

## TARTALOMJEGYZÉK

### TANULMÁNYOK

Daróczi Etelka – Hablicsek László: A halandóság területi és időbeli különbségei az életkor függvényében .....	7
Kapitány Balázs: A „gyed-hatás”. Az 1985 és 1996 közötti család-támogatási rendszer termékenységre gyakorolt hatása .....	51
Földházi Erzsébet: Az első házasság felbomlása – eseménytörténeti elemzés .....	79

### IRODALOM

#### KÖNYVEK

Lutz, Wolfgang – Richter, Rudolf – Wilson, Chris (szerk.): <i>The New Generations of Europeans. Demography and Families in the Enlarged European Union.</i> (Európaiak új generációi. Népesedés és család a kibővített Európai Unióban.) Earthscan, London–Sterling, VA, 2006. 389 p. (Óri Péter) .....	112
---	-----

#### FOLYÓIRATCIKKEK

Demeny, P. – McNicoll, G.: The Political Demography of the World System, 2000–2050. (A vilárendszer politikai demográfiája 2000–2050.) Population Council, Policy Research Division, Working Papers, 2006. No. 213. (Kovács László) .....	117
Daniela Andrén: First Exits from the Swedish Labor Market Due to Disability. (A munkaképesség csökkenése és a munkaerő-piaci kilépés összefüggései Svédországban.) <i>Population Research and Policy Review</i> , 27. 2008/2. 227–238. (Monostori Judit) .....	119
Bijak, J. – Kupiszewska, D. – Kupiszewski, M. – Saczuk, K. – Kicinger, A.: Population and Labour Force Projections for 27 European Countries, 2002–2052: Impact of International Migration On Population Ageing. (Népesség- és munkaerő-előrebecslés 27 európai országra, 2002–2052: a nemzetközi vándorlás hatása a népesség öregedésére.) <i>European Journal of Population</i> , 23. 2007/1. 1–31. (Illés Sándor) .....	121
Bras, H. – Neven, M.: The Effect of Siblings on the Migration of Women in Two Rural Areas of Belgium and the Netherlands, 1829–1940. (A testvéreknek a nők elvándorlására gyakorolt hatása Belgium és Hollandia két rurális térségében, 1829–1940.) <i>Population Studies</i> , 61. 2007/1. 53–71 (Pakot Levente) .....	122

Alter, G. – Dribe, M. – van Poppel, F.: Widowhood, Family Size, and Post-Reproductive Mortality: A Comparative Analysis of Three Populations in Nineteenth-Century Europe. (Özvegység, családméret és a termékeny életszakasz utáni halandóság: három népesség összehasonlító elemzése a 19. századi Európában.) <i>Demography</i> , 44. 2007/4. 785–806. (Pakot Levente) .....	125
---	-----

#### DEMOGRÁFIAI FOLYÓIRATSZEMLE

Demografie .....	127
Demography .....	128
European Journal of Population .....	129
Journal of Marriage and the Family .....	129
Population .....	131
Population and Development Review .....	131
Population Research and Policy Review .....	132
Population Trends .....	133

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

## CONTENTS

### STUDIES

Etelka Daróczi – László Hablicsek: Regional and temporal variations in age specific mortality .....	7
Balázs Kapitány: The pronatalist effect of the Hungarian “gyed”-system (1985–1996) .....	51
Erzsébet Földházi: The dissolution of the first marriage. An event history analysis .....	79

### REVIEW

#### BOOKS

Lutz, Wolfgang – Richter, Rudolf – Wilson, Chris (eds.): <i>The New Generations of Europeans. Demography and Families in the Enlarged European Union</i> . Earthscan, London–Sterling, VA, 2006. 389 p. (Péter Óri) .....	112
---	-----

#### ARTICLES

Demeny, P. – McNicoll, G.: The Political Demography of the World System, 2000–2050. Population Council, Policy Research Division, Working Papers, 2006. No. 213. (László Kovács) .....	117
Daniela Andrén: First Exits from the Swedish Labor Market Due to Disability. <i>Population Research and Policy Review</i> , 27. 2008/2. 227–238. (Judit Monostori) .....	119
Bijak, J. – Kupiszewska, D. – Kupiszewski, M. – Saczuk, K. – Kicingier, A.: Population and Labour Force Projections for 27 European Countries, 2002–2052: Impact of International Migration on Population Ageing. <i>European Journal of Population</i> , 23. 2007/1. 1–31. (Sándor Illés) .....	121
Bras, H. – Neven, M.: The Effect of Siblings on the Migration of Women in Two Rural Areas of Belgium and the Netherlands, 1829–1940. <i>Population Studies</i> , 61. 2007/1. 53–71. (Levente Pakot) .....	122
Alter, G. – Dribe, M. – van Poppel, F.: Widowhood, Family Size, and Post-Reproductive Mortality: A Comparative Analysis of Three Populations in Nineteenth-Century Europe. <i>Demography</i> , 44. 2007/4. 785–806. (Levente Pakot) .....	125

#### REVIEW OF DEMOGRAPHIC JOURNALS

Demografie .....	127
Demography .....	128
European Journal of Population .....	129
Journal of Marriage and the Family .....	129

Population .....	131
Population and Development Review .....	131
Population Research and Policy Review .....	132
Population Trends .....	133

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

## A HALANDÓSÁG TERÜLETI ÉS IDŐBELI KÜLÖNBSÉGEI AZ ÉLETKOR FÜGGVÉNYÉBEN

DARÓCZI ETELKA – HABLICSEK LÁSZLÓ

### Bevezetés

Kevés dolog van a világon, amelyben annyira biztosak lehetünk, mint az emberi élet végességében. Az elhalálozás matematikai esélye mindenki esetében 1. A bizonytalanság abban van, hogy mely életkorban következik be. Vannak biológiailag és vannak társadalmilag meghatározott kritikus életkorok. A születés utáni időszakban, valamint idős korban biológiailag esendőbb az ember. Ám történelmileg, kulturálisan vagy földrajzilag igen nagy változatosságot mutat az, hogy ezek a kritikus időszakok meddig tartanak, illetve mikor kezdődnek. Hasonlóképpen, a férfi és a női szervezet közötti biológiai különbségek – *ceteris paribus* – a nőknek kedveznek,<sup>1</sup> de ez az előny a történelem során nem mindig érvényesült. A jelenkorban pedig az a jellemző, hogy a társadalmi munkamegosztás, az életvezetési különbségek stb. miatt a férfiak várható élettartama a biológiai okokra visszavezethetőnél is jobban elmarad a nőké mögött.

Míg az egyes emberek életének hossza kiszámíthatatlan, a reprodukciós kapcsolatban álló, hasonló társadalmi-földrajzi körülmények között élő, kellően nagy létszámú népesség<sup>2</sup> halandósága (például nem és életkor szerinti elhalálozási valószínűsége) kiszámítható. A demográfia fejlődésében mérőföldkövet jelentett a világ nagy régióira összeállított halandósági táblák sorozatának közreadása.<sup>3</sup> Ezek segítségével azokban az országokban is becsülhető a halandóság, amelyekben a népszámlálási és halálozási statisztika hiányos.

Az életesélyek világrégiók közötti különbségeinek vizsgálata mellett a demográfusok nagy figyelmet szentelnek a halandóság országokon belüli diffe-

<sup>1</sup> Egyes számítások szerint a XY és az XX kromoszómák közötti eltérés – más biológiai sajátosságokkal együtt – a születéskor várható élettartam átlagosan kétévnyi többletére predisztinálja a gyengébb nemet.

<sup>2</sup> A kellően nagy szám attól függ, milyen részletekbe menően (korcsoportokra vagy életkorokra, az egész népességre vagy annak résznépességeire stb.) kívánjuk becsülni a halandóságot. A nem és ötéves korcsoport szerinti (rövidített) halandósági táblát tízezernél kevesebb főt számláló népességre nem lehet elfogadható megbízhatósággal kiszámítani. Az ideális népességszám legalább százezres nagyságrendű.

<sup>3</sup> Coale – Demeny 1983.

renciáinak és időbeli változásának. Ezek nemcsak az általános (összevont) halandósági mutatókban jelentkeznek, hanem életkoronként is megmutatkoznak. Tanulmányunk arra keres választ, hogy a – a lakóhely szerint elkülöníthető férfiak és nők, illetve a különböző időpontokban, időszakokban együtt élő népességek mely *korcsoportjai* között kisebbek és melyek között nagyobbak a halandósági differenciák, illetve található-e életkori szabályosság a korszpecifikus halandósági mutatók *területi, illetve időbeli különbségeinek mértékét* illetően?

A szakirodalom a „halál előtti egyenlőtlenséget” általában egy-egy életkor (például a csecsemőhalandóság<sup>4</sup>), a születéskor (vagy magasabb életkorokban) várható élettartam,<sup>5</sup> illetve a standard halálozási arányszámok<sup>6</sup> nagyságában található eltérések feltárásával mutatja ki. Egyetlen korév, korcsoport vagy a valamennyi életkor halálozási viszonyait magába sűrítő várható élettartam, illetve standard halálozási arányszám mutatóinak vizsgálata esetén azonban nem dönthető el, hogy a halandóság területi, illetve időbeli differenciái hogyan változnak életkoronként.

Az alábbiakban ezért – az életkor emelkedésére koncentrálva – a (rövidített, ötéves korcsoportok szerinti) halandósági tábla mutatói segítségével vizsgáljuk a korszpecifikus halandóság területi (esetünkben a megyék közötti), majd időbeli (esetünkben a múltra és a jövőre vonatkozó) eltéréseit. Ez a lehetőség nyitva áll az életesélyek differenciáinak vizsgálatát halandósági táblákra alapozó minden kutatás előtt. Tudomásunk szerint mindeddig mégsem került erre sor, annak ellenére, hogy a korszpecifikus halandóság *időbeli változásának* alakulása nem került el a demográfusok, különösen a népesség-előreszámítással foglalkozó kutatók figyelmét.

Az eddigi vizsgálatok azt mutatták, hogy az úgynevezett epidemiológiai átmenet korai szakaszában – amelyet magas csecsemő- és kisgyermekhalandóság jellemez – még viszonylag nagyok a gyermekek halandóságának területi és társadalmi csoportok közötti eltérései.<sup>7</sup> Később – a 20. század közepétől már gazdagon dokumentáltan – a középkorúak halandósága terén jelennek meg a legmarkánsabban az életesély differenciái.<sup>8</sup> Feltételezzük, hogy a közép- és időskorúak életkilátásainak javulásával egyre magasabb lesz az a korhatár,

<sup>4</sup> Szauer 2000; Gárdos 2002.

<sup>5</sup> Daróczy 1997, 2004; Habcsek – Kovács 2007.

<sup>6</sup> Habcsek – Kovács 2007; Klinger 2006; továbbá a KSH *Halandósági vizsgálatok* kiadványaiban 1986–1989 között megjelent kötetek.

<sup>7</sup> 1900/1901-ben a Magyar Korona országaiban a korszpecifikus elhalálozási valószínűséggel ( $nqx$ ) mért halandóság törvényhatóságok közötti eltérései az 1–11 éves korcsoportban hasonló vagy magasabb volt, mint a 17–41, illetve a 42–66 évesek körében (Daróczy 1995. 25).

<sup>8</sup> Lásd Pallós 1962, 1971; Józán 1986; Daróczy 1997. 40; Klinger 2003a, 2003b; Daróczy 2004; Klinger 2006, továbbá a KSH *Halandósági vizsgálatok* kiadványaiban (1984–1985) közölt megyei halandósági táblákat.

ameddig az életkor emelkedését nem követi a halandóság társadalmi különbségének csökkenése (sőt emelkedhet is), és csak (az egyre feljebb tolódó) legmagasabb életkorokban közelednek a halandósági differenciák a zérushoz.

A leíró fejezetek közül az első azt mutatja be, hogyan változnak a halandóság szintjének területi (megyei) eltérései az életkor függvényében, a második arra ad választ, hogy miként befolyásolja a szóródás életkor szerinti mértékét az a választás, hogy a halandósági tábla mely mutatójára – esetünkben a korszpecifikus elhalálozási valószínűségekre, illetve a részleges várható élettartamokra – végezzük el a számítást. A harmadik fejezet a felvetett kérdés általánosítását, a negyedik pedig a kiterjesztését tartalmazza a különböző időszakokban (a múltban és a jövőben) élő népségek korszpecifikus halandósági mutatói közötti különbségekre. Az összefoglalást megelőző utolsó fejezet matematikai magyarázatot ad arra, miért nőhetnek a részleges várható élettartamok közötti különbségek az életkor előrehaladásával. A számítások eredményeit tartalmazó táblázatokat mellékletben közöljük. Függelékben ismertetjük a halálozási valószínűségek 120 éves korig történő kiterjesztésének módszerét.

#### **A férfi és a női népesség rövidített halandósági táblái megyénként (1988–1991 és 1999–2002)**

Mivel a korszpecifikus mutatók véletlenszerű ingadozása jóval nagyobb, mint az összevont halandósági mutatóké, a megyei halandósági táblákat négy év átlagos halálozási számaiból – az 1990-es és a 2001-es népszámlálás népességszámai, valamint a két népszámlálást megelőző és követő két-két év halálozási adatai alapján – készítjük el.

- A területi különbségeket a 19 megye és Budapest vonatkozásában értelmezzük.
- A területi egyenlőtlenség kimutatására a nem és életkor szerinti *népességszámmal súlyozott* szórás, illetve a nem és életkor szerinti országos átlagos halandósági mutatók százalékában kifejezett (relatív) szórás mutatóit használjuk. A népességszámmal való súlyozás azt szolgálja, hogy a kiugróan kedvező, vagy kiugróan kedvezőtlen értékek gyakoriságuknak megfelelő arányban szerepeljenek a számításokban.

A halandósági táblák összeállításának első lépéseként a korszpecifikus halálozási arányszámok ( ${}_nM_x$ ) kiszámítására került sor, ahol  $n$  a korcsoportba tartozó korévek száma (1, 4, 5, illetve a legfelső, nyitott korcsoportban  $n = \omega - 85$ ),  $x$  pedig a korcsoport alsó éve. A nevezőben az 1990-es, illetve a 2001-es népszámlálás férfi és női népességének 0, 1–4, 5–9, ... 80–84, 85+ éves létszáma ( ${}_nP_x$ ), a számlálóban pedig értelemszerűen az 1988–1991, illetve az 1999–2002-es időszak halottjainak nem és életkor (korcsoport) szerinti *évi átlagos* száma ( ${}_nD_x$ ) szerepel. Az arányszám értékét ezrelékben fejezzük ki.

$$(1) \quad {}_nM_x = \frac{{}_nD_x}{P_x} \cdot 1000.$$

Az elhalálozási valószínűségeket ( ${}_nq_x$ ) az  ${}_nM_x$  értékekből származtatjuk a szokásos módon:

$$(2) \text{ csecsemőknél: } {}_1q_0 = \frac{{}_1M_0/1000}{1 + ({}_1M_0/1000)/2};$$

$$1\text{--}4 \text{ éveseknél: } {}_4q_1 = 4 \cdot \frac{{}_4M_1/1000}{1 + ({}_4M_1/1000)/2};$$

minden (további) öt éves korcsoportban:

$${}_5q_x = 5 \cdot \frac{{}_5M_x/1000}{1 + ({}_5M_x/1000)/2};$$

a legfelső (nyitott) korcsoportban (85+) az elhalálozás valószínűsége:

$${}_{\omega}q_{85} = 1.$$

A halandósági táblában az egyes egzakt életkorokat elérők száma ( $l_x$ ), az úgynevezett kihálási rend – 100 000 újszülöttet feltételezve – a következőképpen alakul:

(3) Az újszülöttek száma (a tábla gyöke)  $l_0 = 100\,000$  ;

$$\text{az egzakt 1 évesek száma} \quad l_1 = l_0 \cdot {}_1q_0;$$

$$\text{az egzakt 5 évesek száma} \quad l_5 = l_1 \cdot {}_4q_1;$$

minden magasabb egzakt életkorúak száma (5 évenként):

$$l_{x+5} = l_x \cdot {}_5q_x.$$

A halandósági táblabeli (stacionér) népesség száma ( ${}_nL_x$ ) az adott (nem egzakt) életkorúak átlagos száma, más szóval az adott életkorban (korcsoportban) átlagosan leélt évek száma. Számítása – a 0 évesek és a 85+ évesek kivételével – úgy történik, hogy a szomszédos egzakt életkorúak létszámának számtani közepét vesszük, és ezt szorozzuk a közbenső évek számával, ami az említett esetek kivételével 5 év:



$$\begin{aligned}
 (4) \text{ a } 0 \text{ évesek táblabeli létszáma}^9 & \quad {}_1L_0 = 0,25 \cdot l_0 + 0,75 \cdot l_1; \\
 \text{az } 1\text{--}4 \text{ évesek táblabeli létszáma} & \quad {}_4L_1 = 4 \cdot (l_1 + l_5) / 2; \\
 \text{minden magasabb ötéves korcsoport táblabeli létszáma:} & \\
 & \quad {}_5L_x = 5 \cdot (l_x + l_{x+5}) / 2; \\
 \text{a } 85+ \text{ évesek táblabeli létszáma} & \quad {}_\omega L_{85} = l_{85} / {}_\omega M_{85} / 1000.
 \end{aligned}$$

Az egyes egzakt életkort megélt emberek várható éveinek számát egy főre vetítve ( $e_x$ ) úgy állapítjuk meg, hogy az életkor legfelső határától az adott életkorig leéleendő évek számát összegezzük, s az összeget osztjuk a megfelelő egzakt életkort megélték számával:

$$(5) \text{ minden egzakt életkor esetében} \quad e_x = \frac{\sum_n^x L_x}{l_x}.$$

Magyarország férfi népességének születéskor várható átlagos élettartamára az 1988–1991 közötti időszakot tekintve 66,32 évet, a nőkére 74,72 évet kaptunk, míg 1999–2001-re 67,06; illetve 75,88 évet. Budapest és a megyék férfi és női népességére vonatkozóan az 1990. és a 2001. évi népszámlálások körüli négy év átlagára – a fentiek szerint – kiszámított halandósági táblák tanulmányunkban elemzett mutatóit a Melléklet 1–12. táblázatai tartalmazzák.

Tanulmányunk első részében a halandósági tábla mutatói közül kettőt emelünk ki: a korszpecifikus elhalálozási valószínűséget ( ${}_nq_x$ ), valamint a részleges várható élettartamot ( $e_x^{x+n}$ ). A korszpecifikus halandóságnak az időben vagy térben elkülönülő népességek közötti változatosságát a *szórás* (standard deviation) és az átlag százalékában kifejezett *relatív szórás* (vagy szórás %) mutatójával mérjük. A szórás eredeti mértékegységben (az  ${}_nq_x$  esetén a valószínűség 0–1 közötti értékeivel, a részleges várható élettartam esetében életévekben) méri a halandóság átlagos (abszolút) különbségeit, így ezeket közvetlenül nem hasonlíthatjuk össze egymással. A relatív szórás kiküszöböli a két mutató nagyságrendjében meglévő eltérést.

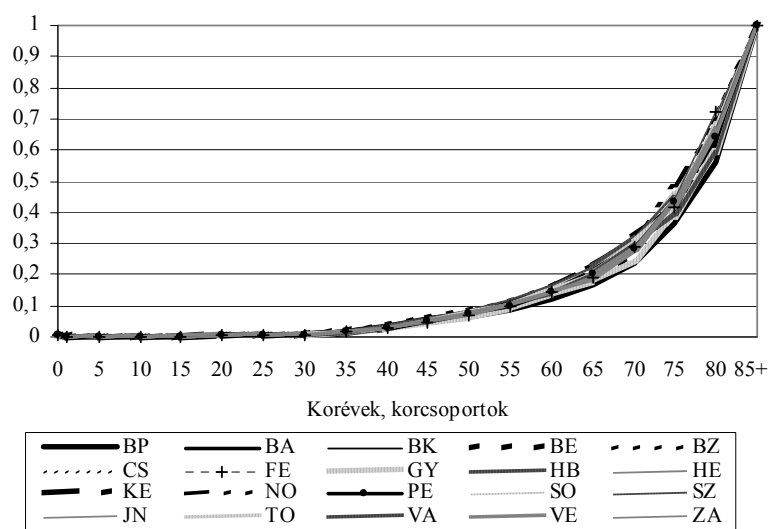
<sup>9</sup> A csecsemők (0 évesek) táblabeli átlagos számát nem az egzakt 0 évesek és az egzakt 1 évesek számtani közepeként állapítjuk meg, mivel az élet első évében nem számolhatunk a halálozások időben egyenletes eloszlásával. A csecsemőhalálozás túlnyomó többsége a születést követő első napokban, hetekben, hónapokban történik.

