vidéki átlagot, a fizikaiaké pedig 22%-kal marad alatta. Eszerint igen nagy a két szélső érték közötti különbség: a szellemi dolgozókat tekintve több mint 70%-os a legkedvezőbb halandóságú kistérségek javára, a fizikaiakat illetően pedig a legmagasabb halandóságú kistérségekben mutatkozik 44%-os többlet a legkedvezőbb halandóságú kistérségekkel szemben.

Az ágazati hovatartozás, illetve a foglalkozás minősége és a halandóság a kistérségekben a következők szerint alakult (9. táblázat).

*9. Az aktív keresők ágazat és a foglalkozás minősége szerinti megoszlása a különböző halandósági szintű kistérségekben*

*Mortality ratios and the distribution of the economically active population by occupational group and quality, and by the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Mezőgazdasági	Ipari, építőipari	Szolgáltatási	Szellemi	Fizikai-
	1996–2000	2001–2003					
	foglalkoztatottak aránya a vidéki átlag %-ában			ágazatban		munkakörben	
1. Legmagasabb	116	117	140	99	98	80	112
2. Nagyon magas	109	110	135	104	98	86	109
3. Magas	105	105	128	97	88	94	104
4. Közepes	102	102	76	94	107	104	97
5. Átlagos	98	98	125	110	91	90	106
6. Alacsony	95	95	76	99	108	107	95
7. Legalacsonyabb	90	88	101	78	121	137	78
Vidék összesen	100	100	100	100	100	100	100
Budapest	86	86	7	65	136	159	64
Országos	98	98	81	92	107	112	93

A budapesti kerületeket tekintve hasonló összefüggés mutatkozik. Az iparban dolgozók aránya négy (magas és közepes) halandósági csoportban alig mutat különbséget, viszont a legalacsonyabb kategóriában a fővárosi átlagnak

alig valamivel több mint 70%-át éri el, a magas halandóságú kerületekhez viszonyítva kevesebb mint a fele az itt dolgozók aránya. Fordított a helyzet a szolgáltatási ágazatok súlyát illetően: a fővárosi átlagot alapul véve a legalacsonyabb halandóságú kerületekben 8%-kal többen dolgoznak ebben a szektorban.

A halandósági szint Budapesten is sokkal egyértelműbben kapcsolódik a foglalkozás minőségével. A magas halandóságú kerületekben a fizikai dolgozók aránya 14–18%-kal meghaladja a budapesti átlagot, de a legkedvezőbbekben csak annak fele. A maximális és a minimális előfordulást összevetve tehát több mint kétszeres a különbség. Ezzel szemben a szellemi dolgozók aránya a legalacsonyabb halandóságú kerületekben egyharmadával meghaladja a budapesti átlagot és felével a legkedvezőtlenebb halandósági helyzetben levő kerületekét.

A budapesti kerületek esetében az ágazati és a foglalkozás minősége szerinti hovatartozás és a halandósági szint az alábbiak szerint alakul (10. táblázat).

*10. Az aktív keresők ágazat és a foglalkozás minősége szerinti megoszlása a különböző halandósági szintű budapesti kerületekben*  
*Mortality ratios and the distribution of the economically active population by occupational group and quality, and by the mortality level of the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Ipari, építőipari	Szolgáltatási	Szellemi	Fizikai
	1996–2000	2001–2003	ágazatban		munkakörben	
			foglalkoztatottak aránya a budapesti átlag %-ában			
1. Legmagasabb	119	119	102	99	91	114
2. Nagyon magas	110	111	115	96	88	118
3. Átlagos	102	104	104	92	93	111
4. Alacsony	91	92	97	101	105	93
5. Legalacsonyabb	82	83	71	106	133	51
Budapest	100	100	100	100	100	100

#### *Halandóság és iskolai végzettség*

Az adott területi egység népességének legmagasabb iskolai végzettsége és halandósága között is szoros összefüggés figyelhető meg. Az összehasonlítás során a képzettségi szintet az alábbi négy mutatóval állapítjuk meg:

- legalább az általános iskola 8 osztályát végezte, a 15 éves és idősebb népesség %-ában,

- legalább befejezett középiskolai végzettségű, a 18 éves és idősebb népesség %-ában,
- befejezett felsőfokú végzettségű, a 25 éves és idősebb népesség %-ában,
- az átlagosan elvégzett osztályok száma.

A vidéki kistérségeket vizsgálva találunk csekély különbségeket az általános iskola 8. osztályát elvégzettek halandósági szintjében: a magasabb halandóságú kistérségekben a vidéki átlagnál 4%-kal kevesebben végezték el az általános iskola 8. osztályát, a legalacsonyabb halandóságúakban pedig az átlagnál 5%-kal többen. A két pólus között a különbség egynyolcadnyi. Jelentős differenciálódás mutatkozik a közép- és felsőfokú végzettek esetében. A legalább középiskolát végzettek aránya a legmagasabb halandóságú kistérségekben az átlagosnak csak 71%-a, a legkedvezőbb halandóságú kistérségekben viszont ennek kétszerese (150%). Még karakteresebb ez a jelenség, ha a felsőfokú végzettségűeket tekintjük: arányuk a legmagasabb halandóságú kistérségekben az átlagosnak csak 57%-a, míg a legalacsonyabb halandóságúakéban már közel kétszerese (190%). A két szélső érték között 3,3-szoros a különbség.

*11. Legmagasabb iskolai végzettség a vidéki kistérségek halandósági szintje szerint*

*Mortality ratios and educational status by the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Legalább 8 osztály	Legalább középiskola	Felsőfokú végzettségű
	1996–2000	2001–2003	a 15–x évesek	a 18–x évesek	a 25–x évesek
			százalékában, a vidéki átlag %-ában		
1. Legmagasabb	116	117	96	71	57
2. Nagyon magas	109	110	96	76	66
3. Magas	105	105	98	89	82
4. Közepes	102	102	100	104	100
5. Átlagos	98	98	99	91	90
6. Alacsony	95	95	103	114	122
7. Legalacsonyabb	90	88	105	150	190
Vidék összesen	100	100	100	100	100
Budapest		86	108	175	285
Összesen		98	101	114	125

A budapesti kerületek lakosai körében az általános iskolai végzettség olyan nagy arányú, hogy a halandósági szint szerint alig mutatkoznak különbségek (a magasabb halandóságú kerületekben a budapesti átlag körüli, a legalacsonyabb halandóságúak esetében annál 2%-kal magasabb a mutató értéke). Jóval erősebb az összefüggés a közép- és még inkább a felsőfokú végzettségűeket illetően. A két legmagasabb halandósági kategóriában a 18 évesek és idősebbek

körében a legalább középiskolát végzettek aránya csak a budapesti átlag 88–89%-át teszi ki, ugyanakkor a legkedvezőbb halandósági szintű kerületekben annál 31%-kal magasabb, így a kettő között közel 50%-os különbség mutatkozik. Még egyértelműbb ez a reláció a felsőfokú végzettségük esetében (a 25 éves és idősebb népességre vonatkoztatva). Arányuk a legmagasabb halandóságú kerületekben a budapesti átlagnak csak 70–77%-a, ugyanakkor a legalacsonyabb halandóságú kerületekben annál 88%-kal magasabb. A maximum tehát több mint két és félszerese a minimumnak.

A legmagasabb iskolai végzettség és a halandósági szint a budapesti kerületekben az alábbiak szerint alakul (12. táblázat).

*12. Legmagasabb iskolai végzettség a budapesti kerületek halandósági szintje szerint*  
*Mortality ratios and educational status by the mortality level of the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Legalább 8 osztályt	Legalább középiskolát	Felsőfokú tanintézetet
	1996–2000	2001–2003	végzett az		
			15–x évesek %-ában, a budapesti átlag %-ában	18–x	25–x
1. Legmagasabb	119	119	99	89	77
2. Nagyon magas	110	111	100	88	70
3. Átlagos	102	104	100	93	82
4. Alacsony	91	92	101	106	124
5. Legalacsonyabb	82	83	102	131	188
Budapest	100	100	100	100	100

### *Halandóság és etnikum*

Az etnikai hovatartozás és a halandóság összefüggése szintén társadalmi differenciákra utal. Magyarországon a cigányok (romák) területi aránya az a tényező, ami hozzájárulhat a halandósági különbségek megmagyarázásához. Bár a magukat a cigány nemzetiséghez tartozóknak vallók aránya a legutóbbi – 2001-es – népszámlálás során is alatta maradt a vélelmezhetőnek, a jelentős területi különbségek, illetve ezeknek a halandósági szinttel mutatott erős összefüggése mégis indokolja a vizsgálatot.

Azokban a vidéki kistérségekben, amelyekben a halandóság a legmagasabb vagy nagyon magas (1. és 2. kategória), a cigány nemzetiségűek aránya a vidéki átlag kétszerese; a magas és közepes kategóriákban (3. és 4. halandósági szint) az átlagosnál valamivel magasabb; az átlagos szinttől kezdve fokozatosan csökken a súlyuk, és a legkedvezőbb halandóságú kistérségekben már csak a

vidéki átlag kétötödét teszi ki. Így a maximális halandóságú területeken relatíve közel ötször annyi cigány nemzetiségű él, mint a legkedvezőbb halandóságú kistérségekben. Budapesten a cigányság – bevallott – aránya csak a vidéki átlag egyharmada.

A halandóság és a cigány nemzetiségűek aránya a vidéki kistérségekben az alábbi (13. táblázat).

*13. A cigány nemzetiségűek aránya a kistérségek halandósági szintje szerint  
Proportion of the Roma population by the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Cigány (roma) nemzetiségűek aránya
	1996–2000	2001–2003	
	a vidéki átlag %-ában		
1. Legmagasabb	116	117	191
2. Nagyon magas	109	110	202
3. Magas	105	105	113
4. Közepes	102	102	128
5. Átlagos	98	98	65
6. Alacsony	95	95	53
7. Legalacsonyabb	90	88	42
Vidék összesen		100	100
Budapest		86	33
Országos		98	90

A budapesti kerületekben lényegében csak a legmagasabb halandóságú kerületekben találunk jelentősebb cigány nemzetiségű népességet, arányuk ezekben a fővárosi átlag 2,3-szerese. Minden további halandósági kategóriában az átlag alatt marad a cigányok aránya, a 2. (magas) szint 93%-ától az 5. (legalacsonyabb) szint 34%-áig süllyedve. A maximális érték közel hétszerese a minimálisnak.

A fővárosi kerületekben a cigány nemzetiségűek aránya és a halandósági szint az alábbiak szerint alakul (14. táblázat).

*14. A cigány nemzetségűek aránya a budapesti kerületek  
halandósági szintje szerint*  
*Proportion of the Roma population by the mortality level of  
the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		Cigány (roma) nemzetségűek aránya
	1996–2000	2001–2003	
a budapesti átlag %-ában			
1. Legmagasabb	119	119	230
2. Nagyon magas	110	111	93
3. Átlagos	102	104	83
4. Alacsony	91	92	51
5. Legalacsonyabb	82	83	34
Budapest	100	100	100

*Halandóság és kormegoszlás*

A standard halandósági hányados alkalmazásával ugyan a kormegoszlás területi különbségeit kiküszöböltük, másfelől azonban független változóként is alkalmazhatjuk a halandósági szintre gyakorolt hatásának kimutatására.

Erre a célra három nagy korosztályt értelmezünk:

- *gyermekkorúak*: 0–14 évesek;
- *munkaképes korúak*: 15–59 évesek;
- *öregkorúak*: 60 évesek és idősebbek.

A vidéki kistérségekre nézve halandósági szintenként vizsgálva e három generáció súlyának eltéréseit, nem találunk jelentős eltéréseket. Általánosságban azt mondhatjuk, hogy a magasabb halandóságú kistérségekben a gyermekkorúak és a munkaképes korúak találhatók nagyobb arányban, az alacsonyabb halandóságú kistérségekben ezek inkább kisebb súllyal szerepelnek. A differenciák azonban csak a gyermekkorúak esetében számottevőek: a 0–14 éveseket tekintve a vidéki átlagtól mért eltérés maximuma a két legmagasabb (1. és 2.) kategóriában 109, ugyanakkor a minimum a két legalacsonyabb (6. és 7.) kategóriában 95, illetve 93%. Így a két szélső érték között 17%-os különbség mutatkozik. A munkaképes korúak hányada minden kategóriában átlag körüli. Az öregkorúak arányát illetően lényegében nincsenek eltérések, az értékek a 7 kategóriában 96 és 104 között szóródnak:

A halandósági szint és a kormegoszlás kistérségenként a következőképpen alakul (15. táblázat).

*15. A népesség kormegoszlása a kistérségek halandósági szintje szerint  
Mortality ratios and age distribution of the population by  
the mortality level of the sub-regions*

Halandósági szint	Halandósági hányados		0–14	15–59	60–x	0–14	15–59	60–x
	1996–2000	2001–2003	évesek aránya a vidéki átlag %-ában			évesek aránya az össznépesség %-ában		
1. Legmagasabb	116	117	109	99	99	18	62	20
2. Nagyon magas	109	110	109	97	100	19	61	20
3. Magas	105	105	101	97	104	17	62	21
4. Közepes	102	102	102	100	98	17	63	20
5. Átlagos	98	98	100	100	100	17	63	20
6. Alacsony	95	95	95	102	101	16	64	20
7. Legalacsonyabb	90	88	93	102	98	16	64	20
Vidék összesen	100	100	100	100	100	17	63	20
Budapest	86	86	75	101	117	13	64	23
Országos	98	98	95	100	103	16	63	21

Budapesten jóval (egynegyedével) alacsonyabb a gyermekkorúak aránya, mint vidéken, az öregkorúaké pedig magasabb (7%-kal). A budapesti kerületek lakóinak kormegoszlásában halandósági szintek szerint fennálló különbség sokkal jelentősebb, mint a vidéki régiókban tapasztalt. A gyermekkorúak aránya a magas halandóságú kerületekben egyértelműen magasabb, mint az alacsony halandóságúakéban. A különbség a maximum és a minimum között több mint egyharmados. Természetesen fordított a reláció az időskorúak esetében: az ő súlyuk a legkedvezőbb halandóságú kerületekben majdnem másfélszer akkora, mint a legmagasabb és a magas halandóságú kerületekben. Mindez azzal az eredménnyel is jár, hogy a magas és az átlagos halandóságú kerületekben a munkaképes korúak aránya valamivel magasabb, a kedvező halandóságú kerületekben viszont alacsonyabb. A különbség azonban nem érdemi: a maximum 8%-kal haladja meg a minimumot.

A budapesti kerületekben a halandósági szint és a kormegoszlás az alábbiak szerint alakul (16. táblázat).

*16. A népesség kormegoszlása a budapesti kerületek halandósági szintje szerint  
Mortality ratios and age distribution of the population by the mortality level of  
the districts of Budapest*

Halandósági szint	Halandósági hányados		0–14	15–59	60–x	0–14	15–59	60–x
	1996–2000	2001–2003	évesek aránya a budapesti átlag %-ában			évesek aránya az össznépesség %-ában		
1. Legmagasabb	119	119	105	102	81	14	65	21
2. Nagyon magas	110	111	108	103	86	14	66	20
3. Átlagos	102	104	102	102	94	13	65	22
4. Alacsony	91	92	93	99	106	12	63	25
5. Legalacsonyabb	82	83	79	95	127	10	60	30
Budapest	100	100	100	100	100	13	64	23

A kormegoszlásban mutatkozó különbségeket – az eltérő halandósági szint mellett – erősen befolyásolják a születési arányok differenciái is. Ez utóbbiak azonban független változóként is felfoghatóak, szoros ugyanis az összefüggés a születési arányszám és a standard halandósági szint között. Általánosságban a kedvezőtlen halandóság az átlagosnál valamivel magasabb élveszületési aránnyal párosul. A legmagasabb és a magas halandósági szintű kistérségekben az élvszületések legutóbbi években mért aránya 10%-kal meghaladta a vidéki átlagot, miközben az átlagos, az alacsony és a legalacsonyabb kategóriákban annál 10%-kal mutatkozott alacsonyabbnak. A szélső értékek közötti különbség közel egynegyednyire rúgott. Hasonló a helyzet – erősebb differenciákkal – a fővárosban is: itt a legmagasabb halandóságú kerületek élveszületési arányszámai az átlagosnál közel egynegyedével, míg a – 86%-os szinten álló – legalacsonyabb halandóságú kerületekéhez viszonyítva több mint kétötödével magasabbak.

Abban a jelenségben, hogy a magasabb halandóságú területeken magasabb a fiatalok aránya, szerepet játszanak az eltérő termékenységi viszonyok is. A 2001-es népszámlálás alkalmával mért befejezett termékenységi szint (a száz 45–49 éves nőre jutó született gyermekek száma) magasabb a kedvezőtlen halandóságú kistérségekben, mint a kedvezőkben. A mutató a legmagasabb és a nagyon magas halandóságú kistérségekben 5–6%-kal meghaladja a vidéki átlagot, miközben a legalacsonyabb halandóságú kistérségekben 11%-kal marad el attól. A különbség a maximális és a minimális érték között 19%-os. Hasonló a helyzet a budapesti kerületekben is. Itt a termékenységi szint a magas halandóságú kerületekben 7%-kal van a fővárosi átlag felett (míg a legmagasabbakban csak 1%-kal). A legkedvezőbb halandósági helyzetű kerületekben élő nők gyermekszáma 6%-kal marad el a fővárosi átlagtól és 12%-kal a maximális szinttől.

*Halandóság és lelki egészség*

Tisztázást igényel, hogy a lelki egészség miképpen befolyásolja általánosságban az egészségi állapotot és ezen keresztül milyen mértékben hat a halandósági különbségekre. A Semmelweis Egyetem Magatartástudományi Intézete „Hungarostudy 2002” megnevezésű, 12 600 főre kiterjedő, országosan és kistérségekre is reprezentatív vizsgálata hozzásegít a válaszhoz. A vizsgálatban szereplő kérdések segítségével kistérségenként – és így kistérségi csoportonként – 4-skálás csoportosításban megállapítható a Beck-féle depressziós index. Ennek alapján mind a megoszlásokat, mind pedig a depressziós átlagokat összehasonlíthatjuk a kistérségi, illetve budapesti kerületi halandósági szintekkel.

A kutatás eredménye szerint a felnőtt népesség 51%-a tekinthető – lelki értelemben – egészségesnek, 27%-a enyhén depressziós, 13%-a depressziós és 9%-a súlyosan depressziós. A mi tárgykörünkben az egészséges és a súlyos depressziósok arányának halandósági szint szerinti változása érdemel különös figyelmet. A legmagasabb (1) és a közepes (4) kategória közötti tartományban lineáris trend nem érzékelhető, csak ezután látszik egyértelmű tendencia: az egészségesek aránya emelkedik, a súlyos depressziósoké pedig csökken a halandósági szint javulásával.

Mindazonáltal általánosságban megállapítható, hogy a depresszió intenzívebben jelentkezik a kedvezőtlen halandóságú területeken, mint ott, ahol relatíve kevesebben halnak meg. A legalacsonyabb halandóságú kistérségekben az egészségesek aránya 16%-kal magasabb a vidéki átlagnál és 30–50%-kal a magas halandóságú kistérségekéénél. Fordítva: a súlyos depressziósok aránya a kedvező halandóságú kistérségekben egyötödével alacsonyabb a vidéki átlagnál és csak kétharmada–háromötöde annak, ami a magas halandóságú területeken mutatkozik.

Ennek következtében a depresszió átlaga a legkedvezőbb halandóságú területeken 8%-kal, a nagyon magas és magas halandóságú kistérségekben pedig mintegy egyötödével marad a vidéki átlag alatt. A legmagasabb depressziós átlagot a nagyon magas és a magas halandóságú kistérségekben találjuk (ahol ez a vidéki átlagot 17%-kal haladja meg), ugyanakkor a legmagasabb halandóságú kistérségekben ez a többlet jóval kisebb (a vidéki átlagnál csak 8%-kal magasabb, és így 8%-kal alacsonyabb, mint e két magasabb depressziós értéket mutató kategóriában).

17. A depresszió előfordulása a kistérségek halandósági szintje szerint  
(a „Hungarostudy 2002” reprezentatív adatai alapján)  
*Depression by the mortality level of the sub-regions  
(on the basis of the representative data of 'Hungarostudy-2002')*

Halandósági szint	Standard halandósági hányados		Egészséges	Enyhén depressziós	Depressziós	Súlyosan depressziós	Depressziós átlag
	1996–2000	2001–2003					
	a vidéki átlag százalékában						
1. Legmagasabb	116	117	90	109	108	119	108
2. Nagyon magas	109	110	77	120	117	131	117
3. Magas	105	105	83	113	122	121	117
4. Közepes	102	102	93	106	108	108	106
5. Átlagos	98	98	108	95	90	88	93
6. Alacsony	95	95	113	88	86	85	95
7. Legalacsonyabb	90	88	116	86	82	78	92
Vidék összesen	100	100	100	100	100	100	100
Budapest	86	86	113	91	82	80	83

Budapest átlagos depressziós indexe jóval alacsonyabb a vidéki átlagosnál (17%-kal). Ezt az okozza, hogy magasabb (13%-kal) az egészségesek és jóval alacsonyabb (egyötödével) a depressziósok és a súlyosan depressziósok előfordulása.

A budapesti kerületekben mért depressziós mutatók sem lineárisan követik a halandósági szintet. Itt is az látszik, hogy a magas és az átlagos halandósági szintű kerületekben együttesen alacsonyabb az egészségesek és magasabb a súlyosan depressziósok aránya, és emiatt megemelkedett a depressziós átlag (különösen a 2. magas kategóriában, amelyben az egészségesek aránya 93%-os, továbbá a 3. átlagos kategóriában, amelyben a súlyosan depressziósoké 115%-os). Ezzel szemben a legalacsonyabb halandóságú kerületekben (5. kategória) egyértelmű a depressziós mutatók alacsony szintje. Itt az egészségesek aránya a fővárosi átlagnál egyharmadával magasabb, míg a depressziósok, illetve a súlyosan depressziósok aránya annak csak 40–50%-a. Emiatt ebben a kategóriában a depresszió indexe csak 83%-a a budapesti átlagnak és háromnegyede a legrosszabb kategóriáénak.

18. A depresszió előfordulása a budapesti kerületek halandósági szintje szerint  
(a „Hungarostudy 2002” reprezentatív adatai alapján)  
*Depression by the mortality level of the districts of Budapest  
(on the basis of the representative data of 'Hungarostudy-2002')*

Halandósági szint	Standard halandósági hányados		Egész-séges	Enyhén de-presszi-ós	De-presszi-ós	Súlyo-san de-presszi-ós	De-presszi-ós átlag
	1996–2000	2001–2003					
	a budapesti átlag százalékában						
1. Legmagasabb	119	119	98	106	97	101	104
2. Magas	110	111	93	113	116	89	110
3. Átlagos	102	104	95	106	107	115	106
4. Alacsony	91	92	102	94	101	107	98
5. Legalacsonyabb	82	83	132	68	39	46	83
Budapest	100	100	100	100	100	100	100

### Összefoglalás

Ha a kistérségek halandóságára gyakorolt különböző társadalmi-gazdasági jelenségek egyenkénti hatását kívánjuk egy mutató segítségével jellemezni, arra az a legalkalmasabb eljárás, ha a standard halandósági hányados nagysága és az adott jelenséget jellemző mutató kistérségi alakulása közötti korrelációs együtthatót számítjuk ki, Pearson módszerével. A negatív korrelációs együttható azt jelzi, hogy az adott mutató alacsony értéke magas halandósággal jár együtt, a pozitív pedig azt, hogy a mutató magas értéke magas standard halandósággal áll párban, és fordítva. E szerint a kistérségek halandósági mutatóit – csökkenő sorrendben – az alábbi mutatók határozzák meg (a felsorolásban csak a 100%-os szignifikanciával rendelkező összefüggések szerepelnek) (19. táblázat).

*19. A halandósági szint és egyes társadalmi-gazdasági mutatók összefüggése  
Correlation between the level of mortality and some socio-economic variables  
(Pearson correlation coefficients)*

Mutató	Pearson-féle korrelációs együttható
1. Komplex fejlettség	-0,610
2. Elvégzett átlagos osztályszám	-0,575
3. Egy főre jutó jövedelem	-0,566
4. Az adózók aránya a népességben	-0,564
5. Ezer lakosra jutó vezetékes távbeszélő	-0,560
6. Szennyvízcsatornával ellátott lakások	-0,521
7. Ezer lakosra jutó személygépkocsi	-0,482
8. Munkanélküliségi arány	0,469
9. Élveszületési arány	0,437
10. A közgyógyoszerellátásban részesülők aránya	0,433
11. A tartósan munkanélküliek arány	0,420
12. A cigány nemzetiségűek aránya	0,377
13. Ezer lakosra jutó középiskolai tanuló	-0,376
14. A mezőgazdaságban dolgozók aránya	0,347
15. A szolgáltatásban dolgozók aránya	-0,303
16. A depresszió mértéke	-0,328
17. A települések átlagos népessége	-0,312
18. Ezer lakosra jutó épített lakások	-0,298
19. Ezer lakosra jutó kábeltévé-előfizető	-0,284

A bemutatott 19 – szignifikáns – korrelációs mutató közül 12 negatív összefüggést jelez, vagyis ennek nagysága ellentétes módon alakul a standard halandósági hányadoséval. A 7 legmagasabb értékű is közülük kerül ki. Nem véletlen, hogy a legmagasabb (-0,610) a komplex fejlesztési mutatóé, hiszen ez magában foglalja a többi jelentős fejlettséget jelző indikátort is. Ezek közül az iskolai végzettség szintje és a jövedelem esetében mutatkozik erős negatív összefüggés.

Tárgyszavak:

Differenciális halandóság  
Kistérségi különbségek

**NEWER DATA ON THE MORTALITY DIFFERENCES OF THE  
COUNTRY SUB-REGIONS AND THE DISTRICTS OF BUDAPEST (II.)***Abstract*

The author examines the local differences of mortality by 149 country sub-regions and 23 districts of Budapest relating to the period 2001–2003. The first part of his results – the mortality conditions of the sub-regions and districts – has been already published in the previous issue of this journal. This paper deals with the causes and interpretation of the differences pointed out formerly. It analyses the mortality differences by a complex development variable, by the level of income, the ratio of employment, the occupational and ethnic distribution, the educational status, the age structure and mental health.

It has been pointed out that the strongest – negative – correlation existed between the mortality level and the complex development variable, but one can also find very strong negative correlation between the mortality level and the variables relating to the level of income. The unemployment rate and mortality level show a strong positive connection, and birth rates and ethnic distribution (the proportion of the Roma population) are also strongly connected with mortality (a relatively strong positive correlation).

## KÖZLEMÉNYEK

### A POISSON-REGRESSZIÓ ALKALMAZÁSA A SZOCIOLÓGIAI ÉS DEMOGRÁFIAI KUTATÁSBAN

MOKSONY FERENC

Mind a szociológiai, mind a demográfiai elemzésekben sűrűn találkozunk olyan függő változókkal, amelyek valamilyen esemény *előfordulási gyakoriságát* fejezik ki. A deviáns viselkedéssel foglalkozó kutatók például vizsgálják a társadalmi változásoknak az öngyilkosságok számára gyakorolt hatását; a demográfusok kutatják, hogy miként befolyásolják a különféle környezeti ártalmak a halálozások vagy a születési rendellenességek számát; a tudományszociológia művelői pedig elemzik azokat a tényezőket, amelyek a szakmai publikációkra történő hivatkozások számát meghatározzák. Mindezek során a kutatók sokszor a hagyományos lineáris regresszióelemzés módszerét alkalmazzák. Ez bizonyos esetekben elfogadható eredményre vezet, különösen akkor, ha a vizsgált jelenség átlagos előfordulási gyakorisága viszonylag *nagy*, ilyenkor ugyanis a függő változó eloszlása rendszerint nem tér el túlságosan a lineáris regresszió által feltételezett normális eloszlástól.

Más a helyzet akkor, ha a vizsgált jelenség statisztikai értelemben *ritka* előfordulású esemény – mint amilyen például a születési rendellenesség, a halálos kimenetelű közlekedési baleset vagy éppen az öngyilkosság. Ilyenkor a változó eloszlása többnyire meglehetősen *ferde*: a megfigyelések jelentős része a legalacsonyabb értékek körül tömörül, s innen a magasabb értékek felé haladva a gyakoriság meredeken csökken. Jól szemlélteti ezt az I. ábra, amelyen a Magyarország községeiben 1990 és 1995 között elkövetett öngyilkosságok gyakorisági eloszlása látható.<sup>1</sup> A normális eloszlás szimmetrikus haranggörbéje helyett a rajz egy erősen aszimmetrikus, jobbra ferde eloszlást mutat: közel 800 faluban a vizsgált hat év során egyáltalán nem történt öngyilkosság, s további csaknem 600-ban is csupán egyetlen esetet jegyeztek fel. Olyan település viszont, ahol 20-nál több öngyilkosságot követtek el, mindössze 38 akadt. Az ilyen aszimmetrikus, jobbra ferde eloszlások általában jól közelíthetők a diszkrét eloszlások egyik fontos típusával, a *Poisson-eloszlással*.<sup>2</sup>

A Poisson-eloszlás egyik fontos tulajdonsága, hogy esetében az *átlag egyenlő a varianciával*. Ez könnyen belátható, ha a Poisson-eloszlást úgy tekintjük, mint a binomiális eloszlás szélső esetét – mégpedig olyan szélső esetét, amikor a két lehetséges

<sup>1</sup> A rajzon azoknak a településeknek az adatai szerepelnek, amelyek 1990-ben községnek minősültek, s ezt a jogállásukat egészen 1995-ig megőrizték.