**A halandósági tábla mutatóinak jellegzetességei a differenciális halandóság vizsgálata szempontjából***Korspecifikus elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ )*

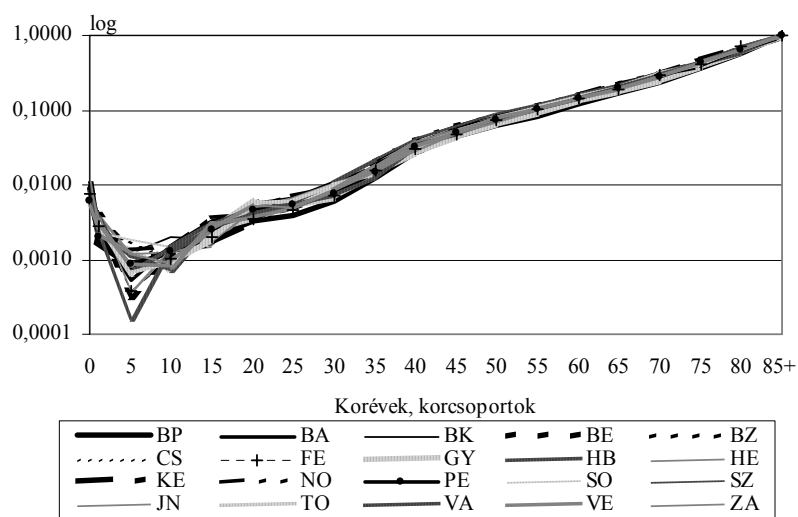
A halandósági tábla mutatói közül az *korspecifikus halálozási arányszám* ( ${}_nM_x$ ), valamint az *elhalálozási valószínűség* ( ${}_nq_x$ ) értéke az életkor függvényében U (vagy inkább pipa) alakot követ: a csecsemők és az 1–4 évesek halandósága magasabb, mint az 5–9 éveseké, míg ezt követően nagyjából monoton nő. Az elhalálozási valószínűség ( ${}_nq_x$ ) függvényének további jellegzetessége, hogy értéke – múlandóságunk folytán – szükségszerűen 1 felé tart. A legalacsonyabb és a legmagasabb halandóságú korcsoport elhalálozási kockázata között közel három nagyságrendnyi a különbség.

A korspecifikus halandóság területek közötti abszolút és relatív eltéréseit illusztrálják az I–IV. ábrák, amelyek Budapest és a megyék<sup>10</sup> férfi és női népessége 2001 körüli halandósági táblájának  ${}_nq_x$  értékeit mutatják, először abszolút, majd logaritmikus skálán. (A függvények pipa alakja csak logaritmikus skálán válik láthatóvá.)

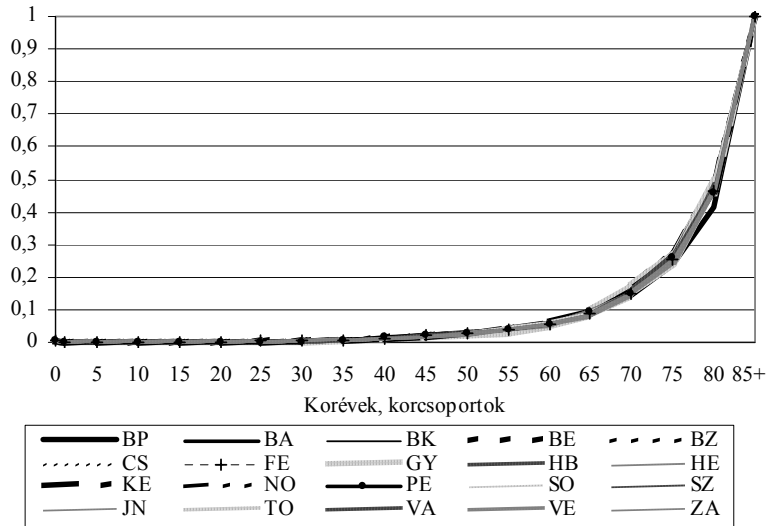
<sup>10</sup> BP Budapest, BA Baranya, BK Bács-Kiskun, BE Békés, BZ Borsod-Abaúj-Zemplén, CS Csongrád, FE Fejér, GY Győr-Moson-Sopron, HB Hajdú-Bihar, HE Heves, KE Komárom-Esztergom, NO Nógrád, PE Pest, SO Somogy, SZ Szabolcs-Szatmár-Bereg, JN Jász-Nagykun-Szolnok, TO Tolna, VA Vas, VE Veszprém, ZA Zala.



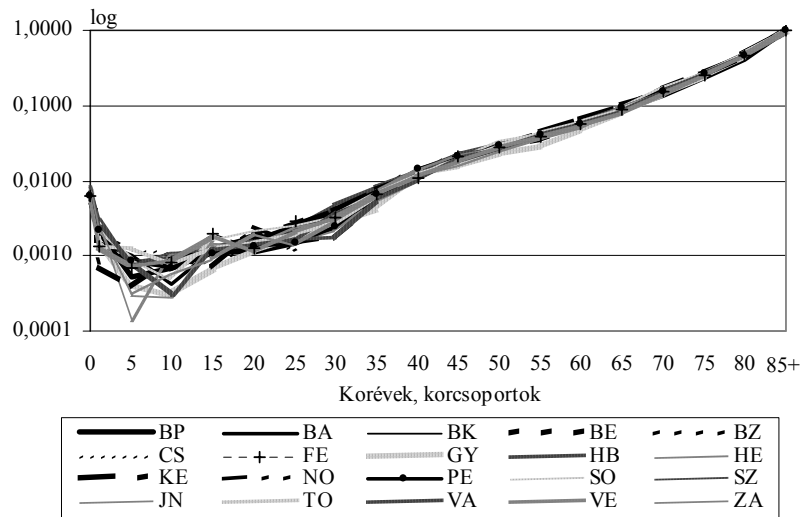
I. Budapest és a megyék férfi népességének 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ )  
 Probabilities of dying ( ${}_nq_x$ ) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)



II. Budapest és a megyék férfi népességének 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ )  
 Probabilities of dying ( ${}_nq_x$ ) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)



III. Budapest és a megyék női népességének 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ )  
 Probabilities of dying ( ${}_nq_x$ ) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)



IV. Budapest és a megyék női népességének 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ )  
 Probabilities of dying ( ${}_nq_x$ ) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)

Az I. és a III. ábrán jól látható, hogy a szóródás *abszolút* mutatói (például a terjedelem vagy az átlagos abszolút eltérés) az alacsony halandóságú életkorokban kisebbek, a nagyobb kockázatnak kitett életkorokban nagyobbak, ám az életkor felső határa közelében ismét törvényszerűen csökkennek, hiszen az értékek egyazon határérték felé tartanak.

Némileg más a helyzet a szóródás relatív mutatóit illetően, amikor az elhalálozási valószínűségek szóródását nem a közöttük lévő különbségek, hanem hányadosaik, illetve a korszpecifikus átlagokhoz viszonyított értékeik szerint vizsgáljuk. Az  ${}_nq_x$  értékeket logaritmikus skálán ábrázolva (II. és IV. ábra) kiténik, hogy a relatív szóródás nem követ a fentiekhez hasonló életkori szabályszerűséget: a halandóság területi különbségei alacsonyabb életkorokban is jóval meghaladhatják a magas életkorokban tapasztalt szóródás mértékét. A legmagasabb életkorokhoz közeledve azonban (a felső határérték jelenléte miatt) minimálisra csökken a szóródás: az egyes értékek egymástól mért távolsága a nullához, hányadosuk pedig az egyhez közelít.<sup>11</sup>

Budapest és a 19 megye férfi és női népessége egyes korszpecifikus elhalálozási valószínűségei közötti abszolút és relatív szórást – a megfelelő nem és életkor szerinti népességszámok létszámával súlyozva – az alábbiak szerint számítottuk.<sup>12</sup>

A férfi és a női népesség korszpecifikus elhalálozási valószínűségeinek súlyozott *abszolút* szórása a vizsgált 20 területi egység között (eredeti mértékegységben):

$$(6) \quad {}_{F,N}\sigma_x = \frac{1}{{}_{F,N}P_x} \cdot \sum_{i=1}^{20} {}_{F,N}P_{i,x} ({}_{F,N}q_{i,x} - {}_{F,N}\bar{q}_x)^2, \text{ ahol:}$$

- F férfiak,
- N nők,
- x életkor (korcsoport),
- i a területi egységek (Budapest és a megyék) sorszáma

${}_{F,N}P_x$  Magyarország férfi/női népességének korcsoportonkénti száma,

${}_{F,N}P_{i,x}$  Budapest és a 19 megye férfi/női népességének korcsoportonkénti számai,

<sup>11</sup> Szükséges megjegyezni, hogy azokban az életkorokban, amelyekben alig fordul elő halálozás (mint például az 5–9 évesek csoportjában), a szóródást még négy év átlagában is erősen befolyásolják a véletlen ingadozások, ezért ezekből messzemenő következtetéseket nem lehet levonni.

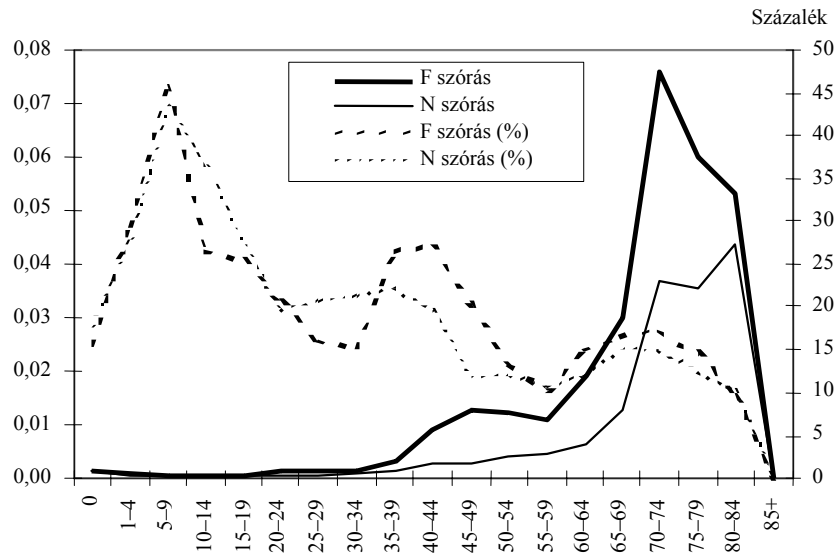
<sup>12</sup> A számítások eredményeit a Melléklet 13. táblázata tartalmazza.

$F, N q_{i,x}$  Budapest és a 19 megye férfi/női népességének korszpecifikus elhalálási valószínűségei,

$F, N \bar{q}_x$  Magyarország férfi/női népességének (átlagos) korszpecifikus elhalálási valószínűsége.

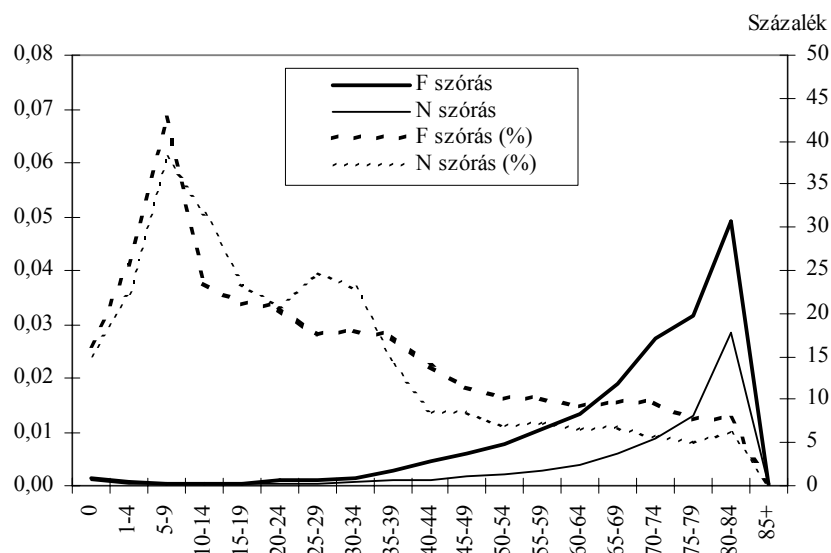
A férfi és a női népesség korszpecifikus elhalálási valószínűségeinek súlyozott *relatív* szórása a vizsgált 20 területi egység között (az országos átlag százalékában):

$$(7) \quad F, N V = \frac{F, N \sigma_x}{F, N \bar{q}_x} \cdot 100 .$$



V. A férfi és a női népesség 1990 körüli (1988–1991) halandósági tábláiból származtatott korszpecifikus elhalálási valószínűségek ( ${}_n q_x$ ) megyék közötti szóródása

Standard deviations and relative standard deviations of probabilities of dying ( ${}_n q_x$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)



VI. A férfi és a női népesség 2001 körüli (1999–2002) halandósági tábláiból származtatott korszpecifikus elhalálozási valószínűségek ( ${}_nq_x$ ) megyék közötti szóródása

*Standard deviations and relative standard deviations of probabilities of dying ( ${}_nq_x$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)*

A fenti ábrák folytonos vonalai világosan láttatják, hogy a korszpecifikus halandóság megyék közötti *különbségei* mind a férfi, mind a női népességben 30 év felett válnak kimutathatóvá, s a férfiak körében minden korcsoportban, mindkét időszakban nagyobbak, mint a nőknél.

A két időszakot nem a halandóságban mutatkozó területi különbségek időbeli alakulásának vizsgálata, hanem a specifikus (esetünkben megyespecifikus) halandósági mutatók közötti eltérések életkorral kapcsolatos jellegzetességeinek illusztrálása végett mutatjuk be. Annyit mégis érdemes megjegyezni, hogy míg a rendszerváltozás körüli években a férfiaknál két esetben is előfordult, hogy egy fiatalabb korcsoport halandóságában nagyobbak voltak a megyék közötti eltérések, mint a náluk idősebbek körében (lásd a kiugrásokat a 45–49 és a 70–74 éveseknél), az ezredforduló idején a területi különbségek a 30–84 éves életkor közötti korcsoportokban mindkét nem esetében közel szabályos exponenciális növekedést mutatnak.

A korszpecifikus elhalálozási valószínűségek (szaggatott vonalakkal jelzett) megyék közötti *relatív* szórása (szórás %) más mintát követ. Egyrészt a halandóság megyék közötti relatív különbségei nem minden életkorban nagyobbak a

férfiak, mint a nők esetében, és életkoronként is másképp alakulnak. A megyék közötti relatív szórások életkor szerinti hullámzása mindkét nem esetében megfigyelhető, ám a férfiak esetében nagyobbak a kilengések.

Figyelmünket a középkorúakra összpontosítva megállapíthatjuk, hogy 1990 körül a 30–34 éves férfiak halandósága jóval kisebb megyék közötti szóródást jelez, mint a 35–44 éveseké, míg a nőknél éppen 30–34 éves korban mutatkozik helyi maximum, amely egészen a még középgenerációnak számító 54–59 éves korhatárig fokozatosan csökken.<sup>13</sup> A munkaerőpiacról koruk okán kilépő férfiak és nők korszpecifikus halandóságának relatív szórása 1990 körül igen hasonló mintát követ: alacsony a nyugdíjazás előtti, illetve a nyugdíjazás körüli (54–59) életkorban, *70–74 éves életkorig fokozatosan emelkedik*, majd a dolog természeténél fogva a legfelső (nyitott) életkorban nullára csökken. Az idősök körében sem beszélhetünk tehát a halandóság területi különbségeinek az életkor növekedésével párhuzamos, monoton csökkenéséről.

Mint korábban jeleztük, 1988–1991 és 1999–2002 között javultak a hazai halandósági viszonyok (a mélypont 1992/93-ban volt). A férfiak születéskor várható élettartama 0,73 évvel, a nőké nagyobb mértékben, 1,16 évvel nőtt. A javulással együtt csökkent a felnőttkori halálozási valószínűségek megyék közötti szóródása (abszolút és relatív értelemben egyaránt), különösen a középkorú (35–49 éves) és a nyugdíjkorhatár feletti korosztályok tagjai esetében (lásd a Melléklet 13. táblázatát). A várakozásnak megfelelően továbbra is nagyobb a halandóság megyék szerinti különbsége a férfiak, mint a nők körében (lásd az V. és a VI. ábrát).

További változás, hogy szabályosabbá váltak az elhalálozási valószínűségek területi szóródásának életkor szerinti jellegzetességei, főként a középkorúak és az idősök esetében. A legnagyobb *abszolút* különbségeket a férfiak és a nők körében is az utolsó zárt korcsoportnál (80–84 évesek) találjuk, a *relatív* különbségek pedig a 30–34 éves korcsoporttól kezdve a magasabb életkorok felé többé-kevésbé monoton csökkennek (jelentős kiugrásokat nem találunk).

#### *Részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ )*

A halandósági tábla másik fontos mutatója a várható élettartam. A leggyakrabban használt, legismertebb változata a *születéskor* várható élettartam. A teljes halandósági táblák korévenként is közlik ezt az adatot, míg a rövidített

<sup>13</sup> Az okokat illetően csak feltételezéseink lehetnek. Elképzelhető, hogy a rendszerváltozás idején felerősödő (s a népesség iskolai végzettség szerinti összetételét is tükröző) területi különbségek a fiatal férfiakat kevésbé sújtották, mint a kisgyermekes nőket, illetve az idősebb középkorú férfiak iránti munkaerő-piaci kereslet területileg jobban differenciálódott, mint a már stabil munkaerőt jelentő, gyedsről visszatért nők iránt, és ennek folyományaként több vagy kevesebb stressz, nagyobb vagy kisebb egzisztenciális feszültség terhelte szervezetüket.



halandósági táblák a születés idejére, az egy- és öt éves életkorra, ezt követően pedig ötvenként adják meg (lásd a Melléklet 3–4., és 9–10. táblázatait).

A várható élettartam nemcsak egy adott egzakt életkortól az élet végéig, hanem két egzakt életkor között is kiszámítható (részleges várható élettartam):

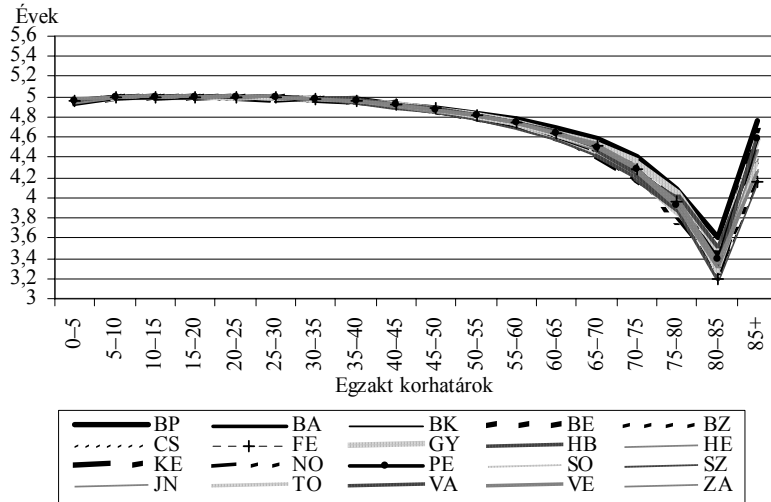
$$(8) e_x^{x+n} = \frac{\sum_{y=x}^{x+n-1} L_y}{l_x}, \text{ ahol } L \text{ a stacioner népességet, } l \text{ pedig a továbbélőket}$$

jelöli.

Az egzakt életkorok között leélhető évek *maximális* száma megegyezik azok különbségével. A születéstől egyéves életkorig (0 évesen) vagy a 79 és 80 éves egzakt életkorok között (79 évesen) leélhető évek maximális száma egyaránt egy, míg a 0–5 éves egzakt életkor között (0–4 évesen) legfeljebb öt, 30–60 éves egzakt életkor között (azaz 30–59 évesen) maximum 30 évet élhetünk. Mivel nem minden  $x$  éves éli meg az  $x+n$ -dik születésnapját, az  $x$  és  $x+n$  életkor között leélt évek átlagos száma  $n$ -nél kevesebb (például a 30 évesek 60 éves életkorig leélt éveinek átlagos száma nem éri el a 30-at). A részleges várható élettartam tehát maga is korszpecifikus halandósági mutató, amelyre ugyanúgy kiszámíthatók a megyék közötti abszolút és relatív szórás értékei.

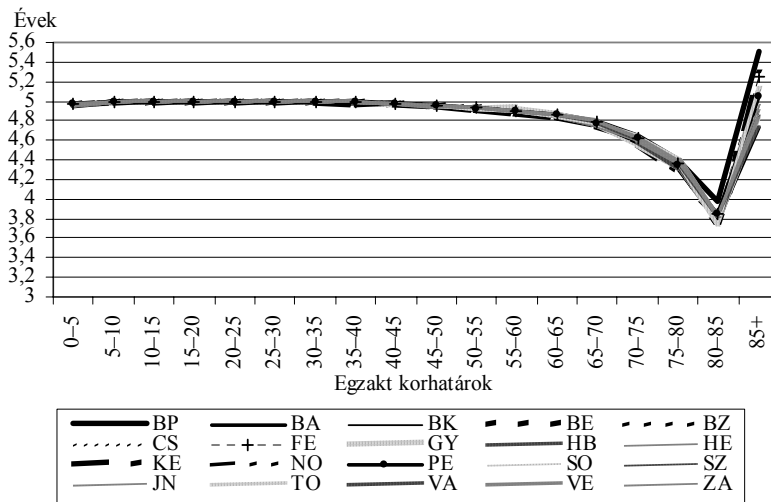
A megyék közötti halandósági különbségek kimutatásához a 0–5., 5–10., 10–15., ... , 75–80., 80–85. egzakt életkorok között számítottuk ki a részleges várható élettartamokat, azaz minden vizsgált korcsoportban ugyanakkora a felső korlát: a leélhető évek maximális száma öt. A vizsgálatot kiegészítettük a 85 éves életkorban várható élettartammal (felső korlát nélküli, nyitott intervallum). A számítások eredményeit a Melléklet 5–6. és 11–12. táblázatai tartalmazzák.

A részleges várható élettartamok területi különbségeit a VII–X. ábrák illusztrálják, Budapest és a megyék férfi és női népessége 2001 körüli halandósági táblájának  $e_x^{x+n}$  értékeivel. Mivel ezek a 80–85. korcsoportig mindössze 0 és 5 között szóródnak, csak abszolút skálát alkalmazunk. Figyeljük meg, hogy míg a halandósági tábla előzőekben vizsgált mutatója, a korszpecifikus halálozási valószínűség ( ${}_nq_x$ ) az életkorral növekvő, majd csökkenő abszolút területi eltéréseket mutat (I. és II. ábra), a részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ ) megyék közötti szóródása az életkorral egyértelműen erősödik (VII. és VIII. ábra). A férfiaknál már az 50–55. egzakt életkor között leélhető átlagos élettartamok között érzékelhető megyék közötti különbségeket (közel egyszázalékos relatív szórást, lásd a 14. táblázatot) találunk, azaz alacsonyabb életkortól kezdődően erősödnek a területi különbségek, mint a nők esetében, ahol a 70–75. egzakt életkor között várható élettartam mutat hasonló szóródást.



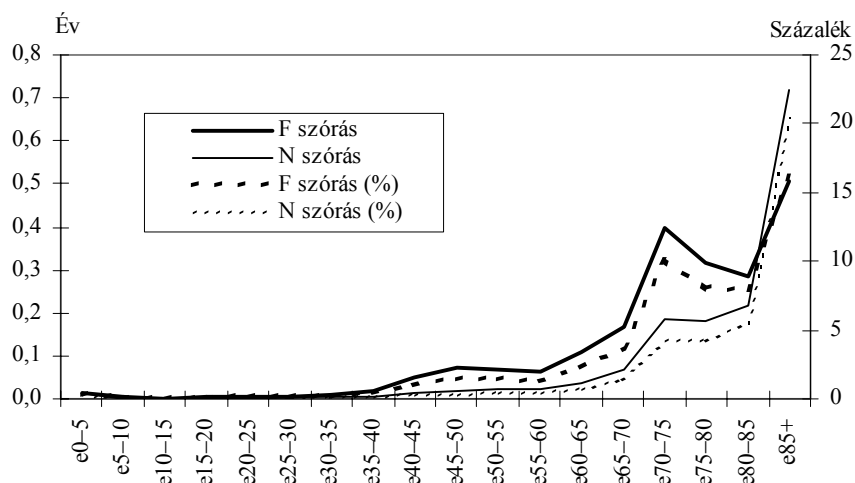
VII. Budapest és a megyék férfi népességének 2001 körüli (1999–2002) halandósági táblájából származtatott részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ )

Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)

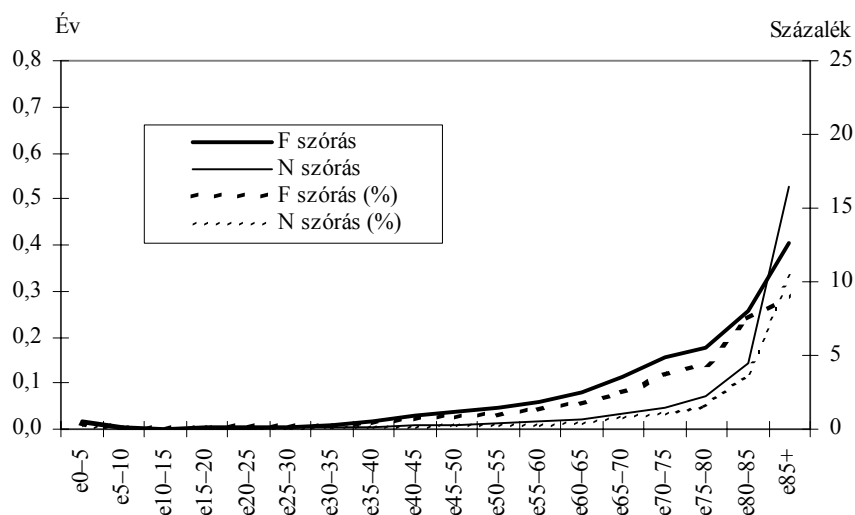


VIII. Budapest és a megyék női népességének 2001 körüli (1999–2002) halandósági táblájából származtatott részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ )

Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)



IX. A férfi és a női népesség 1990 körüli (1988–1991) halandósági tábláiból származtatott részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ ) megyék közötti szóródása  
Standard deviations and relative standard deviations of partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)



X. A férfi és a női népesség 2001 körüli (1999–2002) halandósági tábláiból származtatott részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+n}$ ) megyék közötti szóródása  
Standard deviations and relative standard deviations of partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)

Az elhalálozási valószínűség és a részleges várható élettartam területi szóródásának *életkor szerinti eltérő alakulását* a mutatók sajátosságaiban kell keresnünk. Mint említettük, az elhalálozási valószínűség a felnőttek körében az életkor emelkedésével egyértelműen nő és – minden populációban – ugyanazon felső határérték, az egy felé tart. Az egzakt életkorok között leélhető évek száma azonban, amennyiben azonos osztályközöket (esetünkben 85 éves korig 5 éves korcsoportokat) alkalmazunk, az életkor növekedésével csökken, felső határa pedig minden esetben az osztályköz hossza. S mivel nem tudjuk, hogy az emberi élet hosszának van-e elméleti maximuma, de ha lenne is, nem ismerjük, ilyen érték a halandósági tábla számításaiban nem szerepel, a legmagasabb vizsgált életkor kezdetétől várható élettartam szóródásának sincs elvi felső határa.

Mint ahogy az V. és a VI. ábrán, itt is azt tapasztaljuk, hogy a részleges várható élettartamok (folytonos vonallal jelzett) megyék szerinti *különbségei* (a férfi és a női népességben egyaránt) szintén 30 év felett válnak érzékelhetővé. Lényeges különbség azonban, hogy itt a *relatív* szórás az abszolút átlagos eltérésekhez hasonló mintát követ, a területi különbségek az életkor emelkedésével növekvő tendenciát mutatnak, a legmagasabb értéket az utolsó (nyitott) osztályközben érik el. Meglepő, hogy a nők 85 éves korban várható élettartamának *területi különbségei* mindkét időszakban lényegesen meghaladják a 85 éves férfiakét. Ez abból a már említett tényből adódhat, hogy nyitott osztályközről van szó, s mivel a nők jóval tovább élnek, mint a férfiak, a legmagasabb életkorban a halandóság megyék közötti átlagos *abszolút* eltérése (szórása) is nagyobb lehet a nők, mint a férfiak esetében. Az átlaggal való osztás révén a relatív szórás ezt a különbséget valamelyest módosítja, de nem szünteti meg.

Egy megjegyzés erejéig itt is felhívjuk a figyelmet arra, hogy 1990 és 2001 között a felnőttek<sup>14</sup> halandóságának területi különbségei lényegesen csökkentek, és az életkor emelkedésével a szórás nagysága – legalábbis 75 éves korig – kevésbé meredeken nő. Ebben feltehetően szerepe van annak, hogy az érintett időszakban kedvezően alakultak a 35–49 évesek és a 60–74 évesek életkilátásai, ám az okok vizsgálata meghaladja e dolgozat kereteit.

### **A részleges várható élettartamok életkor szerinti alakulásának általános megközelítése**

A részleges várható élettartam tehát két egzakt életkor között leélt évek átlagos száma. Ennek területi különbségei az életkor előrehaladásával növekednek. Kérdés, hogy ez a halandóság általános tulajdonsága, vagy magyarországi specialitás?

<sup>14</sup> A csecsemők és a 1–14 évesek halandóságának megyék közötti különbsége a vizsgált időszakban nem mérséklődött.

Mint korábban bemutattuk, diszkrét megközelítésben az  $x$  és  $x+n$  életkorok közötti részleges várható élettartam a halandósági táblabeli népesség által az intervallumban leélt évek számának az  $x$  éves korig túlélőkre jutó nagysága (lásd a (8) képletet).

Tételezzük fel, hogy mindössze két népességünk van ( $A$  és  $B$ ). Ebben az esetben a kérdés úgy vetődik fel, milyen értékeket mutat az  $e_x^{x+n,A} - e_x^{x+n,B}$  különbség az életkor előrehaladásával?

Közelebb jutunk a probléma megfogalmazásához, ha a halandóságot folytonos megközelítésben vizsgáljuk. Legyen  $\mu(x)$  a halandóság sűrűségfüggvénye (force of mortality), ahol  $x$  a folytonos életkor. *Heurisztikusan* ez azt jelenti, hogy az  $x$  éves korig továbbélők közül  $l(x)\mu(x)$  haláleset történik az  $(x, x + dx)$  intervallumban, vagyis

$$(9) \quad l(x)\mu(x) = l(x) - l(x + dx) = -l'(x)dx.$$

Ez azt jelenti, hogy  $-\mu(x)$  az  $l(x)$  továbbélési függvény logaritmikus deriváltja. Belátható, hogy:

$$(10) \quad l(x) = \exp\left(-\int_0^x \mu(t)dt\right), \text{ ha a kiindulási érték } l(0) = 1.$$

A részleges várható élettartam képlete most így fest:

$$(11) \quad e_x^{x+n} = \frac{\int_x^{x+n} l(y)dy}{l(x)} = \frac{\int_x^{x+n} \exp\left(-\int_0^y \mu(t)dt\right)dy}{\exp\left(-\int_0^x \mu(t)dt\right)} = \int_x^{x+n} \exp\left(-\int_x^y \mu(t)dt\right)dy.$$

Ebben a megközelítésben a részleges várható élettartamok különbségeinek alakulását az  $f(x) = e_x^{x+n,A} - e_x^{x+n,B}$  függvénnyel lehet jellemezni, ahol tehát

$$(12) \quad f(x) = e_x^{x+n,A} - e_x^{x+n,B} = \int_x^{x+n} \left( \exp\left(-\int_x^y \mu^A(t)dt\right) - \exp\left(-\int_x^y \mu^B(t)dt\right) \right) dy.$$

Elégé nyilvánvalónak tűnik, hogy  $f(x)$  az emberi életút vége felé csökkenő értékeket vesz fel, hiszen a halandóság egységnyi intenzitású jelenség, mindenki meghal és mindenki egy alkalommal, az emberi élettartam beláthatóan véges. Várható tehát, hogy idősebb életkorokban egyre közelebb kerülnek

egymáshoz az elhalálozási intenzitások, következésképp a részleges várható élettartamok is. Az életút elején pedig – legalábbis modern halandósági viszonyok között – a részleges élettartamok közötti különbségek azért csekélyek, mert a halálozási intenzitások alacsonyok. A fenti különbségfüggvénytől ezért azt várhatjuk, hogy alacsony értékről indul az életút első időszakában, és alacsony értékhez érkezik a végén. A kérdés valójában az, hogy a közbeeső időszakban milyen a függvény lefutása.

### **A részleges várható élettartamok magyarországi idősorai**

A felvetett problémát statisztikailag vizsgáltuk, a következő kiindulással. A kétféle népesség, melyben a részleges élettartamok eltérnek, lehet ugyanaz a népesség is, két különböző időpontban. Nézzük meg tehát, hogy alakultak, illetve a hivatalosnak számító népesség-előreszámítások szerint hogyan fognak alakulni a részleges várható élettartamok idősorai. A rendelkezésre álló tényleges és előrebecsült halandóság alapján az 1950–1990-es és az 1990–2030-as időszakra elkészítettük az 5 évet átfogó életkor-intervallumokra, 5 naptári éves lépésközzel a vonatkozó részleges élettartamok táblázatait (Melléklet, 15–18. tábla).

Az adatok jelentős részét az ODE (European Demographic Observatory) bocsátotta rendelkezésre (*Jean-Paul Sardon* közlése). 1990-től a népmozgalmi statisztikára alapozott saját becslési eljárás szolgáltatja az elhalálozási valószínűségeket. A táblázatok 2010-től a népesség-előreszámítás közepes hipotézisét alkalmazzák.

Megbízható arányszámítás a kis népesség- és halálozásszámok miatt csak nagyjából 90 éves korig lehetséges, ennél magasabb életkorokra a halandóságot becsléssel állapítjuk meg. Nagy viták vannak az időskori halandóság alakulását illetően, de általánosan elfogadott véleménynek számít, hogy a görbe meredeksége a legidősebb életkorokban csökken.<sup>15</sup>

A táblázatokból mindenekelőtt megállapítható, hogy mivel Magyarországon a halandóság a múltban „hektikusan” alakult, a részleges élettartamok szintén „hektikus” differenciákat mutatnak. Az adatsorokból mégis kivehető az a trend, hogy idősebb életkorokban a különbségek emelkednek, majd az életút legvégén csökkennek. Ez utóbbiban természetesen benne van a 120 éves korig történő halandóságkiterjesztés hatása is.

Az időskori halandósági differenciák növekedése egyértelműen látszik a jövőbeli értékeket bemutató táblázatokban. Miután az előreszámítás az egységes, folyamatos és jelentős halandóságcsökkenés feltételezésével élt, megfigyelhető, ahogy egyre növekednek az életkori különbségek.

<sup>15</sup> A becslési módszert, amellyel a 120 éves korig történő kiterjesztést végeztük, a Függelékben mutatjuk be.

Ebből az a következtetés adódik, hogy *a halandóság általános javulásának időszakában egy meglehetősen hosszú életkori szakaszban az életkor emelkedésével növekednek a részleges élettartamok közötti különbségek.*

### A különbségnövekedés matematikai magyarázata

Mi okozza, hogy a részleges élettartamok közötti különbség az életkor emelkedésével párhuzamosan emelkedik? A kérdésre az  $f(x) = e_x^{x+n,A} - e_x^{x+n,B}$  függvény vizsgálata ad választ. Egy folytonos függvény akkor növekvő, ha deriváltja pozitív, vizsgáljuk tehát az

$$(13) \quad f'(x) = \frac{df(x)}{dx} = \left(e_x^{x+n,A}\right)' - \left(e_x^{x+n,B}\right)'$$

függvényt. Belátható, hogy a részleges élettartam mint az  $x$  életkor függvénye a következőképpen deriválható:<sup>16</sup>

$$(14) \quad \left(e_x^{x+n}\right)' = \frac{l(x+n)}{l(x)} - 1 + \mu(x) \cdot e_x^{x+n},$$

és ebből látható, hogy *általános esetben keveset tudunk mondani a részleges élettartamok különbségeiről.* Ugyanis az

$$(15) \quad f'(x) = \frac{l^A(x+n)}{l^A(x)} - \frac{l^B(x+n)}{l^B(x)} + \mu^A(x) \cdot e_x^{x+n,A} - \mu^B(x) \cdot e_x^{x+n,B}$$

különbség meghatározó harmadik és negyedik tagjának viszonya nem egyértelmű. Az alacsonyabb halandóságúnak tételezett  $A$  népességben a halálozási intenzitás alacsonyabb, de a részleges élettartam magasabb, míg a  $B$  népességre ez megfordítva áll. Szorzatuk lehet itt is, ott is nagyobb.

Közelebb jutunk a megoldáshoz, ha a halálozási intenzitásokra is feltételezéssel élünk. Tegyük fel, hogy a két népesség mortalitása *arányosan tér el*

<sup>16</sup> Mivel  $e_x^{x+n} = \frac{1}{l(x)} \cdot \int_x^{x+n} l(y)dy$ , a hányados deriváltjának képlete használható:

$\left(\frac{a}{b}\right)' = \frac{a' \cdot b - a \cdot b'}{b^2}$ . A számláló deriváltja  $l(x+n) - l(x)$ , a nevezőé pedig  $l'(x) = -\mu(x) \cdot l(x)$ . Behelyettesítés és egyszerűsítés után adódik a részleges várható élettartam deriváltjának fenti képlete.

*egymástól.* Ez azt jelentené, hogy a magasabb halandóságú  $B$  népességben az *életút jelentős szakaszán*

$$(16) \quad \mu^B(x) = \lambda \cdot \mu^A(x); \lambda > 1.$$

A feltevés életszerű, hiszen a halandóság akkor javul (általánosan), ha a halálozási intenzitások egyre kisebbek. A halálozási intenzitások arányos növelése/csökkentése egyébként is gyakran alkalmazott eleme a különböző demográfiai modelleknek. Megmutatjuk, hogy ilyen feltételek mellett az  $f(x)$ -ben szereplő

$$(17) \quad g(x) = \exp\left(-\int_x^y \mu^A(t) dt\right) - \exp\left(-\int_x^y \mu^B(t) dt\right)$$

integrandus az  $x$  változó növekvő függvénye, és ebből adódik  $f(x)$  növekedése is. Legyen  $y = x + \delta$  valamilyen  $\delta > 0$ -val. Belátható, hogy ekkor:

$$(18) \quad g'(x) = (\mu^A(x + \delta) - \mu^A(x)) \cdot \left( \lambda \cdot \left( \frac{l^A(x + \delta)}{l^A(x)} \right)^\lambda - \frac{l^A(x + \delta)}{l^A(x)} \right).$$

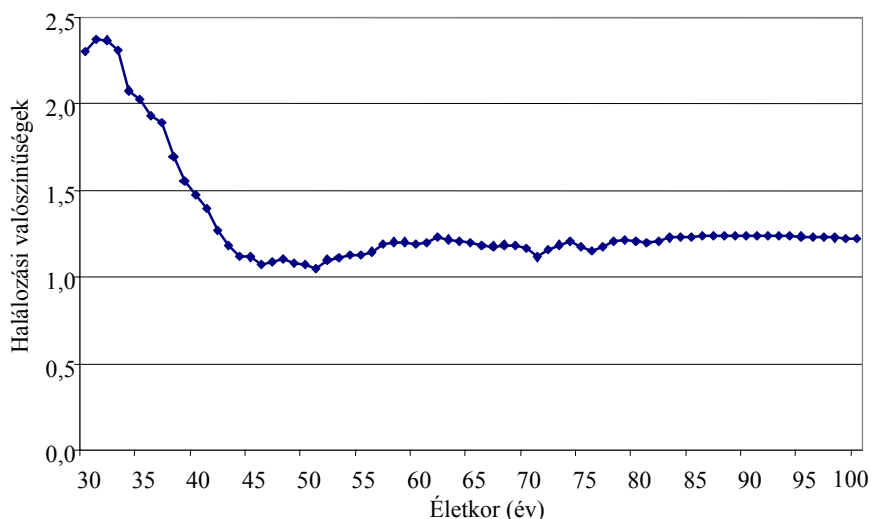
A képlet első tényezője pozitív, ha azzal a *szokásos* feltételezéssel élünk, hogy a halálozási intenzitás az életkorral növekszik. A második tényezőben vegyük észre, hogy az első tag a  $\lambda$  növekvő függvénye, legalábbis a lehetséges  $\lambda$  értékek egy tartományában,<sup>17</sup> továbbá a legkisebb  $\lambda = 1$  mellett a tényező értéke 0. Így  $g'(x) > 0$ , ami éppen azt jelenti, hogy maga a  $g$  függvény is növekvő, és ezáltal a részleges élettartamok közötti különbség is ilyen, legalábbis azon az életkori szakaszon, ahol az egyik népességben a halálozási sűrűség egy meghatározott arányban nagyobb, mint a másikban, és ez az arány *nem túl nagy*. Ezek a feltételek viszont *jó eséllyel* teljesülnek az életút jelentős szakaszán, ha az egyik népességben a halandóság *általánosan és egyenletesen kedvezőbb*, mint a másikban.

Nyilvánvaló, hogy valós népességekre nem lehet a szóban forgó arányos változást kikötni, a valós halálozási valószínűségek alakulását ez a minta csak *közelítőleg* követi. Az viszont feltétlenül igaz, hogy ha az arányos változás *elég jó közelítéssel* fennáll, akkor a vázolt matematikai eljárás hasonló eredménnyel jár, azaz a részleges várható élettartamok különbségeinek életkorral történő növekedését fogjuk tapasztalni (egy bizonyos életkori határig).

<sup>17</sup> A  $h(\lambda) = \lambda \cdot \exp(-\lambda \cdot S)$  függvény deriváltja  $h'(\lambda) = (1 - \lambda \cdot S) \cdot \exp(-\lambda \cdot S)$ , ami pozitív, ha  $\lambda < 1/S$ , tehát a  $h$  függvény az  $1 < \lambda < 1/S$  intervallumon növekszik.



Összevetettük az 1990. évi és a 2005. évi elhalálozási valószínűségeket. A férfiakra vonatkozó számításokat a XI. ábra illusztrálja.



XI. A férfiak 1990. évi halandósága a 2005. évihez viszonyítva  
Male probabilities of dying in 1990 relative to those in 2005

Látható, hogy 1990 és 2005 között a halandóság 55 éves kortól 100 éves korig *megközelítőleg* arányosan változott. Emiatt – ahogy matematikai levezetésünkéből következik – a részleges várható élettartamok közötti különbségnek az életkorral növekednie kell, és ez valóban be is következett (lásd Melléklet, 17. tábla).

### Összefoglalás és következtetések

Tanulmányunkban azt vizsgáltuk, hogy a különböző életkorú népesség halandósága térben és időben azonos vagy eltérő mintát követ-e, másképp fogalmazva: az életkor előrehaladásával állandóak, csökkennek vagy nőnek-e a helyileg vagy naptári év szerint elkülönülő populációk közötti halandósági differenciák. Figyelmünket a középkorú és az idős népességre összpontosítottuk. A vizsgálatot egyrészt a 19 megye és Budapest férfi és női népességének az 1990-es és a 2001-es népszámlálás körüli évekre vonatkozó rövidített halandósági tábláinak, másrészt Magyarország férfi és női népességének 1950–1990 és 1990–2030 közötti évekre számított rövidített halandósági tábláinak mutatóin végeztük el. A statisztikai adatokból nyert eredményeket matematikai összefüggésekkel támasztottuk alá.