<sup>2</sup> Amint a vizsgált esemény egyre gyakoribbá válik, azaz amint az eloszlás átlaga emelkedik, a Poisson-eloszlás ferdesége fokozatosan csökken, és alakja mind közelebb kerül a normális eloszlásához (lásd pl. Sváb 1981. 498., 19.4–2. ábra). A Poisson-eloszlásnak ezért a *ritka* előfordulású események vizsgálatában van különös jelentősége (vö. Land – McCall 1996).

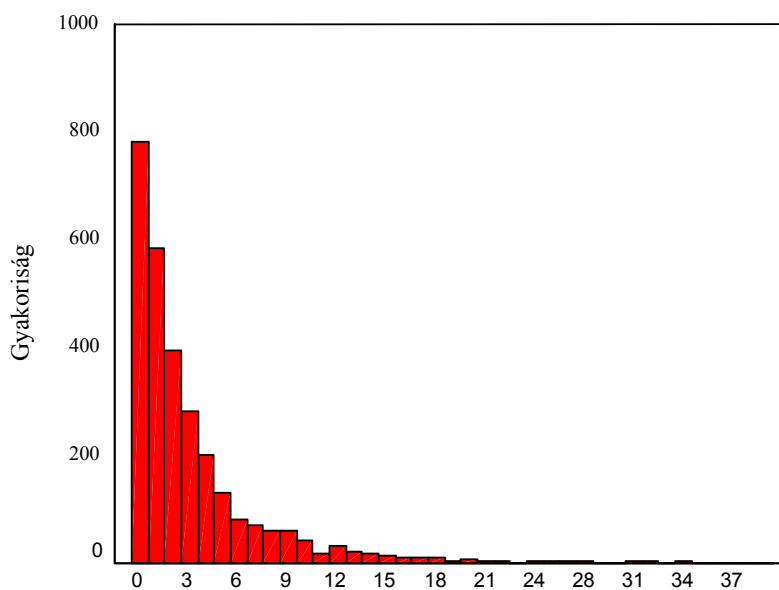
kimenetel (pl. öngyilkos/nem öngyilkos, rendellenességgel született/nem rendellenességgel született) egyikének a valószínűsége rendkívül kicsi. Egy binomiális eloszlású változó átlaga

$$\bar{x} = np,$$

variáciája pedig

$$s^2 = np(1 - p),$$

ahol  $n$  a megfigyelések száma és  $p$  a két lehetséges kimenetel egyikének (pl. az öngyilkosság vagy a születési rendellenesség bekövetkezésének) a relatív gyakorisága. Mi történik a variáciával, amint  $p$  értéke egyre kisebb és kisebb lesz, vagyis amint az egyik kimenetel relatív gyakorisága egyre csökken? A következmény az, hogy az  $(1-p)$  szorzótényező fokozatosan tart 1-hez, ennek nyomán pedig  $s^2$ , azaz a variancia fokozatosan tart  $np$ -hez, ami nem más, mint az átlag.



Öngyilkosságok száma, 1990–1995

*I. Az öngyilkosságok számának gyakorisági eloszlása Magyarországi községeiben, 1990–1995*

*Frequency distribution of suicide in Hungarian villages, 1990–1995*

Hogyan érinti az átlagnak és a variáciának ez az egyenlősége a hagyományos lineáris regresszióelemzés alkalmazhatóságát? A regresszióelemzés során abból indulunk ki, hogy a függő változó átlaga a magyarázó változók valamilyen függvénye, vagyis az átlag együtt mozog ezeknek a változóknak az értékeivel. Poisson-eloszlású változók

esetében ez egyszersmind azt is jelenti, hogy a változó *varianciája* is együtt mozog a magyarázó változókkal. Épp ez a probléma: a hagyományos lineáris regresszió egyik alapfeltevése ugyanis, hogy a függő változó szórása a magyarázó változó minden egyes értéke vagy kategóriája esetén ugyanakkora (ezt hívják a statisztikai szakirodalomban homoszkedaszticitásnak). Ez a feltevés az, ami Poisson-eloszlású függő változóknál – az átlag és a variancia azonossága miatt – rendszerint nem teljesül.

A hagyományos lineáris regresszió tehát – mint látjuk – több szempontból sem igazán alkalmas az olyan típusú függő változók vizsgálatára, amelyek ritka előfordulású események gyakoriságát fejezik ki. Az egyik probléma az eloszlás ferdesége, a másik pedig a homoszkedaszticitás hiánya. Hogyan tudnánk orvosolni ezeket a problémákat? Az egyik lehetséges megoldás a *függő változó transzformálása*. Ennek a műveletnek a célja, hogy az új, átalakított függő változó eloszlásának sajátosságai jobban megfeleljenek a lineáris regresszió követelményeinek, s így azután a transzformált adatokra a hagyományos legkisebb négyzetek módszerét használhassuk. Poisson-eloszlású változók esetén a leggyakrabban alkalmazott átalakítás a négyzetgyök-transzformáció. Ez az eljárás két szempontból is hasznos. Egyrészt ismeretes, hogy egy Poisson-változó négyzetgyökének a varianciája független az átlagától (Chatterjee – Price 1977. 39), következésképpen ezzel az átalakítással elkerülhetjük a homoszkedaszticitás követelményének a megsértését. Másrészt ily módon a függő változó eloszlása közelebb kerül a normális eloszláshoz, ami a szignifikanciateszt alkalmazásának egyik feltétele.

Bár a függő változó átalakítása egyszerű és széles körben használt módszer – egy korábbi munkámban (Moksony 1995) magam is ezt alkalmaztam –, az újabb kutatásokban egyre inkább teret hódít egy másik megoldás. Ennek lényege, hogy ne a függő változó eloszlását igazítsuk – a transzformáció révén – a lineáris regresszió követelményeihez, hanem fordítva: *a regressziós modellt idomítsuk a függő változó eloszlásának a sajátosságaihoz*. A hagyományos regresszióhoz az a fajta módosítása, amelynek nyomán ez az elemzési módszer alkalmassá válik az előfordulási gyakoriságot kifejező függő változók vizsgálatára, a Poisson-regresszió.

#### *Az általánosított lineáris modell*

A Poisson-regresszió az *általánosított lineáris modellek* (Hoffman 2004; Agresti 1996. 4. fejezet) családjába tartozik. Ezek a modellek két ponton lazítják a hagyományos lineáris regresszió esetében alkalmazott megkötéseket, nagymértékben kiszélesítve ezzel a regresszióelemzéssel vizsgálható jelenségek körét. Először is, míg a hagyományos regresszió magát a függő változó átlagát írja le a magyarázó változók lineáris függvényeként, addig az általánosított lineáris modell esetében az átlag valamilyen *függvénye vagy transzformáltja* (pl. logaritmus) tölti be ezt a szerepet. Az általánosított lineáris modell is megőrzi tehát a linearitás feltevését, csak éppen azt az átlag helyett annak átalakított formájára vonatkoztatja. Magát az átalakítást, vagyis az átlagból annak transzformáltját létrehozó műveletet vagy hozzárendelést *link function*-nak, azaz kapcsolati függvénynek nevezik. (Az átlag és a transzformáltja közötti kapcsolat természetesen lehet az egyszerű azonosság is; ez esetben maga az átlag lesz a magyarázó változók lineáris függvénye, vagyis ekkor a hagyományos lineáris regresszióhoz jutunk. A hagyományos lineáris regresszió tehát nem más, mint az általánosított lineáris modell speciális esete.)

Másodszor, míg a hagyományos lineáris regresszió feltevése szerint a függő változó normális eloszlású, addig az általánosított lineáris modellben a *függő változó eloszlása ettől eltérő típusú is lehet*.<sup>3</sup> Ezek közül leggyakrabban a binomiális és a Poisson-eloszlást használják a kutatók; az előbbi alkalmazása a dichotóm, az utóbbié pedig az előfordulási gyakoriságot kifejező függő változókra terjeszti ki a regresszióelemzés hatókörét.

Az *általánosított* lineáris modellt meg kell különböztetni az *általános* lineáris modelltől (Fennessey 1968; Cohen 1968), amely a szűkebb értelemben vett lineáris regresszió mellett a varianciaelemzést és a kovarianciaelemzést foglalja magában. E három statisztikai módszer lényegében csupán a magyarázó változók fajtája vagy mérési szintje tekintetében különbözik egymástól: a szoroson vett lineáris regresszió esetében mindegyik magyarázó változó numerikus, a varianciaelemzés esetében mindegyik kategoriális, míg a kovarianciaelemzés esetében egy részük numerikus, más részük viszont kategoriális. Picit leegyszerűsítve azt mondhatjuk, hogy míg az általános lineáris modell a *magyarázó* változók típusa szempontjából bővíti a hagyományos lineáris regressziót – a numerikus változók mellett a kategoriálisakat is „beengedve” az elemzésbe –, addig az általánosított lineáris modell még egy lépéssel tovább megy, és a *függő* változóval – annak típusával, eloszlásával – kapcsolatos korlátokat is feloldja.

Az eddig elmondottakat foglalja össze az 1. táblázat, amely az általánosított lineáris modell körébe tartozó modellfajtákat tartalmazza. Ebből a táblázatból jól látható, hogy a Poisson-regresszió alapvetően két dologban tér el a hagyományos lineáris regressziótól. Egyrészt abban, hogy ezúttal nem a függő változó átlagát, hanem annak természetes alapú *logaritmusát* írjuk le a magyarázó változók lineáris függvényeként; másrészt pedig abban, hogy a függő változót nem normális eloszlásúnak, hanem – a ritka előfordulási események sajátosságait figyelembe véve – *Poisson-eloszlásúnak* tekintjük.

1. Az általánosított lineáris modell körébe tartozó modelltypusok  
Generalized linear models

Modelltypus	Transzformáció (kapcsolati függvény)	A függő változó eloszlása	A magyarázó változó fajtája
Szűk értelemben vett lineáris regresszió	Azonosság	Normális	Numerikus
Varianciaelemzés	Azonosság	Normális	Kategoriális
Kovarianciaelemzés	Azonosság	Normális	Numerikus és kategoriális
Logisztikus regresszió	Logit	Binomiális	Numerikus és kategoriális
Poisson-regresszió	Logaritmus	Poisson	Numerikus és kategoriális

Forrás: Agresti 1996. 97 (4.5. táblázat).

<sup>3</sup> Ezek az eloszlással kapcsolatos feltevések a függő változónak nem az ún. marginális, hanem a feltételes eloszlására vonatkoznak, ahol is a feltételt a magyarázó változó adott értéke jelenti.

*A Poisson-regresszió modellje és az együtthatók értelmezése*

A Poisson-regresszió modellje a következő:

$$\ln \lambda = \beta_0 + \beta_1 X \quad (1),$$

ahol  $\lambda$  a függő változó átlaga vagy várható értéke,  $X$  a magyarázó változó,  $\beta_0$  és  $\beta_1$  pedig regressziós együtthatók. Az (1) egyenlet mindkét oldalának az antilogaritmusát véve a Poisson-regresszió multiplikatív formájához jutunk:

$$\lambda = \exp(\beta_0 + \beta_1 X) = \exp(\beta_0) * \exp(\beta_1 X) \quad (2).$$

Ez az átalakítás azért hasznos, mert megkönnyíti a regressziós együtthatók – mindekelőtt a magyarázó változó hatását kifejező  $\beta_1$  – értelmezését. A Poisson-regresszió eredeti, log-lineáris formájában – az (1) egyenletben – a  $\beta_1$  együttható jelentése lényegében azonos a hagyományos lineáris regresszióban szereplő  $\beta_1$  együttható jelentésével. Eszerint  $\beta_1$  azt mutatja meg, hogy mennyivel változik – nő vagy csökken – a függő változó átlagos értéke, amint a magyarázó változó értéke 1 egységgel emelkedik. A Poisson-regresszió esetében a függő változó az előfordulási gyakoriság logaritmus, ennek megfelelően a  $\beta_1$  együttható azt fejezi ki, mennyivel nő vagy csökken a vizsgált jelenség átlagos előfordulási gyakoriságának – például az öngyilkosságok átlagos számának – a logaritmus, amint a magyarázó változó értéke 1 egységgel emelkedik.

Ez az értelmezés azonban nem igazán „felhasználóbarát”: a kutató általában nem logaritmusokban gondolkodik. A Poisson-regresszió multiplikatív formájának – a (2) egyenletnek – az előnye éppen az, hogy ott a függő változó maga az átlagos gyakoriság, nem pedig annak logaritmus. Ebből az egyenletből látható, hogy  $\exp(\beta_1)$ , vagyis a  $\beta_1$  együttható antilogaritmus, a magyarázó változó multiplikatív hatását tükrözi: azt fejezi ki, hányszorosára nő vagy csökken a vizsgált jelenség átlagos gyakorisága – például az öngyilkosságok átlagos száma –, amint a magyarázó változó 1 egységgel emelkedik. Hogy ez világos legyen, tegyük föl, hogy  $X$  értéke éppen  $a$ . Ekkor

$$(\lambda | X = a) = \exp(\beta_0 + \beta_1 a) = \exp(\beta_0) * \exp(\beta_1 a),$$

ahol a függőleges vonal ( | ) a feltételt jelöli, vagyis  $(\lambda | X = a)$  a vizsgált jelenség átlagos gyakorisága akkor, ha  $X = a$ . Növeljük most meg a magyarázó változó értékét 1 egységgel, azaz legyen ezúttal  $X = a + 1$ . Ekkor

$$(\lambda | X = a + 1) = \exp[\beta_0 + \beta_1(a + 1)] = \exp(\beta_0) * \exp(\beta_1 a) * \exp(\beta_1).$$

Végül vegyük a fenti két egyenlet hányadosát:

$$\frac{(\lambda | X = a + 1)}{(\lambda | X = a)} = \frac{\exp(\beta_0) * (\beta_1 a) * \exp(\beta_1)}{\exp(\beta_0) * (\beta_1 a)} = \exp(\beta_1).$$

Mindebből látható, hogy amint a magyarázó változó értéke  $a$ -ról  $(a+1)$ -re, azaz pontosan 1 egységgel emelkedett, a függő változó átlaga ( $\lambda$ ) valóban éppen  $\exp(\beta_1)$ -szeresére változott.

Ezt a változást célszerű lehet százalékos formában kifejezni:

$$\text{százalékos változás} = 100 * [\exp(\beta_1) - 1].$$

Ha például a függő változó az öngyilkosságoknak egy adott településen megfigyelt száma, a magyarázó változó a munkanélküliek százalékos aránya ugyanezen a településen, a  $\beta_1$  együttható értéke pedig, mondjuk, 0,055, akkor  $\exp(\beta_1) = \exp(0,055) = 1,057$ , és  $100 * (\exp(\beta_1) - 1) = 100 * (1,057 - 1) = 5,7$ , vagyis a munkanélküliség minden 1 százalékpontos emelkedése átlagosan 5,7%-kal növeli az öngyilkosságok számát. Ugyanígy, ha a magyarázó változó a településtípus, a falvakat 0-val, a városokat 1-gyel kódoljuk, a  $\beta_1$  együttható értéke pedig, mondjuk,  $-0,35$ , akkor  $\exp(\beta_1) = \exp(-0,35) = 0,70$ , és  $100 * (\exp(\beta_1) - 1) = 100 * (0,70 - 1) = -30$ , vagyis a falvakhoz viszonyítva a városokban átlagosan 30%-kal alacsonyabb az öngyilkosságok száma.<sup>4</sup>

#### *A rizikónépesség nagyságának bevonása a modellbe*

A Poisson-regresszió idáig tárgyalt modelljének egyik fogyatéksége, hogy nem veszi figyelembe a *rizikónépesség eltérő nagyságát*, s ennek az eltérésnek a függő változóra gyakorolt hatását. Márpedig nyilvánvaló, hogy – mondjuk – egy népesebb településen pusztán a nagyobb lélekszám miatt várhatóan nagyobb a vizsgált jelenség – például az öngyilkosság – előfordulási gyakorisága, mint ott, ahol csak kevesen élnek. A népesség számában mutatkozó különbséget egyfajta standardizálással építhetjük be a regressziós modellbe, mégpedig úgy, hogy a függő változó átlagát elosztjuk a rizikónépességgel:

$$\ln\left(\frac{\lambda}{n}\right) = \beta_0 + \beta_1 X \quad (3),$$

ahol  $n$  a rizikónépesség, például egy város vagy egy falu lakóinak a száma. A Poisson-regresszióknak ebben a módosított modelljében tehát a vizsgált jelenség abszolút gyakorisága helyett az előfordulási *arányát* tekintjük a magyarázó változó függvényének. A (3) egyenlet az alábbi formában is felírható:

$$\ln(\lambda) - \ln(n) = \beta_0 + \beta_1 X \quad (4).$$

A (4) egyenletet átalakítva pedig a következőt kapjuk:

$$\ln(\lambda) = \ln(n) + \beta_0 + \beta_1 X \quad (5).$$

<sup>4</sup> Fontos megjegyezni, hogy kétértékű magyarázó változó – a példában a településtípus (város és falu) – esetén az együttható antilogaritmus csak akkor tükrözi a magyarázó változó multiplikatív hatását, ha *dummy* kódolást alkalmazunk, vagyis ha az egyik kategóriát 1-gyel, a másikat pedig 0-val jelöljük. Csak ebben az esetben egyenlő ugyanis az 1 egységnyi változás a két kategória közötti távolsággal. Hatáskódolás esetén például – azaz amikor az egyik kategóriát 1-gyel, a másikat pedig  $-1$ -gyel jelöljük – a kategóriák közti távolság nem 1, hanem 2 egység, ennek megfelelően a multiplikatív hatás nagysága nem  $\exp(\beta_1)$ , hanem  $\exp(2 * \beta_1) = \exp(\beta_1)^2$ .

A Poisson-regresszióknak ez a modellje – mint látható – abban tér el az eredetitől, hogy szerepel benne egy külön magyarázó változó,  $\ln(n)$ , ami a rizikónépeség nagyságát tükrözi, s aminek az együtthatóját automatikusan 1-nek vesszük. Ezt a magyarázó változót általában kiegyenlítő vagy kiegyensúlyozó (az angol nyelvű szakirodalomban *offset*) változónak nevezik. Amennyiben a rizikónépeség nagysága minden megfigyelés esetében azonos, akkor  $\ln(n)$  állandó, és így beépíthető a  $\beta_0$  konstansba, aminek eredményeként az eredeti modellhez, vagyis az (1) egyenlethez jutunk.

#### A „túlszórás”

A rizikónépeség nagyságának figyelembevétele mellett a Poisson-regresszió kiinduló modellje egy másik szempontból is sokszor kiegészítésre szorul. Az előfordulási gyakoriságot kifejező változók sajátosságairól szólva említettem már, hogy a Poisson-eloszlás esetében az átlag és a variancia egyenlő egymással. A Poisson-regresszió alapértelmezésben erre az azonosságra épül: a számítások során azt feltételezzük, hogy a függő változó átlaga és varianciája valóban egyforma. A gyakorlatban azonban ez a feltevés számos esetben tévesnek bizonyul: *a variancia meghaladja az átlagot*. Ezt a jelenséget hívják a módszertani szakirodalomban „overdispersion”-nek, azaz „túlszórás”-nak (Agresti 1996. 92–3; Le 1998. 226–228).

A „túlszórás” háttérben rendszerint két ok valamelyike áll (King 1989. 766–769). Egyrészt szinte minden empirikus kutatásban előfordul, hogy egy vagy több, a modellben szereplő független változókkal nem korreláló *magyarázó változó kimarad* az elemzésből – vagy azért, mert nem is gondolunk rájuk, vagy pedig azért, mert bár eszünkbe jutnak, nem tudunk róluk adatokat gyűjteni. Tegyük fel például, hogy az öngyilkosságok településenkénti gyakoriságát a gazdasági fejlettség és az adott régió sajátos kultúrája egyaránt befolyásolja, mi azonban e két tényező közül csupán az elsőt vonjuk be a vizsgálatba. Mi történik ebben a helyzetben? Ha rögzítjük a gazdasági fejlettség szintjét, akkor az ehhez a szinthez tartozó települések földrajzilag – és kulturálisan – *heterogének* lesznek; olyan részsokaságok keverékei, amely részsokaságok mindegyikének megvan a maga saját, az adott régióra jellemző – és a többiétől eltérő – öngyilkossági gyakorisága. Vagyis a függő változónak a gazdasági fejlettség adott értékéhez tartozó átlaga nem lesz konstans – ahogyan azt a Poisson-eloszlás feltételezi -, hanem annyi különböző átlagunk lesz, ahány különböző régióknak van. Ennek a fajta heterogenitásnak – a jelenség régióról régióra változó gyakoriságának – a következtében az öngyilkosság feltételes – azaz a gazdasági fejlettség meghatározott szintjéhez tartozó – eloszlásának a szórása nagyobb lesz annál, mint amire a Poisson-eloszlás alapján számítani lehetne. A „túlszórás” forrása itt tehát végső soron *a modellből kihagyott magyarázó változók által előidézett „többletszóródás”* – hasonlóan ahhoz, ahogyan a hagyományos lineáris regresszió esetében is a kihagyott változók hatása a függő változó nagyobb reziduális szóráspan csapódik le, s az újabb magyarázó változók bevonásának egyik indoka épp ennek a reziduális szórásnak a csökkentése (Moksony 1999. 185).<sup>5</sup>

<sup>5</sup> A hagyományos lineáris regresszióknál azonban mindez nem okoz problémát, hiszen az normális eloszlásra alapít, amely esetében – a Poisson-eloszlásétól eltérően – az átlag és a szórás független egymástól.

A másik ok, ami szintén „túlszóráshoz” vezethet, a *megfigyelések közötti függőség*. A Poisson-eloszlás egyik alapfeltevése, hogy a megfigyelések függetlenek egymástól: egy esemény – pl. öngyilkosság – bekövetkezése nem befolyásolja egy másik esemény – egy másik öngyilkosság – bekövetkezésének a valószínűségét. Mi történik, ha ez a feltétel nem teljesül; ha pl. egy esemény előfordulása *növeli* egy másik előfordulásának az esélyét? Ebben az esetben a Poisson-eloszlás alapján vártnál *nagyobb lesz a magas és az alacsony – vagyis a szélső – értékek előfordulási gyakorisága*, ennek eredményeként pedig *emelkedik a változó szórása*. Ha – mondjuk – egy iskola diákjai egymás viselkedését utánozzák, akkor az öngyilkossági kísérletek véletlenszerű eloszlása helyett várhatóan azt tapasztaljuk, hogy míg hónapokig egyetlen eset sem történik, addig – a mintakövetés hatására – néhány nap vagy hét leforgása alatt többen is megpróbálnak véget vetni életüknek. A deviáns viselkedés szakirodalmában jól ismert az önpusztításnak ez a fajta utánzás révén történő terjedése, s ennek nyomán a jelenség idő- vagy térbeli „sűrűsödése”, ún. „öngyilkossági klaszterek” kialakulása (pl. Phillips 1974; Phillips – Carstensen 1986; Gould et al. 1990). A mi szempontunkból mindebből a lényeg most az, hogy a mintakövetés, a megfigyelések közötti függőség ugyanúgy növeli a függő változó szórását, mint a magyarázó változók kihagyása, s ugyanúgy a Poisson-eloszlás egyik alapvető feltevésének – az átlag és a variancia azonosságának – a megsértéséhez vezet.

Hogyan befolyásolja a „túlszórás” a Poisson-regresszióelemzés eredményét? A leg súlyosabb következmény, hogy bár maguk a regressziós együtthatók torzítatlanok maradnak, az együtthatók becsült *standard hibái a ténylegesnél kisebbek* lesznek, s ennek az alulbecslésnek a következtében a szignifikanciatesztek is hamis – mégpedig a valószínűságnál kedvezőbb – képet mutatnak. „Túlszórás” esetén tehát az indokoltnál könnyebben kapunk statisztikailag szignifikáns eredményt. Mindennek az oka, hogy a standard hibák meghatározása során az átlagot és a varianciát azonosnak vesszük – miközben ez utóbbi igazából nagyobb az előbbinél. Vagyis a Poisson-eloszlás „túlszórás” esetén tévesnek bizonyuló feltevését alkalmazva a standard hibákat lényegében kényszerítjük arra, hogy alacsonyabbak legyenek a ténylegesnél.

Miként orvosolhatjuk ezt a problémát? Az egyik lehetőség a *standard hibák utólagos kiigazítása*, felfelé korrigálása. Ennek lényege, hogy a standard hibákat a „túlszórás” mértékét jelző ún. diszperziós paraméter négyzetgyökével szorozzuk. Magát ezt a paramétert a hagyományos khi-négyzet-mutató és a hozzá tartozó szabadságfok hányadosával becsülhetjük (Tiao 1994. 72). Ennek alapja, hogy „túlszórás” hiányában – feltéve, hogy maga a regressziós modell helyesen specifikált – a khi-négyzet várható értéke egyenlő a szabadságfokkal, következésképpen a kettő hányadosa 1 (Agresti 1996. 93). Az 1-nél nagyobb értékek „túlszórásra” utalnak, az 1-nél kisebbek pedig az ennél – legalábbis a társadalomtudományban – ritkábban előforduló „alulszórást” jelzik, vagyis azt a helyzetet, amikor a függő változó varianciája kisebb, mint az átlag.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> A standard hibáknak ezzel az utólagos kiigazításával kapcsolatban egyetlen kérdés merül fel csupán, mégpedig az, hogy melyik khi-négyzetet használjuk: a jól ismert Pearson-félel vagy inkább az ún. Likelihood-ratio khi-négyzetet. Bár e két mutató értéke rendszerint meglehetősen közel áll egymáshoz, következésképpen a döntésnek általában nincs túlságosan nagy jelentősége, elméleti szempontból a Pearson-féle khi-négyzet használata az indokoltabb (Allison 2001. 223).

A másik lehetséges megoldás a Poisson-modell módosítása, mégpedig úgy, hogy a függő változónak a magyarázó változó adott értékéhez – illetve több magyarázó változó esetén értékkombinációjához – *tartozó átlagát nem konstansnak tekintjük, hanem változónak*, amelynek értékei véletlenszerűen szóródnak egy középponti érték körül. Technikailag ez azt jelenti, hogy az eredeti

$$\lambda = \exp(\beta_0 + \beta_1 X) \quad (2)$$

modellről áttérünk a

$$\tilde{\lambda} = \exp(\beta_0 + \beta_1 X + e) \quad (6)$$

modellre, ahol  $\tilde{\lambda}$  az a véletlen változó, amely a függő változó korábban konstansként kezelt átlaga ( $\lambda$ ) helyére lép,  $e$  pedig egy véletlen hibatenyező, amely – egyebek között – az elemzésből kihagyott magyarázó változók hatását – az általuk előidézett heterogenitást vagy „többszórást” – képviseli. A két modell – a (2) és a (6) egyenlet – közötti alapvető különbség, hogy míg az elsőben a magyarázó változó ( $X$ ) rögzített értékéhez a függő változónak *egyetlen egy* átlaga tartozik ( $\lambda$ ), addig a másodikban az átlagoknak ( $\tilde{\lambda}$ ) egy egész *eloszlása*; annak megfelelően, hogy a hibatenyezőben ( $e$ ) összefoglalt kihagyott változók most rendre véletlenszerűen „eltérítik” az átlagot attól a szinttől, ami  $X$  adott értékéből – a modell szisztematikus részéből – következne (Long 1997. 230–231; lásd még Gardner et al. 1995. 399–400).

A Poisson-regresszióknak ez a módosítása tehát a Poisson-eloszlás átlagának *konstansból változóvá* tételében lép túl az eredeti modellen. Az eredeti modellben a függő változó konkrét értéke ( $Y$ ) véletlen változó volt, amely Poisson-eloszlást követve szóródott az átlag ( $\lambda$ ) körül. Maga ez az átlag azonban nem változó volt, hanem konstans – a magyarázó változó értéke egyértelműen meghatározta az átlag értékét is. A módosított modellben a függő változó konkrét értéke továbbra is véletlen változó, és továbbra is Poisson-eloszlást követve szóródik az átlag körül. Most azonban már ez az átlag is véletlen változó, amely az  $e$  hibatenyező hatására ingadozik egy középponti érték körül. Mivel a hiba várható értéke – feltételezés szerint – nulla, ez a középponti érték azonos az eredeti modell konstansként kezelt átlagával, azaz

$$E(\tilde{\lambda}) = \lambda.$$

De milyen az eloszlása ennek a változóvá tett átlagnak? A leggyakoribb – és matematikai szempontból a legcélszerűbb – feltételezés az, hogy  $\tilde{\lambda}$  Gamma-eloszlású. A Poisson-regresszió módosított modelljében tehát végső soron két véletlen változó két különböző eloszlásával, a két eloszlás kombinációjával van dolgunk. Van egyfelől a függő változó konkrét értéke ( $Y$ ), amely Poisson-eloszlást követve szóródik az átlag ( $\tilde{\lambda}$ ) körül, másfelől az átlag, amely szintén véletlen változó és Gamma-eloszlású (Agresti 2002. 559–560.; Land – McCall 1996). E kétféle eloszlás kombinációjának eredménye az ún. *negatív binomiális eloszlás* – ezért nevezik a Poisson-regresszió itt bemutatott módosítását *negatív binomiális regresszióknak*.