Mivel az elhalálozás valószínűsége az életkor növekedésével 1 felé tart, azt gondolhatnánk, hogy az egyes populációk életesélye közötti különbség (szóródás) az életkor emelkedésével szükségszerűen, sőt, esetleg monoton csökken. Az empirikus adatok, a területi és időbeli halandósági különbségek vizsgálata, valamint az elméleti (matematikai) eredmények alapján azonban arra a következtetésre jutottunk, hogy nincs ilyen általános törvényszerűség. Egyrészt helytől, időtől, életkortól és a halandóságnak az elemzésben használt mérőszámától függően előfordulhat, hogy az idősebbek korcsoportjaiban nagyobb halandósági differenciákat találunk, mint a náluk fiatalabbakéban. Még a legidősebbek között sem szükségszerűen monoton a halandósági különbségek csökkenése. Az időskori halandóság alakulásától függően tolóthat feljebb vagy lejjebb az az életkor, amelytől kezdve az esélyek kiegyenlítődnek.

#### IRODALOMJEGYZÉK

- Coale, Ansley J. – Demeny, Paul – Vaughan, Barbara (1983): *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Academic Press, New York.
- Daróczi Etelka (1995): A halandóság törvényhatóságok közötti eltérései és társadalmi-gazdasági összefüggései a Magyar Korona országában 1900/1901. *KSH NKI Történeti demográfiai füzetek*, 14. 7–62.
- Daróczi Etelka (1997): *A halandóság területi eltérési Magyarországon 1969/60–1992*. KSH NKI Kutatási Jelentései 60. KSH NKI, Budapest.
- Daróczi Etelka – Kovács Katalin (2004): *Halálozási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak*. KSH NKI Kutatási Jelentései 77. KSH NKI, Budapest.
- Daróczi Etelka (2004): Területi és társadalmi különbségek a középkorú férfiak és nők halandóságában Magyarországon 2001 körül. In Daróczi E. – Kovács K. (2004): *Halálozási viszonyok az ezredfordulón: társadalmi és földrajzi választóvonalak*. KSH NKI Kutatási Jelentései 77. KSH NKI, Budapest, 103–136.
- Gárdos Éva (2002): A csecsemőhalandóság térben és időben. *KorFa*, 3/4. 3–4.
- Hablicsek László – Kovács Katalin (2007): *Az életkilátások differenciálódása iskolai végzettség szerint, 1986–2005*. KSH NKI Kutatási Jelentései 84. KSH NKI, Budapest.
- Józan Péter (1986): A budapesti halandósági különbségek ökológiai vizsgálata, 1980–1983. *Demográfia*, 29. évf. 2–3. 193–240.
- Józan Péter (1991): A halandóság néhány jellegzetessége Magyarországon az 1980-as években. *Demográfia*, 34. évf. 3–4. 339–350.
- Pallós Emil (1962): Magyarország városi és falusi népességének halandósági viszonyai az 1959/60-és években. *Demográfia*, 5. évf. 4. 509–515.
- Pallós Emil (1971): *Magyarország halandósági táblái 1900/01-től 1967/68-ig*. Az NKI Közleményei 34. KSH NKI, Budapest.
- Klinger András (2003a): A kistérségek halandósági különbségei. *Demográfia*, 46. évf. 1. 9–44.

- Klinger András (2003b): A budapesti kerületek halandósági különbségei. *Demográfia*, 46. évf. 2–3. 177–202.
- Klinger András (2006): Újabb adatok a vidéki kistérségek és a budapesti kerületek halandósági különbségeiről I., II.. *Demográfia*, 49. évf. 2–3. 197–231. és *Demográfia*, 49. évf. 4. 342–365.
- Szauer Erzsébet (2000): A csecsemőhalandóság és a terhesgondozás területi alakulása a '90es években. *Demográfia*, 43. évf. 4. 514–528.

Tárgyszavak:

Korspecifikus halandóság  
 Differenciális halandóság  
 Halandósági tábla  
 Idősödés

## REGIONAL AND TEMPORAL VARIATIONS IN AGE SPECIFIC MORTALITY

*Abstract*

The authors seek answers to the following questions: do variations in age-specific mortality levels among regionally or temporally separate populations follow similar or dissimilar patterns? In other words: is there a systematic difference in these variations by age? Are they stable, getting smaller or larger as age increases? The paper concentrates on probabilities of dying and partial life expectancies of the middle aged and the elderly.

The analysis is based on (1) abridged life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties around the 1990 and 2001 censuses; (2) abridged life tables of Hungarian male and female populations in selected years between 1950–1990 and 1990–2030. Results from data analysis are corroborated by mathematical considerations.

Since probabilities of dying approach 1 as age increases, it seems to be a plausible assumption that variations in these probabilities necessarily, and perhaps, monotonously decrease with age.

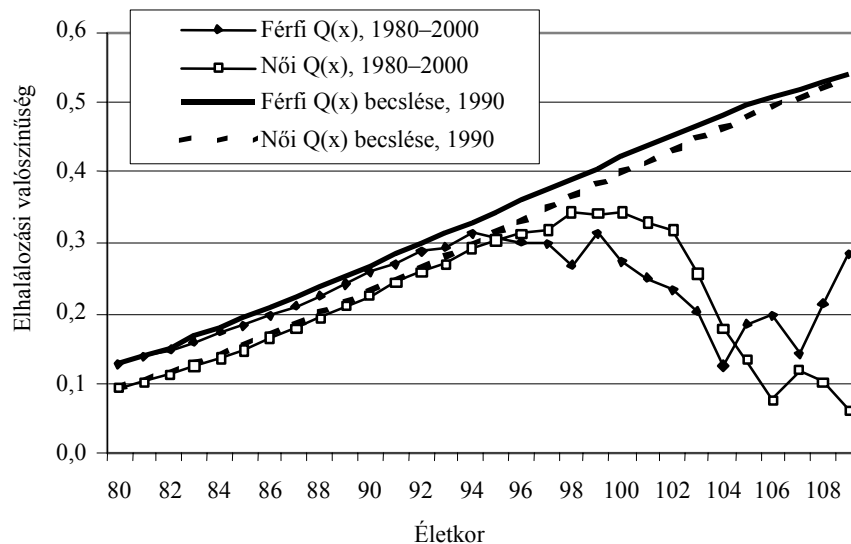
However, our empirical data analysis, study of regional and temporal variations in mortality levels and theoretical (mathematical) results led to the conclusion that no such general rule can be established. Depending on place, time and age, as well as the mortality measure applied, mortality at higher ages may be regionally or temporally more variant than in younger age groups. Variations in probabilities of dying or partial life expectancies do not necessarily decrease monotonously with age, not even among the oldest old. Following positive or negative changes in longevity, the age at which life chances top out may go up or down.

## FÜGGELÉK

**A halálzási valószínűségek kiterjesztése 120 éves korig**

Feltételezzük, hogy a legidősebb életkorokban a férfiak és a nők halandóságának szintje ugyanakkora. Statisztikai becslések alapján ez az érték 0,6–0,7 lehet, vagyis egy év leforgása alatt az élők egy csoportjának legfeljebb 60–70 százaléka hal meg. Ez nem mond ellent annak, hogy a végső halálzási valószínűség 1, csak nem határozzuk meg azt az életkort, amelyben a halál feltétlenül bekövetkezik.

Illusztrációként álljon itt egyetlen grafikon a magyarországi legidősebbek 1980–2001 között megfigyelt mortalitásáról. A XII. ábra tanúsága szerint egyrészt a legidősebbek adatai több ok (népességi és halálzási regisztráció és nagyság) miatt „szokatlanul” viselkednek, másrészt az alkalmazott és a továbbiakban körvonalazandó kiterjesztési eljárásunk a „biztos” adatrészekhez illeszkedik. Az szokatlannak nevezett viselkedés elvben azt is jelenthetné, hogy a legidősebb életkorokban megáll a halandóság emelkedése, esetleg csökkenésbe megy át (!), ezt azonban az európai statisztikák egyelőre nem támasztják alá.



*XII. A legidősebbek mortalitása magyarországi adatok alapján  
Mortality of the oldest old in Hungary*

A kiterjesztési eljárás során a 85 éves kor feletti elhalálzási valószínűségeket becsültük. Ehhez először a 70–84 évesek korcsoportjában a nyers valószínűségeket használtuk fel.

nűségekhez *logisztikus trendet* illesztettünk, majd ezeket vittük tovább úgy, hogy 120 éves korban a férfiak és a nők azonos végső valószínűséget mutassanak.

Maga a logisztikus trend az

$$(i) \quad f(x) = \exp\left(-\frac{1}{b + cq^x}\right)$$

függvény illesztése a nyers halálozási valószínűségekhez, vagyis a

$$(ii) \quad g(x) = -\frac{1}{\ln(f(x))} = b + cq^x$$

függvény illesztése a transzformált adatokhoz.

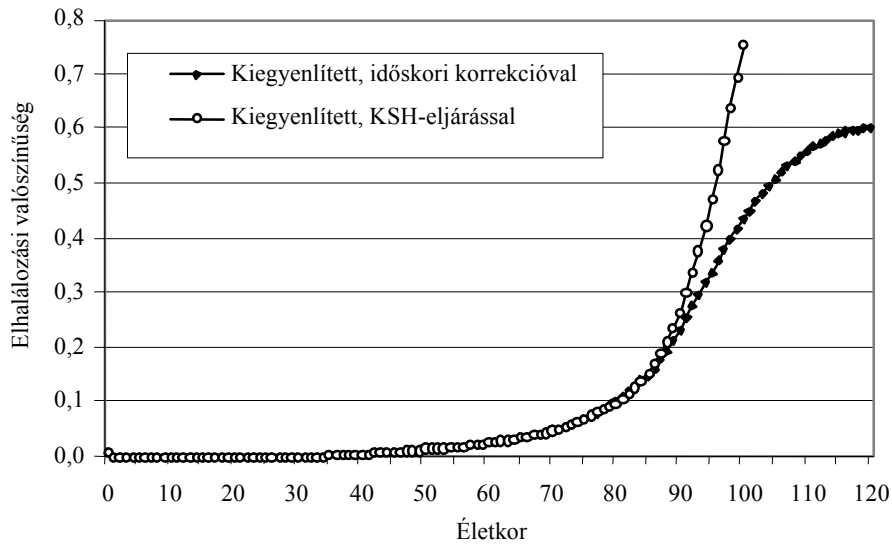
Első lépésként meghatároztuk a (logaritmizált) halandósági görbe kiegyenlített becslését és a görbe meredekségét 84 éves életkorban. A fenti képlet jelöléseivel:

$$(iii) \quad -\frac{1}{\ln q_{84}} = g(84) = b + cq^{15} \text{ és } g'(84) = c \ln q \cdot q^{15}.$$

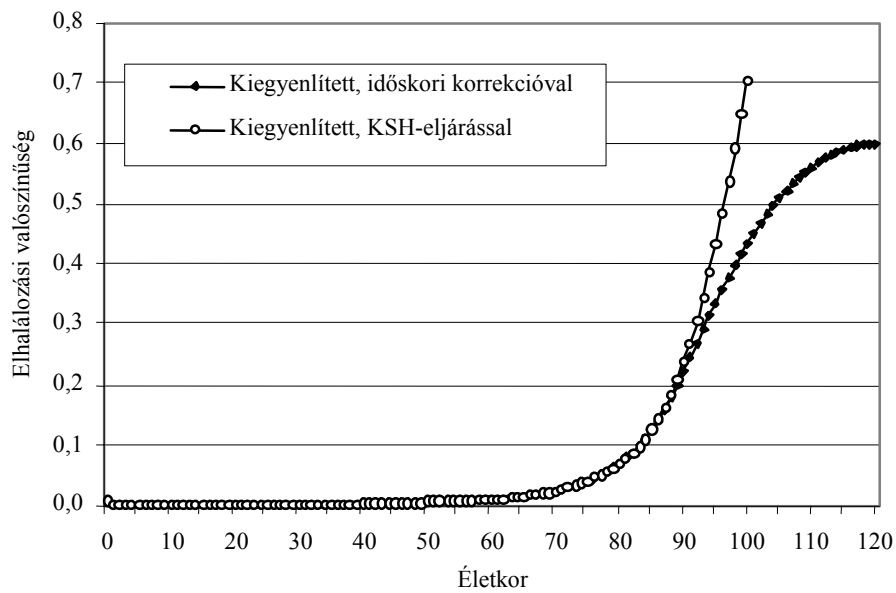
Feltételeztük, hogy a halandósági görbe 120 éves korban teljesen ellaposodik, mondván, hogy 120 év a maximális élettartam, és a végső halandósági szintje 0,6. Ekkor

$$(iv) \quad -\frac{1}{\ln q_{120}} = -\frac{1}{\ln 0,6} = g(120) \text{ és } g'(120) = 0.$$

A  $g$  és  $g'$  fenti négy értéke éppen elegendő egy harmadfokú polinom együtthatóinak meghatározására, amely felveszi ezeket az értékeket. A polinom közbülső értékei adják a (logaritmizált) halálozási valószínűségeket a 85, ..., 119 éves életkorokban. Ezzel a halálozási valószínűségeket kiterjesztettük 120 éves korig. A KSH által számított és az általunk becsült valószínűségeket a XII–XIV. ábrán tüntettük fel.



*XIII. A férfiak elhalálozási valószínűségei 2004-ben*  
*Probabilities of dying of the male population in 2004*



*XIV. A nők elhalálozási valószínűségei 2004-ben*  
*Probabilities of dying of the female population in 2004*

MELLÉKLET

I. Magyarország férfii népessége 1990 körüli (1988–1991) rövidített halandósági táblájából származtatott korszpecifikus elhalalozási valószínűségeik megvénykénti és országosan, (q<sub>x</sub>)  
 Age-specific probabilities of dying, (q<sub>x</sub>) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)

Kor-csoport	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
0	0,0068	0,0057	0,0049	0,0064	0,0069	0,0054	0,0058	0,0059	0,0048	0,0066	0,0078	0,0056	0,0061	0,0068	0,0076	0,0057	0,0057	0,0058	0,0035	0,0072	0,0062
1–4	0,0013	0,0019	0,0020	0,0018	0,0031	0,0020	0,0021	0,0016	0,0021	0,0031	0,0013	0,0022	0,0020	0,0019	0,0032	0,0027	0,0018	0,0017	0,0019	0,0016	0,0021
5–9	0,0005	0,0005	0,0011	0,0003	0,0011	0,0016	0,0003	0,0011	0,0011	0,0011	0,0007	0,0012	0,0010	0,0017	0,0006	0,0003	0,0006	0,0001	0,0007	0,0010	0,0008
10–14	0,0008	0,0011	0,0015	0,0008	0,0009	0,0007	0,0008	0,0005	0,0006	0,0009	0,0010	0,0011	0,0011	0,0011	0,0011	0,0012	0,0009	0,0007	0,0010	0,0006	0,0009
15–19	0,0014	0,0028	0,0017	0,0024	0,0017	0,0018	0,0018	0,0022	0,0024	0,0013	0,0015	0,0031	0,0024	0,0023	0,0030	0,0015	0,0018	0,0021	0,0028	0,0022	0,0021
20–24	0,0037	0,0050	0,0071	0,0053	0,0062	0,0061	0,0048	0,0049	0,0048	0,0064	0,0041	0,0048	0,0060	0,0077	0,0058	0,0063	0,0063	0,0047	0,0046	0,0063	0,0055
25–29	0,0052	0,0066	0,0085	0,0069	0,0067	0,0075	0,0061	0,0077	0,0061	0,0062	0,0087	0,0076	0,0082	0,0064	0,0071	0,0081	0,0076	0,0069	0,0055	0,0063	0,0071
30–34	0,0060	0,0076	0,0097	0,0066	0,0083	0,0076	0,0067	0,0065	0,0073	0,0075	0,0082	0,0083	0,0088	0,0076	0,0094	0,0088	0,0083	0,0063	0,0071	0,0071	0,0079
35–39	0,0068	0,0117	0,0162	0,0121	0,0165	0,0129	0,0114	0,0110	0,0141	0,0130	0,0138	0,0121	0,0122	0,0112	0,0176	0,0121	0,0098	0,0090	0,0117	0,0137	0,0121
40–44	0,0185	0,0341	0,0412	0,0270	0,0454	0,0302	0,0331	0,0275	0,0377	0,0375	0,0320	0,0344	0,0324	0,0370	0,0501	0,0382	0,0323	0,0327	0,0338	0,0328	0,0328
45–49	0,0422	0,0659	0,0751	0,0620	0,0748	0,0605	0,0658	0,0587	0,0729	0,0709	0,0644	0,0689	0,0690	0,0740	0,0928	0,0693	0,0655	0,0624	0,0633	0,0691	0,0644
50–54	0,0717	0,0776	0,0999	0,0902	0,0882	0,0872	0,0909	0,0924	0,0948	0,0977	0,0895	0,0876	0,1046	0,0991	0,1168	0,0855	0,0985	0,0999	0,0901	0,0905	0,0911
55–59	0,0869	0,0939	0,1123	0,1061	0,0990	0,1097	0,0978	0,1012	0,1019	0,1009	0,1123	0,1051	0,1257	0,0997	0,1033	0,1034	0,1020	0,1081	0,1032	0,0958	0,1029
60–64	0,0965	0,1233	0,1249	0,1233	0,1476	0,1287	0,1338	0,1210	0,1348	0,1330	0,1633	0,1530	0,1563	0,1302	0,1390	0,1376	0,1331	0,1233	0,1338	0,1160	0,1291
65–69	0,1334	0,1963	0,1802	0,1592	0,2210	0,1687	0,2128	0,1594	0,1929	0,1930	0,2200	0,2229	0,2157	0,1956	0,1945	0,2014	0,1813	0,1684	0,1892	0,1647	0,1820
70–74	0,3192	0,5083	0,4688	0,4197	0,5124	0,4317	0,5749	0,4116	0,5036	0,4494	0,5233	0,4527	0,4597	0,4888	0,5433	0,4669	0,4961	0,4362	0,4825	0,4838	0,4442
75–79	0,3283	0,4794	0,4153	0,3666	0,4810	0,3824	0,4708	0,4473	0,4209	0,4392	0,4772	0,4858	0,4382	0,4773	0,5343	0,4100	0,4636	0,4201	0,4351	0,4770	0,4190
80–84	0,5165	0,5815	0,5272	0,4781	0,5940	0,4507	0,6238	0,5717	0,4820	0,5680	0,6753	0,6020	0,6149	0,5292	0,6061	0,4852	0,5923	0,5728	0,5685	0,5440	0,5475
85+	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Rövidítések: BP = Budapest; BA = Baranya; BK = Bács-Kiskun; BE = Békés; BZ = Borsod-Abaúj-Zemplén; CS = Csongrád; FE = Fejér; GY = Győr-Moson-Sopron; HB = Hajdú-Bihar; HE = Heves; KE = Komárom-Esztergom; NO = Nógrád; PE = Pest; SO = Somogy; SZ = Szabolcs-Szatmár-Bereg; JN = Jász-Nagykun-Szolnok; TO = Tolna; VA = Vas; VE = Veszprém; ZA = Zala; MO = Magyarország

2. Magyarország férfi népessége 1990 körüli (1988–1991) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorban várható élettartam megyénként és országosan, (e.)  
*Life expectancies at age x (e.) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)*

Életkor	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
0	69,91	66,21	65,34	67,14	64,77	66,75	65,59	66,99	65,74	65,72	65,08	65,48	64,98	65,39	63,66	65,88	65,89	66,60	66,32	66,18	66,32
1	69,39	65,59	64,66	66,57	64,22	66,12	64,97	66,38	65,06	65,16	64,59	64,84	64,37	64,83	63,15	65,26	65,26	65,98	65,56	65,66	65,73
5	65,47	61,71	60,78	62,69	60,41	62,24	61,11	62,48	61,20	61,35	60,67	60,98	60,50	60,96	59,35	61,43	61,38	62,09	61,68	61,76	61,86
10	60,51	56,74	55,85	57,71	55,48	57,34	56,12	57,55	56,26	56,42	55,71	56,05	55,55	56,06	54,38	56,45	56,41	57,10	56,72	56,82	56,91
15	55,55	51,80	50,93	52,75	50,52	52,38	51,17	52,58	51,29	51,46	50,76	51,11	50,61	51,12	49,44	51,50	51,45	52,15	51,75	51,86	51,96
20	50,63	46,93	46,01	47,87	45,61	47,47	46,25	47,69	46,41	46,53	45,84	46,26	45,73	46,23	44,58	46,58	46,54	47,25	46,89	46,97	47,06
25	45,81	42,16	41,33	43,11	40,88	42,74	41,46	42,91	41,62	41,81	41,02	41,47	40,99	41,57	39,83	41,86	41,82	42,47	42,10	42,25	42,31
30	41,04	37,42	36,66	38,39	36,13	38,05	36,70	38,23	36,86	37,06	36,35	36,77	36,31	36,82	35,10	37,18	37,12	37,75	37,32	37,50	37,60
35	36,27	32,69	32,00	33,63	31,41	33,32	31,93	33,46	32,11	32,32	31,63	32,05	31,60	32,08	30,41	32,49	32,41	32,97	32,57	32,75	32,87
40	31,50	28,05	27,48	29,01	26,90	28,72	27,27	28,80	27,54	27,71	27,04	27,42	26,97	27,42	25,91	27,85	27,71	28,25	27,92	28,17	28,25
45	27,04	23,95	23,55	24,75	23,06	24,54	23,12	24,55	23,52	23,69	22,85	23,30	22,78	23,38	22,14	23,86	23,55	24,12	23,81	24,04	24,12
50	23,12	20,46	20,26	21,22	19,72	20,96	19,57	20,92	20,17	20,31	19,25	19,84	19,29	20,05	19,15	20,45	20,02	20,55	20,25	20,64	20,61
55	19,72	16,97	17,23	18,07	16,39	17,72	16,28	17,79	17,02	17,24	15,90	16,51	16,25	16,98	16,35	17,13	16,94	17,56	17,01	17,44	17,42
60	16,36	13,48	14,10	14,92	12,91	14,60	12,77	14,52	13,67	13,89	12,60	13,15	13,22	13,58	12,95	13,82	13,58	14,38	13,68	14,02	14,13
65	12,84	10,02	10,75	11,67	9,72	11,38	9,36	11,17	10,41	10,64	9,57	10,08	10,21	10,24	9,64	10,62	10,28	11,06	10,40	10,54	10,86
70	9,43	6,86	7,57	8,41	6,76	8,19	6,21	7,81	7,30	7,59	6,56	7,25	7,33	7,12	6,36	7,67	7,00	7,79	7,25	7,12	7,72
75	7,68	6,36	7,04	7,68	6,24	7,51	6,23	6,53	7,16	6,74	6,02	6,17	6,44	6,53	5,95	7,20	6,43	6,88	6,67	6,45	6,89
80	5,20	4,91	5,26	5,68	4,71	5,61	4,54	4,79	5,55	5,06	4,23	4,65	4,51	5,22	4,91	5,47	4,82	5,05	4,89	5,06	5,05
85	3,09	3,27	3,35	3,59	2,94	3,16	2,92	2,85	3,39	3,43	2,83	2,89	2,73	3,28	3,62	3,27	3,19	3,47	3,04	3,12	3,14





4. Magyarország női népessége 1990 körüli (1988–1991) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorban várható élettartam megynként és országosan. (e<sub>x</sub>)  
*Life expectancies at age x (e<sub>x</sub>) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)*

Életkor	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
0	76,54	74,19	74,86	74,76	73,79	75,15	73,91	75,20	74,16	75,38	73,47	74,39	73,23	73,85	73,43	74,32	74,32	74,90	74,80	75,42	74,72
1	75,94	73,53	74,26	74,05	73,26	74,49	73,23	74,61	73,44	74,75	72,75	73,74	72,71	73,31	72,89	73,67	73,77	74,37	74,07	74,80	74,12
5	72,05	69,61	70,38	70,16	69,39	70,61	69,31	70,68	69,57	70,88	68,86	69,78	68,86	69,45	69,08	69,79	69,84	70,50	70,14	70,90	70,24
10	67,08	64,67	65,43	65,21	64,44	65,68	64,35	65,71	64,62	65,89	63,86	64,81	63,92	64,51	64,12	64,81	64,91	65,55	65,17	65,92	65,28
15	62,10	59,69	60,47	60,24	59,49	60,73	59,39	60,72	59,66	60,94	58,90	59,85	58,96	59,53	59,18	59,82	59,95	60,56	60,21	60,94	60,31
20	57,15	54,75	55,54	55,31	54,56	55,77	54,49	55,76	54,73	56,01	53,96	54,89	54,02	54,61	54,24	54,90	55,02	55,62	55,31	55,99	55,38
25	52,22	49,83	50,65	50,42	49,65	50,87	49,57	50,84	49,82	51,11	49,06	50,02	49,11	49,75	49,34	49,99	50,10	50,70	50,38	51,12	50,47
30	47,32	44,97	45,77	45,58	44,77	45,94	44,75	45,94	44,95	46,20	44,20	45,10	44,22	44,89	44,43	45,13	45,21	45,80	45,50	46,20	45,59
35	42,43	40,09	40,92	40,72	39,90	41,09	39,86	41,08	40,12	41,28	39,35	40,17	39,35	40,01	39,57	40,23	40,31	40,87	40,62	41,30	40,72
40	37,57	35,32	36,18	35,90	35,14	36,29	35,05	36,20	35,37	36,42	34,58	35,34	34,54	35,19	34,76	35,43	35,50	36,02	35,81	36,50	35,91
45	32,87	30,78	31,62	31,32	30,66	31,71	30,46	31,67	30,87	31,80	30,03	30,76	30,05	30,67	30,27	30,95	30,95	31,38	31,24	31,99	31,34
50	28,56	26,55	27,30	27,06	26,43	27,45	26,26	27,31	26,70	27,51	25,70	26,42	25,88	26,42	26,20	26,72	26,63	27,18	26,92	27,64	27,09
55	24,50	22,30	23,05	22,82	22,15	23,35	22,03	23,06	22,60	23,23	21,51	22,13	21,90	22,39	21,99	22,46	22,49	22,95	22,66	23,34	22,93
60	20,47	18,12	18,85	18,58	17,95	19,23	17,80	18,70	18,41	18,98	17,44	17,94	17,89	18,20	17,70	18,30	18,35	18,78	18,44	19,06	18,78
65	16,32	14,04	14,71	14,51	13,99	15,20	13,77	14,47	14,36	14,85	13,57	13,92	13,89	14,11	13,64	14,26	14,27	14,63	14,38	14,92	14,71
70	12,31	10,16	10,74	10,64	10,26	11,27	10,07	10,49	10,50	11,08	9,89	10,08	10,12	10,29	9,78	10,61	10,34	10,58	10,46	10,89	10,84
75	9,57	8,13	8,53	8,63	7,99	9,06	8,37	8,19	8,49	8,61	7,67	7,93	7,96	8,38	7,71	8,64	8,27	8,30	8,45	8,58	8,58
80	6,71	5,84	6,02	5,90	5,48	6,32	5,97	5,72	6,05	5,82	5,37	5,44	5,39	5,84	5,50	5,98	5,82	5,96	5,98	6,16	6,00
85	4,12	3,53	3,47	3,42	3,17	3,59	3,51	3,49	3,35	3,30	3,20	3,21	2,95	3,57	3,36	3,40	3,51	3,34	3,52	3,64	3,53



6. Magyarország férfi népessége 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorban várható élettartam megynként és országosan, (e.)  
*Life expectancies at age x (e.) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)*

Életkor	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
0	69,37	67,15	66,24	67,53	65,47	67,22	67,54	68,50	67,07	66,24	66,29	65,90	67,38	66,03	64,98	66,51	66,93	67,30	67,44	66,95	67,06
1	68,99	66,67	65,66	67,13	65,03	66,71	67,04	68,00	66,47	65,78	65,96	65,33	66,80	65,59	64,56	66,00	66,38	66,84	66,78	66,65	66,58
5	65,11	62,83	61,83	63,29	61,27	62,87	63,22	64,14	62,64	62,01	62,07	61,51	62,93	61,75	60,79	62,23	62,54	62,98	62,95	62,79	62,75
10	60,16	57,86	56,90	58,31	56,34	57,98	58,25	59,22	57,71	57,09	57,12	56,58	57,99	56,86	55,83	57,25	57,58	57,99	58,01	57,87	57,81
15	55,24	52,94	52,00	53,37	51,40	53,03	53,30	54,26	52,75	52,15	52,19	51,66	53,06	51,94	50,91	52,32	52,63	53,06	53,05	52,92	52,88
20	50,34	48,11	47,10	48,50	46,49	48,14	48,40	49,39	47,89	47,23	47,28	46,84	48,18	47,07	46,06	47,40	47,73	48,20	48,20	48,05	48,00
25	45,50	43,31	42,35	43,73	41,75	43,35	43,56	44,56	43,07	42,47	42,43	42,03	43,39	42,36	41,28	42,64	42,99	43,39	43,37	43,29	43,21
30	40,67	38,54	37,63	38,96	36,99	38,58	38,75	39,79	38,27	37,67	37,71	37,29	38,61	37,58	36,51	37,91	38,24	38,61	38,57	38,51	38,44
35	35,90	33,89	33,02	34,25	32,33	33,88	34,02	35,04	33,57	32,98	33,04	32,62	33,88	32,91	31,88	33,27	33,59	33,87	33,89	33,82	33,75
40	31,32	29,38	28,67	29,80	27,96	29,45	29,51	30,53	29,13	28,53	28,61	28,10	29,36	28,39	27,53	28,80	29,03	29,27	29,39	29,41	29,28
45	27,14	25,22	24,74	25,55	24,03	25,33	25,34	26,31	25,07	24,54	24,47	23,96	25,24	24,34	23,62	24,81	24,85	25,21	25,27	25,23	25,21
50	23,27	21,49	21,18	21,75	20,45	21,59	21,47	22,44	21,40	20,92	20,74	20,29	21,47	20,64	20,00	21,12	21,01	21,34	21,48	21,44	21,48
55	19,67	17,99	17,86	18,31	17,10	18,07	17,94	18,86	17,98	17,62	17,31	16,91	17,95	17,18	16,73	17,68	17,62	17,85	18,05	17,88	18,03
60	16,25	14,81	14,83	15,22	13,97	14,86	14,66	15,51	14,77	14,52	14,15	13,73	14,67	13,95	13,67	14,57	14,41	14,62	14,87	14,64	14,81
65	13,15	11,77	11,90	12,31	11,18	11,94	11,72	12,61	11,87	11,70	11,35	10,87	11,77	11,18	10,93	11,72	11,54	11,61	11,96	11,70	11,92
70	10,27	9,06	9,18	9,55	8,71	9,24	8,91	9,85	9,29	8,97	8,75	8,36	9,14	8,67	8,40	9,11	8,86	8,94	9,14	8,94	9,25
75	7,71	6,80	6,92	7,25	6,64	6,92	6,50	7,30	7,21	6,59	6,65	6,12	6,78	6,47	6,25	6,81	6,63	6,70	6,72	6,58	6,94
80	5,70	5,16	4,92	5,22	4,84	5,03	4,36	5,34	5,36	4,80	4,67	4,63	5,02	4,92	4,35	4,85	4,66	4,66	4,87	4,85	5,07
85	4,76	4,59	4,36	4,66	4,34	4,29	4,15	4,55	4,47	4,37	4,63	4,16	4,59	4,44	4,15	4,46	4,46	4,34	4,60	4,25	4,48



8. Magyarország női népessége 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorban várható élettartam megvénként és országosan. (e<sub>x</sub>)  
*Life expectancies at age x (e<sub>x</sub>) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)*

Életkor	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO	
0	76,53	75,51	76,10	75,80	75,16	75,97	76,11	77,04	75,64	76,46	75,51	75,51	75,61	75,84	74,76	75,19	75,49	75,72	76,00	76,41	76,53	75,88
1	76,05	74,95	75,60	75,18	74,76	75,40	75,58	76,57	75,00	75,90	74,86	75,05	75,32	74,36	74,76	74,95	75,31	75,62	75,80	76,07	76,38	75,38
5	72,20	71,06	71,76	71,33	70,93	71,56	71,68	72,67	71,16	72,07	71,01	71,10	71,48	70,53	70,98	71,11	71,41	71,79	71,90	72,22	71,53	71,53
10	67,24	66,13	66,82	66,39	65,98	66,64	66,73	67,70	66,21	67,08	66,01	66,13	66,54	65,59	66,03	66,14	66,49	66,85	66,95	67,25	66,58	66,58
15	62,29	61,15	61,86	61,43	61,05	61,71	61,78	62,72	61,27	62,15	61,06	61,19	61,58	60,63	61,10	61,15	61,54	61,87	62,01	62,28	61,63	61,63
20	57,35	56,22	56,94	56,50	56,12	56,76	56,90	57,76	56,35	57,23	56,13	56,23	56,64	55,72	56,17	56,24	56,62	56,94	57,12	57,34	56,71	56,71
25	52,41	51,29	52,04	51,61	51,21	51,84	51,97	52,83	51,43	52,31	51,22	51,36	51,72	50,84	51,26	51,32	51,70	52,02	52,18	52,45	51,79	51,79
30	47,49	46,42	47,14	46,74	46,32	46,90	47,11	47,92	46,54	47,39	46,34	46,44	46,79	45,96	46,34	46,44	46,80	47,10	47,29	47,52	46,88	46,88
35	42,60	41,56	42,32	41,91	41,49	42,07	42,25	43,05	41,74	42,49	41,52	41,52	41,91	41,11	41,50	41,57	41,92	42,18	42,43	42,65	42,03	42,03
40	37,86	36,88	37,66	37,18	36,80	37,35	37,52	38,22	37,07	37,70	36,84	36,75	37,16	36,38	36,75	36,85	37,18	37,40	37,70	37,91	37,30	37,30
45	33,32	32,32	33,07	32,60	32,29	32,80	32,91	33,69	32,54	33,07	32,29	32,17	32,67	31,85	32,19	32,35	32,61	32,76	33,11	33,36	32,75	32,75
50	28,97	27,98	28,66	28,23	27,98	28,44	28,56	29,20	28,23	28,69	27,88	27,78	28,31	27,46	27,89	28,02	28,16	28,38	28,68	28,86	28,39	28,39
55	24,77	23,71	24,37	23,95	23,75	24,21	24,30	24,86	24,05	24,39	23,66	23,51	24,10	23,35	23,63	23,76	23,93	24,07	24,42	24,53	24,16	24,16
60	20,69	19,64	20,21	19,79	19,68	20,06	20,17	20,53	19,95	20,24	19,65	19,41	20,00	19,28	19,53	19,72	19,91	19,96	20,27	20,37	20,05	20,05
65	16,78	15,75	16,19	15,86	15,81	16,17	16,22	16,43	16,02	16,20	15,86	15,48	16,07	15,36	15,68	15,78	16,00	15,98	16,30	16,38	16,13	16,13
70	13,14	12,09	12,41	12,22	12,27	12,49	12,55	12,67	12,37	12,59	12,38	11,81	12,46	11,78	12,09	12,25	12,31	12,21	12,52	12,58	12,49	12,49
75	9,89	8,77	9,05	9,04	9,09	9,15	9,32	9,38	9,08	9,27	9,20	8,72	9,22	8,79	8,85	9,06	8,96	9,00	9,25	9,23	9,25	9,25
80	7,21	6,17	6,44	6,31	6,48	6,47	6,66	6,62	6,49	6,51	6,67	6,22	6,58	6,16	6,24	6,42	6,31	6,38	6,48	6,56	6,60	6,60
85	5,51	4,73	4,84	4,97	4,97	4,91	5,25	5,12	5,10	4,95	5,29	4,88	5,05	4,81	4,84	4,91	5,12	4,73	4,83	4,96	5,08	5,08

9. Magyarország férfi népessége 1990 körüli (1988–1991) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorok között várható (részleges) élettartam megynként és országosan, ( $e_x^{x+n}$ )

Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)

$e_x^{x+n}$	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
$e_{0-5}$	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,96	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,98	4,96	4,97
$e_{5-10}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{10-15}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{15-20}$	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	5,00	5,00	4,99	4,99	5,00	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{20-25}$	4,99	4,99	4,98	4,99	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,98	4,98	4,98	4,99	4,99	4,98	4,99
$e_{25-30}$	4,99	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,99	4,98	4,98
$e_{30-35}$	4,99	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98
$e_{35-40}$	4,98	4,97	4,96	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,98	4,98	4,97	4,97	4,97
$e_{40-45}$	4,95	4,91	4,90	4,93	4,89	4,92	4,92	4,93	4,91	4,91	4,92	4,91	4,92	4,91	4,92	4,91	4,92	4,92	4,92	4,92	4,92
$e_{45-50}$	4,89	4,84	4,81	4,84	4,81	4,85	4,84	4,85	4,82	4,82	4,84	4,83	4,83	4,83	4,81	4,77	4,83	4,84	4,84	4,83	4,84
$e_{50-55}$	4,82	4,81	4,75	4,77	4,78	4,78	4,77	4,77	4,76	4,76	4,78	4,78	4,74	4,74	4,75	4,71	4,79	4,75	4,75	4,77	4,77
$e_{55-60}$	4,78	4,77	4,72	4,73	4,75	4,73	4,76	4,75	4,75	4,75	4,72	4,74	4,69	4,69	4,75	4,74	4,74	4,75	4,73	4,74	4,74
$e_{60-65}$	4,76	4,69	4,69	4,69	4,63	4,68	4,67	4,70	4,66	4,67	4,59	4,62	4,61	4,67	4,65	4,66	4,66	4,67	4,69	4,67	4,71
$e_{65-70}$	4,67	4,51	4,55	4,60	4,45	4,58	4,47	4,60	4,52	4,52	4,45	4,44	4,46	4,51	4,51	4,50	4,55	4,58	4,53	4,59	4,55
$e_{70-75}$	4,20	3,73	3,83	3,95	3,72	3,92	3,56	3,97	3,74	3,88	3,69	3,87	3,85	3,78	3,64	3,83	3,76	3,91	3,79	3,79	3,89
$e_{75-80}$	4,18	3,80	3,96	4,08	3,80	4,04	3,82	3,88	3,95	3,90	3,81	3,79	3,90	3,81	3,66	3,98	3,84	3,95	3,91	3,81	3,95
$e_{80-85}$	3,71	3,55	3,68	3,80	3,52	3,87	3,44	3,57	3,80	3,58	3,31	3,50	3,46	3,68	3,48	3,79	3,52	3,57	3,58	3,64	3,63
$e_{85-90}$	3,09	3,27	3,35	3,59	2,94	3,16	2,92	2,85	3,39	3,43	2,83	2,89	2,73	3,28	3,62	3,27	3,19	3,47	3,04	3,12	3,14

10. Magyarország női népessége 1990 körüli (1988–1991) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorok között várható (részleges) élettartam megynként és országosan, ( $e_x^{x+n}$ )

*Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 1990 (1988–1991)*

$e_x^{x+n}$	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
$e_{0-5}$	4,97	4,98	4,97	4,98	4,97	4,98	4,98	4,97	4,98	4,97	4,98	4,98	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,98	4,97	4,97
$e_{5-10}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{10-15}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{15-20}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{20-25}$	5,00	5,00	4,99	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5,00
$e_{25-30}$	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	4,99	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99
$e_{30-35}$	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99
$e_{35-40}$	4,99	4,98	4,98	4,99	4,98	4,99	4,99	4,99	4,98	4,99	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{40-45}$	4,98	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,96	4,96	4,96	4,96	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97
$e_{45-50}$	4,95	4,93	4,94	4,94	4,93	4,94	4,93	4,95	4,93	4,94	4,94	4,94	4,94	4,93	4,92	4,93	4,94	4,93	4,94	4,95	4,94
$e_{50-55}$	4,91	4,92	4,93	4,93	4,93	4,91	4,92	4,93	4,91	4,93	4,92	4,93	4,90	4,90	4,92	4,93	4,91	4,92	4,93	4,93	4,92
$e_{55-60}$	4,89	4,90	4,91	4,91	4,90	4,90	4,91	4,92	4,90	4,91	4,88	4,90	4,88	4,90	4,91	4,90	4,90	4,90	4,91	4,92	4,90
$e_{60-65}$	4,89	4,86	4,88	4,86	4,84	4,86	4,85	4,89	4,86	4,88	4,82	4,85	4,85	4,86	4,85	4,86	4,86	4,88	4,86	4,88	4,86
$e_{65-70}$	4,83	4,78	4,80	4,79	4,75	4,81	4,74	4,80	4,78	4,77	4,73	4,77	4,76	4,77	4,77	4,74	4,79	4,82	4,79	4,82	4,79
$e_{70-75}$	4,53	4,30	4,37	4,33	4,35	4,40	4,24	4,37	4,32	4,43	4,32	4,32	4,32	4,32	4,29	4,28	4,32	4,32	4,37	4,32	4,39
$e_{75-80}$	4,42	4,19	4,27	4,33	4,22	4,36	4,23	4,23	4,25	4,34	4,14	4,21	4,23	4,26	4,13	4,31	4,23	4,21	4,25	4,25	4,29
$e_{80-85}$	4,09	3,88	3,97	3,93	3,82	4,07	3,94	3,84	4,02	3,93	3,76	3,79	3,83	3,88	3,78	3,97	3,88	3,98	3,94	3,99	3,95
$e_{85-90}$	4,12	3,53	3,47	3,42	3,17	3,59	3,51	3,49	3,35	3,30	3,20	3,21	2,95	3,57	3,36	3,40	3,51	3,34	3,52	3,64	3,53



1.1. Magyarország férfi népessége 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorok között várható (részleges) élettartam megvénként és országosan, ( $e_x^{x+n}$ )

Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from abridged life tables of male populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)