A negatív binomiális regresszió előnye, hogy – a hagyományos Poisson-regresszióval ellentétben – *nem követeli meg az átlag és a variancia azonosságát*, ha-

nem lehetővé teszi, hogy az utóbbi meghaladjon az előbbit. Míg ui. a Poisson-regresszió esetében

$$E(Y) = \text{var}(Y) = \lambda,$$

addig a negatív binomiális regresszió esetében

$$E(Y) = \lambda \quad \text{és} \quad \text{var}(Y) = \lambda(1 + \alpha\lambda) = \lambda + \alpha\lambda^2,$$

ahol  $\alpha$  a „túlszórás” mértékét jelző ún. diszperziós paraméter (dispersion parameter). Látható, hogy amennyiben nincsen „túlszórás”, akkor  $\alpha = 0$ , és  $\text{var}(Y) = \lambda + \alpha\lambda^2 = \lambda$ , vagyis ekkor a variancia egyenlő az átlaggal – miként a Poisson-regresszió esetében –, azaz a negatív binomiális regresszió ekkor a hagyományos Poisson-regresszióra egyszerűsödik.

#### *Egy példa*

Megkönnyítheti az eddig elmondottak megértését, ha befejezőként egy konkrét példával is szemléltetjük a Poisson-regresszió alkalmazását.

Egy nemrég befejezett kutatásomban a társadalmi-gazdasági fejlődésnek, illetve – ami az érem másik oldala – az elmaradottságnak az öngyilkosságra gyakorolt hatását vizsgáltam településszintű adatok segítségével. Az elemzés az 1990 és 1995 közötti időszakot ölelte fel, és azokra a magyarországi településekre terjedt ki, amelyek 1990-ben községnek minősültek, és ezt a jogállásukat a vizsgált időszakban végig megőrizték. Ezeknek a településeknek a száma 2869 volt. Ebben a csaknem 3000 faluban 1990 és 1995 között összesen 9237 öngyilkosságot követtek el.

A vizsgálat két fő lépésből állt. Először főkomponens-elemzés segítségével létrehoztam az elmaradottság vagy – ahogyan gyakran nevezik – a depriváció összefoglaló mutatóját,<sup>7</sup> majd ezt követte a Poisson-regresszióelemzés, amelyben az öngyilkosságok száma volt a függő változó, a főkomponens-elemzés eredményeként kapott főkomponenspontszám pedig a magyarázó változó. A regresszióelemzés során a következő modellel dolgoztam:

$$\ln(\lambda_i) = \ln(n_i) + \beta_0 + \beta_1 X_i,$$

<sup>7</sup> A főkomponens-elemzésbe az 1990 és 1995 közötti évekre vonatkozó TSTAR adatbázisokban szereplő területi ismérvek közül azokat vontam be, amelyek a települések fejlettségét, illetve elmaradottságát, depriváltságát, valamint az azzal együtt járó társadalmi-demográfiai folyamatokat leginkább tükrözték. Ezek az ismérvek a következők voltak: 1000 lakosra jutó személygépkocsik száma, 1992–1995; 1 háztartásra jutó villamosenergia-fogyasztás, 1993–1995 (1000 kwh); közlekedési, oktatási és egészségügyi infrastruktúra 1993-ban (intézmények száma); munkanélküliek a 18–59 évesek százalékában, 1993–1994; szociális jövedelemplótló támogatásban részesülők a lakónépesség százalékában, 1993–1995; rendszeres szociális segélyben részesülők a lakónépesség százalékában, 1993–1995; eltarthatósági hányados (a 18 év alatti és 59 év feletti népességnek a 18–59 éves népességhez viszonyított aránya); vándorlási egyenleg az 1990–1995 közötti átlagos év végi lakónépesség százalékában.

ahol  $\lambda$  az öngyilkosságok 1990 és 1995 közötti átlagos száma az  $i$ -edik községben,  $n_i$  a népesség száma ugyanebben az időszakban ugyanezen a településen,  $X_i$  ennek a településnek a főkomponenspontszáma,  $\beta_0$  és  $\beta_1$  pedig regressziós együtthatók. Ebben a modellben – amint azt korábban már említettem – a népességszám ( $n$ ) ún. kiegyenlítő (offset) változó, amelynek feladata a rizikónépesség eltérő nagyságából adódó különbségek kiszűrése, s amelynek együtthatóját az elemzés során automatikusan 1-nek vesszük. A modell együtthatóinak meghatározására a STATA programcsomagot használtam.

A Poisson-regresszió eredményeit a 2. táblázat tartalmazza. A táblázatból megállapítható, hogy a főkomponenspontszám emelkedésével – vagyis a depriváció mértékének a növekedésével – párhuzamosan az öngyilkosságok átlagos száma is emelkedik, s ez a hatás statisztikailag is erősen szignifikáns. A regressziós együtthatóból (0,1148) látható, hogy a főkomponenspontszám 1 egységnyi növekedése nyomán az öngyilkosságok számának a logaritmusátlagosan mintegy 0,1-del emelkedik. Célszerűbb azonban az együttható helyett annak antilogaritmusára fordítani a fő figyelmet, ez ui. – amint azt korábban már említettük – a magyarázó változónak magára a függő változó átlagára (nem pedig az átlag logaritmusára) gyakorolt hatását fejezi ki, megkönnyítve ezzel az eredmények tartalmi értelmezését. A regressziós együttható antilogaritmusáértéke  $\exp(0,1148) = 1,122$ , ami azt jelenti, hogy a főkomponenspontszám 1 egységnyi emelkedése átlagosan 12,2%-kal növeli az öngyilkosságok számát. Ezek az eredmények arra mutatnak, hogy a település szintű depriváció fokozza az öngyilkosság veszélyét.

2. A depriváció hatása az öngyilkosságra. A Poisson-regresszióelemzés eredményei  
The impact of deprivation on suicide. Poisson regression results

Változó	Együttható	Standard hiba	z-érték	Együttható antilogaritmus
Főkomponenspontszám	0,1148*	0,0114	10,11	1,122
Konstans	-7,7462	0,0110	-706,17	

n = 2869 ; \* p < 0,001

A „túlszórás” vizsgálata és hatásának kiküszöbölése

Amint azt korábban már említettem, „túlszórás” esetén – vagyis amikor a függő változó varianciája meghaladja annak átlagát – a Poisson-regresszió alulbecsli a standard hibákat, s ennek nyomán a szignifikanciateszt is torzított – a valóságosnál kedvezőbb – eredményt ad. Éppen ezért fontos, hogy mielőtt túlságosan messzire mennénk az adatainkból levont következtetések megfogalmazásával, megállapítsuk az esetleges „túlszórás” mértékét, s amennyiben szükséges, kiküszöböljük annak torzító hatását.

Első lépésként az öngyilkosságok ténylegesen megfigyelt eloszlását összehasonlítottam a Poisson-modellből számított eloszlással. Ez utóbbi azt mutatja meg, mekkorák lennének az öngyilkosság egyes előfordulási gyakoriságaihoz tartozó valószínűségek akkor, ha az eloszlás átlaga – a valóságos helyzetnek megfelelően – 3,22 lenne, és a Poisson-eloszlás feltételei maradéktalanul teljesülnének. Az eredményt a 3. táblázat

tartalmazza. Ebből a táblázatból megállapítható, hogy a legalacsonyabb és a legmagasabb – vagyis a szélső – értékek esetében a megfigyelt relatív gyakoriságok meghaladják a Poisson-eloszlás alapján várt valószínűségeket, a középső értéktartományban viszont alatta maradnak azoknak. Ezzel összhangban a tényleges eloszlás varianciája (22,72) – a Poisson-eloszlás alapfeltevésével ellentétben – lényegesen nagyobb, mint az átlaga (3,22).

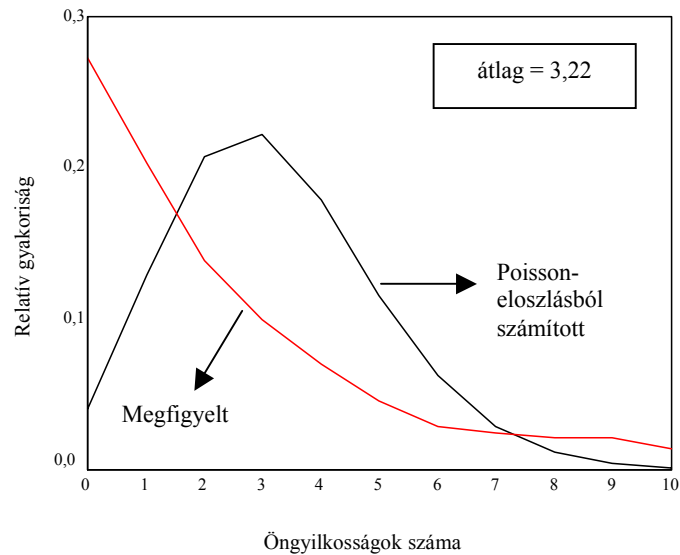
3. A községi öngyilkosságok ténylegesen megfigyelt és a Poisson-eloszlásból számított eloszlása

*Observed and expected (based on Poisson distribution) number of suicides*

Öngyilkosságok száma	Megfigyelt relatív gyakoriság	Poisson-eloszlásból számított valószínűség
0	0,273	0,040
1	0,203	0,129
2	0,138	0,207
3	0,099	0,222
4	0,070	0,179
5	0,045	0,115
6	0,029	0,062
7	0,024	0,028
8	0,021	0,011
9	0,021	0,004
10	0,014	0,001

A 3. táblázatban látott tendencia még jobban kivehető a II. ábrán, amely vonaldiagram formájában jeleníti meg a kétféle – megfigyelt és feltételezett – eloszlást. A rajzból világosan kitűnik, hogy a vízszintes tengely jobb és bal szélén – tehát a legmagasabb és a legalacsonyabb előfordulási gyakoriságoknál – a ténylegesen megfigyelt eloszlást tükröző görbe a Poisson-eloszlásnak megfelelő másik görbe fölött, középen – a mérsékelt gyakori előfordulásoknál – viszont az alatt halad. A 3. táblázat és a II. ábra összességében tehát arra mutat, hogy valóban számolni kell a „túlszórás” veszélyével.

Ezt erősíti meg a khi-négyzet-statisztika és a szabadságfok hányadosa. Amint azt korábban már említettem, „túlszórás” hiánya esetén e hányados értéke 1, a „túlszórás”-ra pedig az 1-nél nagyobb értékek utalnak. Esetünkben a Pearson-féle khi-négyzet és a szabadságfok hányadosa 1,42, a Likelihood-ratio khi-négyzet és a szabadságfok hányadosa pedig 1,52. Mindkét mutató megkérdőjelezi a Poisson-regresszió egyik alapfeltevését, az átlag és a variancia azonosságát, indokolt tehát az idáig tárgyalt eredmények felülvizsgálata.



II. A községi öngyilkosságok ténylegesen megfigyelt és a Poisson-eloszlásból számított eloszlása  
*Observed and expected (based on Poisson distribution) number of suicides*

A tanulmány egy korábbi részében a „túlszórás” problémájának kétféle megoldásáról beszéltünk. Az egyik volt a standard hibák utólagos kiigazítása, felfelé korrigálása, a másik pedig a Poisson-regresszió helyett a negatív binomiális regresszió alkalmazása. Arról is szó volt akkor, hogy a standard hibák kiigazításához a khi-négyzet mutató és a szabadságfok hányadosát használjuk: a standard hibákat e hányados négyzetgyökével szorozzuk. A korrekció eredményét a 4. táblázat tartalmazza. Mint látható, a kiigazítás nyomán a standard hibák valamelyest emelkedtek, ennek nyomán pedig – mivel az együtthatók értéke nem változott – a z-értékek kissé csökkentek. A főkomponenspontszám hatása azonban még így is – a standard hibák felfelé korrigálása után is – statisztikailag messze szignifikáns maradt.

4. Poisson-regresszió: a standard hibák kiigazítása  
*Poisson regression: corrected standard errors*

Változó	Együttható	Eredeti standard hiba	Pearson-féle khi-négyzet alapján korrigált standard hiba	Likelihood-ratio khi-négyzet alapján korrigált standard hiba
Főkomponens-pontszám	0,1148	0,0114 (10,11)	0,0140 (8,50)	0,0135 (8,20)
Konstans	-7,7462	0,0110 (-706,17)	0,013 (-593,65)	0,014 (-573,22)

*Megjegyzés:* A standard hiba alatt zárójelben lévő szám a z-érték, azaz a regressziós együttható és a standard hiba hányadosa.

A standard hibák utólagos módosítása mellett megvizsgáltam a másik megoldást, a *negatív binomiális regressziót* is. Ennek eredményei az 5. táblázatban szerepelnek. A főkomponenspontszám együtthatója nagyon hasonló a Poisson-regresszióból kapott együtthatóhoz, és azt mutatja, hogy a depriváció mértékének az emelkedése növeli az öngyilkosság gyakoriságát. Amint az a regressziós együttható antilogaritmusából megállapítható, a főkomponenspontszám 1 egységnyi emelkedése mintegy 11%-kal növeli az öngyilkosságok átlagos számát. Az együttható standard hibája ugyanakkor valamelyest nagyobb nem csupán az eredeti, korrigálatlan standard hibánál, hanem a korrigált értéknél is. Ezzel együtt azonban a főkomponenspontszám hatása statisztikailag továbbra is erősen szignifikáns: a z-érték, vagyis az együttható és a standard hiba hányadosa 6,74, a hozzá tartozó szignifikanciaszint pedig jóval alatta marad az általában használt 5%-nak.

5. A depriváció hatása az öngyilkosságra. A negatív binomiális regresszióelemzés eredményei

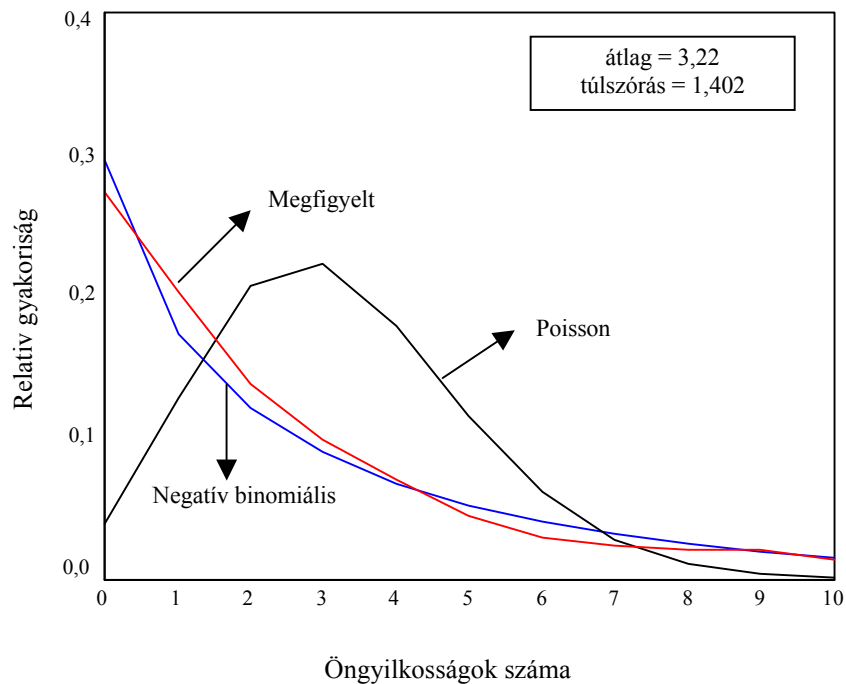
*The impact of deprivation on suicide. Results from negative binomial regression*

Változó	Együttható	Standard hiba	z-érték	Együttható antiloga-ritmusa
Főkomponenspontszám	0,1034*	0,0153	6,74	1,109
Konstans	-7,7816	0,0144		
Alpha	0,1462*	0,0130		

n = 2869 ; \* p < 0,001

Bár a kétféle – egyrészt a Poisson-, másrészt a negatív binomiális – regresszióelemzés meglehetősen hasonló eredményt adott, összességében mégis a negatív binomiális regresszió illeszkedik jobban a vizsgált adatokhoz. Jól látható ez a III. ábrán, amely egymás mellett mutatja az öngyilkosságok gyakoriságának ténylegesen megfigyelt, illetve a Poisson- és a negatív binomiális regresszió alapján becsült eloszlását. Míg a Poisson-eloszlás – amint azt már korábban a II. ábra kapcsán is megállapított-

tuk – a valóságosnál kisebbnek feltételezett szórásnak megfelelően jelentősen alulbecsli a szélső, vagyis a nagyon alacsony és a nagyon magas gyakoriságokat, a nagyobb szórású negatív binomiális eloszlás ezeken a részeken is jól követi a ténylegesen megfigyelt adatokat.



III. A községi öngyilkosságok ténylegesen megfigyelt és a Poisson-, ill. a negatív binomiális regresszió alapján becsült eloszlása  
*Observed and expected number of suicide, based on Poisson and negative binomial regression*

#### HIVATKOZÁSOK

- Agresti, A. (1996): *An introduction to categorical data analysis*. New York etc.: Wiley.  
 Agresti, A. (2002): *Categorical data analysis*. 2<sup>nd</sup> edition. New York etc.: Wiley.  
 Allison, P.D. (2001): *Logistic regression using the SAS system. Theory and application*. Cary, NC: SAS Institute.  
 Chatterjee, S. – Price, B. (1977): *Regression analysis by example*. New York: Wiley.  
 Cohen, J. (1968): Multiple regression as a general data-analytic system. *Psychological Bulletin*, 70: 426–443.

- Fennessey, J. (1968): The general linear model: a new perspective on some familiar topics. *American Journal of Sociology*, 74: 1–27.
- Gardner, W. et al. (1995): Regression analyses of counts and rates: Poisson, overdispersed Poisson and Negative Binomial models. *Psychological Bulletin*, 118: 392–404.
- Gould, M.S. et al. (1990): Time-space clustering of teenage suicide. *American Journal of Epidemiology*, 131: 71–78.
- Hoffman, J. P. (2004): *Generalized linear models*. Boston, etc.: Pearson Education Inc.
- King, G. (1989): Variance specification in event count models: from restrictive assumptions to a generalized estimator. *American Journal of Political Science*, 33: 762–784.
- Land, K.C. – McCall, P.L. (1996): A comparison of Poisson, negative binomial, and semiparametric mixed Poisson regression models. *Sociological Methods & Research*, 24: 387–443.
- Le, Ch. T. (1998): *Applied categorical data analysis*. New York etc.: Wiley.
- Liao, T.F. (1994): *Interpreting probability models. Logit, probit, and other generalized linear models*. Thousand Oaks, etc.: Sage.
- Long, J.S. (1997): *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks etc.: Sage.
- Moksony Ferenc (1995): A fejlődés ára vagy az elmaradottság átka? Az öngyilkosság alakulása Magyarország községeiben. *Szociológiai Szemle*, No. 2. 73–84.
- Phillips, D.P. (1974): The Influence of Suggestion on Suicide: Substantive and Theoretical Implications of the Werther Effect. *American Sociological Review*, 39: 340–354.
- Phillips, D.P. – Carstensen, L.L. (1986): Clustering of teenage suicides after television news stories about suicide. *New England Journal of Medicine*, 315: 685–89.
- Sváb János (1981): *Biometriai módszerek a kutatásban*. Budapest: Mezőgazdasági Kiadó.

Tárgyszavak:

Általánosított lineáris modell  
Deviáns viselkedés  
Öngyilkosság  
Poisson-regresszió  
Ritka események statisztikai elemzése

## THE USE OF POISSON REGRESSION IN SOCIOLOGY AND DEMOGRAPHY

### *Abstract*

This paper gives an introduction to Poisson regression, a statistical method that is particularly useful when the dependent variable describes the number of occurrences of some rare event such as suicide. After pointing out why ordinary linear regression is

inappropriate for dependent variables of this sort, the author goes on to present the basic Poisson regression model and shows how it fits in the broad class of generalized linear models. Then he turns to discussing a major problem of Poisson regression known as overdispersion and explains how the negative binomial regression can help solve this problem. The paper ends with a detailed empirical example, drawn from the author's own research on suicide.

## A CSALÁDTÁMOGATÁSOK ALAKULÁSA: CÉLOK ÉS ESZKÖZÖK

IGNITS GYÖRGYI – KAPITÁNY BALÁZS

### *Bevezetés*

Közleményünkben a hazai családpolitika támogatási rendszerének 1990-től napjainkig zajló átalakulásával foglalkozunk. A vizsgált időszakban e téren is számos változás, hangsúlyeltolódás történt, éppen ezért sokan a családtámogatási rendszer leginkább jellemző vonásának annak instabilitását, nem tervezhető voltát tartják. (Pongráczné 2003). A változások, változtatások mögött természetesen egyrészt az egyes időszakok eltérő makrogazdasági feltételei, pénzügyi lehetőségei, másrészt viszont különböző ideológiai nézetek, eltérő társadalompolitikai szándékok, illetve aktuálpolitikai esetlegességek álltak. Jól jelzik ezeket a hullámzásokat az egyes ellátások szabályozásában bekövetkezett változások, illetve a különféle juttatások növekvő vagy csökkenő súlya.

A dolgozatban bemutatjuk a családtámogatások mögött meghúzódó elveket, az ellátások fő típusait, és megvizsgáljuk az egyes konkrét ellátások átalakulási folyamatának fontosabb mozzanatait. Bemutatjuk az ellátások államháztartáson belüli súlyának alakulását, különböző típusainak a családtámogatások rendszerén belül mutatkozó arányát, valamint ezek változásait.

### *A vizsgált juttatások lehatárolása*

A következőkben családtámogatáson azon ellátásokat értjük, amelyeket az állami szabályozás a gyermek létehez, születéséhez, neveléséhez köt. Ez a megszorítás azért fontos, mert tágan értelmezve természetesen szinte az összes támogatás, intézkedés érinti a gyermekes családok helyzetét, az adórendszertől a szociálpolitikán át a lakáspolitikáig. (Elég csak arra gondolnunk, hogy a szociális segélyek többsége esetében a család egy főre eső jövedelme alapján állapítják meg a jogosultságot, tehát adott jövedelem mellett a családban élő gyermekek száma jelentős differenciáló tényező lehet.)

Tanulmányunkban azonban a családtámogatások közül csak azokat vizsgáljuk, amelyek szabadon elkölthető (többlet)jövedelmet biztosítanak az érintetteknek. Így például – noha gyermek létehez kötődnek – nem vettük figyelembe a különféle ingyenes vagy kedvezményes juttatásokat (tankönyv, utazási kedvezmények), a kismamák járulékkedvezményét vagy tandíjhitel-támogatását; a lakáshoz jutást megkönnyítő szociálpolitikai kedvezményeket, otthoneremtési támogatást stb. A fenti logika alapján a bébikötvényt is kivettük a vizsgált juttatások közül, mivel erre nézve a szabad felhasználhatóság elve ha funkcionálisan nem is, de időben igencsak korlátozott.

Az általunk alkalmazott definíció lényegesen tágabb annál, mint amit a hivatalos statisztika családtámogatásnak tekint. Mi ugyanis a fenti meghatározás alapján – a

hivatalos fogalomhasználattal szemben – ide soroltuk például a gyerekvédelmi támogatásokat (amióta annak egységes állami szabályozása van), illetve a családi adókedvezményt is.

### *Elvek*

A családok állami támogatásának szükségessége több irányból, több tézis alapján is megindokolható, a nekik járó pénzügyi juttatásokat szabályozó törvényekben is különféle elveket azonosíthatunk, és ezek több esetben az egyes jogszabályokon belül is keverednek.

Az első ilyen indok „a családnak mint a társadalom alapvető egységének sokoldalú segítése”, „elismerve a család és a gyermekvállalás fontosságát – jövedelmi helyzetétől függetlenül” (1998 évi. LXXXIV. tv. 3.§). A gyermekek és a családok *társadalmi hasznosságának elismerése* és a gyermeknevelés közösségi támogatása mellett sok érv felhozható. Ideológiailag semlegesen, közgazdaságtani szempontból például úgy lehet érvelni, hogy a mai jóléti államok nagy társadalmi elosztórendszerei (pl. nyugdíj- és egészségbiztosítás) úgy épülnek fel, hogy az életkor hosszának bizonytalanságából, valamint a megbetegedésekből fakadó kockázatokat társadalmi szinten osztják meg, tehát az elosztórendszereket azon – jelenleg aktív korú – generációk adójából, járulékaiból tartják fenn, amelyek tagjai az igénybevevők gyermekei, unokái. Ez az intézményrendszer közjóságnak tekinthető, abból senkit sem zárnak ki gyermektelensége alapján. Azok azonban, akik saját költségükön nevelik fel gyermekeiket, ám azok „hasznát” másokkal megosztva élvezik, hátrányba kerülnek (Gábos 2000). A gyermek tehát ebben az értelemben közjóság jellegű (Andorka 1987), ezért a gyermekvállalás közösségi támogatása, az azzal járó anyagi hátrányok csökkentése indokolt.

Ide kapcsolódó probléma, hogy az alacsony gyermekszám idővel a korstruktúra olyan átalakuláshoz vezethet, amelyben a munkavállalási korban lévők aránya alacsony, az idősek aránya magas. Ilyen feltételek mellett magasak a nyugdíjrendszer és az egészségügy terhei, ez pedig a gazdasági fejlődést nehezíti meg, az ország versenyképességét csökkenti. Ennyiben tehát hosszú távú gazdasági érdek a gyermekvállalás támogatása.

Egy újabb ismert elv közvetlenül *népesedéspolitikai*, amely a gyermek vállalását, a termékenység növelését önértékként támogatja („a gyermekvállalás feltételeinek javítása az állam egyik legfontosabb feladata” – 1998 évi. LXXXIV. tv. 3.§), azt valamiféle nemzeti, állami felelősségnek felfogva. („A magyar nemzet jövője ... iránti felelősségtől indítatva” – a 2005. évi. CLXXIX törvény preambuluma.). A népesséspolitikai tézis alátámasztására több, igen különféle indoklás felhozható.

Így az, hogy egy állam/nemzet népességének nagysága, mint állami/nemzeti érdek, a nemzet jövőjének garanciája. Ez igen régi elképzelés, kialakulása minden valószínűség szerint részben vallási (Mózes I 1.28; 9.1 stb.), részben katonai okokra vezethető vissza. Noha ma már a hadba fogható férfiak számának igen kicsi a jelentősége és a vallási parancsolatok is keveseket irányítanak, közvélemény-kutatási adatok szerint a népességnövekedés mint öncél mindmáig fontos és elfogadott törekvés maradt a társa-

dalom túlnyomó többsége számára.<sup>1</sup> Úgy tűnik, erősen beépült a tudatunkba, hogy a növekedés a közösség virágzásának a jele, a fogyás pedig a hanyatlásról árulkodik.

Az ennek nyomán egyre elterjedtebbé váló meggyőződés szerint a népesedéspolitikának arra kell szorítkoznia, hogy minél több esetben elősegítse a lehető legtöbb, az érintettek által kívánt számú gyermek megszületését. A különféle felmérések ugyanis egybehangzóan arra a következtetésre jutottak, hogy a kívánt gyermekszám Európában mindenütt lényegesen magasabb a valós termékenységnél, így ha a tervezett, de aztán valamilyen okból mégsem megszülető gyerekek világra jönnének, akkor az európai termékenység közel kerülne az öfenntartáshoz szükséges szinthez.

A népességgpolitikai érv és a gyermek társadalmi hasznosságának elismerése természetesen kapcsolódik egymáshoz, de egy lényeges elvi különbség alapján könnyen el is különíthetők: míg az utóbbi elsősorban a jelenre irányul (a terheket akarja „igazságosabban” elosztani), az előbbi pronatalista módon a jövőbeli gyermekvállalási döntések befolyásolására törekszik.

A sajtóban jelenleg a családtámogatások kapcsán a *szociálpolitikai* érvrendszer a domináns.<sup>2</sup> Természetesen a juttatások indoklásában is hangsúlyosan – bár nem uralkodóan – megjelenik a szociálpolitikai cél. E szerint szükséges a szegény gyermekek családok támogatása, számukra az esélyegyenlőség biztosítása vagy legalábbis „a hátrányos helyzetűek esélyeinek növelése” (a 2005. évi. CLXXIX törvény preambuluma). A szociálpolitikai célt a gyermekes – s különösen a sokgyermekes – családok empirikusan igazolt magas szegénységi kockázata nyilvánvalóan indokolja (ld. pl. Spéder 2002; Gábos – Szívós 2006).

Bizonyos juttatások szabályozása során pedig egyértelműen *biztosítási logikát* követ a törvényhozás: „pénzbeli ellátások a ... járulékfizetési kötelezettséggel arányosan vehetők igénybe” (1997. évi. LXXXIII. tv. 2.§.).