$e_x^{x+n}$	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO
$e_{0-5}$	4,95	4,96	4,96	4,95	4,95	4,96	4,96	4,96	4,97	4,95	4,95	4,96	4,97	4,96	4,95	4,96	4,96	4,96	4,97	4,95	4,96
$e_{5-10}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{10-15}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{15-20}$	4,99	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	4,99	5,00	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{20-25}$	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{25-30}$	4,99	4,99	4,98	4,99	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{30-35}$	4,98	4,98	4,97	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,97	4,97	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98
$e_{35-40}$	4,97	4,96	4,95	4,96	4,95	4,96	4,96	4,96	4,96	4,96	4,95	4,96	4,96	4,96	4,95	4,96	4,97	4,97	4,96	4,95	4,96
$e_{40-45}$	4,93	4,92	4,90	4,93	4,90	4,92	4,93	4,93	4,92	4,91	4,92	4,92	4,92	4,92	4,91	4,90	4,91	4,92	4,92	4,92	4,93
$e_{45-50}$	4,89	4,87	4,85	4,88	4,85	4,87	4,88	4,89	4,86	4,85	4,86	4,85	4,87	4,87	4,86	4,85	4,86	4,88	4,88	4,87	4,87
$e_{50-55}$	4,84	4,82	4,79	4,81	4,79	4,82	4,82	4,83	4,81	4,79	4,80	4,79	4,82	4,80	4,78	4,81	4,80	4,81	4,81	4,81	4,82
$e_{55-60}$	4,79	4,74	4,72	4,73	4,72	4,74	4,75	4,77	4,74	4,72	4,72	4,72	4,75	4,73	4,70	4,72	4,74	4,74	4,74	4,74	4,74
$e_{60-65}$	4,70	4,66	4,64	4,65	4,60	4,64	4,64	4,65	4,63	4,62	4,60	4,60	4,63	4,59	4,58	4,62	4,62	4,65	4,64	4,64	4,64
$e_{65-70}$	4,58	4,51	4,51	4,54	4,44	4,51	4,52	4,55	4,49	4,51	4,47	4,43	4,49	4,44	4,43	4,48	4,49	4,49	4,53	4,51	4,50
$e_{70-75}$	4,40	4,26	4,27	4,31	4,20	4,29	4,28	4,37	4,25	4,28	4,21	4,20	4,29	4,22	4,19	4,28	4,24	4,25	4,30	4,27	4,29
$e_{75-80}$	4,09	3,90	3,99	4,04	3,91	3,97	3,96	4,03	4,00	3,90	3,95	3,77	3,92	3,84	3,87	3,96	3,94	3,93	3,94	3,91	3,97
$e_{80-85}$	3,60	3,44	3,38	3,45	3,36	3,43	3,20	3,51	3,53	3,34	3,26	3,30	3,39	3,37	3,20	3,34	3,29	3,33	3,37	3,32	3,42
$e_{85-90}$	4,76	4,59	4,36	4,66	4,34	4,29	4,15	4,55	4,47	4,37	4,63	4,16	4,59	4,44	4,15	4,46	4,34	4,60	4,25	4,26	4,48

12. Magyarország női népessége 2001 körüli (1999–2002) rövidített halandósági táblájából származtatott, adott életkorok között várható (részleges) élettartam megynként és országosan, ( $e_x^{x+n}$ )

*Partial life expectancies ( $e_x^{x+n}$ ) from abridged life tables of female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties, around 2001 (1999–2002)*

$e_x^{x+n}$	BP	BA	BK	BE	BZ	CS	FE	GY	HB	HE	KE	NO	PE	SO	SZ	JN	TO	VA	VE	ZA	MO	
$e_{0-5}$	4,96	4,97	4,96	4,97	4,96	4,97	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,96	4,97	4,96	4,96	4,97	4,96	4,96	4,96
$e_{5-10}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{10-15}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{15-20}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00
$e_{20-25}$	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	4,99	5,00	5,00
$e_{25-30}$	5,00	4,99	5,00	4,99	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	5,00	4,99	5,00	4,99	5,00	5,00	4,99	5,00	5,00	5,00
$e_{30-35}$	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	4,99	4,99	4,99	4,99
$e_{35-40}$	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,99	4,98	4,99	4,98	4,99	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,99	4,98	4,98	4,98	4,98
$e_{40-45}$	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,97	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97
$e_{45-50}$	4,95	4,95	4,95	4,95	4,94	4,95	4,95	4,96	4,94	4,95	4,95	4,95	4,95	4,95	4,94	4,95	4,96	4,95	4,95	4,95	4,96	4,95
$e_{50-55}$	4,93	4,93	4,93	4,93	4,93	4,93	4,93	4,94	4,92	4,93	4,92	4,93	4,93	4,91	4,93	4,93	4,93	4,94	4,93	4,94	4,93	4,93
$e_{55-60}$	4,90	4,90	4,91	4,91	4,90	4,91	4,90	4,93	4,90	4,91	4,89	4,90	4,90	4,89	4,90	4,89	4,89	4,90	4,91	4,91	4,91	4,90
$e_{60-65}$	4,86	4,85	4,87	4,85	4,84	4,85	4,86	4,88	4,86	4,87	4,84	4,85	4,86	4,85	4,86	4,85	4,85	4,86	4,86	4,86	4,87	4,86
$e_{65-70}$	4,78	4,77	4,79	4,77	4,75	4,78	4,78	4,80	4,77	4,77	4,74	4,77	4,77	4,77	4,75	4,76	4,78	4,79	4,80	4,80	4,80	4,77
$e_{70-75}$	4,65	4,63	4,65	4,61	4,61	4,64	4,62	4,64	4,63	4,64	4,61	4,57	4,62	4,56	4,61	4,61	4,64	4,61	4,63	4,65	4,65	4,63
$e_{75-80}$	4,40	4,31	4,33	4,35	4,33	4,35	4,36	4,39	4,33	4,38	4,33	4,28	4,35	4,32	4,32	4,34	4,33	4,33	4,38	4,36	4,36	4,35
$e_{80-85}$	3,97	3,77	3,84	3,78	3,83	3,84	3,84	3,85	3,81	3,85	3,84	3,76	3,85	3,75	3,77	3,82	3,75	3,84	3,86	3,86	3,86	3,85
$e_{85-90}$	5,51	4,73	4,84	4,97	4,97	4,91	5,25	5,12	5,10	4,95	5,29	4,88	5,05	4,81	4,84	4,91	5,12	4,73	4,83	4,96	4,96	5,08

13. Magyarország népességének 1990 és 2001 körüli halandósági táblaiból származtatott elhalálozási valószínűségek ( ${}_xq_x$ ) nem és életkor szerinti népszerűséggel súlyozott átlagos különbségei Budapest és a megyék között  
*Weighted standard deviations and relative standard deviations of probabilities of dying ( ${}_xq_x$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties (1988–1991, 1999–2002, and changes in between)*

Korcsoport	1988–1991				1999–2002				Változás 1988/1991 és 1999/2002 között			
	Szórás		Szórás (%)		Szórás		Szórás (%)		Szórás		Szórás (%)	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
0	0,0010	0,0009	15,60	17,77	0,0013	0,0010	16,29	15,22	0,0003	0,0001	0,69	-2,55
1–4	0,0006	0,0005	29,44	27,92	0,0007	0,0005	25,69	22,35	0,0001	0,0000	-3,75	-5,57
5–9	0,0004	0,0003	45,70	43,55	0,0004	0,0003	42,80	38,15	0,0000	0,0000	-2,90	-5,39
10–14	0,0002	0,0002	26,40	36,38	0,0003	0,0002	23,45	31,54	0,0001	0,0000	-2,96	-4,85
15–19	0,0005	0,0003	25,26	27,17	0,0005	0,0003	21,06	23,37	0,0000	0,0000	-4,20	-3,80
20–24	0,0011	0,0003	20,46	19,47	0,0010	0,0003	20,63	20,72	-0,0002	0,0000	0,17	1,26
25–29	0,0011	0,0005	16,01	20,58	0,0010	0,0005	17,57	24,87	-0,0002	0,0000	1,57	4,29
30–34	0,0012	0,0006	15,18	21,36	0,0015	0,0007	17,96	23,01	0,0004	0,0001	2,79	1,66
35–39	0,0032	0,0011	26,55	22,12	0,0029	0,0010	17,23	14,02	-0,0003	-0,0001	-9,32	-8,10
40–44	0,0088	0,0025	26,95	19,65	0,0046	0,0011	13,82	8,45	-0,0042	-0,0014	-13,13	-11,20
45–49	0,0130	0,0030	20,11	11,88	0,0060	0,0018	11,38	8,57	-0,0069	-0,0012	-8,74	-3,31
50–54	0,0119	0,0040	13,08	12,06	0,0076	0,0020	10,11	7,06	-0,0043	-0,0020	-2,97	-5,00
55–59	0,0106	0,0042	10,32	10,58	0,0105	0,0029	10,18	7,34	-0,0001	-0,0013	-0,14	-3,24
60–64	0,0191	0,0065	14,81	11,99	0,0134	0,0038	9,16	6,51	-0,0058	-0,0027	-5,64	-5,48
65–69	0,0300	0,0129	16,50	15,17	0,0191	0,0061	9,63	6,70	-0,0109	-0,0068	-6,87	-8,47
70–74	0,0757	0,0368	17,04	14,91	0,0275	0,0086	9,63	5,75	-0,0482	-0,0282	-7,40	-9,16
75–79	0,0601	0,0357	14,34	12,54	0,0316	0,0131	7,64	5,05	-0,0285	-0,0226	-6,70	-7,49
80–84	0,0533	0,0434	9,74	10,32	0,0490	0,0284	7,76	6,20	-0,0043	-0,0149	-1,98	-4,12
85+	0,0000	0,0000	0,00	0,00	0,0000	0,0000	0,00	0,00	0,0000	0,0000	0,00	0,00

14. Magyarország népességének 1990 és 2001 körüli halandósági táblából származtatott részleges várható élettartamok ( $e_x^{x+h}$ )  
nem és életkor szerinti népességszámmal súlyozott átlagos különbségei Budapest és a megyék között

Weighted standard deviations and relative standard deviations of partial life expectancies ( $e_x^{x+h}$ ) from life tables of male and female populations living in Budapest and the 19 Hungarian counties (1988–1991, 1999–2002, and changes in between)

$e_x^{x+h}$	1988–1991				1999–2002				Változás 1988/1991 és 1999/2002 között			
	Szórás		Szórás (%)		Szórás		Szórás (%)		Szórás		Szórás (%)	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
$e_{0-5}$	0,0124	0,0127	0,2488	0,2558	0,0168	0,0138	0,3380	0,2775	0,0044	0,0011	0,0891	0,0217
$e_{5-10}$	0,0024	0,0017	0,0476	0,0340	0,0028	0,0019	0,0557	0,0373	0,0004	0,0002	0,0081	0,0033
$e_{10-15}$	0,0015	0,0012	0,0290	0,0249	0,0020	0,0017	0,0406	0,0338	0,0006	0,0004	0,0116	0,0088
$e_{15-20}$	0,0030	0,0017	0,0610	0,0340	0,0032	0,0019	0,0648	0,0371	0,0002	0,0002	0,0038	0,0031
$e_{20-25}$	0,0063	0,0019	0,1255	0,0379	0,0054	0,0017	0,1089	0,0346	-0,0008	-0,0002	-0,0167	-0,0033
$e_{25-30}$	0,0067	0,0030	0,1349	0,0599	0,0056	0,0027	0,1115	0,0545	-0,0012	-0,0003	-0,0233	-0,0054
$e_{30-35}$	0,0072	0,0036	0,1453	0,0730	0,0091	0,0043	0,1829	0,0862	0,0019	0,0007	0,0376	0,0131
$e_{35-40}$	0,0181	0,0060	0,3641	0,1197	0,0187	0,0060	0,3772	0,1214	0,0006	0,0001	0,0132	0,0017
$e_{40-45}$	0,0486	0,0133	0,9890	0,2676	0,0310	0,0069	0,6296	0,1397	-0,0177	-0,0064	-0,3594	-0,1279
$e_{45-50}$	0,0705	0,0161	1,4578	0,3259	0,0369	0,0102	0,7573	0,2066	-0,0337	-0,0059	-0,7005	-0,1193
$e_{50-55}$	0,0692	0,0229	1,4504	0,4648	0,0456	0,0114	0,9485	0,2308	-0,0236	-0,0115	-0,5019	-0,2340
$e_{55-60}$	0,0614	0,0239	1,2936	0,4873	0,0597	0,0161	1,2582	0,3276	-0,0017	-0,0078	-0,0354	-0,1597
$e_{60-65}$	0,1086	0,0353	2,3211	0,7262	0,0801	0,0222	1,7283	0,4563	-0,0284	-0,0132	-0,5928	-0,2699
$e_{65-70}$	0,1684	0,0683	3,7058	1,4267	0,1147	0,0357	2,5464	0,7474	-0,0538	-0,0326	-1,1595	-0,6792
$e_{70-75}$	0,3955	0,1838	10,1687	4,1940	0,1557	0,0480	3,6326	1,0367	-0,2398	-0,1359	-6,5361	-3,1573
$e_{75-80}$	0,3155	0,1809	7,9817	4,2178	0,1763	0,0706	4,4451	1,6210	-0,1392	-0,1103	-3,5366	-2,5968
$e_{80-85}$	0,2869	0,2168	7,9018	5,4881	0,2551	0,1448	7,4587	3,7571	-0,0319	-0,0720	-0,4431	-1,7310
$e_{85-90}$	0,5081	0,7183	16,1838	20,3483	0,4027	0,5265	8,9805	10,3686	-0,1055	-0,1917	-7,2033	-9,9797

15. Részleges várható élettartamok 5 éves korintervallumokban, 1950–1990,  
 férfiak  
*Partial life expectancies by five year age groups, 1950–1990, males*

Korcsoport	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
<i>Részleges várható élettartam</i>									
30–34	4,96	4,97	4,98	4,98	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96
35–39	4,95	4,97	4,97	4,97	4,97	4,96	4,95	4,95	4,94
40–44	4,93	4,96	4,96	4,96	4,95	4,94	4,93	4,92	4,92
45–49	4,90	4,93	4,94	4,94	4,92	4,91	4,89	4,87	4,87
50–54	4,86	4,89	4,89	4,90	4,88	4,87	4,83	4,81	4,81
55–59	4,79	4,82	4,82	4,83	4,82	4,80	4,75	4,73	4,73
60–64	4,68	4,72	4,71	4,71	4,69	4,69	4,64	4,62	4,62
65–69	4,54	4,57	4,55	4,54	4,51	4,52	4,48	4,48	4,49
70–74	4,32	4,34	4,30	4,28	4,26	4,25	4,21	4,23	4,31
75–79	3,97	3,99	3,92	3,91	3,91	3,89	3,83	3,89	4,01
80–84	3,47	3,50	3,41	3,40	3,44	3,39	3,40	3,42	3,56
85–89	2,84	2,89	2,78	2,78	2,87	2,79	2,85	2,86	3,02
90–94	2,24	2,27	2,17	2,18	2,29	2,20	2,29	2,29	2,45
95–99	1,72	1,75	1,67	1,68	1,78	1,71	1,79	1,79	1,91
100–104	1,34	1,36	1,30	1,31	1,39	1,33	1,40	1,40	1,48
105–109	1,08	1,09	1,05	1,06	1,11	1,07	1,11	1,11	1,16
<i>Eltérés az 1950. évi értéktől</i>									
30–34		0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01
35–39		0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,00	0,00	–0,01
40–44		0,03	0,03	0,02	0,02	0,01	–0,01	–0,02	–0,01
45–49		0,03	0,03	0,03	0,02	0,01	–0,01	–0,03	–0,03
50–54		0,03	0,03	0,04	0,03	0,01	–0,03	–0,04	–0,05
55–59		0,03	0,03	0,04	0,03	0,02	–0,04	–0,06	–0,06
60–64		0,04	0,03	0,03	0,01	0,01	–0,04	–0,06	–0,07
65–69		0,02	0,01	0,00	–0,04	–0,03	–0,06	–0,07	–0,06
70–74		0,02	–0,02	–0,04	–0,06	–0,07	–0,11	–0,09	–0,01
75–79		0,02	–0,04	–0,06	–0,06	–0,08	–0,13	–0,07	0,04
80–84		0,02	–0,06	–0,08	–0,04	–0,09	–0,08	–0,05	0,09
85–89		0,04	–0,06	–0,06	0,03	–0,05	0,01	0,02	0,18
90–94		0,04	–0,07	–0,06	0,06	–0,03	0,05	0,06	0,21
95–99		0,03	–0,06	–0,04	0,06	–0,02	0,07	0,07	0,19
100–104		0,02	–0,04	–0,03	0,05	–0,01	0,05	0,05	0,14
105–109		0,01	–0,02	–0,02	0,03	0,00	0,04	0,03	0,08

*Forrás:* Az alapadatok (halálozási valószínűségek) 1989-ig az ODE (European Demographic Observatory) adatai (*Jean-Paul Sardon* közlése), 1990-től saját számítás, a 120 éves korig történő kiterjesztés módszerét lásd a szövegben.

16. Részleges várható élettartamok 5 éves korintervallumokban, 1950–1990,  
nők  
Partial life expectancies by five year age groups, 1950–1990, females

Korcsoport	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990
<i>Részleges várható élettartam</i>									
30–34	4,97	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99
35–39	4,96	4,97	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98
40–44	4,95	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97	4,97
45–49	4,93	4,95	4,95	4,96	4,96	4,95	4,95	4,95	4,95
50–54	4,90	4,92	4,93	4,94	4,93	4,93	4,92	4,92	4,93
55–59	4,85	4,88	4,89	4,90	4,90	4,89	4,88	4,88	4,89
60–64	4,77	4,80	4,81	4,83	4,83	4,83	4,81	4,82	4,84
65–69	4,64	4,66	4,68	4,70	4,71	4,72	4,70	4,71	4,74
70–74	4,41	4,44	4,44	4,48	4,49	4,51	4,51	4,53	4,59
75–79	4,08	4,10	4,06	4,11	4,14	4,17	4,18	4,22	4,32
80–84	3,58	3,60	3,53	3,55	3,63	3,66	3,71	3,77	3,89
85–89	2,94	2,95	2,82	2,82	2,94	2,98	3,10	3,16	3,31
90–94	2,30	2,30	2,15	2,12	2,26	2,29	2,44	2,50	2,65
95–99	1,76	1,75	1,62	1,59	1,70	1,73	1,86	1,91	2,02
100–104	1,36	1,35	1,26	1,23	1,31	1,32	1,42	1,45	1,53
105–109	1,09	1,08	1,02	1,01	1,05	1,06	1,12	1,13	1,18
<i>Eltérés az 1950. évi értéktől</i>									
30–34		0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
35–39		0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01
40–44		0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01
45–49		0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02
50–54		0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02
55–59		0,02	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,04
60–64		0,03	0,04	0,06	0,06	0,06	0,04	0,05	0,07
65–69		0,03	0,04	0,06	0,07	0,08	0,07	0,08	0,11
70–74		0,03	0,03	0,06	0,08	0,10	0,09	0,12	0,18
75–79		0,02	–0,01	0,03	0,06	0,09	0,11	0,15	0,24
80–84		0,02	–0,05	–0,03	0,05	0,08	0,14	0,19	0,31
85–89		0,02	–0,12	–0,12	0,00	0,04	0,16	0,22	0,37
90–94		0,00	–0,15	–0,18	–0,04	–0,01	0,14	0,20	0,34
95–99		–0,01	–0,14	–0,17	–0,06	–0,03	0,10	0,15	0,26
100–104		–0,01	–0,10	–0,13	–0,05	–0,04	0,06	0,09	0,17
105–109		–0,01	–0,06	–0,08	–0,03	–0,03	0,03	0,05	0,09

*Forrás:* Az alapadatok (halálozási valószínűségek) 1989-ig az ODE (European Demographic Observatory) adatai (*Jean-Paul Sardon* közlése), 1990-től saját számítás, a 120 éves korig történő kiterjesztés módszerét lásd a szövegben.

17. Részleges várható élettartamok 5 éves korintervallumokban, 1990–2030,  
 férfiak  
*Partial life expectancies by five year age-groups, 1990–2030, males*

Korcsoport	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030
<i>Részleges várható élettartam</i>									
30–34	4,96	4,97	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99
35–39	4,94	4,94	4,96	4,97	4,97	4,98	4,98	4,98	4,98
40–44	4,92	4,90	4,92	4,94	4,95	4,95	4,96	4,96	4,96
45–49	4,87	4,85	4,87	4,88	4,90	4,91	4,92	4,93	4,93
50–54	4,81	4,79	4,82	4,82	4,84	4,86	4,87	4,88	4,89
55–59	4,73	4,71	4,76	4,76	4,78	4,80	4,82	4,84	4,85
60–64	4,62	4,62	4,66	4,68	4,71	4,73	4,76	4,78	4,80
65–69	4,49	4,48	4,53	4,57	4,60	4,64	4,67	4,70	4,72
70–74	4,31	4,30	4,37	4,40	4,46	4,51	4,55	4,59	4,62
75–79	4,01	4,05	4,11	4,15	4,25	4,31	4,36	4,42	4,46
80–84	3,56	3,65	3,76	3,78	3,89	3,97	4,05	4,12	4,19
85–89	3,02	3,17	3,33	3,32	3,48	3,58	3,68	3,77	3,85
90–94	2,45	2,65	2,83	2,81	2,97	3,08	3,19	3,29	3,39
95–99	1,91	2,14	2,32	2,29	2,43	2,53	2,63	2,72	2,82
100–104	1,48	1,69	1,87	1,84	1,94	2,01	2,09	2,16	2,23
105–109	1,16	1,34	1,50	1,49	1,54	1,59	1,63	1,67	1,72
<i>Eltérés az 1990. évi értéktől</i>									
30–34		0,00	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03
35–39		0,00	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04
40–44		-0,02	0,00	0,02	0,03	0,04	0,04	0,04	0,05
45–49		-0,02	0,00	0,01	0,03	0,04	0,05	0,06	0,06
50–54		-0,02	0,01	0,01	0,03	0,05	0,06	0,07	0,08
55–59		-0,01	0,03	0,04	0,06	0,08	0,09	0,11	0,13
60–64		0,01	0,04	0,06	0,09	0,12	0,14	0,16	0,18
65–69		0,00	0,05	0,08	0,11	0,15	0,18	0,21	0,24
70–74		-0,02	0,06	0,09	0,15	0,20	0,24	0,28	0,31
75–79		0,04	0,10	0,14	0,24	0,30	0,35	0,40	0,45
80–84		0,09	0,20	0,22	0,32	0,41	0,49	0,56	0,63
85–89		0,15	0,31	0,30	0,46	0,56	0,66	0,75	0,83
90–94		0,20	0,38	0,36	0,52	0,63	0,74	0,84	0,94
95–99		0,22	0,41	0,38	0,52	0,62	0,72	0,81	0,90
100–104		0,21	0,39	0,36	0,46	0,54	0,61	0,68	0,75
105–109		0,18	0,35	0,33	0,39	0,43	0,47	0,51	0,56

*Forrás:* 1990-től 2005-ig népmozgalmi statisztika, 2010-től népesség-előreszámítás közepes halandósági hipotézise alapján.

18. Részleges várható élettartamok 5 éves korintervallumokban, 1990–2030,  
nők

*Partial life expectancies by five year age-groups, 1990–2030, females*

Korcsoport	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030
<i>Részleges várható élettartam</i>									
30–34	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	5,00	5,00	5,00
35–39	4,98	4,98	4,98	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99	4,99
40–44	4,97	4,96	4,97	4,98	4,98	4,98	4,98	4,98	4,99
45–49	4,95	4,95	4,95	4,96	4,96	4,97	4,97	4,97	4,97
50–54	4,93	4,92	4,93	4,93	4,94	4,95	4,95	4,96	4,96
55–59	4,89	4,89	4,91	4,91	4,92	4,93	4,93	4,94	4,95
60–64	4,84	4,84	4,86	4,88	4,88	4,90	4,91	4,91	4,92
65–69	4,74	4,76	4,79	4,81	4,83	4,85	4,86	4,87	4,89
70–74	4,59	4,61	4,66	4,69	4,73	4,75	4,78	4,80	4,82
75–79	4,32	4,38	4,41	4,47	4,54	4,58	4,62	4,66	4,69
80–84	3,89	3,97	4,06	4,10	4,21	4,28	4,34	4,40	4,46
85–89	3,31	3,41	3,55	3,57	3,72	3,82	3,91	4,00	4,08
90–94	2,65	2,77	2,95	2,95	3,11	3,24	3,35	3,46	3,57
95–99	2,02	2,17	2,35	2,34	2,49	2,61	2,72	2,83	2,93
100–104	1,53	1,67	1,85	1,83	1,94	2,03	2,11	2,20	2,28
105–109	1,18	1,32	1,48	1,47	1,53	1,58	1,63	1,68	1,73
<i>Eltérés az 1990. évi értéktől</i>									
30–34		0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
35–39		0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02
40–44		0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02
45–49		0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03
50–54		0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,03	0,03	0,03
55–59		0,00	0,01	0,02	0,03	0,03	0,04	0,05	0,05
60–64		0,00	0,02	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
65–69		0,01	0,04	0,06	0,08	0,10	0,12	0,13	0,14
70–74		0,03	0,07	0,10	0,14	0,16	0,19	0,21	0,23
75–79		0,06	0,09	0,15	0,22	0,26	0,30	0,34	0,37
80–84		0,07	0,17	0,21	0,32	0,39	0,45	0,51	0,56
85–89		0,10	0,24	0,26	0,41	0,51	0,60	0,69	0,77
90–94		0,13	0,30	0,30	0,47	0,59	0,71	0,82	0,92
95–99		0,15	0,33	0,32	0,47	0,58	0,69	0,80	0,91
100–104		0,15	0,32	0,31	0,42	0,50	0,59	0,67	0,75
105–109		0,14	0,30	0,29	0,35	0,41	0,46	0,51	0,56

*Forrás:* 1990-től 2005-ig népmozgalmi statisztika, 2010-től népesség-előreszámítás közepes halandósági hipotézise alapján.



**A „GYED-HATÁS”  
Az 1985 és 1996 közötti családtámogatási rendszer termékenységre  
gyakorolt hatása**

KAPITÁNY BALÁZS

**A népesedéspolitikai intézkedések hatásosságának méréséről**

A demográfia tudományának egyik klasszikus, napjainkban is gyakran vitatott kérdése, hogy a pénzbeli családtámogatási rendszer segítségével valóban növelhető-e a gyermekvállalási kedv. Ha csak a nyers adatokat tekintjük, hogy az egyes pénzbeli családtámogatási intézkedések bevezetését követően hogyan emelkedett a születésszám, nehezen tűnik vitathatónak a pozitív hatás. Azonban az ilyen „szemrevételezéses” módszerrel levont következtetésekkel két igen jelentős probléma van.

Egyfelől két jelenség együttjárása nem feltétlenül jelent oksági összefüggést. Ezek bekövetkezhetnek egymástól teljesen függetlenül is, vagy következményei lehetnek egy közös oknak (például a gazdasági klíma változásainak stb.).

Másfelől, még ha egy intézkedés befolyásolja is a bevezetését követő naptári évek termékenységét, igencsak kérdéses, hogy nem csupán az időzítés módosításáról, vagyis az amúgy is tervezett gyermekvállalás előrehozásáról van-e szó? Ebben az esetben ugyanis költséges módon a családtámogatásokkal csak azt sikerült elérni, hogy az intézkedést követő évek megemelkedett gyermekszámát erőteljes csökkenés kövesse, miközben a befejezett termékenység jöttanyit sem változik. Valós termékenységi hatásról ugyanis csak akkor beszélhetnénk, ha bebizonyosodna, hogy egy pénzbeli családtámogatási forma az érintett korosztályok befejezett termékenységét is megnövelte. Mindennek számszerűsítése pedig csak akkor lenne lehetséges, ha ennek a többlettermékenységnek a mértékéről is lennének információink.

A feladat azért igen nehéz, mert így egy adott intézkedés hatásosságáról csak évtizedekkel később, a propagatív életszakasz lezárultakor állíthatnánk valamit, amennyiben rendelkezésünkre állna vagy egy kontrollcsoport, vagy ki tudnánk szűrni az évtizedek alatt fellépő minden egyéb hatást. Ez pedig a gyakorlatban igen nehezen oldható meg.

Mivel azonban ez a kérdés a népesedéspolitika alfája és omegája, és ráadásul igen sokan szinte „ideológiai alapon” tagadják a pronatalista népesedéspolitika hatékonyságát, a szakirodalomban a legkülönbözőbb módszerek segítségé-

vel próbálják megoldani ezt az érdekes, bár rendkívül nehéz módszertani feladatot.

A törekvéseknek több, egymástól elkülönülő ága van. A különféle bizonyítási eljárások különféle tudományágak kedvelt módszereire építenek. A személyi szintű adatbázisok elemzése a szociológia, az ökonometriai elemzések a közgazdaságtan bevett eszközei. A gyermekszám-növekedési valószínűségek vizsgálata a klasszikus demográfia eszköztárára épít, a kontrollcsoportos kvázikísérleteket az orvostudomány preferálja, míg a modellezés talán leginkább a modern fizikához köthető. A következőkben néhány példával röviden bemutatjuk a főbb eljárástípusokat. Természetesen az alábbiakban ismertetendő öt fő típuson kívül több más eljárás is létezik (például az utolsó csoporthoz részben kapcsolódó, de attól lényeges elemeiben eltérő mikroszimuláció, lásd pl. Laroque – Salanie 2005), illetve a módszereknek más csoportosítása is elképzelhető (erre példa többek között Gauthier 2007).

Ezzel a rövid, nem teljes körű és szisztematikus áttekintéssel a célunk elsősorban a használható módszerek, illetve bírálható elemeik listázása. Ezek ugyanis kijelölik azt a mozgásteret, amelyekben saját elemzésünk mozoghat majd, illetve azokat az igényeket, amelyeknek egy ilyen vizsgálatnak meg kell felelnie.

### *Mikroszintű elemzések*

Nagy számban készülnek olyan elemzések, amelyek mikroszintű, azaz mintavételen vagy regiszteradatokon alapuló személyi szintű adatokat tartalmazó adatbázisokat használnak. Ezekben a magyarázott jelenség általában az interjúalany valahányadik gyermekének megszületése, míg a hatást egy adott támogatás személyi szintű hozzáféréssel magyarázzák (pl. gyedjogosultság, bölcsődei elhelyezés stb.). A magyarázó modellek általában valamilyen regressziós modellek, amelyekben a lehető legtöbb változót kontrollálva törekednek a valós összefüggések kimutatására. Ez az esetek többségében sikerül is.

A különböző országokban készült vizsgálatok a pénzbeli juttatások esetén általában,<sup>1</sup> míg az intézményi ellátások esetén sok esetben pozitív hatásokról számoltak be (pl. del Boca 2002). Az eredmények azonban országonként és módszerenként szórást mutatnak. Ronsen (2004) például finn és norvég adatokon a pénzbeli anyasági ellátások pozitív hatását mutatja ki, míg a gyermekgondozási intézmények elérhetőségének befolyását nem érzékeli. Hank és Kreyenfeld (2003) német adatokon szintén nem talál összefüggést az utóbbi tényezővel. Ezzel szemben Kravdal (1996) norvég adatokon egy évtizeddel

<sup>1</sup> Általunk ismert kivétel Hoem – Prskawetz – Neyer (2001), akik Ausztriában nem tudtak kimutatni pozitív hatást a harmadik gyermek születésére. Ezzel szemben – mint majd látni fogjuk – Lalive – Zweimüller (2005) egyértelmű pozitív hatást talált.

korábban még a gyermekgondozási intézmények elérhetőségének meglehetősen robusztus hatását mérte.

A módszer fő problémája abban van, hogy a mikroszintű következtetéseket makroszintre konvertálja. Ezek a modellek ugyanis mikroszintű adatokat használva értelemszerűen mikroszintű összefüggéseket írnak le, amelyek nincsenek feltétlenül összefüggésben az egyes népesedéspolitikák makroszintű hatásosságával. Hiába sikerül személyi szinten bebizonyítani például azt, hogy akiknek a hiányos intézményi ellátás ellenére lehetőségük van bölcsőde igénybevételére, azok nagyobb eséllyel vállalnak második gyermeket, ez még nem garantálja hogy a bölcsődei ellátás kiterjesztése növelné a termékenységet. Könnyen lehet ugyanis, hogy a szűkös hozzáférés megszűntével elolvadna a pozitív hatás is. Ráadásul azt sem zárhatjuk ki, hogy ez a reakció az igénybe vevők valamiféle előzetes szelekciójára vezethető vissza: a sok gyermeket tervező párok szándékosan költöznek gyermekgondozási intézménnyel jól ellátott környékre, a gyermeket tervező anyuka tudatosan vállal olyan jogviszonyban állást, amely után magasabb juttatásokra számíthat stb.

Igaz, saját modelljeink (Spéder – Kapitány 2007) is egyértelműen igazolják, hogy a második gyermeket tervező édesanyáknak jóval nagyobb esélyük van szándékuk megvalósítására, ha anyasági ellátást vettek igénybe, mint ha már visszatértek/visszakényszerültek a munkaerőpiacra. Ebből azonban még nem következik egyértelműen, csupán valószínűsíthető, hogy az anyasági ellátás időtartamának megkurtítása esetén makroszinten is csökkenne az újabb gyermek vállalásának esélye.

### *Ökonometriai elemzések*

A másik legelterjedtebb, de könnyen támadható módszer a közgazdaságtanban általánosan alkalmazott ökonometriai elemzés. Ennek során minél hosszabb időtávra visszanyúló makroszintű adatok segítségével, gyakran sok országra kiterjesztve elemzik, hogy van-e valós (vagyis nem csak látszólagos) összefüggés a családtámogatások (általában azok mértéke) és a keresztmetszeti termékenység (általában a TTA) között (pl. Ekert-Jaffé 1986; Gauthier – Hatzius 1997). Ilyen típusú elemzések magyar adatokon már a '70-es évek óta készülnek (Coelen – McIntyre 1978; Gábos 2003), és ezek szignifikáns összefüggést mutatnak a családtámogatások és a termékenység között. Gábos András számításai arra utalnak, hogy a jelenlegi családtámogatási kiadások mintegy megduplázása lenne szükséges ahhoz, hogy a termékenység elfogadható szintre emelkedjék.

Az ökonometriai modellek nemcsak Magyarországon, de jellemzően más országokban is szignifikáns, de nem különösen erős összefüggést mutatnak ki a termékenység és a családtámogatások között. A módszernek azonban nyilvánva-

lón van egy Achilles-sarka, amelyet minden kritikus ki is használ. Az eredmények ugyanis csak a keresztmetszeti termékenység és a családtámogatások közötti összefüggést igazolják, ebből azonban nem következik, hogy mindennek van hatása a befejezett termékenységre is (a kritikára példa Bálint – Köllő 2007).

Az ilyen jellegű ellenvetésekre válaszul az elmúlt években egyre többen próbálkoznak annak a kimutatásával, hogy a keresztmetszeti termékenység növekedése milyen esetben eredményezi a befejezett termékenység növekedését (Lutz – Skirbekk 2005). Azonban ezek a „bizonyítékok” inkább teoretikus, mint empirikus alapon nyugszanak.

#### *Gyermekszám-növekedési valószínűségek vizsgálata*

Szintén keresztmetszeti adatokra építő, de sokkal nehezebben támadható az úgynevezett gyermekszám-növekedési valószínűségek (probabilité d'agrandissement des familles) vizsgálatára épülő népesedéspolitikai hatásvizsgálati eljárás. Ez az a klasszikus módszer, amelyet a demográfusok mindenütt alkalmaznak, legyen szó akár a kínai „egy-gyermek” politikáról, akár a közép-amerikai sterilizációs kampányról (Feney – Feng 1993; Stupp – Samara 1994; Hobcraft 1996). A gyermekszám-növekedési valószínűségek adott gyermekszámú nők gyermekvállalási kedvéről adnak információt, azt meghatározva, hogy mekkora a következő gyermek születésének az esélye.<sup>2</sup> Noha ez a módszer szintén keresztmetszeti adatokkal dolgozik, azonban mivel ennek révén megmutatkozik a változások paritásonként (vagyis a gyermekek születési sorszáma szerint) differenciált jellege, mintegy megfordul a bizonyítási kényszer. Ha például a háromgyerekesek családi pótlékának növelése után nő a gyermekszám-növekedési valószínűség a kétgyermekes anyák körében, de nem figyelhető meg ugyanez a négy- vagy több gyermekeseknél, okkal hihetünk az intézkedés hatásosságában. Annak igazolásához ugyanis, hogy nem ennek a kormányzati akciónak a hatásáról van szó, valamilyen olyan más háttértényezőt kellene találnunk, amely éppen ugyanakkor és ugyanúgy inspirálta a kétgyermekeseket, de a háromgyermekeseket nem.

Magyar adatokon ilyen elemzést Váralljai (1993, 2000) végzett, aki bemutatja, hogy mind a gyermekgondozási segély (gyes), mind a gyermekgondozási díj (gyed) bevezetése paritásonként eltérő következményekkel járt. A gyed például hatályba lépésekor rögtön jelentős mértékben növelte a második–negyedik gyermek megszületésének esélyét, míg az első gyermek megszületésére alig volt hatása. A logikus magyarázat az, hogy a gyermekvállalás előtti munkaviszony, mint a juttatás igénybevételének a feltétele a gyermektelenek esetén csökkentette a szándék gyors realizálásának esélyét, hiszen így „meg-

<sup>2</sup> Maga a számítási eljárás igen összetett, és sok módszertani nehézséget vet fel, de ennek ismertetésétől most eltekintünk.

érte” legalább egy évig munkát vállalni. Ugyanez nem érvényes a már gyermekek többségére, akik késleltetés nélkül élhettek a lehetőséggel. Nyilván lehet, de nem egyszerű alternatív magyarázatot találni.

A módszernek ráadásul van egy olyan előnye, hogy noha keresztmetszeti adatokat használ, de eredményeiben részben a befejezett termékenység mutatójának logikája érvényesül. Bizonyos magasabb paritások esetén ugyanis a gyermekszám-növekedési valószínűség emelkedése sokkal inkább többlet- és nem „előrehozott” gyermek születésére utal. A ’80-as években tipikusan ilyen volt a másodikat követő harmadik gyerek kérdése. 1956 és 1984 között gyakorlatilag<sup>3</sup> folyamatosan, 35-ről 22 százalékra csökkent annak az esélye, hogy egy kétgyermekes anya vállalja a harmadikat; a kétgyermekes családmódel uralkodóvá vált. 1984 után azonban ez a trend megtört, és 1995-ig a harmadik gyermek megszületésének esélye a kétgyermekesek körében 38 százalékra emelkedett. Nem állítható azonban, hogy itt többnyire csak az időzítés módosításáról van szó, hiszen egyfelől az előző generációk nem vállaltak ilyen arányban harmadik gyermeket, másfelől jelentős részben olyan idős korban vállalt születek ezek, hogy az „előrehozás” biológiai okokból sem vethető fel.

#### *Valós kontrollcsoporton nyugvó elemzések*

A termékenységi intézkedések hatásának vizsgálatok a leghagyományosabb módszer szerint az értékelést az érintett generációk termékeny életszakaszának lezárulta után végzik el, azt tisztázva, hogy befejezett termékenységük meghaladja-e a nem érintett kohorszokét. Ha ez igazolódik – mint például a demokratikus népesedéspolitikai példaországának tartott Svédországban az 1910-es és 1930-as kohorszot illetően –, elméletileg lehetséges, hogy az eredmény az intézkedéseknek köszönhető. Természetesen nem állíthatjuk ezt bizonyossággal, ugyanis nem tudjuk, vajon az esetlegesen megfigyelhető növekedés nem valamely más okra vezethető-e vissza, azaz megtörténhetett volna az adott beavatkozás nélkül is.

Ez a módszer azzal a következménnyel is jár, hogy olyan késéssel produkálja az eredményeket, hogy azok addigra irrelevánssá válhatnak. Ahhoz ugyanis, hogy elemezhető befejezett termékenységi adataink legyenek, évtizedeket kell várnunk az adott intézkedés bevezetése után.

Míg az utóbbi hátrány nem igazán orvosolható, az előbbi kezelhető kontrollcsoportok alkalmazásával.

Ha nem minden társadalmi csoportra kiterjedő intézkedésről van szó, kontrollcsoportként az olyan rétegek funkcionálhatnak, amelyek az intézkedésben nem vagy kevésbé érintettek. Az ilyen típusú bizonyítás példaként említhető

<sup>3</sup> Kivéve az abortusznehezítés és a fogamzásgátló tabletták széles körű elterjedése közötti három évet (1974–76).

Febvay (1959) vagy Pressat (1971) munkája. Ők az 1939-es francia családjogi törvény hatását annak bemutatásával igazolják, hogy a törvény által nagyobb mértékben preferált csoportokban a termékenység emelkedése lényegesen nagyobb volt, mint a kevésbé ösztönzettekben (pl. alacsonyabb szintű szellemi foglalkozásúak vs. önálló kereskedők; munkások vs. kisiparosok; mezőgazdasági munkások vs. önálló parasztok). Látható, hogy a bizonyítási kényszer valóban megfordul: más logikus magyarázat híján nehezen magyarázható, hogy miért éppen ezen csoportok termékenysége növekedett.

Lehetséges egy hasonló ország vagy országon belüli tartomány kontrollcsoportonként való alkalmazása (NSZK – Ausztria, skandináv országok, Franciaország – Belgium stb.). Ezt teszi – ráadásul az előző bizonyítási módhoz sorolható átmenetmátrixokkal, illetve ökonometriai modellekkel kombinálva – Duclos – Lefebvre – Merrigan (2001). 1986 és 1997 között a kanadai Québec tartomány a többihez képest különösen aktív családtámogatási rendszert működtetett, amely hangsúlyosan a harmadik gyermek vállalását támogatta. A szerzők népmozgalmi adatok alapján paritásonként megvizsgálták a további gyermek vállalásának esélyét az intézkedések bevezetése előtt, alatt és után Québecben, illetve a Québecen kívüli tartományokban. Ez a kontrollcsoportokhoz képest minden paritás esetén magasabb volt, de a növekedés a harmadik gyermeket illetően volt a legjelentősebb. Noha az adatok keresztmetszeti termékenységre vonatkoznak, az összetett módszer egyfelől garantálja az oksági viszonyt, másfelől az átmenetmátrixok használata valószínűsíti a befejezett termékenységre gyakorolt hatást.

Speciális körülmények között természetes módon, véletlenszerűen is kialakulhat kontrollcsoport. Lalive és Zweimüller (2005) az Ausztriában 1990 júliusától nagy hirtelen egyről két évre meghosszabbított, magas összegű, előzetes munkaviszonyhoz kötött, gyesszerű juttatás hatásait vizsgálta. A szerzők az 1990 júliusában szülő nők csoportját az 1990 júniusában gyereket vállalókkal hasonlítják össze. A két csoport között semmiféle strukturális eltérés nincs, hiszen a gyermek fogantatásakor még fel sem merült a juttatás meghosszabbításának ötlete. A júliusban gyermeket vállalókat a szabályzás arra ösztönözte, hogy 27 hónapon belül „duplázzanak”, vagyis megszüljék következő gyermeküket, mert akkor automatikusan meghosszabbodik az ellátás. Azok számára viszont, akik júniusban szültek, az volt a racionális, hogy visszatérjenek a munkájukhoz, jogosultsági időt gyűjtsenek, majd ismét szüljenek.