Végül van olyan támogatás is – történetesen az adókedvezmény –, amelynek kapcsán a törvényhozó nem tartotta szükségesnek külön megnevezni azt a társadalmi célt, amely indokolja bizonyos csoportok, tevékenységek preferálását. A törvény egyszerűen „kivételek cél”-ok érdekében érvényesített adókedvezményről beszél.<sup>3</sup>

Természetesen a fent felsoroltakon kívül több más érvrendszer is felmerülhet, amelyek a családtámogatások igazolását szolgálhatják. Ezek közül a két legjelentősebb a *házasság intézményének védelme* és a *nemek közötti egyenlőség* elve. Az előbbi típusú példái lehetnek egyes egyesült államokbeli neokonzervatív intézkedések vagy Romániában az első házasság megkötésekor járó egyösszegű juttatás, utóbbira pedig a jelen skandináv családpolitika vagy az a 2007-től bevezetett német intézkedés, hogy az ottani

<sup>1</sup> Például a 2001-es PPA-vizsgálat szerint a magyar felnőttkorú lakosság 77%-a azt tartaná jónak, ha nőne az ország lakossága, 92% pedig rossznak tartja, hogy csökken a születések száma.

<sup>2</sup> Ez nem volt mindig így. 1963–1985 között például nyilvánvalóan a népesedéspolitikai elvek domináltak – az igencsak korlátozott – közbeszédet, de egészen 1994-ig a családtámogatások kapcsán komoly hangsúlyt kapott azok népesedéspolitikai célja.

<sup>3</sup> Ha a törvények szövegében nem is jelenik meg, a törvényhozók szándéka az adókedvezmény esetén is kideríthető: „A polgári kormány családpolitikája arra irányul, hogy a gyermeknevelésnek ne csak a haszna, hanem a költségei is szétterüljenek a társadalomban. A gyerekeket nevelő családok adókedvezménye tehát tulajdonképpen egyfajta befektetési kedvezmény, a társadalom, a nemzet jövőjébe befektető családok elismerése (Stumpf 2001).

gyed egy részét csak az édesapák vehetik igénybe. Mindkét törekvés csak közvetetten jelenik meg a hazai szabályozásban: a házasság intézményének védelme például abban, hogy egyes juttatások sokáig csak házaspáraknak jártak, a nemek közötti egyenlőség elve pedig például azokban a módosításokban, amelyek egyes, eredetileg célzottan az anyáknak szánt ellátásokat megnyitnak az apák előtt is.

### *Típusok*

A családtámogatást legitimáló elvek mellett elkülöníthetünk különféle támogatási típusokat is. Összefoglalóan a pénzek elosztásának módja szerint az egyes pénzbeli családtámogatási ellátások három főbb típusát különböztethetjük meg (a későbbiekben majd látjuk, hogy persze néhány juttatás besorolása nem egyértelmű).

Vannak olyan juttatások, amelyek *alanyi jogon* járnak a meghatározott csoportok tagjainak (ún. demograntok). Ezek esetében a jogosultság alapja a gyermek léte, odaítélésüknek ezenkívül semmilyen más kritériuma nincs. Ennek megfelelően minden társadalmi réteg számára elérhetőek, de minél jobb módú egy család, a juttatásnak az összjövedelemben betöltött súlya egyre kisebb.

Vannak *jövedelemtesztelt*, tehát rászorultságtól függő juttatások. Ezek megítélése rászorultsági alapon történik, vagyis bizonyos jövedelmi és/vagy vagyoni szinthez kötöttek: csak azoknak járnak, akik nem lépik át ezt a határt. Ha eltekintünk a szabályozási anomáliáktól, az ellátásoknak ez a típusa a társadalom alsó rétegei felé áramoltatnak jövedelmeket, s minél alacsonyabb egy család összjövedelme, annál nagyobb arányt képvisel abban a szövegben forgó juttatás.

Végül vannak olyan juttatások, amelyek kimondva vagy kimondatlanul foglalkozási jogviszonyhoz, *munkavégzéshez* kötődnek. A kötődés többféle lehet: vagy azoknak járnak ezek az ellátások, akik korábban bizonyos meghatározott biztosítási jogviszonnyal rendelkeztek (pl. gyed), vagy azoknak, akiknek a családja aktuálisan rendelkezik valamilyen mértékű adóköteles jövedelemmel (családi adókedvezmény). Ezen juttatásoknak nemcsak a jogosultsága, hanem sok esetben – bizonyos határig – a mértéke is függ a munkajövedelmektől. Ebből következően –a jövedelemtesztelt juttatásokhoz hasonlóan – nem jutnak el minden társadalmi réteghez, ebben az esetben azonban azon családok hozzáférése korlátozott (természetesen a konkrét szabályozás szerint), amelyekben hiányzik vagy csak nagyon alacsony a (legális) munkajövedelem.

### *Elvek és típusok*

Kérdéses, hogy milyen az egyes elvek és a juttatási típusok viszonya. Az 1. tábla azt próbálja bemutatni, hogy a kép összetett, sok esetben nem egyértelmű, hogy az egyes elvekhez milyen támogatási típusok kapcsolódhatnak.

*1. A családtámogatások elveinek és az alkalmazott támogatási típusoknak az összefüggései*  
*The correlation between the principles of family assistance and the types of the used supports*

A juttatás típusa	Társadalmi hasznosság	Népesedés-politika	Szociál-politika	Biztosítási logika	A házasság védelme	A nemek egyenlősége
Alanyi jogú	+	+	+	-	?	?
Jövedelem-tesztelt	-	-	+	-	?	-
Munkavégzéshez kötődő	-	+	-	+	?	?

A gyermek társadalmi hasznosságának elismerése elméletileg csak az alanyi jogon járó juttatások logikájával egyeztethető össze, hiszen e szerint valamely csoport esetleges kizárásából az következne, hogy ezek a gyermekek nem hasznosak a társadalomnak.

A biztosítási logika szintén elég egyértelmű: a juttatás valamilyen módon valamiféle közteher befizetéséhez kötődik. Márpedig mind a jövedelemadó, mind a társadalombiztosítási befizetések mindmáig alapvetően<sup>4</sup> munkajövedelmekhez kötődnek.

A szociálpolitika elv kapcsán csak egy dolog biztos: az ezt képviselő szakértők jelenlegi elképzelései szerint ez az elv nem igazán egyeztethető össze a munkavégzéshez kötődő juttatásokkal. Hogy a szociálpolitikai célok megvalósítását az alanyi jogú vagy a jövedelemtesztelt juttatások biztosítják inkább, az igen heves ideológiai vita tárgya még körükben is. A jövedelemtesztelt juttatások mellett egy nyilvánvaló elvi érv szól, tudniillik hogy ez valóban a rászorulókat éri el anélkül, hogy a jómódúakat is támogatná, és így társadalmi és költségvetési oldalról egyaránt hatékony. Ezzel szemben rengeteg gyakorlati érv áll: a csak a szegényeknek járó juttatások logikája elkülönült, az érintetteket megalázó, rossz hatékonyságú rendszerek kialakulásához vezet; a legrászorultabbak gyakorlati okokból kimaradnak az ilyen támogatásokból; a „befizetők” ellenszenvvel fogadják a nem alanyi jogú juttatásokat (ld. pl. Tomka 2006; Darvas – Mózer 2005; Darvas – Tausz 2006; Voszka 2006). Anélkül, hogy ezt a vitát részleteiben ismertetnénk, megjegyezzük, hogy jelenleg (2006 ősze) Magyarországon éppen az alanyi jogú juttatások preferálása tűnik a politikailag sikeresebb álláspontnak.

Magyarországon olyan pénzbeli családtámogatás, amely a házasság társadalmi szerepét védené, nincs. Az ilyen szándékkal (pontosabban az emberek házassodási kedvének növelése, illetve válási hajlamának gyengítése érdekében) egyes amerikai államokban hozott intézkedések elsősorban oktatási, képzési irányultságúak, másodsorban szabályozási jellegűek, és csak harmadsorban kapcsolódnak a pénzbeli ellátásokhoz. Ez utóbbi főként azon ellátási formák eltörlésében nyilvánul meg, amelyek valamilyen módon előnyben részesítik a nem házasokat. (Hogy érthető legyen: Magyarországon ilyen például a családi pótlék, amely magasabb összegű az egyszülős családokban,

<sup>4</sup> Persze nem kizárólagosan – így például családi adókedvezményt igénybe vehet az, aki megfelel a kritériumoknak, bár csak tőkejövedelmei voltak.

függetlenül a család anyagi helyzetétől.) Ennyiben tehát ehhez a célhoz egy juttatástípus sem rendelhető hozzá egyértelműen.

Kicsit hasonló a helyzet a nemek egyelősége mint cél kapcsán. Az ennek érdekében tett lépések tudunkkal elsősorban az intézményi ellátórendszerhez kötődnek (pl. bölcsődék támogatása), illetve az egyes ellátásokhoz kötődő szabályozások formáját öltik (pl. Norvégiában a szülési szabadság egy részét csak az édesapa veheti igénybe). Mindenesre azt feltételezzük, hogy kifejezetten jövedelemtesztelt juttatások ehhez a célhoz nem köthetnek.

#### *A népesedéspolitikai célhoz köthető típusok*

A népesedéspolitikai elvhez hozzárendelendő eszközök körül is bizonytalanság uralkodik. Egyfelől vannak, akik számára az is kétséges, hogy támogatásokkal lehet-e ténylegesen (tehát nem keresztmetszeti szinten) befolyásolni a gyermekvállalási kedvet. Ez a szkepticizmus hazai demográfus körökben a '80-as évek elején erősödött meg, amikor a '73-as népesedéspolitikai intézkedések hatása szemmel láthatólag kifulladás, és ez magyarázatot kívánt.

Később ez a nézet függetlenedett szaktudományos gyökereitől, demográfus körökben vissza is szorult, ám napjainkban is találkozhatunk vele. Támogatói azonban – akik általában nem demográfusok – ezzel a gyakorlatias érveléssel sok esetben magának a pronatalista népesedéspolitikai célnak a legitimitását vonják rejtett módon, ideológiai konfliktusok felvállalása nélkül kétségbe.<sup>5</sup> Hogy ne egy aktuális – így személyeket sértő – példán illusztráljuk ezt a jelenséget, az Andorka Rudolf klasszikus könyve (1987) körül kialakult pengeváltásra utalunk, amikor is a szerző (Andorka 1990) így utasította vissza a Heller – Némedi – Rényi szerzőhármast (1990) rá hivatkozó állítását: „könyvemre hivatkoznak azon nézetük alátámasztására, hogy nagyon ingatag alapon áll az a gondolat, hogy a gyermekvállalás költségei egy részének átvállalása a társadalom részéről a gyermekszám növelése irányába hat. Szeretném hangsúlyozni, hogy remélem, hogy könyvem teljes elolvasása után minden olvasó az ellenkező következtetésre jut”. (150. o.)

Azok a szakemberek viszont (és a demográfusok többsége valószínűleg ide tartozik), akik szerint az állami szabályozás kizárólag pozitív ösztönző eszközök alkalmazásával is képes befolyásolni a gyermekvállalási kedvet, szintén megosztottak az alkalmazandó módszereket illetően. Komoly empirikus érvek szólnak mind azt általános juttatások, mind a kieső munkajövedelmekhez kapcsolódó kompenzáló juttatások pozitív hatása mellett (ld. például Andorka 1987; Tárkányi 2002b). Az ezredforduló után dominánssá váló javaslatok pedig sok szempontból alapvető elemeikben lépnek túl a fenti két intézkedésfajtán (pl. Demény 2004; Mészáros 2005).

Az alkalmazandó módszerről szóló vitának – akár a szociálpolitika esetében – a népességpolitika terén is messzire nyúlnak vissza a gyökerei. Magyarországon is már több mint egy évszázada folyik a polémia arról, hogy milyen típusú juttatások képesek növelni a gyermekvállalási kedvet. Az első gyakorlati próbának – a közvélekedéssel

<sup>5</sup> Hasonlóképpen, csak talán kevésbé karakteres formában jelentkezik ez a magát pragmatikusnak álcázó rejtett ideológiakritikai módszer a szociálpolitikai intézkedések hatásosságának kétségbevonása esetén is.

szemben – nem a családi pótlék, hanem a családi adókedvezmény tekinthető, amelyet hazánkban először az 1909. évi. X. törvényben vezettek be (Heinz 2000).

Nem kívánunk ebben a kérdésben állást foglalni, de teszünk egy megjegyzést: úgy tűnik, hogy Magyarországon a befejezett termékenységet eddig legegységesebben növelő hatása paradox módon egy olyan intézkedéscsomagnak (az 1984. szeptemberi kormányhatározatnak) volt, amely keresztmetszeti szinten alig emelte a gyermekvállalási kedvet, és amelynek középponti eleme egy a munkajövedelmekhez szigorúan kötődő, „félültre célzó” juttatás bevezetése (gyed) volt. De szintén komoly érvek szólnak amellett, hogy például a családi pótlék reálértéke ugyancsak képes befolyásolni nem csupán a keresztmetszeti, hanem a befejezett termékenységet is (Tárkányi 2002b).

Az 1. táblázatban nem népesedéspolitikai szempontból hatásos intézkedésként kategorizáltuk a jövedelemtesztelt szociális jellegű juttatásokat, noha ezek gyermekvállalást serkentő hatása közkeletű vélekedés. „A segélyért szülő romák” sztereotípiáját, amely a szakmai közbeszédben Gyenei Márta egy Népszabadság-beli cikkéhez (1998. november 14.) kötődően „a stratégiai gyermek koncepciója”-ként jelent meg, tudományos szinten senkinek sem sikerült igazolnia, miközben a legszegényebb rétegek magasabb gyermekvállalási kedvéről több magyarázó alternatív hipotézis is létezik (pl. Durst 2001; Gyukits 2003; Janky 2005). Ha azonban sikerülne is meggyőződni arról, hogy a szociális juttatások pozitívan hatnak az érintett csoportok termékenységére, ezek alacsony létszáma miatt a szóban forgó intézkedéseknek az össztermékenységet növelő hatása mindenképpen elhanyagolható lenne.

#### *Juttatások*

Az ismertetett elvek és támogatási típusok konkrét juttatásokban, intézkedésekben, szabályozásokban valósulnak meg. Itt – részletes ismertetés nélkül – felsoroljuk azokat a járandóságokat, amelyeket a tanulmány elején megadott definíció szerint szabadon a családtámogatások közé soroltunk. Az egy sorba kerülteket azonosnak tekintettük, ha elnevezésük változott is. (A szabályozási változásokról később lesz szó.)

- Anyasági ellátások, ide sorolva: anyasági segély, várandósági pótlék, anyasági támogatás
- Családi pótlék, ide sorolva: iskoláztatási támogatás
- Terhességi-gyermekágyi segély /tgyás/
- Gyermekgondozási segély /gyes/
- Gyermekgondozási díj /gyed/
- Gyermeknevelési támogatás /gyet/
- Rendszeres nevelési segélyek, ide sorolva: rendszeres nevelési segély, rendszeres gyermekvédelmi támogatás, kiegészítő családi pótlék
- Egyéb, gyerekekhez kötődő, nem havi rendszerességgel igényelhető segélyek, ide sorolva: rendkívüli gyermekvédelmi támogatás, rendszeres gyermekvédelmi kedvezmény<sup>6</sup>
- Családi adókedvezmények, ide sorolva az adóalap-kedvezmény is

<sup>6</sup> Ez utóbbi, nevével ellentétben, inkább a rendkívüli támogatáshoz tűnik hasonlóknak. (2006-ban csupán évi 2 alkalommal lehetett igényelni.)

A felsoroltakon kívül van, illetve volt még néhány ritkább, speciális juttatás (különféle árvasági ellátások, járadékok, vagy az Antall-kormány által 1993-ban és 1994-ben nyújtott „gyermekes családok egyszeri támogatása”), amely a definíciónak (gyermekek létehez kötődő szabadon elköltethető juttatás) megfelel, de a következőkben az áttekinthetőség érdekében mégsem vesszük őket figyelembe. Összsúlyuk becslésünk szerint nem több a teljes összeg 2%-ánál. Speciális kedvezményezett köre miatt eltekintünk a csak a határon túli magyarok gyermekeinek járó „oktatási támogatást”-tól is.

#### *Típusok és eszközök*

A következőkben áttekintjük, hogy az egyes eszközök mikor melyik juttatási típusba tartoztak. Célunk nem a szabályozás minden részletre való áttekintése, ezt megteszik azok a források, melyeket mi is használtunk.<sup>7</sup>

A szüléshez kötődő anyasági ellátásokat – változó nevük, összegük, ideológiai háttérük ellenére – alapvetően a folyamatosság jellemzi. A rendszerváltásig foglalkozási jogviszonyhoz kötődtek, 1990-ben váltak alanyi jogú juttatássá és maradtak mindmáig azok.

A családi pótlék vizsgált korszakunk kezdetén szintén biztosítási jogviszonyhoz kötődött, és csak 1990 májusában vált alanyi jogú juttatássá. A Horn-kormány kapcsolta jövedelemteszthez, és a szociális jelleget hangsúlyozta a konkrét szabályozás is: három jövedelmi sávot jelöltek ki, eltérő összegű járandósággal. Differenciáló tényezőnek minősítették a családok néhány demográfiai jellemzőjét is, így változatlanul alanyi jogon kapták a három vagy több gyermeket nevelő családok. Az Orbán-kormány visszaállította az alanyi jogosultságot, azzal a gyakorlatban nem igazán érvényesített korlátozással, hogy a megfelelő korú gyermekek esetén a juttatást iskolalátogatáshoz kötötte. A családi pótlék ezután mindmáig alanyi jogú juttatás maradt, vagyis minden gyermek után jár. Ezt a meghatározó jegyét nem csorbítja, hogy összege eltér gyerekszám, családforma és fogyatékoság szerint.

A tgyás alapvetően táppénz jellegű, foglalkozási jogviszonyhoz kötődő juttatás volt már 1989-ben is, és az is maradt mindmáig.

A gyeg mint támogatási forma folyamatosan váltotta típusjegyeit: a rendszerváltást megelőző időszakból örökölt munkaviszonyhoz kötöttsége egészen a Bokros-csomag bevezetéséig érvényben maradt, akkor ezt feloldották, viszont az igénybevételt (elég magas) jövedelemkorláthoz kötötték, majd az Orbán-kormány eltörölte a jövedelemhárt, és így alanyi jogúvá tette a juttatást.

A gyed munkaviszonyhoz kötött, felülről limitált összegű, jövedelemarányos juttatás, melyet a Bokros-csomag idején megszüntettek, s 2000-ben vezették be ismét.

A gyet 1993-ban jelent meg előzetes munkaviszonyhoz kötött, jövedelemtesztelt új juttatásként, s a három- vagy annál több gyerekes anyák számára tette lehetővé, hogy otthon maradjanak legkisebb gyermekük 6, illetve 8 éves koráig. 1999-ben az előfeltételek közül törölték az előzetes munkaviszonyt, a jövedelmi korlát viszont érvényben

<sup>7</sup> Az egyes juttatásokban bekövetkezett változások 1998-ig történő áttekintése során alapvető forrásunk volt Tárkányi Ákos munkája (Tárkányi 2002a).

maradt. A nyugdíjminimumhoz indexált jövedelmi korlát<sup>8</sup> azonban olyan magas, hogy megítélésünk szerint funkcionálisan nem érvényesül, így a juttatást az 1993 és 1998 közötti időszakra a munkavégzéshez kötött, 1999-től induló periódusra pedig az alanyi jogon járó juttatások közé soroltuk be.

1997-et megelőzően létezett egy rendszeres nevelési segélynek nevezett, kifejezetten a gyermekesek számára járó juttatás, ennek kiutalása önkormányzati hatáskörben volt mind a jogosultsági feltételek, mind a segély összegének megállapítását tekintve. Az 1997-ben bevezetett új rendszeres (valamint rendkívüli) gyermekvédelmi támogatás összegét, jogosultsági kritériumával együtt, egységesen, központilag szabályozták. Ezek kifejezetten a szociális szempontból hátrányos családban nevelkedő gyermekek számára jelentettek többletelltét. Noha néhány önkormányzat 1997 után törvénysértő módon megpróbálta előfeltételként szabni a munkavégzést (pl. közmunkaprogramokban való részvételt), ezek a juttatások – az esetleges anomáliák és szabályozatlanságok ellenére – egyértelműen a jövedelemtesztelt típusba sorolhatók.

2006-tól a Gyurcsány-kormány – a családi pótlék léptékbeli megemelésével nagyrészt kompenzálva – megszüntette (az egy ideig kiegészítő családi pótléknak nevezett) rendszeres gyermekvédelmi támogatást. A hivatalosan ezt kiváltó rendszeres gyermekvédelmi kedvezményt, tekintettel a ritka folyósításra, a nem rendszeres segélyek csoportjába soroltuk.

A nem rendszeres segélyek kiutalására 1997-ig szintén önkormányzati hatáskörben (bár állami költségvetési támogatással) volt lehetőség – „veszélyeztetett kiskorú átmeneti segélyezésére”. Ezt váltotta fel a központilag szabályozott rendkívüli gyermekvédelmi támogatás.

Korszakunkat tekintve a családi adókedvezményt – a közhiedelemmel ellentétben – nem az Orbán-kormány idején vezették be először. Ilyen már a Bokros-csomag előtt is létezett, ám jelentősége jócskán kisebb volt. 1989 és 1992 között az adóalapból, utána az adókból levonható kedvezmény formájában működött.

Az 1999-től fokozatosan ismét bevezetett adókedvezményt 2006-tól csak a legalább három gyermeket nevelőkre korlátozták, és nem indexált felső jövedelmi küszöböt is bevezettek, így a juttatás 2006-tól már – megítélésünk szerint – a munkavégzéshez kötött volta mellett elsősorban jövedelemteszteltnek tekinthető.

A támogatási formák típusbesorolását és annak változását a 2. táblában foglaltuk össze:

<sup>8</sup> Például egy ötszemélyes, háromgyerekes család jogosultsága akkor szűnik meg, ha a férj jövedelme meghaladja a nyugdíjminimum 15-szörösét.

2. A támogatások típusok szerinti besorolása, 1989–2006  
*The classification of the types of family assistance based on their principles, 1989–2006*

Típus	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Anyasági ellátások	M	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A	A
Családi pótlék	M	A	A	A	A	A	A	J	J	J	A	A	A	A	A	A	A	A
Tgyás	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M
Gyes	M	M	M	M	M	M	M	J	J	J	A	A	A	A	A	A	A	A
Gyed	M	M	M	M	M	M	M	–	–	–	–	M	M	M	M	M	M	M
Gyet	–	–	–	–	M	M	M	M	M	M	A	A	A	A	A	A	A	A
Rendszeres segélyek	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	–
Egyéb segélyek	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J	J
Adókedvezmény	M	M	M	M	M	M	M	–	–	–	M	M	M	M	M	M	M	J

Nem létezett: –; Alanyi jogú: A; Jövedelemtesztelt: J; Munkavégzéshez kötődő: M

*Az egyes támogatási formákra fordított összegek*

A 3. táblában összefoglalóan bemutatjuk az 1990-től napjainkig az egyes családtámogatási juttatásokra fordított kiadások értékeit.

3. Az egyes családtámogatási formákra fordított kiadások értékei 1990.,  
 1992–2005., illetve 2006. év becslése (millió forintban)

*The expenses of the different types of family assistance, 1990, 1992–2005, an estimation for 2006, (million HUF)*

Év	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Anyasági ellátások	726	1 111	2 076	2 900	2 030	1 325	1 649	1 943
Családi pótlék	64 281	91 960	102 994	102 907	100 188	95 031	105 262	120 174
Tgyás	4 062	6 419	7 204	8 262	8 904	8 276	6 013	6 924
Gyes	3 754	7 011	8 273	10 212	11 264	14 110	26 909	38 537
Gyed	9 669	14 745	17 252	18 752	20 384	22 252	12 713	1 113
Gyet	0	0	846	3 152	5 362	6 573	8 648	11 034
Rendszeres segélyek	1 066	3 334	Hiány	5 189	5 169	6 006	6 671	24 751
Nem rendszeres segélyek.	777	3 755	Hiány	Hiány	Hiány	Hiány	Hiány	2 245
Adókedvezmény	970	2 106	5 586	8 800	Hiány	Hiány	Hiány	0

Év	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Anyasági ellátások	2 084	2 335	2 524	2 637	4 489	4 821	5 092	5 528
Családi pótlék	131 745	132 517	133 980	153 863	174 937	185 332	195 042	318 200
Tgyás	7 768	10 047	12 470	15 777	20 207	23 433	27 090	28 393
Gyes	44 501	38 418	39 109	40 705	44 375	47 911	49 800	61 472
Gyed	0	20 381	29 646	37 807	45 589	54 547	61 300	63 071
Gyet	11 621	10 644	10 999	12 179	12 525	13 156	13 747	15 228
Rendszeres segélyek	30 098	32 422	39 266	39 500	39 757	42 111	44 724	0
Nem rendszeres segélyek	2 184	2 583	2 589	2 807	2 587	2 775	2 866	7 500
Adókedvezmény	0	44 824	91 709	91 123	82 891	81 562	77 405	Hiány

*Adatok forrása:* lásd a törzsszövegben.

Adataink az alábbi forrásokból származnak. Ha KSH által publikált adat a szakévkönyvben<sup>9</sup> rendelkezésre állt, azt vettük át. Az 1998 előtti hiányzó és a 2005-ös adatokat az adott évek zárszámadási törvényeiből pótoltuk. Az 1991-es évre ezt nem tehetjük meg (az államháztartásról szóló törvényt csak 1992-ben fogadta el a parlament), így azt kihagytuk. A 2006-os évre vonatkozóan nem tényadataink vannak, hanem a költségvetési törvény számait használtuk.

Az adóalapra, illetve az adókedvezményre vonatkozó adatok forrása az 1990 és 1994 közötti időszakban az (egykori) Szociális és Családügyi Minisztérium, az 1999–2005-ös periódusra pedig az APEH illetékese.

1993-ra hiányzik a rendszeres nevelési segélyezésre vonatkozó adat, ugyanis a segélyezés szabályozása még önkormányzati hatáskörben volt, és a KSH-ban nem történt erre vonatkozó adatgyűjtés.

Szintén hiányosak az alkalmi segélyezésre vonatkozó ismereteink, erre nézve ugyanis az 1998-at (a rendkívüli gyerekvédelmi támogatás egységes szabályozását) megelőző időszakról csak 1992-ig állnak rendelkezésünkre adatok (ld. Magyar Statisztikai Évkönyv 1992 17.16. tábla). Az 1993 és 1996 közötti intervallumra csupán arra van forrásunk, hogy a központi költségvetés évente mekkora összeget (szinte változatlanul évi 1,8–1,8 Mrd forintot) juttatott az önkormányzatoknak a nevelési segélyek kiegészítésére.

#### *A családi pótlék szerepe a támogatási rendszeren belül*

Az ellátások rendszerében a legnagyobb tétel a családi pótlék, amely 1990-ben még az összes juttatás értékének háromnegyedét tette ki. Az első szabadon választott kormány erőteljesen törekedett arra, hogy a kismamáknak járó juttatások (gyes, gyed, tgyás, majd gyet) reálértéke kevésbé csökkenjen, ezzel szemben azonban visszaesett (a felére) a családi pótlék reálértéke és a támogatásokon belüli súlya (60%-ra). (Az utóbbit ellensúlyozandó a kormány 1994-ben rászorultsági alapon egyszeri családipótlék-kiegészítést nyújtott.)

A Bokros-csomag hatására a családi pótlék reálértéke tovább csökkent, 1998-ban 1990-hez viszonyítva már kevesebb mint egyharmadát fordította az állam erre a célra, de mert a többi ellátás értéke még gyorsabban apadt, az összes támogatáson belüli aránya egészen 1999-ig stabil maradt. Ebben az időszakban a kismamáknak járó juttatások reálértéke is visszaesett.

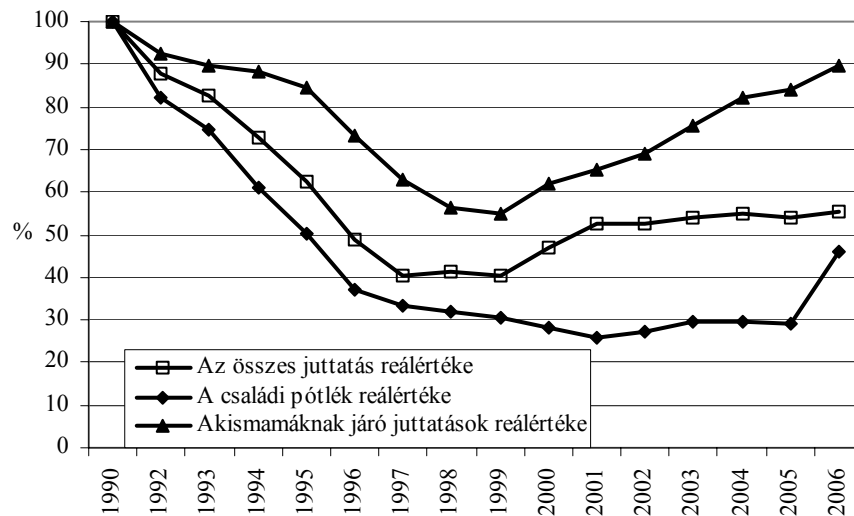
A Fidesz-kormány idején egyfelől erőteljes növekedésnek indult a kismamáknak járó juttatások értéke, azonban tovább folytatódott a családi pótlék értékvesztése, a vizsgált támogatásokon belüli aránycsökkenéssel párhuzamosan: reálértéke 2001-re az 1990. évi egynegyedére csökkent, és immár a családtámogatásokra fordított összegnek csak a 37%-át tette ki.

A 2002-től hatalmon lévő baloldali-liberális kormányok egészen 2005-ig változtatásnak alig nevezhető mértékben emelték csak a családi pótlék rendszeren belüli súlyát, ugyanez érvényes reálértékére is. Eközben a kismamáknak járó juttatások reálértéke – a

<sup>9</sup> 1992–1995 Népjelölti Statisztikai Évkönyv, 1996–1997 Egészségügyi és Szociális Statisztikai Évkönyv, 1998–2004 Szociális Statisztikai Évkönyv.

fizetésekkel párhuzamosan – továbbra is gyors ütemben nőtt, 2005-re az ezekre fordított összeg jelenértéke elérte az 1990-es mérték 85%-át.

A 2006-ban életbe lépett új intézkedések hatására a családi pótlék szinte teljesen visszanyerte 1994-es pozícióját: bár az erre fordított összeg reálértéke az 1990-esnek várhatóan csupán 47%-a lesz, ez teszi majd ki az összes pénzbeli családtámogatás 63%-át.



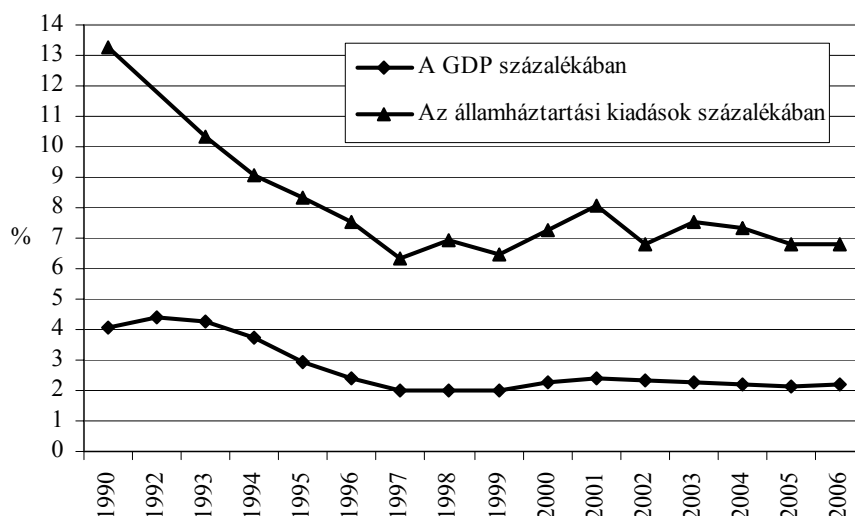
I. Az összes juttatás, a családi pótlék és a kismamáknak járó juttatásokra (gyes, gyed, tygás, gyet) fordított összegek reálértéke, 1990, 1992–2006  
 The real values of the expenses of all types of assistance, those of family allowance and allowances paid for young mothers, 1990, 1992–2006

#### A családtámogatásokra fordított teljes összeg

Magyarország a múlt rendszerből nemzetközi összehasonlításban viszonylag nagyvonalú, de szigorúan munkavégzéshez kötődő juttatásokból álló családtámogatási rendszert örökölt (Tóth 1996; Gábos 2000). Az erre fordított kiadások – az általunk tágan definiált körre értelmezve – 1990-ben a GDP 4,1%-a körül alakultak. Noha nem minden eleme jelenik meg az államháztartás kiadási oldalán (adókedvezmények!), mégsem indokolatlan annak megvizsgálása, hogy a családtámogatásokra fordított összegek mekkora hányadát teszik ki az államháztartás kiadási oldalának. Ez az arányszám az 1990-es évet tekintve 13,4%.

A rendszerváltásból eredő társadalmi-gazdasági átalakulás következtében a családtámogatások rendszerét is számos kihívás érte. A tömegessé váló munkanélküliségre válaszul több juttatás szabályozása megváltozott, gyorsan megjelentek az alanyi jogú járandóságok. Az első demokratikusan megválasztott kormány láthatóan igen erőtelje-

sen törekedett a családtámogatási rendszer társadalmi súlyának megőrzésére. Ennek jele, hogy a támogatásoknak a GDP-hez viszonyított aránya 1993-ig meghaladta az 1990-es értéket. Azonban az erőteljesen csökkenő nemzeti jövedelem miatt ez sem volt elég a reálérték szinten tartásához, amely 1993-ra 1990-hez viszonyítva 82%-ra csökkent.



II. Az összes pénzbeli családtámogatás aránya a GDP-hez és az államháztartás kiadási összességéhez viszonyítva, 1990, 1992–2006<sup>10</sup>  
*The expenses of all types of family assistance compared to the GDP and the total amount of the budget's expenditures, 1990, 1992–2006*

Az 1994-ben és 1995-ben már megfigyelhető aránycsökkenés és értékvesztés tovább gyorsult a Bokros-csomag hatására, amely nemcsak az állami újraelosztás mértékének általános csökkentésére irányult, hanem a családtámogatások rendszerét is a szociális rászorultságra kívánta alapozni. A kiadási oldalt áttekintve azonban megállapítható, hogy összességében elsősorban nem átcsoportosítások, szabályozási módosítások, hanem megszorítások történtek. A családi támogatásokra fordított kiadások jelentősen csökkentek, arányuk 1997-re a GDP 2%-ára süllyedt, ami a mélypontot jelenti a vizsgált 1990–2006-os időszakban. A családtámogatásoknak az államháztartás kiadási oldalához viszonyított aránya 1997-re szintén az 1990-es szint fele alá csökkent: nem érte el a 6,4%-ot.

Végül a juttatások reálértéke is 1997-ben süllyedt a legmélyebbre, ekkorra a pénzbeli családtámogatásokra szánt összeg értéke csupán az 1990-es 40%-át tette ki.

<sup>10</sup> A teljes összeg kiszámításakor a hiányzó 1993–1997. évi adatokat becsléssel helyettesítettük, ez – a becslés alacsony súlya miatt – meggyőződésünk szerint komoly torzítást nem okozhat.

1998 után újra jelentős szabályozási változásoknak lehettünk a tanúi. Az új kormány, ha csak a szabályozást tekintjük, nemcsak az 1994-es állapotokat állította vissza, hanem bizonyos értelemben jelentősen túl is lépett azokon. A kiadások felől nézve azonban már nem ilyen szép a kép: a családtámogatásoknak a bruttó nemzeti termékből való részesedése az 1997/1999-es mélypont után 2000-ben és 2001-ben tényleg jelentősen emelkedett, de ez a GDP-hez viszonyítva 0,4 százalékot kitevő növekedés csak mintegy harmadát pótolta a Bokros-csomag által generált csökkenésnek és mintegy ötödét az 1990 óta megfigyeltnek.

Az összes juttatás reálértéke szintén nőtt: az 1990-es érték 40%-áról 2001-re 52%-ra.

2001 óta újabb fordulat figyelhető meg. A családtámogatások GDP-hez viszonyított aránya lassan, de biztosan ismét csökkenni kezdett, és a (2005-re vonatkozó) utolsó tényadatunk alapján már ismét csak a GDP 2,2%-át tette ki. Hasonlóan csökkenő tendenciát figyelhetünk meg, ha az államháztartás kiadási oldalához viszonyítunk, a pénzügyi családtámogatások hányada a 2001-es 8,1%-ról 2005-re 6,8%-ra apadt. Ez azonban – a gazdasági növekedésnek köszönhetően – immár nem jelent reálérték-csökkenést, jelenleg az összes támogatás értéke az 1990-esnek mintegy 54–55%-a.

A 2006-ban életbe léptetett változtatások („új családtámogatási rendszer”) az összes támogatás értékét tekintve előreláthatóan sem az arányokat, sem a tendenciákat nem módosítják érdemben.

#### *Az egyes típusok súlyának változása a családtámogatások rendszerében*

Az eddigiek során is kiderült már, hogy az egyes ellátások jogosultsági kritériumai nemcsak hogy mások-mások, hanem egy ellátás esetében is változhatnak az idő folyamán.

A 4. táblázat a különböző típusokba sorolt juttatások belső arányának évenkénti megoszlását tartalmazza az összes vizsgált pénzügyi családtámogatási ellátáson belül.<sup>11</sup>

<sup>11</sup> Több esetben a szabályozás év közben változott, illetve a módosítások felmenő rendszerben léptek életbe (pl. a gyed eltörlése). Ekkor – a 2. táblában alkalmazott módszerhez hasonlóan – az egész évet a jellemzőbb szabályozás szerint soroltuk be.

4. Az egyes családtámogatási típusok ellátásaira fordított összegek aránya az összes ellátásban (%)

*The expenses of the different types of family assistance compared to the expenses of all types of family assistance (%)*

Év	1990	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Az alanyi jogú juttatások aránya	76,2	71,4	69,5	64,8	61,5	0,8	1,0	0,9
A foglalkozási státushoz kötött juttatások aránya	21,6	23,2	25,9	30,1	33,6	28,3	16,0	9,2
A jövedelemtesztelt juttatások aránya	2,2	5,4	4,6	5,0	4,9	70,9	83,0	89,8

Év	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Az alanyi jogú juttatások aránya	82,6	62,5	51,5	52,8	55,3	55,1	55,3	78,9
A foglalkozási státushoz kötött juttatások aránya	3,4	25,6	36,9	36,5	34,8	35,0	34,8	18,0
A jövedelemtesztelt juttatások aránya	14,0	11,9	11,6	10,7	9,9	9,9	10,0	3,1

1990-ben a családi pótlék tette ki a pénzbeli családtámogatásokra fordított összegek több mint háromnegyedét, ezért így az alanyi jogon járó juttatások aránya igen magas volt. Ettől eltekintve azonban az összes többi juttatás ekkor még munkaviszonyhoz kötődött. A belső arányok eltolódása miatt viszont egészen 1995-ig folyamatosan emelkedett a munkaviszonyhoz kötött kifizetések hányada.

Ehhez képest 1997-re a Bokros-csomag hatására alapvető változás következett be: növekedett és dominánssá vált a jövedelemtesztelt ellátások aránya, és ez csökkenő állami újraelosztás közepette jelenítette meg az akkori kormány ideológiájának megfelelő, az alacsonyabb jövedelmű csoportokat hangsúlyosabban támogató családpolitikát. Fontos kiemelni, hogy a gyed megszüntetésével és a gyesnek a biztosítási jogviszonytól való függetlenítésével veszítettek súlyukból a foglalkozási státushoz kötött juttatások. 1998-ban már csaknem kilencztedes hányadot képviseltek a jövedelmi korláthoz kötött, és szinte teljesen megszűntek az univerzális jellegű kifizetések.

1998 után a típusok szerinti összetétel teljesen átrendeződött: alapvető ellátások kerültek be, illetve vissza az alanyi jogú juttatások közé, így az ezekre fordított összegek újból dominánssá váltak. A rászorultságtól függő juttatások aránya töredékére csökkent, ám szociális célzottságuk erősödött<sup>12</sup> (Tárkányi 2002a). Fontos tendencia, hogy újra megnőtt, sőt 1990 óta nem tapasztalt (2001-ben 37%-os) mértéket ért el a biztosítási jogviszonyhoz kötött juttatások súlya is. Mindez azt jelentette, hogy a családtámogatási

<sup>12</sup> A korábban jövedelemtesztelt családi pótlék és gyes jövedelemhatára viszonylag nagyvonalúan volt meghúzva.

juttatásokat illetően egyrészt gyengült a szociális szempontok szerepe, miközben előtérbe kerültek az általános népesedéspolitikai szempontok; másrészt viszont a gyed és az adókedvezmények reálértéknek jelentős növelésével és – ezzel összefüggésben – a jövedelmi státushoz kötött juttatások súlyának emelésével a családpolitika a középosztályt preferálta.

2002 és 2005 között lényeges változás nem, csak hangsúlyeltolódás figyelhető meg: miközben a rászorultságtól függő juttatások valamelyest teret veszítettek, némileg nőtt az alanyi jogon járó ellátások jelentősége a munkaviszonyhoz kötődő juttatások rovására.

A 2006. évben az univerzális családi pótlék bevezetése (melynek összegébe – legalábbis az ígéretek szerint – beépítették a korábbi rendszeres gyermekvédelmi támogatás, illetve a családi adókedvezmények összegét) az alanyi jogon járó juttatások súlyának jelentős növekedését hozta magával, míg a jövedelemtesztelteké igen alacsonyra süllyedt. Rengeteg változás után 2006-ban a három fő típus aránya gyakorlatilag megegyezik az 1990-ben megfigyelttel: a juttatások mintegy négyötöde jár alanyi jogon, egyötöde kötődik foglalkozási jogviszonyhoz, a jövedelmileg tesztelt juttatások aránya pedig elhanyagolható.

### *Értékelés*

Tanulmányunk elsődlegesen nem a családpolitikai juttatások rendszerének értékelését, hanem az áttekintését célozta. Ennek során is szembetűnővé vált azonban néhány jelenség.

A rendszerváltás után a munkanélküliség megjelenése, a társadalmi egyenlőtlenségek erősödése (maradékalanul indokoltan) kikényszerítette, hogy az addig elsősorban népesedéspolitikai célokat szolgáló családpolitikai ellátórendszer egyre hangsúlyosabb szociálpolitikai feladatokat vállaljon magára.

Így az elmúlt másfél évtizedben – miközben a termékenység erőteljesen csökkent, majd igen alacsony szinten stagnált – rengeteget változott a családtámogatások rendszere. Mint láttuk, szinte nem is akadt olyan juttatás, melynek szabályozása nem módosult volna gyökeresen. A rendszerváltás óta valamennyi új kormányzat foganatosított – ilyen vagy olyan irányban – jelentős módosításokat.

Noha a magyar családpolitika – a Bokros-csomag időszakától eltekintve – nemzetközi összehasonlításban folyamatosan bőkezűnek számított, a pénzügyi juttatások (talán kicsit túlzottan is) sokfélék voltak, a változtatások általában ad hoc módon történtek. Ezért egyes ellátások elvi célja és a kiváltott valós társadalmi hatások között sok esetben alig érzékelhető kapcsolat.

A szabályozások állandó újraformálásának, a hozzáférési jogok bonyolult szabályozásának két fontos következménye lett: egyfelől a potenciálisan érintett állampolgárok jelentős része nem is ismeri a családtámogatási rendszert, másfelől akik ismerik, azok sem bíznak a tartósságában.

A probléma az – és ebben Andorkától (1987) McDonaldig (2006)) egységes a szakirodalom –, hogy a népesedéspolitika hatékonyságának nagyon is fontos előfeltétele az átláthatóság és a megbízhatóság: Ha az érintettek nem ismerik azokat a juttatásokat, amelyek gyermekvállalás esetén megilletik őket, akkor döntésük során nem tudják ezeket figyelembe venni. Ha pedig nem bíznak tartósságukban, akkor ismerve sem

veszik komolyan figyelembe őket. Akármekkora összegeket is fektet az állam családpolitikai támogatásokba, ezektől népesedéspolitikai hatást csak akkor várhatunk, ha a szabályozás körül nincsenek politikai viták, a támogatások előre kiszámíthatóak, vagyis egyszerű és stabil a szabályozásuk.

Hogy a mai családtámogatási rendszer szociálpolitikai eszközként mennyire hatékony, annak megítélése nem ennek az írásnak a feladata. Az azonban egészen biztos, hogy az állandó változtatás, az áttekinthetőség korlátozott volta, a tárgyban folyó ideológiai/politikai viták nem teszik lehetővé, hogy hatékony népesedéspolitikai eszközként szolgáljon. Az eszközök és a mögöttük húzódó elvek vizsgálata pedig arra világít rá, hogy családpolitika harmonizálhatja szociálpolitikai és a népesedéspolitikai elemét, ám ha a szociálpolitikai célok teljes primátust kapnak, ez nemcsak esetlegessé, de szinte lehetetlenné is teszi azt, hogy a családtámogatások népesedéspolitikai szempontból is hatásosak legyenek.

#### FELHASZNÁLT IRODALOM

- Andorka Rudolf (1987): *Gyermekszám a fejlett országokban*. Budapest, Gondolat Kiadó.
- Andorka Rudolf (1990): Hozzászólás... In *Népesedési viták Magyarországon, 1960–1986*. Budapest KSH-NKI. Kutatási jelentések 37. 146–151.
- Benedek Dóra – Scharle Ágota (2006): A 100 lépés családtámogatást érintő elemeinek hatása a gyermekes családok jövedelmére. In Kolosi Tamás – Tóth István György – Vukovich György (szerk.) *Társadalmi Riport 2006*. Budapest, Tárki. 250–266.
- Darvas Ágnes – Mózer Péter (2005): Kit támogassunk? *Esély*, 2004/6. 64–99.
- Darvas Ágnes – Tausz Katalin (2006): *Gyermekszegénység*. Budapest, Demosz.
- Demény Pál (2004): Európa népesedéspolitikai dilemmái a huszonegyedik század kezdetén. *Demográfia*, 2004/1–2. 9–40.
- Durst Judit (2001): „Nekem ez az élet, a gyerekek.” Gyermekvállalási szokások változása egy kistalusi cigány közösségben. *Századvég*, 2001/ 3. 71–92.
- Gábos András (2000): Családok helyzete és családtámogatások a kilencvenes években. In Kolosi Tamás – Tóth István György – Vukovich György (szerk.) *Társadalmi Riport 2000*. Budapest, Tárki. 99–124.
- Gábos András – Szívós Péter (2006): A gyermekszegénység és néhány jellemzője Magyarországon. In Kolosi Tamás – Tóth István György – Vukovich György (szerk.) *Társadalmi Riport 2006*. Budapest, Tárki. 204–228.
- Gyukits György (2003): Gyermekvállalás a nagyvárosi szegénynegyedben élő fiatal roma nők körében. *Szociológiai Szemle*, 2003/2. 59–83.
- Heinz Ervin (2000): Népesedéspolitikai intézkedések 1945 előtt. *Demográfia*, 2000/4. 477–498.
- Heller Mária – Némedi Dénes – Rényi Ágnes (1990): Népesedési viták Magyarországon 1960–1986. In *Népesedési viták Magyarországon, 1960–1986*. Budapest KSH-NKI. Kutatási jelentések 37. 13–126.
- Janky Béla (2005): A cigány nők társadalmi helyzete és termékenysége. In Nagy Ildikó – Pongrácz Tiborné – Tóth István György (szerk.): *Szerepváltozások. Jelentés a nők és férfiak helyzetéről 2005*. ISZCSEM – TÁRKI, Budapest, 2005. 136–148.
- Lakner Zoltán (2006): A családpolitika rendszere. *Esély*, 2006/3. 85–109.

- McDonald, Peter (2006): An Assessment of Policies that Support Having Children from the Perspectives of Equity, Efficiency and Efficacy. In *Vienna Yearbook of Population Research 2006*. Wien. 2006. 213–234.
- Mészáros József (2005): A társadalombiztosítási nyugdíjrendszerek és a termékenység kölcsönhatása. *Demográfia*, 2005/4. 436–450.
- Pongrácz Tiborné (2003): Családpolitika – tények és vélemények. In Spéder Zsolt (szerk.): *Család és népesség – itthon és Európában*. Budapest, KSH NKI-Századvég Kiadó, 148–161.
- Spéder Zsolt (2002): *A szegénység változó arcai*. Budapest, Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság-Századvég Kiadó.
- Szociális Statisztikai Évkönyvek 1990–2004*. Budapest, KSH.
- Stumpf István (2001): A kormány szociálpolitikája. In Kereszty Á. (szerk.) *Utak és lehetőségek a szegénység visszaszorítására*. Budapest. SzoCSa. 2001. 5–10.
- Tárkányi Ákos (2002a): *A családdal kapcsolatos jogszabályok Magyarországon. 1980–98-ig*. Budapest, KSH-NKI. Kutatási Jelentések 67.
- Tárkányi Ákos (2002b): A családpolitika változásának hatásai a termékenységre Közép-Európában. *Demográfia*, 2002/1. 48–79.
- Társadalmi helyzetkép 2003*. Budapest, KSH.
- Tomka Béla (2006): Rászorultsági elv vagy általános szociális jogok? *Esély*, 2006/5. 20–42.
- Tóth István György (1996): Családpolitikai változások és lehetséges hatásaik. *Magyar Tudomány*, 1996/11.
- Voszka Éva (2006): Százezer vagy tízmillió. *Esély*, 2006/4. 3–20.

Tárgyszavak:

Családi pótlék  
Családpolitika  
Népesséspolitiká  
Szociálpolitika

## THE CHANGES IN FAMILY ASSISTANCE: AIMS AND MEANS

### *Abstract*

The paper follows the changes in the support system of the Hungarian family policy from the political transformation up to now. The system of the family assistance significantly changed under almost every government. These changes were caused not only by the different macroeconomic conditions and financial possibilities of the successive governments but by different ideologies and aims of the social policies.

The authors show the different principles behind the forms of support, the main types of the family assistance and the concrete means of support belonging to the different types of assistance. They follow up the changing proportion of the expenses of the family assistance compared to the expenses of the budget from 1990 onwards and deal with the most important changes of the concrete forms of assistance. Finally, the paper

analyses the changing proportion of the expenses of the different types of assistance compared to the total amount of the family assistance in the examined period. In the course of the analysis the authors came to the conclusion that the emergence of the unemployment after the political transformation and the growing social inequality enforced the support system of the family policy, which formerly served first of all the purposes of the population policy, to take over more and more the tasks of the social policy. Around the millennium the supports connected to the earned income and an insurance contract became more important while now, after the changes of the near past, one can witness the strongly growing weight and primacy of the benefits paid by right of citizenship.

## IRODALOM

### KÖNYVEK

MONNIER, ALAIN: *Démographie contemporaine de l'Europe. Evolutions, tendances, défis.* (Európa demográfiai helyzete. Átalakulások, tendenciák, kihívások.) Armand Colin, Párizs, 2006. 416 p.

Egyedi vállalkozásba fogott a francia kutató: összefoglalni az utóbbi 50 év demográfiai eseményeit a célból, hogy elősegítse a jelenlegi európai demográfiai helyzet, az előre megjósolható tendenciák és ezek társadalmi-gazdasági hatásainak megértését.

Az elemzés a második világháború végén kezdődik, kronológiai sorrendben halad, és kitér az összes fontos demográfiai tényezőre: születésre, termékenységre, halálózásra, vándorlásra, valamint azokra, amelyek az előbbiekkal összefüggésbe hozhatóak: a családalapítás változásai, az abortusz és a válás jogi szabályozása vagy a munkaerőpiac helyzete.

Földrajzilag a tanulmány egész Európát magában foglalja, beleértve Oroszországot. Kettéválasztja a földrészt a klasszikus keleti és nyugati részre, majd e két csoporton belül további felosztásokat alkalmaz a célból, hogy minden országot a hozzá fejlődésben legközelebb álló államokkal tudja összehasonlítani. Így a keleti rész Közép- és Kelet-Európára tagolódik, melyből az első a volt szocialista országokat öleli fel: Magyarországot, a volt NDK-t, Lengyelországot, a volt Csehszlovákiát, Romániát, Bulgáriát, Albániát és a volt Jugoszláviát. A második a szovjet utódállamokból áll: Oroszországból, a balti országokból, Ukrajnából, Fehéroroszországból és Moldáviából. A nyugati terület három részre tagolódik: Észak-Európára (Dánia, Finnország, Norvégia és Svédország), Nyugat-Európára (Ausztria, Németország, a Benelux-államok, Franciaország, Svájc és az Egyesült Királyság) és Dél-Európára (Görögország, Olaszország, Spanyolország és Portugália).

Időben három síkra osztotta a szerző a vizsgálni kívánt mintegy 50 évet.

Az 1945–1970-ig terjedő időszakot a háború utáni újjáépítés és gazdasági fejlődés jellemezte Nyugaton, míg Keleten ekkor konszolidálódott a szocialista rendszer. Itt ekkor még a hagyományos házassági és családalapítási szokások uralkodtak, miközben a nyugati részen a változás jelei már feltűntek a '60-as években, de közvetlenül a háború után itt is még a tradicionálisnak mondott normák maradtak érvényben: a házasság mint egyetlen legális együttélési forma, a gyermekek házasságon belüli születése és a válás elítélése. Ebben a periódusban játszódott le a nyugat- és észak-európai országokban a baby-boom, mely során az 1910 és 1930 között született nőknek átlagosan 2,5–2,7 gyermekük született. Ennek magyarázata elsősorban az, hogy az anyák – a korábbi generációkhoz viszonyítva – egyszerre hamarabb – alacsonyabb átlagkorral – és több gyermeket hoztak a világra. Mindebben az abortusz és fogamzásgátló módszerek tilalma is közrejátszott. Mindkettő a '60–'70-es években – hosszú társadalmi viták után – vált legálissá.

Közép-Európában 1945 és 1970 között ellenkező törvénykezés volt érvényben az abortuszt és a fogamzásgátlást illetően, de az '50-es években a születésszám csökkenése miatt ezek az országok is betiltották hosszabb-rövidebb időre az abortuszt. Csehország példáján látható, hogy a születések száma és az abortuszok száma fordítottan arányos

egymással: az abortusz legalizálása alatt csökkent a születésszám, a tiltás alatt pedig nőtt.

A penicillin feltalálása egész Európában erőteljesen csökkentette a gyermekkori halálozásokat. A csökkenés Észak- és Nyugat-Európában ment végbe a leggyorsabban, de Közép-, Kelet- és Dél-Európában is számottevő volt. Magyarországon 1000-ból 86 gyermek halt meg az első születésnapja előtt 1950-ben, míg 1970-ben csupán 36.

A háború utáni újjáépítés Nyugaton sok ország esetében a külföldi munkaerő beáramlását igényelte. Pontos adatok hiányában csak megbecsülni lehet a vándorlások nagyságrendjét, annál is inkább, mert a népszámláláskor számba vett külföldiek sok esetben eltűnnek a statisztikákból, amikor állampolgárságot kapnak. Emiatt lehetséges az, hogy a lakossághoz képest sokkal nagyobb a külföldiek aránya Svájcban, mint Franciaországban. 1950 és 1973 között a legtöbb nyugati ország vándorlási mérlege negatív, és a kivándorlók száma sok esetben nagyon magas volt. Elsősorban a dél-európai országokra igaz ez a kijelentés: Portugáliából például ebben az időszakban a népesség 26%-a távozott. A bevándorlás Svájcba, az NSZK-ba és Luxemburgba volt a legmagasabb, a népességnek több mint 10%-a kívülről érkezett. Európa vasfüggönnyel való kettéválasztása két migrációs „világ” létrejöttéhez vezetett, melyek között kevés mozgás volt, és ha mégis, az kizárólag kelet felől nyugatra.

Az 1970-es és az 1980-as években Nyugaton folytatódott a demográfiai átalakulások, míg Keleten status quo állt be. Nyugaton egyre inkább háttérbe szorult a tradicionális családszemlélet, mely szerint a házasság és a gyermekvállalás szoros kapcsolatban állnak egymással. Nőtt a válások és a házasságon kívül született gyermekek száma, és csökkent a házasságkötések és a termékenység. 1970-ben, Svédországban voltak először láthatóak azok a tendenciák, melyek a két elkövetkező évtizedben egész Észak- és Nyugat-Európa demográfiai irányvonalait meghatározták. 1970-ben a teljes első házasságkötési arányszám 63-mal Svédországban volt a legalacsonyabb, míg a többi országban 90 fölött volt. 1990-re ez az érték a legtöbb nyugat-európai államban is 55 és 65 közé esett. A házasságon kívüli születések aránya Svédországban 1970-ben már 18% volt, míg a válások hányada elérte a 23%-ot.

Ebben az évtizedben engedélyezték a válást a dél-európai országokban és liberalizálták Észak- és Nyugat-Európában, és az egyes országokban meghozott törvények nagy vonalakban hasonlítottak egymásra. Az abortuszt is ebben az évtizedben engedélyezték, erre nézve azonban sok pontban különböztek a szabályok. Mindenekelőtt az abortusz időbeli határai mutatkoztak változatosnak, ezek a terhesség 10–18. hetéig terjedtek. Az új törvények ellenére a nyugati abortuszszámok meg sem közelítették a kelet-európaiakat, ahol még a '90-es években is a terhességeknek legalább a fele művi vetéléssel végződött.

Keleten ugyanekkor családpolitikai intézkedéseket hoztak, melyek célja a csökkenő termékenység megállítása, illetve visszafordítása volt. Ezek nem minősíthetők népesezési politikának, hiszen nem a népesség növelése volt a céljuk. Csupán a demográfiai csökkenést próbálták megállítani oly módon, hogy közben tiszteletben tartották a nők és a párok szabad döntési jogait. Ezzel találkozhattunk Bulgáriában (1968), Magyarországon (1973), Lengyelországban (1974), az NSZK-ban (1976) és a Szovjetunióban (1981).

Az 1990-es évben Nyugaton még nagyobb teret nyertek a változások, míg Keleten az ismert politikai és demográfiai folyamatok tanúi lehettünk. Nyugaton mindenhol erősen csökkent a házasságok száma, azonban a válások és a házasságon kívüli terhes-

ségek nem mindenhol szaporodtak. Az éves teljes termékenységi arányszámokban is komoly eltérések mutatkoztak Európa nyugati országaiban. Észak-Európában nőtt a termékenység, miközben Nyugat-Európában stabilizálódott, akárcsak Dél-Európában.

Keleten a berlini fal leomlása után mindenhol csökkent a házasságok és a házasságon belüli születések aránya. Azokban az országokban, ahol korábban nem indult meg a csökkenés, a rendszerváltás után változtak meg a családalapítási szokások, ahol pedig az átalakulás már korábban elkezdődött, a demográfiai változások felgyorsultak. A termékenységet illetően nem volt olyan drasztikus a fordulat, mint a családalapítási szokásokban (kivéve Kelet-Németországban), lévén, hogy a legtöbb országban már a rendszerváltás előtt is csökkent a teljes termékenységi arányszám.

A születések számát továbbra sem lehet elválasztani az abortusz gyakorlatától. Ugyanakkor az 1990-es évektől a kettő kapcsolata Keleten sem fordítottan arányosan alakult, hanem mind a kettő csökkenésnek indult, kivéve Romániában. Ugyanakkor az 1990-es években végzett reprezentatív felmérések szerint bár a fogamzásgátlót használók száma Közép- és Kelet-Európában folyamatosan nő, még mindig nem teljesen elfogadottak a modern fogamzásgátló eszközök, különösen a tabletták. Ez a tény magyarázza meg, hogy a születések számához viszonyítva még mindig viszonylag magas ezekben az országokban az abortuszok száma: Magyarországon például 1999-ben 100 születésre 70 jutott.

Nyugaton a '90-es években tovább nőtt a '70-es évek óta emelkedő születéskor várható élettartam. Elsősorban az időskori halálozások száma csökkent, lévén, hogy a gyermekhalandóság az 1990-es évekre ennek a térségnek már az összes országában 10‰ alatt volt. Keleten eközben a 15‰ érték még megszokottnak számított, és ez növelte a születéskor várható élettartambeli különbséget Európa keleti és nyugati fele között.

A könyv második fele tematikus fejezetekből áll, melyek a szűkebb értelemben vett társadalmi átalakulásokat elemzik és az aktuális, 20. századi problémákra próbálnak válaszokat adni. Ezek közé tartoznak a társadalom előregedésének következményei, a termékenység csökkenése és a halandóság társadalmi egyenlőtlenségei. E tényezőkkel összefüggésben felvetődik a kérdés, hogy melyek az európai társadalom demográfiai jellemzői, és hogy milyen jövője lehet ennek a társadalomnak? Mennyire kiterjedt a vándorlás kezelésére szolgáló lehetséges politikák mozgástere, milyen lesz az európai munkaerőpiac helyzete, és mi lesz a nyugdíjak finanszírozási forrása.

Európa keleti és nyugati felén csökken a születések száma, a népesség – hacsak nem érkezik egy nagyobb bevándorló hullám – hosszú távon minden valószínűség szerint csökkenni fog, hiszen a 20. század utolsó évtizedében a növekedés már csak 0,7‰ volt. Mindeközben a népesség öregedik: 1950 és 2000 között a 65 évesnél idősebb lakosság aránya 8-ról 15%-ra emelkedett, és a 80 év fölöttiek aránya számos országban a háromszorosa annak, mint ami az 1950-es években volt. Annak ellenére, hogy az országok közötti különbségeket nem szabad figyelmen kívül hagyni, a tendencia mindenhol egyirányú: nő az idősök és – az alacsony termékenység miatt – csökken a fiatalok aránya. Európa népessége eddig mindenekelőtt azért növekedett, mert az idős népesség élettartama meghosszabbodott.

Kérdés, hogy a termékenység csökkenése visszafordíthatatlan folyamat-e? Ennek megválaszolásához először le kell szögezni, hogy a nők végső gyermekszáma nem tükrözi az éves mutatók gyakori fluktuációját. A gyermekszám változik, akár csak a nők gyermekvállaláskor betöltött életkora, de ezek a változások folyamatosan játszódnak le.

Anglia példája jól mutatja, hogy az 1930 és 1970-es évek között születettek generációjának a termékenysége kevésbé csökkent, mint az 1860 és 1900 között születetteké. Több észak- és nyugat-európai országban is, mint például Svédországban a 20. században bekövetkezett visszaesés sokkal kevésbé fontos, mint a 19. század végén lejátszódott változás. Vagyis a közelmúlt eseményei nem példátlanok Európa demográfiai történetében. Ugyanakkor a végső gyermekszámok még soha nem voltak olyan alacsonyak, mint a 20. század végén: szinte sehol nem érik el az egyszerű reprodukcióhoz szükséges 2,1-et. Ez három tényezőre vezethető vissza: eltűnőben vannak a „nagycsaládok”, vagyis a négy- vagy többgyermekes családok; csökken a háromgyermekesek száma; egyre több nő marad gyermek nélkül. A motívumok számosak. A gyermekek már nem növelik a család fizikai munkaerejét, mint régen, hanem áruk van, mely bizonytalansággal párosul, elsősorban ha a szülők munkahelyi pozíciója vagy a kapcsolat stabilitása veszélyeztetett. A gyermekvállalás ily módon rizikófaktor, és a párok dönthetnek úgy, hogy nem vállalják ezt a kockázatot. Mindezek mellett nem elhanyagolhatóak azok a tényezők sem, melyek az egyének és a társadalom értékrendszerével, a nők társadalmi pozíciójával vagy az állam szerepével kapcsolatosak.

Az állam kétféle módon tud beleavatkozni a párok gyermekvállalási szándékába: anyagi támogatással, valamint olyan intézkedésekkel, melyek segítik egyszerre ellátni a családi és a munkahelyi feladatokat. Ezek hatása mérhető, ugyanakkor nem túlbecsülendő. Elsősorban nem a vállalt gyermekek számát befolyásolják, inkább a születések időpontját hozhatják előre. Ezeket a közvetlenül a családokra irányuló támogatásokon kívül az állam szinte az összes politikájával hat a gyermekvállalásra, legyen szó a munkaügyet, a városrendezést vagy az egészségügyi rendszert érintő diszpozícióról.

Külön fejezetben foglalkozik a szerző az Európai Unió demográfiai történetével és helyzetével. Számokkal szemléltetve vezeti végig, hogy miként változott az egyes országok csatlakozásakor az unió népességének összetétele. Elemzi, hogy mi módon próbálja meg a közösség fenntartani a demokratikus működését egy olyan rendszerben, melynek az alapjait teljesen különböző népességű országok alkotják. Például az Európai Parlament az egyetlen olyan intézmény, amelynek tagjait az állampolgárok közvetlenül választják meg. Azonban komoly eltérések vannak aszerint, hogy egy-egy képviselő hány személyt reprezentál. Míg például 1 millió német állampolgár mögött 1,2 német képviselő áll, addig 1 millió magyarra 2,5 magyar képviselő jut.

Miközben a születéskor várható élettartam az unióban a legmagasabb, a fiatalok alacsony aránya, valamint az alacsony termékenység miatt a jövő fog választ adni arra, hogy a közösség milyen pozíciót foglal majd el a világban. Az Eurostat előrejelzései szerint ugyanis 2030-ra az unió népessége 440 (alacsony becslés) és 504 millió (magas becslés) között lesz, a 2005-ös 459 millióval szemben.

A könyv azzal is foglalkozik, hogy az egyes országok kormányai miként kezelik a népesedési problémákat. Kiténik, hogy bár a magyarországi termékenységet a döntéshozók is túl alacsonynak ítélik, nem reagálnak sem arra a problémára, hogy alacsony a fiatalok aránya, sem arra, hogy csökken az aktívak, viszont nő a nyugdíjasok aránya.

Márpedig az aktív népesség aránya, az idősek eltartása és így a nyugdíjak finanszírozása az unió egyik legfontosabb jövőbeli témái közé fog tartozni. A bevándorlás témája is egyre inkább előtérbe fog kerülni: Nyugat-Európa legtöbb országának népessége a bevándorlás révén nő. A különböző becslések szerint migráció nélkül az unió népessége 2030-ra 13 millióval csökkenne, míg a bevándorlás folytán akár 14 millióval is emelkedhet. Annak ellenére várható a növekedés, hogy a bevándorlók száma előre-

láthatólag csökkenni fog: 2030-ra a 2005. évi 1,3 milliőről évi 730 000-re fog redukálódni.

Alain Monnier figyelemreméltó szintézist ad Európa demográfiai helyzetéről. Az elemzett témák sokasága, a grafikonok, táblázatok és adatok bősége roppant olvashatósá teszi a könyvet.

*Makay Zsuzsanna*

#### FOLYÓIRATCIKKEK

REHM, J. – SULKOWSKA, U. – MAŃCZUK, M. – BOFFETTA, P. – POWLES, J. – POPOVA, S. – ZATOŃSKI, W.: Alcohol accounts for a high proportion of premature mortality in central and eastern Europe. (Az alkohol nagymértékben felelős a korai halálozásért Közép- és Kelet-Európában.) *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published January 24, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dyl294).

Az Európai Unió régi és új tagállamai közötti különbségek az életésélyek vonatkozásában is jelentősek. Az úgynevezett kelet–nyugati lejtő különösen a férfiak halandósága tekintetében meredek. Az okok sokfélék, amelyek közül a cikk írói az alkoholfogyasztás szintjének és jellegének hatását vizsgálják. Számszerűsítik, milyen mértékben járul hozzá az alkohol a korai halálozásban mutatkozó földrajzi különbségekhez. Három régi (Franciaország, Svédország, Egyesült Királyság) és négy új (Cseh Köztársaság, Magyarország, Litvánia, Lengyelország) tagállam felnőtt lakosainak (20–64 éves férfiak és nők) 2002. évi halandósági szintjeit hasonlítják össze. Oroszország külső viszonyítási alapul szolgál.

Az alkoholfogyasztás adatai a WHO-tól (Global Alcohol Database) és kérdőíves felvételekből származnak. A GAD adataiból becsülik a 2002. évi egy főre jutó átlagos alkoholfogyasztást, míg a nem- és életkor szerinti alkoholizálásra az egyes országokban végzett felmérésekből (Magyarország esetében a 2000. évi Országos Lakossági Egészség Felmérésből) következtetnek. A napi átlagos tiszta alkoholfogyasztás szintje szerint megkülönböztetett csoportok: 1. 0,25 g alatt; 2. 0,25 g-tól <20 g-ig; 3. 20 g-tól <40 g-ig; 4. 40 g-tól <60 g-ig, 5.  $\geq 60$  g.

A WHO összehasonlító kockázatelemzésének eredményeire támaszkodva két szempontból mérik az alkohol feltételezett hatását a halandóságra: (a) a fogyasztott alkohol átlagos mennyisége, (b) a fogyasztás jellege alapján. Ez utóbbi lényegében arra utal, mennyire jellemző az időnkénti lerészegedés. A vizsgálatban szereplő országokat úgy választották meg, hogy egyrészt a magas és az alacsony halandósági szintek, másrészt az alkoholfogyasztás különböző mértékei és módozatai is jelen legyenek. Franciaország képviseli az egészségre legkevésbé ártalmas alkoholfogyasztási típust (rendszeres borivás); a Cseh Köztársaság a második szintet (rendszeres sörivás); a harmadik típusban vegyesen szerepelnek az időnként lerészegedő sörivők (az Egyesült Királyság és Svédország), a sör- és szeszivők (Litvánia), illetve a szesz- és sörivők (Lengyelország), valamint a bort, sört és szeszt nagyjából azonos arányban fogyasztók (Magyarország).

Oroszországnak az egészségre legártalmasabb, lerészegedéssel is járó vodkafogyasztása külön kategóriát képez.

Az alkoholfogyasztással kapcsolatba hozható betegségek és sérülések köre szigorú kóroktani ismérvek alapján is meglehetősen tág. A kör a rosszindulatú daganatok egyes fajtáitól a cukorbetegségen, a különféle idegbetegségeken, a szív- és érrendszeri, emésztőrendszeri betegségeken át az úgynevezett külső okokig (sérülések, balesetek, öngyilkosság, gyilkosság) terjed. A szerzők több mint harminc BNO kódra, illetve kódcsoporthoz és az alkoholfogyasztás négy szintjére adják meg az adott betegségben történő elhalálozás esélyhányadosát a 0,25 g alatt fogyasztókhoz képest, a természetes halálokok tekintetében a férfiakra és a nőkre külön-külön. (Megjegyzendő, hogy az ischaemiás szívbetegségek és az agyérbetegségek elhalálozási esélyhányadosa a mérsékelt ivók körében, az epekövességé pedig a nagyivók körében is kisebb, mint egy.)

A korai elhalálozás társadalmi jelentőségének kellő hangsúlyozása érdekében a szerzők kiszámítják az alkoholnak tulajdonítható halálozás következtében elveszített életek 100 000 főre vetített számát. (Az alapul vett modell halandósági tábla szerint a nők születéskor várható élettartama 82,5 év, a férfiaké 80 év.) Lineáris regresszió elemzéssel mutatják ki továbbá, hogy az alkoholfogyasztás szintje (>40g tiszta alkoholfogyasztás naponta) és a fogyasztás módja egymástól függetlenül is szignifikáns hatással bír az alkohollal kapcsolatba hozható halandóság mértékére. A két tényező együtt az érintett halálozási arányszámok szórásnégyzetének 64,9%-át, az alkohol miatti többlethalandóság következtében elveszített évek szórásnégyzetének pedig 63,2%-át magyarázza.

Az alkoholnak tulajdonítható halálozás aránya minden országban magasabb a fiatal felnőttek (20–44 évesek), mint a középkorúak (45–64 évesek) körében, ám a szóródás jelentős. Svédországban a fiatal férfiak halálozásának 19,2%-a, a fiatal nők halálozásának pedig 6,9%-a tulajdonítható az alkoholnak. Magyarországon a megfelelő arányszámok 39,4% és 19,5%. Másképp fogalmazva a fiatal magyar nők alkoholizálása a fiatal svéd férfiakéval vetekszik. (Megjegyzendő, hogy saját számításait a szerzők több szempontból konzervatívnak, azaz inkább alul-, mint felülbecsültnek nevezik.)

A következtetések levonása előtt a szerzők figyelmeztetnek tanulmányuk korlátaira. Elsőként azt említik, hogy a krónikus betegségekre vonatkozó esélyhányadosokat metaelemzésekben vették át, feltételezve, hogy ezek az értékek országonként is megállják a helyüket. Másrészt – az összehasonlíthatóság érdekében – a nemzeti felvételekből származó becsléseket hozzáigazították az egy főre jutó átlagos fogyasztásra vonatkozó becslésekhez, az esélyhányadosok tekintetében azonban nem végeztek hasonló igazítást. Harmadrészt, a fel nem jegyzett alkoholfogyasztásra vonatkozó feltételezések a dolog természeténél fogva bizonytalanok. Végül, nem számoltak a különféle alkoholhelyettesítővel, amelyek (például Oroszországban) sokkal károsabbak lehetnek az egészségre.

Mindent együttvéve a szerzők megállapítják, hogy az alkohol jelentős szerepet játszik a felnőttek korai elhalálozásában Európában. A 20–64 éves életkorban elhunytak közel 15%-a az alkohol miatt vesztette el életét 2002-ben. A férfiak körében ennél magasabb az arány, Magyarországon a 25%-ot is eléri. Hazánkban különösen nagy az alkoholos májbetegség szerepe. A szerzők szerint a házi pálinkafőzés, az alkoholfogyasztás magas szintje és a gyakori lerészegedés lehet a háttérben, ugyanakkor hangsúlyozzák, hogy a magas magyar májzsugor halandóság meggyőző magyarázata még várat magára. Oroszországban és Litvániában a nagyívás sérülésekkel és agresszivitással jár együtt. A férfiak alkohollal kapcsolatos halandósága minden országban maga-

sabb, mint a nőké. A nemek közötti különbség azonban jóval nagyobb a kelet-európai országokban, mint nyugaton. (A francia nők alkoholnak tulajdonítható korai halandósága például magasabb, mint a cseh vagy a lengyel nőké, a briteké pedig hasonló hozzájuk.) A szerzők szerint az alkoholnak a halandóság szintjében kimutatható jelentős szerepét bevált és hatékony közegészségügyi intézkedésekkel (például adópolitika, fellépés az ittas vezetés ellen) kell visszaszorítani.

*Daróczy Etelka*

SHIMAZU, T. – KURIYAMA, S. – HOZAWA, A. – OHMORI, K. – SATO, Y. – NAKAYA, N. – NISHINO, Y. – TSUBONO, Y. – TSUJI, I.: Dietary patterns and cardiovascular disease mortality in Japan: a prospective study. (Étrend és kardiovaszkuláris halandóság Japánban: követéses vizsgálat.) *International Journal of Epidemiology*. Advance Access published February 22, 2007. <http://oxfordjournals.org> (doi:10.1093/ije/dym005).

Nemzetközi összehasonlító vizsgálatok arra utalnak, hogy a japánok hosszú várható élettartama összefüggésben állhat a szigetországban hagyományos táplálkozással, amely a feltételezések szerint csökkenti a szív- és érrendszeri megbetegedések kockázatát. A szerzők ezt az ökológiai összefüggést vették górcső alá Japán északkeleti régiójában, a Miyagi prefektúra területén. A követéses vizsgálat mintáját az Ohsaki Egészségközpont 40–79 éves biztosítottjai képezték, akiket 1994-ben önkéntes kérdőívvel kérdeztek ki. A kérdőív negyvenféle étel- és ital fogyasztásának gyakorisága, a betegség-történet, a dohányzás és a fizikai aktivitás iránt érdeklődött. A válaszadás aránya 95%-os volt.

A minta tisztítása során kikerültek a vizsgálatból azok a személyek,

- akik 1994-ben meghaltak,
- akik a 40 étel- és ital közül több mint 24-nek üresen hagyták a helyét,
- akik kiugróan magas, vagy nagyon alacsony kalóriafogyasztást jeleztek (férfiaknál 1759 kJ alatt, illetve 14 884 kJ felett, nőknél 1256 kJ alatt, vagy 9609 kJ felett), és
- akik betegség-történetükben rákos betegségről, szívinfarktusról, szélütésről vagy cukorbetegségről számoltak be, mivel ezek a tényezők befolyásolhatták étrendjüket, illetve életmódjukat.

A minta végül 40 547 résztvevőt tartalmazott, az ő elhalálozásukról, illetve biztosított státusuk megszűnéséről gyűjtöttek adatokat az 1995. január 1-jével kezdődő hét év során.

Az étrendtípusok meghatározása faktoranalízissel történt. A kutatók három, egymástól jól elkülöníthető étrendet különböztettek meg:

- japán étrend (sok szójababból készült terméket, halat, tengeri növényt, zöldséget-gyümölcsöt és zöldteát tartalmaz, ugyanakkor magas a só-tartalma),
- húsban gazdag étrend (jellemző a marhahús, a disznóhús, a sonka, a kolbász, a csirke, a máj, a vaj, továbbá a kávé és az alkohol fogyasztása),
- sok tejterméket, zöldséget-gyümölcsöt, inkább kenyeret, kevés rizst és miszót tartalmazó étrend (amely erjesztett szójabából készül), továbbá kevés alkoholt tartalmazó étrend.

A kutatók az egyes étrendtípusok faktorsúlyainak kvartiliseihez névleges változókat rendeltek és ezekre vonatkozóan Cox-féle regresszió-számítással határozták meg a szív- és érrendszeri halálozás esélyhányadosait, kiküszöbölve a lehetséges zavaró tényezők (az életkor, a nem, a dohányzás, a fizikai aktivitás és a bevitt kalóriamennyiség) hatását. Azok a személyek ugyanis, akiknél a japán étrend szerepelt magas súllyal, általában idősebbek, többet gyalognak, betegség történetükben jellemző a magas vérnyomás, nem dohányosok és nem alkoholisták. A tipikus húsfogyasztók viszont inkább fiatalok és férfiak, nagy valószínűséggel dohányoznak, isznak és nem magas a vérnyomásuk. A harmadik étrendtípus jellemző képviselői nők, ők inkább a japán étrendet követőkhez hasonlítanak, kivéve a gyaloglást, az iskolai végzettséget és a magas vérnyomást. Mivel a testtömeg-index és a magas vérnyomás egyben a szív- és érrendszeri betegségek kockázati tényezője is, a modelleket e két változó bevonásával, illetve bevonásuk nélkül is kalibrálták.

A hétéves követés során (252 647 emberévnyi kockázati idő) összesen 801 keringési rendszeri megbetegedés miatti halálozás történt, ebből 181 ischaemiás szívbetegség (BNO I20–I25) és 432 agyi katasztrófa (BNO I60–I69, ezen belül 163 agyi infarktus és 129 agyvérzés) következtében.

Az elemzés eredménye azt mutatta, hogy a japán étrend kisebb, a húsban gazdag étrend magasabb keringési rendszeri halandósággal párosult, míg a harmadik étrendtípus nem mutatott összefüggést. Az első két étrendet az ischaemiás szívbetegségekre és az agyi katasztrófákra nézve külön-külön is megvizsgálták. A lehetséges zavaró tényezők kiküszöbölése után azt kapták, hogy a japán étrend felső kvartilisében az ischaemiás szívbetegségben való elhalálozás kockázata 20%-kal kisebb, mint a japán étrend alsó kvartilisében, a húsevők felső kvartilisében viszont 49%-kal magasabb. Az agyi katasztrófákat illetően is kisebb kockázatúnak bizonyult a japán étrend, ám a húsban gazdag étrend e tekintetben nem mutatott nagyobb kockázatot.

A szerzők többféle érzékenységvizsgálatot is elvégeztek, amelyek modelljeik stabilitását igazolták. Megállapították, hogy a japán étrendet a sok zöldség és gyümölcs fogyasztása teszi hasonlóvá azokhoz az „egészséges” étrendekhez, amelyekre vonatkozóan nyugati népegekben alacsonyabb keringési rendszeri halandóságot mutattak ki. A japán étrendnek ugyanakkor jellemzője a magas sótartalom és gyakori velejárója a magas vérnyomás. Úgy tűnik, a japán étrend egyéb tipikus összetevői (szója, tengeri növény és zöld tea) ellensúlyozzák a magas vérnyomásnak mint kockázati tényezőnek a szerepét, bár ezek hatásmechanizmusa még tisztázatlan.

*Daróczy Etelka*

ANDRESS, H.-J. – BORLOGH, B. – BRÖCKEL, M. – GIESSELMAN, M. – HUMMELSHEIM, D.: The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. (A párkapcsolat felbontásának gazdasági következményei – Belgiumban, Németországban, Nagy-Britanniában, Olaszországban és Svédországban készült panelvizsgálatok összehasonlító elemzése.) *European Sociological Review*, Vol. 22, 2006/5. 533–560. p.

Vélhetnénk, hogy a válásról és a különélésről hozott döntés az érintett egyének és párok magánügye, ez azonban nem teljes mértékben igaz. Nemcsak az ő társadalmi jellemzőik hatnak rá egyértelműen, hanem az adott társadalom, sőt, az a házassági kohorsz is, amelybe tartoznak. A *European Sociological Review* a közelmúltban egy teljes számot szentelt a különböző társadalmakban és generációkban zajló válási és különélési folyamatok összehasonlításának. Továbbá, ennek a számnak a szerkesztői alakították meg már korábban a European Network for the sociological and demographic Study of Divorce (A Válás szociológiai és demográfiai tanulmányozásának európai hálózata) elnevezésű informális szervezetet, amely több európai országban tartott már konferenciát (bővebben lásd: <http://www.eui.eu/Personal/Dronkers/NetworkDivorce.htm>).

Mielőtt a címben szereplő tanulmányt ismertetnénk, röviden megemlékezünk a kötetben szereplő többi írásról is, mert úgy gondoljuk, hogy a téma iránt érdeklődők számára hasznos és érdekes kutatási eredményeket tesznek közzé.

A *European Sociological Review* tematikus száma összesen öt tanulmányt tartalmaz. Az első Michael Wagner és Bernd Weiss metaelemzése a válási kockázatokról írt európai longitudinális tanulmányok alapján. A szerzők elsősorban a házasság előtti együttélés, a kapcsolatból született gyermekek és a szülői családban előforduló válásnak a házasság stabilitására gyakorolt hatására fókuszálnak, 120 tanulmányt felhasználva.

A második és a harmadik cikk William J. Goode régen megfogalmazott, de ritkán vizsgált érvelésével foglalkozik, amely szerint a válás demokratizálódása és az elváltak társadalmi osztályok szerinti összetétele közötti kapcsolat fordított irányú. Juho Harkonen és Jaap Dronkers tanulmánya a nők iskolai végzettsége és a válási kockázat közötti kapcsolatot vizsgálja 16 európai országban és az Egyesült Államokban. Hasonló tárgykörben mozogva, Paul de Graaf és Matthijs Kalmijn egyetlen országban, Hollandiában hasonlítja össze az 1942–1999 közötti házassági kohorszokat, és a válásra ható tényezők közül a szülők társadalmi-gazdasági státusát, a képzettséget, a vallásosságot, a szülők válását és a gyermekek szerepét tárgyalja.

Tamar Fischer és Aart C. Liefbroer írásukban megpróbálják összekapcsolni a válási és különélési arányszámokat a Hollandiában az 1972–1996 közötti időszakban érvényesült makrogazdasági feltételekkel.

Hans-Jürgen Andress és munkatársainak írása – amelyet az alábbiakban részletebben is ismertetünk – a váláskutatás klasszikus kérdését elemzi, de a korábbi nemzetközi tanulmányokkal ellentétben a párkapcsolat felbontásának gazdasági következményeit alapvetően nem egyes országok, hanem a különböző családtámogatási rendszereket alkalmazó országtípusok között hasonlítja össze. A vizsgálatban szereplő öt országot a szerzők úgy választották ki, hogy azok a családtámogatási rendszerek négy típusát reprezentálják: Nagy-Britannia a piaci modellt, Olaszország a kiterjesztett család modelljét, Németország a férfi családfenntartó szerepén nyugvó tradicionális modellt, Svédország a kétkeresős modellt, míg Belgium a tradicionális és a kétkeresős modell

együttes előfordulását példázza. A családtámogatási rendszereknek ezt a tipológiáját Andress dolgozta ki, és azt mutatja meg, hogy az állam, a piac és a család sajátos, országoként eltérő szerepvállalása hogyan befolyásolja a különélés és a válás következményeit. Azt feltételezik, hogy a megnevezett változatok speciális függőségeket hoznak létre a családon belül, amelyek szétköltözést vagy válást követően negatív gazdasági következményekkel járhatnak a gyengébb fél számára. A szerzők egyaránt elemzik a házasságok és az élettársi kapcsolatok megszűnését, és a házasság felbomlását a szétköltözés időpontjához kötik. Ennek az az oka, hogy a kapcsolat megszűnéséből eredeztethető gazdasági változások ekkor jelentkeznek, nem a válás hivatalos kimondásakor, ami sokszor csak a szétköltözést évekkel követően következik be, amikor a gazdasági helyzet már stabilizálódott. Csak olyan országokat tudtak bevonni az elemzésbe, ahol megfelelő longitudinális adatbázis állt rendelkezésre. A férfiak és a nők adatait külön elemzik, és a rövid távon jelentkezők mellett kitérnek a hosszabb távon érvényesülő gazdasági következményekre is. Ezek mérésére a különélés előtti és utáni jövedelmet alkalmazzák, mégpedig a háztartás egy főre jutó jövedelmének a háztartás létszámához igazított formájával számolva.<sup>1</sup>

A szerzők az öt ország paneladataiból nemzetközi adatbázist hoztak létre, amelynek segítségével igen nagy számú párkapcsolat megszűnését tudták vizsgálni viszonylag hosszú időtartamot átfogva. Összesen 3448, 18–60 év közötti interjúalany adatait dolgozták fel,<sup>2</sup> egyrészt a jövedelemváltozások leíró elemzésével – amikor is az egy főre jutó háztartási jövedelmeket hasonlították össze különböző időpontokban –, másrészt többváltozós elemzéssel – ebben az esetben a jövedelmet ország, illetve nem szerint változó jellemzők függvényének tekintették (ez utóbbiból Olaszországot ki kellett hagyniuk az alacsony esetszám miatt). A figyelembe vett tényezők között szerepelt még az életkor, a képzettség, a foglalkoztatottság és a gyermeknevelés.

A *leíró elemzés* során a szerzők a kapcsolat felbomlása előtti és utáni jövedelmi viszonyait vizsgálták. A nők jövedelmi vesztesége a kapcsolat megszűnésének idején (az öt évvel korábbi jövedelmükhöz viszonyítva) mind az öt országban jelentős mértékű volt: a németek és az olaszok esetében a mediánjövedelem 32–33%-kal csökkent, a brit nők közel fele veszítette el a kapcsolatot felbontása előtti jövedelmének legalább 28%-át, a belgák fele legalább 24%-os veszteséggel számolhatott, míg a svédek fele ennél kevessebbel, 20%-kal. A férfiak gazdasági helyzetének változása közel sem volt annyira drámai: a belgák, olaszok és britek jövedelmi helyzete ugyanolyan maradt vagy javult, a német férfiak fele legalább 2%-os, a svédek fele pedig legalább 7%-os jövedelmi veszteséget szenvedett el. A kapcsolat felbomlását követően a férfiak jövedelme folyamato-

<sup>1</sup> Az egy főre jutó háztartási jövedelem kiszámítása a következőképpen történik: a rendelkezésre álló adatokból meghatározzák a háztartás havi átlagos jövedelmét, majd ezt elosztják a háztartás taglétszámának 0,5-ik hatványával, vagyis négyzetgyökével. A 0,5 elaszticitási paraméterként is ismert. Ez a számítási mód azt eredményezi, hogy a háztartás létszámának növekedésével módosul a gazdaságossági skála, hasonlóan például az OECD által alkalmazott ekvivalenciaskálákhoz. A továbbiakban jövedelemről beszélve az ilyen módon előállított adatra gondolunk.

<sup>2</sup> Az esetszámok a következők voltak: Belgium 403 fő; Németország 1437 fő; Nagy-Britannia 1144 fő; Olaszország 111 fő; Svédország 353 fő; férfiak és nők együtt. Az elemzést azért korlátozták a 18–60 év közöttiekre, hogy a nyugdíjazás, illetve a párkapcsolat felbontása miatti jövedelemváltozás hatása ne keveredjen össze.

san növekedett – időnként még meg is haladta az azt megelőző szintet –, míg a nők esetében sokkal lassabb volt a növekedés, sőt az olaszokat tekintve folytatódott a csökkenés, csak lassabb ütemben. Összességében a jövedelmet illetően a szétköltözés után a nők a veszítenek, a férfiak pedig nyernek – de legalábbis jobban járnak, mint nőtársaik.

A *regressziós modellek* tesztelése megerősítette azt az előbbi eredményt, hogy a szétköltözéskor a *nők jövedelme* minden országban *számottevően csökken*. Veszteségük a havi átlagban 217 eurótól (Svédország) 431 euróig (Németország) terjed, míg a férfiak legnagyobb vesztesége 104 euró (Svédország), a belga férfiak gazdasági helyzete pedig még javul is, havonta átlagosan 103 euróval. Németországban, Svédországban és Belgiumban a szétköltözés mindkét partner jövedelmének változását hozta magával. Ez nem így van Nagy-Britanniában, ahol csak a nők érintettek ebben. Az utóbbiak minden országban gyakrabban és komolyabb jövedelmi veszteségeknek vannak kitéve, mint a férfiak.

További fontos eredmény, hogy a jövedelmek alakulásában a kapcsolat megszűnését követően szignifikáns *nemek közötti egyenlőtlenség* alakul ki, amelynek mértéke 327 euró Belgiumban, 341 euró Németországban és 359 euró Nagy-Britanniában. Egyedül Svédországban nem szignifikáns ez a differencia, és sokkal kisebb mértékű, mint a többi országban: 113 euró.

Az első regressziós modellben csak a nem, életkor és az iskolázottság szerepelt. Amikor azonban a szerzők figyelembe vették a szülői kötelezettségeket és a munkahely létét vagy hiányát is, árnyaltabb eredményekre jutottak. Az alkalmazásban állók átlagos jövedelme magasabb, míg a gyermeket nevelőké alacsonyabb – ez önmagában nem meglepő, azonban ezek a hatások országonként eltérőek. Úgy tűnik, a gyermeknevelés költségei kivételesen magasak Nagy-Britanniában, vagyis ott az állam kisebb mértékű kompenzációt nyújt a gyermeknevelés költségeihez, mint a másik három államban. Ugyanakkor csak Nagy-Britanniában párosul a fizetett munka az anyagi helyzet érzékelhető javulásával. Amikor ezt a két kontrollváltozót is felhasználták, a nemek közötti különbség csökkent ugyan, de fennmaradt. Ennek magyarázata az lehet, hogy a nők – Svédország kivételével – kevesebbet keresnek, mint a férfiak.

A gyermeknevelést kontrollváltozóként alkalmazva az az eredmény adódott, hogy Nagy-Britanniában a nemek közötti különbség sokkal erőteljesebben csökken, mint a többi három országban. Ez azt jelenti, hogy ott a nemek közötti egyenlőtlenség nagymértékben a gyermeknevelés költségeinek következménye, ugyanakkor ezek a terhek a szétköltözést követően nagyon egyenlőtlenül oszlanak meg a férfiak és a nők között.

A kapcsolat megszűnésének *rövid távú következményeit* vizsgálva az derül ki, hogy a német nőket éri a legnagyobb jövedelmi veszteség, őket követik a britek, majd a belgák és végül a svédek. Ez megfelel a szerzők elvárásainak, mivel Svédországban nagyarányú munkaerő-piaci részvételük, Belgiumban pedig a családok számára nyújtott pénzügyi transzferek megvédik a nőket a különélésből adódó pénzügyi válságtól. Ugyanakkor azonban a kapcsolat felbomlása előtti jövedelem Németországban és Nagy-Britanniában számottevően magasabb, mint Svédországban és Belgiumban.

A *hosszú távú hatások* elemzése során a szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy Svédország az egyetlen olyan ország, ahol nem érvényesül pozitív jövedelmi trend a szétköltözést követően, azaz a svéd nők bár viszonylag kis veszteséget szenvednek el, később sem tudják újra elérni a kapcsolat megszűnése előtti magasabb jövedelmi szintet. A szétköltözést követő években a legerőteljesebb jövedelemnövekedés a brit nők esetén figyelhető meg: ők átlagosan nyolc év alatt érik el a korábbi szintet; Németor-

számban szintén elég erős növekvő trendet látunk, itt a kompenzáció 12 évet igényel; Belgiumban pedig, ahol az éves növekedés viszonylag mérsékelt, átlagosan 15 év ez az időtartam. Összegezve: a nők számára a szétköltözés minden országban hosszú távú gazdasági következményekkel jár, és országonként változó, hogy milyen hosszú idő szükséges a korábbi jövedelmi szint eléréséhez.

A szerzők meglepőnek tartják, hogy a svéd nők nem tudják kompenzálni a veszteségeiket a szétköltözést követő években, valamint azt is, hogy a britek viszont – más országokban élő nőkhöz viszonyítva – rövid idő alatt meg tudják ezt tenni. Ennek egy lehetséges magyarázata az új párkapcsolatok kialakításának országonként eltérő trendje, a svéd adatokon azonban ezt sajnos nem tudták kontrollálni. A többi három ország esetén újra becsülték a korábbi modelleket, de kizárták azokat a nőket, akik új partnerrel éltek együtt. A főbb következtetések ugyanazok maradtak, viszont így már sokkal több időre volt szükség a kapcsolat felbomlása előtti jövedelemszint eléréséhez: a belga nőknek 34 évre, a briteknek 30, a német nőknek pedig 18 évre. Ha a párkapcsolat megszűnését követő új kapcsolat kialakításának gyakorlata kevésbé elterjedt Svédországban, mint a többi államban, akkor ez magyarázatul szolgálhat a jelenségre. (Bár a szerzők egy megjegyzésben szkepticizmusuknak adnak hangot ennek a feltevésnek a helytálló voltát illetően, mert kutatási adatok azt mutatják, hogy a svéd társadalom azok közé tartozik, ahol a leggyakoribb a párkapcsolat megszűnését követő új partnervizony kialakítása.) Másfelől, a brit nők esetében mutatkozó kép kedvező volta nagyrészt szintén az új párkapcsolatoknak köszönhető. Mindenesetre ezek az eredmények további kutatásokat tesznek szükségessé.

*Földházi Erzsébet*

HERMAN, E.: Migration as a Family Business: The Role of Personal Networks in the Mobility Phase of Migration. (A migráció mint családi vállalkozás: a személyes kapcsolatháló szerepe az elmozdulás során.) *International Migration*, Vol. 44, 2006/4. 191–230. p.

A tanulmány a John Salt és Jeremy Stein által felvezetett, a migrációt üzletnek tekintő gondolatból<sup>3</sup> kiindulva rámutat arra, hogy ez a megközelítésmód hozzájárult ugyan a jelenség többdimenziós – több szereplőt és különböző szinteket szem előtt tartó – értelmezéséhez és dinamikus jellegének megértéséhez, viszont figyelmen kívül hagyta egyik fontos sajátosságát. Bevándorlók körében végzett vizsgálatok alapján a szerző megállapítja, hogy a „migráció mint üzlet” metafora félrevezető, mivel a profitkeresés szempontját hangsúlyozva nem vesz tudomást a személyes kapcsolatháló ebben betöltött szerepéről, holott ezek hatása már az elmozdulás szakaszában tetten érhető.

Az elemzés kvantitatív és kvalitatív adatokat egyaránt felhasznál. Az előbbieket a NIDI (a Holland Interdiszciplináris Demográfiai Intézet) és az Eurostat (az Európai Bizottság statisztikai hivatala) által végzett, több mint 2200 bevándorló megkérdezésén alapuló kérdőíves adatfelvételtől származnak, melynek alanyai a Marokkóból és Szenegálból Spanyolországba, illetve az Egyiptomból és Ghánából Olaszországba érkező

<sup>3</sup> Salt, J. – J Stein (1997): „Migration as a business: the case of trafficking”, *International Migration*, 35 (4): 467–491.

bevándorlók. Ezt egy kvalitatív interjú vizsgálat egészíti ki, amely ugyanezekből a származási országokból érkezett, ám Hollandiában élő bevándorlókkal készült.

A tanulmány első része szemléletes példákon keresztül mutatja be, hogy a migrációs elemzések során használt nyelvezet (és főleg a metaforák) hogyan alakítják magáról a jelenségről való gondolkodást és határozzák meg okainak és következményeinek a megértését, akár a politikai döntéseket is befolyásolva. A szerző rámutat arra, hogy a kiindulópontul szolgáló metafora („migráció mint üzlet”) a jelenség hagyományosan gazdasági megközelítésében gyökerezik. Számos elmélet – a neoklasszikus közgazdaságtan, a migráció új közgazdaságtana, a duális munkaerőpiac elmélete, a világtrendszer-elmélet – próbált gazdasági magyarázatot nyújtani a migrációs mozgásokra, a gazdasági fejlettség, illetve a bérek és foglalkoztatás országok közötti eltéréseit, a munkaerő iránti keresletet, a globális piac, illetve a tőkés fejlődés következményeit hangsúlyozva. Ennek fényében a Salt és Stein által indítványozott gazdasági szemléletű megközelítés nem meglepő, ugyanakkor érdekékként lehet elkönyvelni, hogy a bevándorlók mellett számos további szereplő is helyet kap benne (a kormányok, a munkaadók, a közvetítők, a kereskedőszervezetek, a fogadó társadalom), ami új elméleti keret megalapozásához nyújt segítséget.

Amíg a gazdasági gyökerű okokat felsorakoztató elméletek arra összpontosítanak, hogy miként és miért indul el a migráció, eltekintenek attól, hogy bizonyos idő után, a folyamat kibontakozásával más hatótényezők is megjelennek, további elmozdulások valószínűségét növelve. Amint arra a kumulált okság elmélete rámutat: minden migrációs esemény módosítja azt a társadalmi kontextust, amelyben az azt követő migrációs döntések megszületnek. Kulturális változásokat hozhat magával a kibocsátó közösségekben, és megváltozhat magának a migrációnak a megítélése is. Mindezt a jelenséget illetően szemlélet nem tudja megragadni.

Továbbá – mint arra a hálózatelmélet rávilágít – a már kivándorolt személyek és a kibocsátó közösségben élő potenciális vándorlók közt egyre bővülő kapcsolathálók is tovább növelik a migráció valószínűségét, mivel ezek csökkentik az elmozdulás költségeit és kockázatát. Tehát a network is a migrációt a kezdeti okoktól függetlenül előmozdító tényező. Azonban az ennek során a vándorló számára segítséget nyújtó családtagok, barátok, ismerősök nem sorolhatók a Salt és Stein gazdasági modellje által közvetítőknél nevezett kategóriába, mivel „fizetségük” nem anyagi természetű.

A tanulmány megvizsgálja, hogyan jelenik meg a kapcsolathálók szerepe a migráció középső szakaszában, az elmozdulás során, és mennyiben teszi ez szükségessé a migrációs folyamat konceptualizálásának újragondolását. Az elemzés nem csupán a kapcsolatok mennyiségét, hanem minőségét (erős vagy gyenge kötés) is figyelembe veszi. Erős kötésként értelmezi a szerző a migránsnak a célországban élő közeli családtagját (ebbe a kategóriába sorolva a házastársat/partnert, szülőt, testvért, gyermeket), gyenge kötésként pedig az egyéb rokont, barátot vagy más személyt.

A vizsgálat azt igazolta, hogy azok a bevándorlók, akiknek egyáltalán nem, illetve csak gyenge kapcsolataik voltak, kevésbé vártak és kevésbé kaptak segítséget az elmozdulás során, mint azok, akik erős kötésekkel rendelkeztek. Érdekes különbség, hogy míg a nők esetében a célországbeli erős kapcsolatot többnyire a férj/partner jelentette, a férfiak esetében főként a fiútestvér. Kevés bevándorlónak élt gyermeke vagy szülője a célországban. A baráti kapcsolatokkal rendelkezők esetében volt a legnagyobb eltérés az elvárt és a ténylegesen kapott segítség között.

A kapcsolatháló méretének leginkább a gyenge kötések esetében volt jelentősége: akiknek kiterjedt volt a kapcsolathálójuk, több segítségben részesültek, mint a kevés kapcsolattal rendelkezők. Erős kötések esetében viszont kevésbé számított a network mérete. Egyetlen erős kapcsolat is több segítséget nyújtott, mint több gyenge együttesen.

Azoknak, akik elindulás előtt kaptak segítséget, annak típusára vonatkozó kérdést is feltettek. Korreláció mutatkozott a kapcsolat(ok) erőssége és a kapott segítség mennyisége között. A legtöbb segélytípus nagyobb eséllyel fordult elő az erős kapcsolattal rendelkezők esetében, a munkahelytalálás mozzanatát kivéve, ebben a vonatkozásban ugyanis a gyenge kapcsolatokkal rendelkezők lettek leginkább támaszra.

A vizsgálat kiterjedt arra is, hogy milyen iratokkal érkeztek a bevándorlók a célországba. Kiderült, hogy a kapcsolatháló minősége a nők esetében nagyobb hatással volt arra, hogy rendelkeztek-e vízummal a belépéskor, mint a férfiakéban. Az erős kapcsolattal rendelkező nők nagyobb eséllyel érkeztek vízummal, mint azok, akiknek csupán gyenge kapcsolataik voltak, és nagyobb eséllyel voltak a birtokában a több lehetőséget biztosító tartózkodási vagy letelepedési engedélynek. A turistavízum a férfiak körében volt gyakoribb, a kapcsolathálójuk minőségétől függetlenül. Papírok nélkül leginkább a kapcsolatokkal egyáltalán nem rendelkező bevándorlók érkeztek a célországba.

Az illegális bevándorlás valamilyen formája (a megkérdezett papírok nélkül érkezett vagy a vízum lejártát követően sem hagyta el az országot) a minta alanyainak egyharmadánál fordult elő, korrelációt mutatva a kapcsolatháló minőségével. Az erős kapcsolatokkal rendelkezőkre kevésbé volt jellemző az illegalitás valamely formája, míg gyenge kapcsolatok esetén nagyobb volt ennek az előfordulási esélye. Ez a nőkre és a férfiakra egyaránt érvényes összefüggés, noha az előbbieket összességében kevésbé kísérelték meg az illegális bevándorlást, illetve tartózkodást.

A kvantitatív elemzés eredményeként a kapcsolatháló minősége alapján különböző migránstípusok rajzolódtak ki. Ezek képviselőinek a mindennapi életben való bemutatására mélyinterjúk készültek Hollandiában élő bevándorlókkal. A szerző a migráció előtt a célországban kapcsolathálójával nem rendelkező, gyenge kapcsolatokkal rendelkező, erős kapcsolatokkal rendelkező, illetve mindkét kapcsolattípussal rendelkező bevándorlót különít el. Megállapítja, hogy a legfőbb különbséget az erős kötések megléte, illetve hiánya jelentette. A legerősebb kapcsolat (házastárs/partner) birtokában a bevándorlók nagy valószínűséggel részesültek segítségben a migráció valamennyi szakaszában, utazásuk gyorsabb és könnyebb volt, és nagyobb eséllyel jutottak tartózkodási engedélyhez.

Nemcsak a kérdőíves vizsgálat bizonyította, hogy a kapcsolatháló meghatározza a bevándorlók migrációs viselkedését, hanem maguk a bevándorlók is megfogalmazták az interjúk során, hogy a célországbeli kapcsolatoknak döntő jelentősége van, és minél közelebbiek a kapcsolatok, annál jobb. Ugyanakkor több bevándorló is kifejtette – a Bourdieu-i elméletet igazolva –, hogy a kapcsolati tőke anyagi tőkévé konvertálható. Mindez a szerző szerint igazolja a tanulmány fő hipotézisét, miszerint a migrációt üzletnek tekintő megközelítés alulbecsülte a kapcsolathálók szerepét.

A fentiek alapján, valamint figyelembe véve, hogy a jelenség számottevő szeletét a családi kapcsolatok mentén történő elmozdulások képezik, a tanulmány szerzője a migráció családi vállalkozásként való konceptualizálását javasolja. Úgy véli, ez a megközelítés nem csökkenti a más szereplők jelentőségét, ugyanakkor fontos helyet kap benne

az a bizalmi kötelék, amely általában jelen van a családon belül, illetve a rokonok között, és amely a kölcsönös segítségnyújtás alapját képezi. A tanulmány végső következtetése, hogy a migráció nem gazdasági vetületének a szem előtt tartása és a kapcsolathálók fontosságának a felismerése nem csupán a folyamat komplexitásának megértéséhez vezet, hanem a migrációs szabályozás hatékonyságának növeléséhez is hozzájárulhat.

*Gödri Irén*

LICHTER, D. T. – QIAN, ZH. – MELLOTT, L. M.: Marriage or Dissolution? Union Transitions Among Poor Cohabiting Women. (Házasodás vagy válás? Párkapcsolati változások élettársi kapcsolatban élő szegény nők között.) *Demography*, 2006/2. 223–240. p.

A szegény rétegek stabil párkapcsolatai, házasságai fontos társadalompolitikai és kormányzati problémát jelentenek az USA-ban. Egyes vélekedések szerint a házasodás – amely ezekben a társadalmi rétegekben ritkább – sok szegény nőnek segítséget jelenthetne a nyomorból való kilábaláshoz. Mások szerint a házasodás bátorítása elhamarkodott házasságkötésekhez vagy a már fennálló rossz házasságokhoz való túlzott ragaszkodáshoz vezethet. Mindenesetre a szegény nők élettársi kapcsolatairól és házasságkötéséről keveset tudunk.

Több kutató az élettársi kapcsolat terjedésének tulajdonítja a házasság intézményének bizonytalanná válását, különösen a szegényebbek között. Ugyanakkor a szegény párok jellemzően nem házasság-ellenesek, és gyakran szeretnének megházasodni, csak erre – valószínűleg anyagi okokból – nem tudják vagy nem merik rászánni magukat. A különböző eddigi kutatások eltérő eredményekre jutottak abban a tekintetben, hogy a partnerek foglalkozási státusa és keresete mennyiben befolyásolja a megházasodás valószínűségét. Az pedig bizonytalan, hogy a szociális segély elvesztésétől való félelem akadályozza-e a megházasodást a szegények egy részénél. A gyermekek segíthetnek a párkapcsolat tartóssá válásában – főként, ha mindkét szülő vér szerinti gyermekei, és ilyenkor meglehetősen elősegítheti a házasodást is. De a gyermekek akadályozhatják is a házasodást, ha az egyik fél korábbi partnerkapcsolatából származnak. Emellett egy egyedülálló szegény nő, ha gyerekei vannak, talán kritikusan szemlélheti a férjjelöltek jellemét és keresetét, mint azt egyébként tenné.

A cikkben ismertetett kutatás az NLSY amerikai panelfelvétel 1979 és 2000 közötti hullámain dolgozta fel (melyek 1996-ig évente, ettől fogva két évente ismétlődtek). A panelvizsgálat az 1979-ben 14–22 éves férfiak és nők reprezentatív mintáját dolgozta fel. A nők élettársi kapcsolatait öt éven át követték nyomon, minden évente vizsgálva, hogy 100 induló kapcsolat milyen arányban végződött az adott időpontig házassággal, különválással, illetve milyen arányban maradt fenn továbbra is. A különböző életút-események esélyének becslésére eseménytörténeti elemzést alkalmaztak. Szegény nőnek azt tekintették, akinek a (partnere keresete nélkül számított) családi jövedelme a hivatalos létminimum alatt volt.

A kapott eredmények szerint a kutatás kezdetétől számított 5. év végére az összes élettársi kapcsolat 46%-a felbomlott, 44%-a házasságkötéssel végződött, és 10%-a továbbra is fennállt élettársi kapcsolatként. A nem szegény nőknél az élettársi kapcsolatoknak 42%-a bomlott fel, 51%-a végződött házasságkötéssel, és 7%-a állt fenn tovább-

ra is élettársi kapcsolatként. A szegény nőknél viszont a kapcsolatok 52%-a bomlott fel, csak 31%-a végződött házasságkötéssel, és 17%-a állt fenn továbbra is élettársi kapcsolatként. Tehát a szegény nőknél jóval valószínűbb volt akár a felbomlás, akár élettársi kapcsolat fennmaradása, és jóval ritkább volt a házasságkötés, mint a nem szegény nőknél. A házasodás terén a különbség már egy év után szembeötlő volt, hiszen egy évvel a kapcsolat kezdete után a nem szegény nőknek 32%-a kötött házasságot, míg a szegény nőknek ugyanakkor csak a 10%-a.

Az alacsonyabb iskolai végzettségű, középiskolát nem végzett nőknél szignifikánsan ritkább volt mind a házasságkötés, mind a kapcsolat felbomlása, és gyakoribb az élettársi kapcsolat fennmaradása, mint a legalább középiskolát végzeteknél. A fekete bőrű nőknél ritkább volt a házasságkötés, mint a nem feketéknél mind a szegény, mind a nem szegény kategóriákban. A szociális segély a szegény nőknél nem volt semmilyen hatással a párkapcsolatok alakulására, a nem szegény nőknél viszont ritkább házasságkötéssel járt együtt. A korábban már elvált, együttélő szegény nők a többi szegény nőnél gyakrabban bontották föl élettársi kapcsolataikat, és a korábban már más élettársi kapcsolatban élt szegény nők vizsgált élettársi kapcsolatai a többi szegény nőnél ritkábban végződtek házasságkötéssel. Ha a férfi partnernek volt munkája, az növelte a megházasodás valószínűségét a nem szegény nőknél, és csökkentette a kapcsolat felbomlásának valószínűségét, de nem növelte a házasodás esélyét a szegény nők körében. Ha csak a partnerek vér szerinti gyermekei voltak jelen a párkapcsolatban, az jelentősen csökkentette a párkapcsolat felbomlásának a valószínűségét. (Ha valamelyik partnernek legalább egy vér szerinti fiúgyermeke volt jelen, kissé az is csökkentette a felbomlás esélyét.)

A kutatás egyik eredménye az, hogy kimutatta az élettársi kapcsolatok nagy arányú bomlékonyságát, sérülékenységét, és hogy bizonyította-e végkimenetelnek a házasságkötésénél nagyobb valószínűségét. Ez – amint a szerző rámutat – összhangban van olyan más kutatási eredménnyel, amely szerint az élettársi kapcsolatok minősége kevésbé jó, mint a friss házasságoké. Ha az élettársi kapcsolatok ilyen gyakran bomlanak fel, akkor valószínűnek tűnik, hogy gyakori lehet (vagy gyakorivá válhatott) a házasságkötés előtt több rövid időtartamú élettársi kapcsolat sorozata a fiatalok életútjában. Az élettársi kapcsolatban élő szegény nők alacsony megházasodási esélye azt valószínűsíti, hogy megházasodásuknak gazdasági akadálya lehet. A tanulmány viszonylag régebbi időszakot vizsgált, ezért a legfiatalabb generációk magatartásának vizsgálata még az újabb kutatásokra marad.

*Tárkányi Ákos*

DRIBE, M.: Long-term effects of childbearing on mortality: Evidence from pre-industrial Sweden. (A gyermekvállalás hosszú távú hatásai a halandóságra. Eredmények a preindusztriális Svédországból.) *Population Studies*, 58. 2004/3. 297–310. p.

A tanulmány a gyermekvállalásnak az idősebb kori (50–90 év közötti) halandóságra tett hatásait vizsgálja 18–19. századi dél-svédországi mikroadatok segítségével. Az elemzés a Cox-féle részarányos kockázati modellt alkalmazza arra a célra, hogy a házas vagy özvegy nők és férfiak gyermekszámának és első, valamint utolsó szülei-nek/gyermekevállalásainak az időskori halandóságukra gyakorolt hatásait feltárja. A

felhasznált mikroadatokat lehetővé tették a nem és társadalmi státus szerinti elemzést, ami rávilágít a gyermekvállalás időskori halandóságra gyakorolt hatásának mechanizmusára.

A demográfiában elterjedt a halandóság és a korábbi életesemények kapcsolatának kutatása, főleg a fiatalkori táplálkozás és a későbbi egészségi állapot, halandóság összefüggése állt eddig a kutatók figyelmének előterében. Az ismertetett tanulmány is hasonló relációk feltárására törekszik, azt vizsgálja, hogy a gyermekvállalás hosszú távon milyen hatást gyakorol az élettartamra. A kiinduló hipotézis az, hogy a gyermekvállalás és a halandóság között egyenes arányosság van: minél több gyermeket szül egy nő, annál jobban megterheli ez a szervezetét, növeli a morbiditását és mortalitását is, és a több gyermek – különösen a preindusztriális társadalmakban – a létfenntartási források fokozottabb megosztásával, esetenként szűkölködéssel járt, ami a család férfi tagjainak életkilátásait is befolyásolhatta. A gyermekvállalás és halandóság közötti kapcsolatot a modern korra vonatkozó kutatások is megerősítették, de az összefüggés jellege, iránya helytől, időtől, feltárt reprodukciós történettől, haláloktól, korcsoporttól függően különböző volt. Kevés figyelem irányult viszont a gyermekvállalásnak a férfiak halandóságára gyakorolt hatására, valamint a társadalmi, foglalkozási státus szerinti különbségekre. Pedig mindkét szempont fontos a kapcsolat okainak feltárásában: ha a gyermekvállalás a nőkéhez hasonlóan a férfiak időskori halandóságát is befolyásolja, valamint ha tapasztalhatóak társadalmi különbségek e téren, akkor a biológiai, fiziológiai faktorok (a szülésnek a női szervezetre gyakorolt hatásai) mellett a gazdasági, társadalmi tényezők is előtérbe kerülnek.

A felhasznált mikroadatokat a Scania-i (Dél-Svédország) demográfiai adatbázisból valók, az 1766 és 1895 közötti időszakra vonatkoznak. Kilenc egyházközség teljes anyakönyvi anyagáról és adókönyveiről van szó, ezek közül itt öt egyházközség forrása-it elemezte a szerző. Az anyakönyvekből családrekonstrukciós elemzések készültek, amelyeknek név szerinti adatait összekapcsolták az adókönyveknek a vagyoni helyzetre, a birtoknagyságra, a tulajdonlás típusára vonatkozó bejegyzéseivel. A vizsgálat azokra terjedt ki, akik első házasságukat az adott településeken kötötték és akiket 50 éves korukig, illetve azon túl halálukig nyomon lehetett követni. Az elvándorlók kiestek a mintából, és bár ők főleg földnélküliek voltak, amely ténynek megvannak a maga következményei, a vándorlás alacsony intenzitása miatt hatásai mégsem tűnnek túl lényegesnek.

Az elemzés egyik legfontosabb eredménye az, hogy a gyermekszám erős pozitív összefüggést mutatott az anyák 50 év fölötti halandóságával: 4–5 gyermek világra hozatala esetén mintegy 3,5 évvel rövidebb az 50 éves korban várható élettartamuk, mint azoké, akik 0–1 gyermeket szültek. A férfiak esetében ugyanakkor nem volt szignifikáns kapcsolat a gyermekszám és az időskori halandóság között. Mindez inkább a gyakori terhesség negatív fiziológiai hatására irányítja a figyelmet, bár a lehetséges okok közül nem lehet kizárni a nők háztartásban, munkamegosztásban elfoglalt szerepét mint szociális faktort sem.

Az első gyermek vállalásának időpontja nem játszott szerepet az 50 év feletti halandóság alakulásában. Némileg más volt a helyzet a nők utolsó gyermekvállalása esetében. Itt érdekes módon negatív kapcsolatot lehetett mérni: minél korábban fejeződött be a nők termékeny életszakasza, annál magasabb volt az idősebb kori halandóságuk. Mivel paritás-specifikus (tehát gyermekszám szerinti) születéskorlátozásnak nyoma nem mutatkozott, ezért a termékeny időszak korai lezáródása egyértelműen a rossz egészségi állapottal magyarázható, azaz a halandósággal való kapcsolat ez esetben a háttérben

húzódó szelekciós hatásnak tulajdonítható. A kontrollváltozók közül a társadalmi helyzet önmagában nem befolyásolta az időskori halandóságot, míg a családi állapot hatása igen erős volt: az özvegyi státus 50 éves korban mindkét nem esetében mintegy 25%-al növelte a halandóságot.

Zárásként a szerző a gyermekszám időskori halandóságra gyakorolt hatását nem és társadalmi státus szerint vizsgálja. A nőknél világos és szignifikáns kapcsolat mutatkozik, különösen a földnélküliek halandóságát befolyásolja nagymértékben a szülések száma, főleg a birtokos parasztokhoz viszonyítva. Az utóbbiak közül az egygyerekesek időskori halandósága rosszabb, mint a többgyerekeseké, az egy gyermek esetükben feltehetően a rossz egészségi állapot jele volt, és egyszersmind jóval kisebb mértékű segítséget jelentett idősebb korban. A földnélküliek körében viszont a több gyermek egyértelműen rosszabb időskori halandóságot generált, ami a biológiai, fiziológiai okok mellett elsősorban speciális társadalmi helyzetükkel magyarázható: a sok terhesség és a kemény fizikai munka együtt fokozott mértékben merítette ki az érintett nőknek a szervezetét. A férfiak esetében a mért összefüggések nem szignifikánsak, de közülük a földnélkülieknél jelentős hatást lehet feltételezni. Összességében azonban az elemzés alapján egyértelmű, hogy a férfiak időskori halandóságát jóval kevésbé befolyásolta a gyermekszám, mint a nőké. A gyermekvállalás nőkre gyakorolt negatív hatásai sokrétűek lehetnek: a sorozatos szülés egészséget károsító hatása mellett a sok gyermek nagy anyagi terhet jelentett, bizonyos társadalmi rétegekben ez rossz táplálkozással járt, és emellett nehéz fizikai munkát kellett végezni, ami kimerítette a női szervezetet. Az összefüggést elsősorban a bizonyos társadalmi rétegek tagjainak (földnélkülieknek) speciális gazdasági, társadalmi körülményeivel lehet magyarázni, ezek szerepe erősebb lehetett, mint a terhességek és szülések hatása a női szervezetre, vagy pontosabban, ezek a hatások a szűkös körülmények között élőkönél erősödtek föl, és az időskori halandóságra tett negatív hatás az ő esetükben volt a legintenzívebb. Az mindenesetre nyilvánvalóvá válik a tanulmányból, hogy a preindusztriális társadalmakban ára volt a gyermekvállalásnak, méghez hozzá nemcsak rövid, hanem hosszú távon is, és ezt elsősorban a nőknek kellett megfizetniük.

*Óri Péter*

VAN BAVEL, J. – KOK, J.: Birth Spacing in the Netherlands. The Effects of Family Composition, Occupation and Religion on Birth Intervals, 1820–1885. (A szülés időzítése Hollandiában. A családösszetétel, a foglalkozás és a vallás hatása a szülések közötti intervallumokra, 1820–1885). *European Journal of Population*, 20. 2004/2. 119–140. p.

A hagyományos megközelítés szerint a termékenység átmenet akkor következik be, amikor az ún. természetes (értsd: tudatos korlátozás nélküli) termékenységet felváltja annak tudatos szabályozása. Ez utóbbin többnyire gyermekszám szerinti korlátozást értenek, mikor is a kívánt gyermekszám elérése után az érintettek szakítanak termékenység magatartásukkal („stopping behaviour”). A születésszabályozásnak ez a módja Európában a demográfiai átmenet előtt ritkán fordult elő, maga az átmenet elmélete is részben erre a tényre épült, mivel ennek a termékenység magatartásnak a megjelenése és az ehhez kapcsolódó jól érzékelhető termékenységcsökkenés megragadhatóvá teszi a

demográfiai átmenet folyamatának elindulását. Ugyanakkor az ezt megelőző, az átmenet előtti korszakban is igen különböző termékenységi szinteket mérhetünk, ami elsősorban a szülések közötti intervallumok eltérő hosszával magyarázható. Ennek megnyúlása részben független lehet a párok tudatos korlátozó magatartásától, részben azonban éppen ennek eredménye (elsősorban a szoptatási időszak szándékos meghosszabbításán keresztül). Mivel ez a viselkedésmód („spacing behaviour”) is hatékonyan csökkenti a termékenységet, minden okunk megvan rá, hogy tudatos születésszabályozásként értelmezzük „természetes termékenység” helyett.

Az eddigi kutatások főleg a „stoppinggal” foglalkoztak, amelyet könnyebb feltárni, míg a módszertanilag nehezebben megfogható „spacing” kevesebb figyelmet kapott. Jan Van Bavel korábban a belgiumi Leuven városának termékenységi átmenetét elemezve foglalkozott a „spacing behaviourral”, kimutatva, hogy a leuveni munkásosztály már a 19. század folyamán, az átmenet előtt is élt ezzel a módszerrel. Ebben a tanulmányban a szerzőpáros Van Bavel modelljét teszteli újabb, a 19. századi Hollandiára vonatkozó adatok segítségével. A vizsgált holland tartományok (Utrecht és Észak-Holland) felekezeti téren sokszínűbbek a belga mintánál, így lehetőséget adnak a szerzőknek arra, hogy a különböző vallási közösségekhez tartozás termékenységre (a születési intervallumok hosszára) gyakorolt hatását elemezzék.

A két tartomány abban az időszakban, amelyről vizsgált és arra alkalmas források állnak rendelkezésre, még a nagyfokú iparosodás és a termékenységi átmenet előtti periódusát élte, és így alkalmasnak bizonyult a tradicionális, átmenet előtti társadalmak születéskorlátozó magatartásának elemzésére. A vidéket a prosperáló mezőgazdasági kisüzemek jellemezték. Ezek piaci értékesítésre minőségi termékeket állítottak elő, amiből következően a vidéki népesség jelentős része is – legalább részben – bérből élt, nagy tömegben voltak jelen képzetlen, földnélküli napszámosok, bizonytalan egzisztenciával. A demográfiai átmenet hosszú, elnyújtott folyamat volt. A halandóság csökkenése ekkor már megindult, de a házasság termékenysége csak igen későn és lassan kezdett mérséklődni, és ez együtt jelentős népességnövekedéssel járt, lényegében egészen a II. világháborút követő időkig. A késői termékenységcsökkenést hagyományosan a késői iparosodással és az erős vallásossággal magyarázták.

Az elemzés három adatbázisra épül: a Hollandiai történeti népességmintára (Utrecht tartomány vizsgálatánál), amely több mint 70 ezer komplett életútra terjed ki (egy 0,5%-os véletlenszerű minta az anyakönyvekből és az 1850-től induló népességregiszterekből), egy észak-hollandi agrártelepülés 1830 és 1879 közötti házasságkötési kohorszára, valamint egy 84 amszterdami család adatait tartalmazó családrekonstrukciós kutatás eredményeire. A munka mindhárom esetben a családrekonstrukciós vizsgálatok adatainak másodelemzésére irányult. Ennek során az 1861 előtt született, első házasságukat kötő, legalább két gyereket szülő felesek 1886 (nagyjából a termékenységi átmenet kezdete) előtti gyermekszületeit vizsgálták. Az adatokból a vándorlók nyomán követésével teljes demográfiai életutakat lehetett rekonstruálni, ami ritka a családrekonstrukciós vizsgálatoknál. 1850-től a népmozgalmi adatokhoz hozzá lehetett kapcsolni a foglalkozási és felekezeti, valamint a háztartás-összetételre vonatkozó információkat. A szerzők a családösszetétel, a társadalmi, gazdasági faktorok és a felekezeti hovatartozás szülei intervallumokra gyakorolt hatását vizsgálták többváltozós Cox-regresszió segítségével, azaz egységnyi időn belül egy újabb sikeres fogantatás esélyét mérték a fenti változók szerint.

Alapfeltételezésük az volt, hogy a 19. században az ideális gyermekszám kategóriája még nem létezett, nem volt olyan végső családnagyság, amely elérése után tudatos születéskorlátozással próbálták volna elkerülni az újabb gyermek világra jövetelét. Mind ebben az esetben, mind abban, ha mégis volt követendő, ideális családnagyság, a „spacing” magatartás – legalábbis bizonyos társadalmi rétegekben – kívánatosabb lehetett, mint a „stopping”. Az intervallumok megnyúlása részben egészségügyi megfontolásokra vezethető vissza (az anya és a csecsemő, kisgyermek fokozottabb védelme), részben gazdasági kényszerekre (különösen az alacsony jövedelműek esetében okozott a kisgyermek jelenléte a háztartásban gazdasági nehézségeket, hiszen az ő családi gazdaságuk számára nem munkaerőt, hanem fogyasztót jelentettek). Ha tehát a háztartáson belül magas a kisgyerekek aránya, akkor ez a szülési intervallumok hosszabbodásához vezethet. Ugyanakkor az agrárnépesség nem volt érdekelt a termékenység végleges korlátozásában, hiszen munkaerőre szükségük volt, csak azt akarták elkerülni, hogy túl sok éhes száj legyen a háztartásukban. Így a „spacing” magatartás főleg rurális környezetben volt indokolt.

Az elemzés eredményei azt mutatták, hogy az ún. természetes tényezők erős hatást gyakoroltak az időzítésre: minél hosszabb a házasság fennállásának időtartama, annál hosszabb intervallummal számolhatunk (pl. a közösségi gyakoriság csökkenése miatt); igen fontos faktor az utolsó gyermek csecsemőkori elhalálózása, amely erősen csökkenti a következő szülésig eltelt időt; általános érvényű megfigyelés, hogy az utolsó intervallumok hosszabbak, mint a korábbiak; kimutatható a nyers paritásnak (azaz az intervallum kezdetéig az összes születek számának) a hatása, amely rövidíti a következő szülésig eltelt időt, hiszen a magas szülésszám magas házassági termékenységet és relatíve rövid intervallumokat jelent.

Ha a természetes tényezők hatását kizárjuk, akkor a családösszetétel változói közül különösen a 10 éven aluli gyermekek háztartásbeli száma befolyásolta erősen a következő gyermek megszületésének valószínűségét. Itt nyilvánvaló a tudatos időzítés szerepe, sok eltartott gyermek megnyúló szülési intervallumokkal jár. Ugyanakkor a családban élő gyermekek neme vagy a nettó paritás (tehát azon gyermekek száma, akik ténylegesen megérték a vizsgált intervallum kezdetét) nem gyakorolt szignifikáns hatást a szülési időközök hosszára.

A társadalmi, foglalkozási helyzetnek erős volt a befolyása: a képzetlenek, földnélküliek esetében a következő gyermek egységnyi idő alatti születésének kisebb az esélye, mint az önálló földbirtokosok, kézművesek esetében. Az előbbieknél a rosszabb táplálkozás, az anyák háztartáson kívüli fokozottabb munkavállalása, a férjek időszaki, munkavállalás céljából történő vándorlása, a kisgyermek eltartásának terhei hosszabb intervallumokat indukáltak, míg az utóbbiak érdekelték voltak a több gyermek vállalásában, az anya szülés miatt kieső munkaerejét pedig tudták szolgák alkalmazásával pótolni. A gazdasági krízisek időszakában is szignifikánsan meghosszabbodnak a szülési intervallumok. Ugyanez tapasztalható, ha az időközöket a vizsgált periódusban előrehaladva tekintjük.

Megfigyelhető az is, hogy a világ változásai iránt nyitottabb liberális protestáns közösségekben hosszabbak az intervallumok, mint az orthodox kálvinistáknál vagy főleg a katolikusoknál, az utóbbiak a 19. század második felében erős propagandát gyakoroltak a szoptatás ellen, ami a rövidebb időközök magyarázata lehet.

Az elemzés eredményei szerint a 19. századi Hollandiában a szülési időközök hossza vallási csoportok és társadalmi helyzet szerint különbözött egymástól, illetve

kimutatható az intervallumoknak a század folyamán bekövetkezett meghosszabbodása, ami a házasság termékenység lassú csökkenését hozta magával. Jelentős szerepe volt ebben a házasság hosszának, a csecsemőhalandóságnak, a családösszetételnek vagy a gazdasági kríziseknek. A változás lehet részben nem tudatos időzítés eredménye is (a szoptatás hossza az egyház befolyása szerint, átmeneti meddőség a krízisek idején, a földnélküliek sebezhetősége, fokozott vándorlása, különélése stb.), de az, hogy az eltartott gyermekek száma erősen hat a következő fogantatás valószínűségére, a tudatos időzítés jeleként értelmezhető. A szerzők véleménye szerint ez arra utal, hogy a 19. században a párok már hajlamosak voltak racionális döntéseket hozni termékenységi magatartásukról, elindult köztük az erről folytatott kommunikáció, és ez előkészítette a talajt a hatékonyabb születéskorlátozás számára.

*Óri Péter*

#### DEMOGRÁFIAI FOLYÓIRATSZEMLE

##### **DEMOGRAFIE**

a Cseh Statisztikai Hivatal folyóirata

**2006. No. 4.**

- KUCHAROVA, V.: Családpolitika a Cseh Köztársaságban – miért és mit?  
 HOEM, J.M.: Miért magas a termékenység Svédországban?  
 RYCHTARIKOVA, J.: Az idősek kilátásai a Cseh Köztársaságban és néhány EU országban.  
 SVOBODA, K.: Az öregedés nemi vonatkozásai: a család és az idősek gondozása.  
 POLLNEROVA, S.: A nyugdíjrendszer a Cseh Köztársaságban: a jelen és a jövő kilátásai.  
 KALVACH, Z. – SNEJDRLOVA, M. – ONDRUSOVA, J. – DRABAL, C.: Az időskorúak egészségi állapota.  
 WIJA, P.: A lakosság felkészítése az öregedésre.  
 BERROVA-BRABCOVA, P.: A népszámlálások történetéből (1754–1910).

##### **EUROPEAN JOURNAL OF POPULATION**

az Európai Népesedési Társaság folyóirata

**2006. No. 2.**

- MUELLER, K. – BRADSHAW/OPTIMIRUS, M.J.: A népességváltozás szimulációja az orosz Távol-Keleten.  
 ARNSTEIN, A. – BILLARI, F.C. – SPÉDER, ZS.: Társadalmi átmenet, politikai változások és családalakulás: magyarországi példák.  
 SCHUMACHER, R. – SPOORENBERG, T. – FORNEY, Y.: De-standardizáció, regionális különbségek és generációk közötti változások. Az otthon-elhagyási szokások és az életkörülmények Svájcban a XX. században.

ELO, I.T. – MARTIKAINEN, P. – SMITH, K.P.: A halandóság társadalmi-gazdasági különbségei Finnországban és az Egyesült Államokban: az iskolai végzettség és a jövedelem szerepe.

**2006. No. 3.**

- GRUNDY, E. – TOMASSINI, C. – FESTY, P.: Demográfiai változások és az öregkorúak gondozása: bevezetés.
- MURPHY, M. – MARTIKAINEN, P. – PENNEC, S.: Demográfiai változások és a potenciális családsegítők Nagy-Britanniában, Finnországban és Franciaországban 1911–2050 között.
- GAYMU, J. – DELBES, C. – SPRINGER, S. – BINET, A. – DESESQUELLES, A. – KALOGIROU, S. – ZIEGLER, U.: Az idősebb népesség életkörülményeinek meghatározói Európában.
- REIL-HELD, A.: Kiszorítás vagy bennmaradás? Közösségi és magán-transzferek Németországban.
- KENDRICK, S. – CONWAY, M.: Demográfiai és társadalmi változások: az öregkorúak által igénybevetett akut gondozási szolgáltatások hatásai Skóciában.

**GENUS**

A Római Tudományegyetem Népeségtudományi Intézetének folyóirata

**2006. No. 1.**

- RAHMAN, M.M. – KABIR, M.: A serdülőkorú leányok elleni erőszak nemi alapjai és az ezt befolyásoló tényezők Bangladesben.
- KHAWAJA, M. – RANDALL, S.: Intifada, a palesztinok termékenysége és a nők iskolai végzettsége.
- APRILE, R. – PALOMBI, M.: Hogyan kell figyelembe venni a halálózással kapcsolatos költségeket az egészségügyi gondozási költségek előrebecslésénél.
- LAPPEGARD, T.: Családalakulás és iskolai végzettség a Norvégiában élő pakisztáni, török és vietnami nők körében.
- DI BACCO, M. – DEL PANTA, L. – FREDERIC, P. – D'AMORE, G. – LYNNEUP, N.: A kiegyensúlyozatlan demográfiai struktúra hatása a házassági és termékenységi szokásokra: Grönland norvégok lakta településeinek példája.
- MANCINI, P. – AMENDOLA, G. – GOLINI, A.: Dohányzás, túlzott alkoholfogyasztás és a tiltott drogok fogyasztása a középiskolások körében, Olaszországban.

**JOURNAL OF MARRIAGE AND THE FAMILY**

az USA Családi Kapcsolatok Nemzeti Tanácsának folyóirata

**2006. No. 4.**

- WALKER, A.: Családok és társadalmi változások.
- NELSON, M.K.: Egyedülálló anyák „alkotják” a családot.
- HERTZ, R.: Beszéljünk a „családalkotásról”.

- CHERLIN, A.J.: Az egyedülálló anyák „családalkotásáról”.
- SARKISIAN, N.: A „családalkotás ambivalenciája”: a nukleáris és a kiterjedt családok az egyedülálló anyák életében.
- BIANCHI, S.M.: Anyák és leányaik „alkotnak”, az apák nem „alkotnak” családot: nemi és generációs kötődések.
- NELSON, M.K.: Családok a „nem annyira szabad” csapdájában: válasz az észrevételekre.
- WINSLOW-BOWE, S.: Kitartás a feleség jövedelmének előnyeiről szóló elmélet mellett.
- CROUTER, A.C. – DEVIS, K.D. – UPDEGRAFF, K. – DELGADO, M. – FORTNER, M.: A mexikói-amerikai apák foglalkozási körülményei: kapcsolat a családtagok pszichológiai érintettségével.
- MAUME, D.J.: Nemi különbségek a családi felelősség miatt korlátozott munkavállalási erőfeszítésekben.
- KLUMB, P. – HOPPMANN, C. – STAATS, M.: Munkamegosztás a kétkeresős német családokban: az egyenlőség elméletének próbája.
- CAPLAN, L.J. – SCHOOLER, C.: A háztartási munka komplexitása, intellektuális szerepe és az önértékelés férfiak és nők körében.
- GUENDOUZI, J.: „A bűnös dolog”: az otthoni és a munkahelyi szerepek egyensúlya.
- KING, V.: A felmenők és a nevelő-, ill. nem együtt élő apával tartott kapcsolat hatása a tizenévesek körében.
- AQUILINO, W.A.: A tizenéves és fiatal felnőttkor határán nem-szokásos apa-gyermek kapcsolat.
- VAN GAALEN, R.I. – DYKSTRA, P.A.: Szolidaritás és konfliktus a felnőtt gyermekek és szüleik között.
- GANS, D. – SILVERSTEIN, M.: Az öregedő szülők iránti gyermeki felelősség normái az idő és generációk függvényében.
- SPITZE, G. – TRENT, K.: Nemi különbségek a felnőtt testvérek kapcsolatában a kétgyermekes családokban.
- LLOYD, K.M.: Spanyol-amerikai nők útja az első házasság felé: négy elméleti megközelítés vizsgálata.
- HOHMANN-MARIOTT, B.E.: Közös hiedelmek és az együttélés tartóssága házaspárok és együtt élő párok között.
- CHROSTENSEN, A. – ELDRIDGE, K. – CATTAPRETTA, A.B. – LIM, V.R. – SANTAGATA, R.: A párok követelő/visszavonuló magatartása konzisztenciájának vizsgálata különböző kultúrákban.
- ABMA, J.C. – MARTINEZ, G.M.: A gyermektelen idősebb nők az Egyesült Államokban: trendek és jellemzők.
- YU, W. – SU, K.: A gyermekek neme, születési sorrendje és végzettségbeli egyenlőtlenségek Tajvanon: újból a fiú preferenciáról.
- HOFMANN, L. – MARQUIS, J. – POSTON, D. – SUMMERS, J.A. – TURNBULL, A.: A családi események előrelátása: a jó körülmények között lakó családok életminőség-skálájának pszichometrikus elemzése.
- BARNES, G.M. – HOFFANN, J.H. – WELTE, J.W. – FARRELL, M.P. – DINTCHEFF, B.A.: A szülői figyelem és a kortársak devianciájának hatásai a kábítószer használatra és a bűnözésre.

MESSNER, S.F. – BJARNASON, T. – RAFFALOVICH, L.E. – ROBINSON, B.K.:  
Házasságon kívüli termékenység és a válási arányszámok hatása a fiatalok öngyilkossági gyakoriságára.

**2006. No. 5.**

- REED, J.M.: Ne lépjük át az „extra” vonalat: a gyermekes együttélők hogyan tekintenek párkapcsolatukra.
- ROST, A.M. – DUBAS, J.S. – GERRIS, J.R.M. – ENGELS, R.C.M.E.: Az értékazonosságok kiderítése és átadása a házasságokban: egy longitudinális vizsgálat.
- LEWIN-EPSTEIN, N. – STIER, H. – BRAUN, M.: A háztartási munkamegosztás Németországban és Izraelben.
- HEWITT, B. – WESTERN, M. – BAXTER, J.: Ki dönt? A házasság felbontását kezdeményezők társadalmi jellemzői.
- WILLIAMS, K. – DUNNE-BRYANT, A.: Válás és a felnőttek pszichológiai állapota: a nem és a gyermek életkora hatásának tisztázása.
- KALMIJN, M. – MONDEN, C.W.S.: Függ a válás életszínvonalra gyakorolt negatív hatása a házasság minőségétől?
- BRUBAKER, S.J. – WRIGHT, C.: Az önazonosság átalakulása és a családi gondozás: az afro-amerikai tizenéves anyák elmondásai.
- GUILAMO-RAMOS, V. – JACCARD, J. – DITTUS, P. – BOURIS, A.M.: Szülői szakértelem, megbízhatóság és elérhetőség: a szülő és tizenéves gyermeke kommunikációja és a tizenéves rizikós magatartása.
- KNOESTER, C. – HAYNIE, D.L. – STEPHENS, C.M.: Nevelési gyakorlat és a tizenévesek baráti kapcsolatai.
- LAU, A.S. – TAKEUCHI, D.T. – ALEGRIA, M.: A szülői agresszió az ázsiai-amerikai szülők körében: kultúra, kapcsolat és sebezhetőség.
- KACEN, L.: Az házastárs kihasználása az Etiópiából Izraelbe bevándorlók körében.
- SCHWARTZ, J.: A családstruktúra különböző formáinak hatása a női és férfi emberölésre.
- MURACO, A.: Szándékolt családok: fiktív rokonsági kapcsolatok az eltérő nemű, eltérő szexuális irányultságú barátok között.
- WILSON, E.K. – KOO, H.P.: A kapcsolat kontextusa: hatása az alacsony-jövedelmű családok gyermekutáni vágyára.
- NOMAGUCHI, K.M.: Az anya foglalkoztatottsága, a családon kívüli gondozás, anyagyermek kapcsolat és hatása a gyermekre az iskola megkezdése előtti években.
- WHITEMAN, S.D. – LOKEN, E.: Analitikus technikák összehasonlítása a kapcsolatok osztályozására: testvérkapcsolatok példája.

**POPULATION**

a Francia Nemzeti Népeségtudományi Intézet folyóirata

**2006. No. 4.**

PRIOUX, F.: Franciaország népesedési helyzete.

- MESLÉ, F.: A várható élettartam újabb emelkedése Franciaországban: a férfiak kezdenek felzárkózni.
- MENCARINI, L. – TANTURRI, M.L.: Magas termékenység vagy gyermektelenség: a reprodukciós magatartás mikro-szintű meghatározói Olaszországban.
- FESTY, P.: Az azonos neműek párkapcsolatának jogi elismerése Európában.
- BELTZER, N. – BOZON, M.: Szexuális aktivitás az együttélés után: nők és az életkori korlátok.
- GUYAVARCH, E.: A fogamzásgátlás alulbecslése a felvételekben: egy példa a szub-szaharai Afrika falvaiból.
- LASBEUR, L. – KAMINSKI, M. – ANCEL, P.-Y. – DU MAZAUBRUN, C. – ZEITLIN, J.: Az egészségi állapot társadalmi egyenlőtlenségeinek elemzése népszámlálási adatok alapján. A nagyon korai születések példája a párizsi régióban.

#### **POPULATION AND DEVELOPMENT REVIEW**

az Amerikai Népesedési Tanács folyóirata

**2006. No. 4.**

- BONGAARTS, J.: Milyen hosszan élünk?
- CONNELLY, M.: Népeségkontroll Indiában: előjáték egy vészterhes időszakhoz.
- LESTHAEGHE, R.J. – NEIDERT, L.: A második demográfiai átmenet az Egyesült Államokban: kivétel vagy példa.
- MENSCH, B.S. – GRANT, M.J. – BLANC, A.K.: A szexuális beavatás változó tartalma a szub-szaharai Afrikában.
- PERELLI-HARRIS, B.: A rejtett gazdaságban végzett munka és a szubjektív jólét hatása a gyermekvállalásra a poszt-szovjet Oroszországban.
- ATTANÉ, I.: A nő-hiány demográfiai hatása Kínában, 2000–2050.

#### **POPULATION RESEARCH AND POLICY REVIEW**

a KLUWER Akadémiai Kiadó és a Déli Demográfiai Egyesület folyóirata

**2006. No. 2.**

- MORRISON, P.A.: A diszkrimináció lassú lefolyású hatásai: fennmaradásának időbeni nyomon követése helyi népességekben.
- JIN, X. – LI, S. – FELDMAN, M.W.: Házassági formák és termékenység a vidéki Kínában: három megye vizsgálata.
- HUNTER, L.M.: Háztartási stratégiák a források szűkössége tükrében Ghána tengerparti részén: van-e összefüggés a fejlesztési prioritásokkal?
- JAMES, W.L. – COSSMANN, J.S.: Befolyásolják-e a regionális különbségek az ökológiai halandósági kutatásokat? A halandóság, a jövedelmi egyenlőtlenség és az egészségügyi infrastruktúra vizsgálat a Mississippi Deltájában.

**2006. No. 3.**

- GAINES, L.M.: Az Amerikai Közösségi Adatfelvétel szerepe a népességi és népességpolitikai kutatásokban.
- GRIFFIN, D.H. – WAITE, P.J.: Az Amerikai Közösségi Adatfelvétel áttekintése és a külső értékelés szerepe.
- SALVO, J.J. – LOBO, A.P.: A tízévenkénti népszámlálástól a folyamatos becslést biztosító adatfelvételek felé: a válasz-megtagadást mikro-szinten befolyásoló tényezők.
- GAGE, L.: A 2000. évi népszámlálás és az 1999-2001. évi Amerikai Közösségi Adatfelvétel összehasonlítása: San Francisco és Tulare megye, Kalifornia.
- HOUGH, G.C. – SWANSON, D.A.: Az Amerikai Közösségi Adatfelvétel értékelése: az oregoni utóellenőrzés eredményei.
- ANN AUKEN, P.M. – HAMMER, R.B. – VOSS, P.R. – VEROFF, D.L.: Az Amerikai Közösségi Adatfelvétel végrehajtása a „szezonális” népességű megyékben.
- SCARDAMELLA, R.: Az Amerikai Közösségi Adatfelvétel: megjegyzések a külső értékelés megállapításaihoz.

**2006. No. 4.**

- YABIKU, S.T.: Szomszédok és szomszédság: hatások a házasság időzítésére.
- LAUSTER, N.T.: Saját szoba vagy szoba két személy számára? A lakáshelyzet és az új háztartások alakulása Svédországban, 1968–1992.
- GRAEFE, D.R. – DE JONG, G.F. – MAY, D.C.: A fogyatékkal élők munkavégzése és vándorlás a jóléti reform kezdeti éveiben.
- VOSS, P.R. – LONG, D.D. – HAMMER, R.B. – FRIEDMAN, S.: A megyei gyermekszegénységi arányszámok az USA-ban: térbeli regressziós megközelítés.
- COGNEAU, D. – GRIMM, M.: Társadalmi-gazdasági státusz, szexuális magatartás és a differenciális AIDS-halandóság: Elefántcsontpart példája.

**ZEITSCHRIFT FÜR BEVÖLKERUNGSWISSENSCHAFT**

a Német Szövetségi Népeségtudományi Intézet folyóirata

**2006. No. 1.**

- GRÜNHEID, E.: Németország demográfiai helyzete 2005-ban.
- ECKHARD, J.: Út a partnernélküliségtől a gyermektelenségig: változások a párkapcsolat-történetben és kapcsolatuk a születési trendekkel.
- KLEY, S. – HUININK, J.: A szülői ház elhagyása a kelet- és nyugatnémetek körében az egyesülés után.

**2006. No. 2.**

- DINKEL, R.H. – KOHLS, M.: „Normális” szezonális változások és a halandóság időszakos csúcsainak hatása Németországban.

- PETERSEN, T. – LÜBCKE, B.: A szülővé válás mint a gazdasági döntéshozatal problémája: elméleti modellalkotás és családpolitikai következmények.
- MEYER, M. – GARTIG-DAUGS, A. – RADESPIEL-TRÖGER, M.: A rákhalandóság területi különbségei Bajorországban.
- BROSE, N.: Szemben az idő folyásával? A vallási hovatartozás és a vallásosság hatása a gyermekvállalásra és a gyermek értékelésére.

## DEMOGRÁFIA

Megjelenik negyedévenként  
Felelős szerkesztő: Óri Péter  
Szerkesztőség: Budapest, KSH Népeségtudományi Kutató Intézet, II. Buday László u. 1–3.  
Postai irányítószámunk: 1024  
Telefon: 345-6000

Kiadóhivatal: 1024 Budapest, Buday László u. 1–3.  
Telefon: 345-6449 Fax: 345-1115  
Kiadásért felel a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet igazgatója

Nyomdai megrendelés törzsszáma: - - - -

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzletága.  
1008 Budapest Orczy tér 1.  
Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján.  
e-mailen: [hirlapelofizetes@posta.hu](mailto:hirlapelofizetes@posta.hu)  
faxon: 303-3440  
További információ: 06 80/444-444;  
Közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással a  
Postabank Rt.: 219-98636/021-02809 pénzforgalmi jelzőszámra.  
Előfizetési díj: félévre 520, – Ft, egész évre 1040, – Ft

Szedte: a Szerkesztőség

Ára: 260,-Ft