A szerzők megállapítják, hogy a hosszabb juttatási idővel kedvezményezett csoportnak nem csak rövid, de hosszú távon is jelentősen magasabb volt a termékenysége. Igaz, a publikáció az érintettek propagatív időszakának lezárulta előtt megjelent, a „júliusi” csoport egyértelmű előnye a szülés utáni tizedik évig bizonyítottan megmaradt. Mivel az áttekintett tíz év alatt elég sokan elérték termékeny életszakaszuk végét, állítható, hogy az intézkedésnek nemcsak időzítési, hanem mennyiségi hatása is volt.

*Modellezett adatokkal történő összehasonlítás*

Ha valós kontrollcsoport nem áll rendelkezésre, modellezhetjük az intézkedés nélküli állapotot, és azt használjuk az összehasonlítás céljára. Erre az ad lehetőséget, hogy a demográfia meglehetősen fejlett módszertani apparátussal rendelkezik ahhoz, hogy prognosztizálja a népesedési folyamatokat. Ezeket ugyanis elég kevés és szabályszerű tényező befolyásolja, ennyiben a helyzet sokkal könnyebb, mint más típusú (gazdasági, meteorológiai stb.) előrejelzések esetén.

Büttner és Lutz, amikor sokat hivatkozott tanulmányában (1990) kísérletet tett arra, hogy elkülönítse az NDK 1976-os népesedéspolitikai intézkedéscsoomagjának hatását, a következőképpen járt el.<sup>4</sup> A '80-as években holland kutatók egy új termékenységi előrebecslő modellt, egy úgynevezett kor–periódus–kohorsz modellt alakítottak ki. Ennek az az alapötlete, hogy egy többváltozós modellben az anya életkora, az adott megfigyelési év és egy kohorszspecifikus együttható együttesével vetíti ki a korszecifikus termékenységi arányszámok idősorait.<sup>5</sup>

Büttner és Lutz az intézkedések bevezetése előtti időszak adataival a jövő helyett a közelmúlt adatait becsülte. A holland modellt követve paritásonként felbontották a 18–30 éves nők termékenységét kor, periódus és kohorszösszetevők szorzatára és egy véletlenszerű eltérésre. Ezután a termékenységet több módon is modellezték. Felépítettek egy teljes, egy csoportosított, továbbá egy olyan modellt, amelyben az intézkedés bevezetését megelőző konstans periódushatással számoltak. Ez utóbbi írta le azt az állapotot, amely az intézkedések nélkül jött volna létre. Ezt vetették össze a valódi adatokkal, és a kettő közötti eltérést tekintették az intézkedések hatásának. Mivel a teljes modell jól illeszkedett a tényekhez, hasonló pontosság feltételezhető a jóval egyszerűbb konstans periódushatással számolt modell esetében is.

<sup>4</sup> A volt NDK családpolitikája több szerzót megihletett, ugyanis a keletnémet és a nyugatnémet termékenységi viszonyok 1976-ig igen hasonlóak voltak. Ekkor azonban az NDK meghosszabbította a terhességi, gyermekágyi segély jellegű jövedelemfüggő anyasági támogatást, amelyet viszonylag magas összegű gyessel egészített ki. Ezután a keresztmetszeti termékenység igen jelentősen megnőtt, 0,5-tel meghaladva az NSZK szintjét (1,4 vs. 1,9). Persze felmerült a gyanú: a keresztmetszeti hatás nem jelenti a befejezett termékenység valódi növekedését. Az a tény, hogy a korszakban a befejezett termékenység is emelkedett, a kétkezdők számára még mindig nem bizonyító erejű, hiszen tekintettel az intézkedések viszonylag rövid élettartamára, az érintett kohorszok elméletileg még 1976 előtt is produkálhatták a befejezett termékenység növekedésében megjelenő „termékenységi többletűket”, ráadásul ez az információ nem mond semmit a fiatalabb kohorszok viselkedéséről.

<sup>5</sup> A modell nehézsége, hogy a három magyarázó változó értelemszerűen tökéletesen multikollineáris, így rafinált eljárásbeli megoldásokat igényel (ld. részletesen: Willekens – Baydar 1984).

Logikájában hasonló – de konkrét számítási módját tekintve eltérő – eljárást követett Hablicsek és Illés (2006), amikor az 1956-os magyarországi kivándorlási hullám kumulált népesedési hatásait úgy becsülte meg, hogy a kivándorlás nélkül becsült „előszámított” adatokat vetette össze a tényleges népesedési adatokkal.

A következőkben mi is a fenti logikát követő, de az eljárást illetően részben újszerű módon fogjuk modellezni a gyedet a középpontba állító 1984-es magyarországi népesedéspolitikai csomag hatásosságát. Erre az ad lehetőséget, hogy a nemzetközi összehasonlításban is igen részletes teljes körű magyarországi termékenységi adatbázisból pontosan ismerjük kohorszokként, korévenként és paritásonként mind az érintettek számát, mind az egyes alcsoportok termékenységét a hatvanas évek közepétől napjainkig.

Az alkalmazott módszer újszerű eleme, hogy – Duclos – Lefebvre – Merrigan (2001) ötletétől inspirálva – a hipotetikus populáció felépítéséhez nemcsak az intézkedések bevezetése előtti, hanem az azt követő valós adatokra is épít. Annak folyamánként ugyanis, hogy a vizsgált intézkedéscsomagot 1996-ban felfüggesztették, későbből is rendelkezésünkre állnak a „gyed-hatás” nélküli termékenységre vonatkozó adatok. Ez pedig tovább növeli a becsült adatok pontosságát.

A módszer előnye az is, hogy (legalábbis részben) befejezett termékenységi hatásokat mutat ki úgy, hogy ehhez nem kell megvárni az intézkedések által érintett valamennyi kohorsz termékeny életszakaszának lezárultát. Ezenkívül él azzal előnnyel, hogy a hatást olyan részletesen (paritásonként, naptári évenként eltérően) tudja bemutatni, hogy ezzel a bizonyítási kényszert a kételkedőkre hárítja.

### **Az 1985 és 1996 közötti családtámogatási rendszer ismertetése**

A pénzügyi családtámogatások rendszere igen összetett, gyakran változik és sok különféle juttatásból áll (lásd pl. Tárkányi 2001; Ignits – Kapitány 2006).

A következőkben először ismertetjük az 1984. évi népesedéspolitikai koncepciót, bemutatjuk a gyedet mint a rendszer leglényegesebb újítását, ezután áttekintjük, hogy a korszakban milyen további változtatások történtek a családpolitikában.

A minisztertanács 1984. szeptember 27-én fogadta el a 3276/1984-es határozatát, az úgynevezett népesedéspolitikai koncepciót, amely a családtámogatások terén a következő fontosabb intézkedésekben testesült meg:

- (1) bevezette a gyermekgondozási díjat,
- (2) 60%-kal megemelte a gyermek születésekor járó egyszeri pénzjuttatásnak (akkori nevén anyasági segélynek) az előző évtizedben lassan elértektelenedett összegét,
- (3) a szülés előtti egy hónapra is kiterjesztette a szülési szabadságot,



- (4) minimális mértékben kiterjesztette a gyesjogosultságot (pl. azon anyák részére, akik felsőfokú tanintézmény nappali tagozatán tanultak),
- (5) megemelte a három- és több gyermekesek szociálpolitikai lakásépítési kedvezményét,
- (6) megemelte a három- vagy több gyermekes anyák családi pótlékát (átlagosan mintegy 10%-kal),
- (7) növelte a gyermekápolási táppénzzel igénybe vehető napok számát.

Az elmúlt évek egyes szociálpolitikai ihletésű publikációiban (pl. Gyulavári – Krémer 2006) megfogalmazódott az az állítás, hogy az intézkedés elsődlegesen nem is arra irányult, hogy növekedjék a termékenység, hanem a munkanélküliség jelenségét igyekezett rejtteni azáltal, hogy minél több embert kivon a munkaerőpiacról. Itt nem bocsátkozunk részletekbe, de megjegyezzük, hogy ennek az érvnek a nyomát nem találjuk a korabeli döntéselőkészítő dokumentumokban (Monigl 1990), így okkal feltételezzük, hogy az intézkedés célja valóban a gyermekvállalási kedv növelése volt.<sup>6</sup>

Ha – akár pénzügyi következményeik szempontjából súlyozva – megvizsgáljuk a fenti intézkedéseket, egyértelművé válik, hogy ezek közül a gyed jelentett valódi újdonságot, ugyanakkor komoly pénzügyi terheket az állam számára. A többi intézkedés kompenzációs jellegű volt, költségeik együttesen sem érték el a gyed bevezetésével járó ráfordításokat. Céljuk minden valószínűség szerint az volt, hogy a nem kedvezményezett csoportok helyzete is javuljon valamelyest: a (2)–(4) intézkedés a még termékeny életszakaszban járó, de nem gyedjogosult csoportok számára járt előnyökkel, az (5)–(7) az (általában már további gyermeket nem vállaló) sokgyermekeseknek kedvezett.

A gyed a szülés előtt munkaviszonnal rendelkező, a szülés után a munkaerőpiacról ideiglenesen kilépő kismamáknak járó pénzbeli juttatás, amelynek összege – egy bizonyos plafonig – a korábbi fizetés összegével arányos. Olyan speciális és igen költséges juttatásról van tehát szó, amely a gyermekvállalás miatt kieső munkajövedelmek arányában kompenzál, így kizárólag a foglalkoztatott nők, közülük is elsősorban a közepes és magas keresetűek gyermekvállalási kedvét növel(het)i.

Az 1985. évi bevezetésekor a gyed a gyermek egyéves koráig járt. A korábbi fizetés 75%-át tette ki, ha a munkaviszony a szülés előtt legalább két évig megszakítás nélkül fennállt, illetve 65%-át, ha az előbbi kritériumnak nem felelt meg, de a munkaviszony hossza a szülést megelőző évben elérte a 270 napot. Összegének felső határa a bevezetéskor 4500/hó<sup>7</sup> volt. A gyed időtartamát a népesedéspolitikai koncepciónak megfelelően igen gyorsan, már 1986.

<sup>6</sup> Ellentétben a gyes jóval korábbi bevezetésével, amelynek kapcsán valóban felmerültek egyfelől spórolási, másfelől a munkakinálatot csökkentő szándékok is.

<sup>7</sup> A korábban érvényben lévő gyes összege 1983-ban 800 és 1190 forint között változott. A gyedre nem, de gyesre jogosultak továbbra is gyeset kaptak.

március 1-jétől kiterjesztették a gyermek másfél, majd 1987 őszétől két éves koráig. Az eredeti tervvel szemben a hároméves korig történő kiterjesztésre már nem került sor.

A családtámogatás rendszerében természetesen 1985 és 1995 között is folyamatosak voltak a változások, közülük a leglényegesebbek a következők:

1988: az adórendszer átalakítása miatt bevezetik a családi adóalap-kezdményt, és jelentős mértékben megemelik a családi pótlékot;

1989: szabályozási változtatás nélkül ismét jelentős mértékben emelik a családi pótlékot;

1990: univerzálissá válik a családi pótlék (az egygyermekes családok korábban csak a gyermek 6 éves koráig kapták, és a juttatás előzetes munkaviszonyhoz is volt kötve);

1992: a szüléshez kötődő juttatások körében az 1984 óta elértéktelenedett anyasági segélyt felváltja a magasabb értékű várandóssági pótlék;

1993: a három- vagy több gyermekes, a munkaerőpiacon nem aktív nők számára bevezetik a gyermeknevelési támogatást (gyet).

Összességében úgy ítéljük meg, hogy – nem lebecsülve jelentőségüket – ezen intézkedések inkább „finomhangolás” jellegűek, önálló családpolitikai intézkedéscsomagnak nem tekinthetők. Jellemzőjük, hogy az átalakuló gazdasági viszonyokhoz (új adórendszer, tömeges munkanélküliség, komoly mértékű infláció) igazították a támogatások, juttatások szabályozását. Tagadhatatlan, hogy az első szabadon választott kormány az igen rossz gazdasági helyzetben, csökkenő GDP mellett igen komoly pénzügyi terheket vállalt<sup>8</sup> a családtámogatási rendszer érdekében. Mindez azonban inkább a rendszer fenntartását biztosította, mintsem annak jellegén módosított volna. Így összességében azt mondhatjuk, hogy az 1984. évi népesedéspolitikai intézkedéscsomag és annak legfontosabb eleme, a gyed funkcionálisan változatlan formában egészen az ún. Bokros-csomag meghirdetéséig érvényben volt. Ez utóbbi viszont alapvetően megkurtította és egyben átalakította a családoknak járó juttatásokat: többek között eltörölte a gyedet, a családi adóalap-kezdményt, a jövedelem függvényévé tette a családi pótlékot stb., így teljesen egyértelmű korszakhatárnak tekinthető.

Az egyes intézkedések jogi hatályba lépése és tényleges társadalmi hatásának érvényesülése időben elkülönülhet.

A gyedet mint új családtámogatási formát az 1985. évi első törvényben vezették be, mivel azonban néhány hónappal ezt megelőzően már ismertté vált a lényege, így modellünkben azzal számoltunk, hogy a termékenységre gyakorolt befolyása 1985-ben már érdemben megmutatkozhatott.

A Bokros-csomag bejelentése 1995 márciusában történt, és eredetileg 1995-ben lépett volna hatályba. A nyár folyamán azonban az alkotmánybíróság a

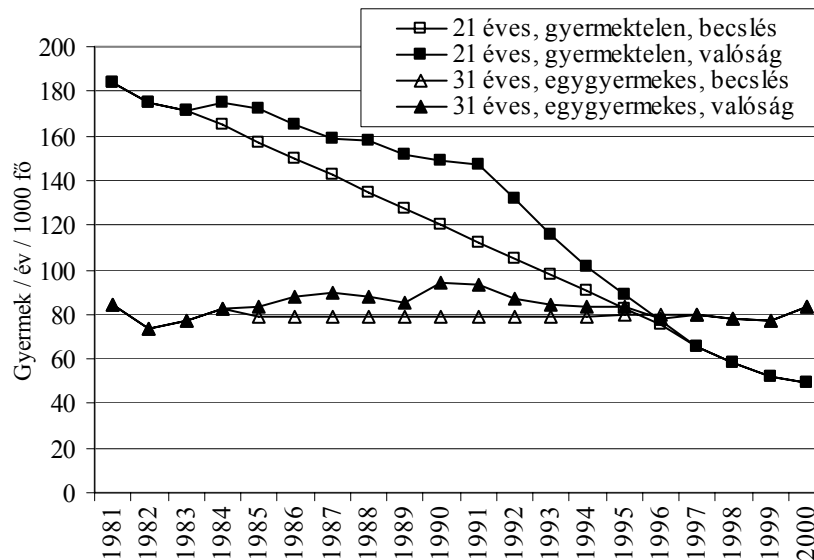
<sup>8</sup> Az 1990-es évek elején az államháztartási kiadások több mint 10%-át érték el a családtámogatások (lásd Ignits – Kapitány 2006).

családtámogatási rendszerre vonatkozó intézkedések halasztásáról döntött. Mi azzal számoltunk, hogy az addig érvényben maradt szabályok az 1995-ös termékenységi magatartásra elméletileg még szinte teljes egészében hathattak, azonban 1996-ban már mindenképpen csak korlátozottan érvényesülhettek, hiszen az 1995 tavaszától gyermeket tervezők számára ismert volt, hogy a családtámogatási rendszer megcsönkítése be fog következni. A vizsgált korszakunk így összesen tizenegy + egy naptári év, ezt egészítjük majd ki négy megelőző és négy kontrollév adataival.

### **A hatás becslésének módja**

Az intézkedések hatását logikájában egyszerű – bár igen sziszifuszi – módon mértük fel. A valós demográfiai és termékenységi adatokkal szemben (ezek származási forrása a 2006-ban megjelent Termékenységi adattár CD-melléklete) felépítettünk egy „modellpopulációt”. Ehhez az 1985. év eleji valós népesedési adatokból indultunk ki, de úgy, hogy a paritásonként, kor és naptári évenként eltérő tényleges gyermekvállalási kedvet ugyanennyire részletes, de becsült termékenységi adatokkal helyettesítettük. Paritásonként és korévenként egyszerű lineáris regressziós modelleket írtunk fel. Ezek az 1981–1984-es, illetve 1997–2000-es évek valós értékei (élveszületés/1000 nő) alapján, lineáris trendet feltételezve becslést adnak az 1985 és 1996 között érvényesülő gyermekvállalási kedvre.

Az I. ábra két kiválasztott eseten (a 21 éves gyermektelen, illetve a 31 éves egygyermekes nők példáján) illusztrálja az eljárást.



*I. A 21 éves gyermektelen, illetve 31 éves egygyermekes nők valós és gyed-hatás nélkül becsült gyermekvállalási kedve, 1981–2000*

*The real and estimated (without the impact of „gyed” – maternity benefit) fertility of childless females aged 21 and that of females aged 31 with one child, 1981–2000*

Ezután a becsült születési arányszámokból hipotetikus születésszámot számoltunk, és ennek alapján évről évre előre haladva kalkuláltuk az adott születési évjáratban (a gyermektelenektől egészen a kilencgyermekesekig) az adott paritású nők becsült számát. A hipotetikus népesség előállításához a paritásonkénti valódi létszámadatokat az előző évek megegyező és alacsonyabb paritású kohorszainak módosult viselkedésével számoló korrigált létszámadatokkal helyettesítettük. Végeredményként előállt egy fiktív női populáció, amelyre nézve az egyes születési évjáratok összesített nagysága megegyezik a valós populációéval, a született gyermekek száma szerinti eloszlása és termékenysége azonban nem.

Ez a modellezett populáció a természetes populációhoz hasonlóan alkalmas mindenféle termékenységi arányszám, így a TTA vagy az adott korévig elért termékenység előállítására. A valós és a modellezett adatokat összevetve pedig kiszámolhatjuk az 1984. évi népesedéspolitikai csomagnak betudható, a némi egyszerűsítéssel „gyed-hatásnak” nevezett kumulált termékenységi többletet.

A számításokat az 1947 és 1979 között született női évjáratokra végeztük el. Az előbbi korhatárt a használt adatforrás magyarázza (az 1946-os és idősebb évjáratok adatai már nem szerepeltek a termékenységi adattárban), azonban mivel az intézkedések bevezetésékor már az 1947-ben születtek is 37 évesek

voltak, a náluk idősebbek esetén jelentős hatást már nem feltételeztünk. A legfiatalabb vizsgált kohorsz (az 1979-es) 1996-ban a 16. korévében járt, a náluk fiatalabbak szempontunkból irrelevánsak.

A népesség modellezése során azonban olyan torzításokkal kell számolni, amelyek miatt korrigálni szükséges az egyszerű továbbvezetésből származó számokat.

Az egyik az ikerszülések, illetve az egy éven belüli többszörös szülések kérdése. Törvényszerű ugyanis, hogy ezek miatt az élveszülések számánál kevesebb édesanya lép ki az adott paritásból, viszont néhány anya egyszerre kettő (vagy több) paritást lép előre. Egy egyszerű példával élve: ha egy kohorszban lévő 50 000 gyermektelen nőre 5000 élveszületés esik, ennek hatására a következő évben a gyermektelen nők száma kevesebb mint 5000 fővel csökken. Ennek következtében a következő évben az egyszerű „egy gyermek – egy anya” feltételezésre épülő továbbszámításunkhoz képest váratlan „többlet” mutatkozik a gyermekteleneknél és a kétgyermekeseknél, míg „hiány” az egygyermekeseknél.

Hasonlóan módosítja az egyszerű továbbvezetést a halálozás, illetve a ki- és bevándorlás, ami hipotetikusan szintén nem teljesen független a gyermekszámtól. (Bár nem könnyű megmondani, hogy milyen összefüggést várunk.)

A fenti okok miatt a hipotetikus népesség számításakor egy korrekciós tagot vezettünk be, amely azonos az adott korév valós adatokon történt egyszerű továbbvezetéshez képest megjelenő eltéréssel. Vagyis ha például a valós adatokban az egyszerű továbbvezetéséhez képest az adott cellában 24 fő többlet mutatkozik, akkor ugyanennyivel korrigáljuk a hipotetikus adatok továbbvezetését.

Elméletileg szóba jöhet az a megoldás is, hogy a korrekció nem abszolút számmal, hanem aránnyal történjen. Ha a valós és a hipotetikus adat eltérése mint korrekciós tag elég nagy, akkor az aránnyal történő korrekció árnyalatnyival „pontosabb” lehet. Végül mégis az abszolút számmal történő korrigálás mellett döntöttünk, mivel a valós számok ismeretében úgy ítéltük meg, hogy az emiatt bekövetkező minimális torzítások elhanyagolhatóak és összességében szinte tökéletesen kiegyenlítik egymást.

Az 1970 után született évfolyamok esetében – logikusan – módosítani kellett még a továbbvezetés szempontjából kiindulási évnek tekintett évet is. Ezen évjáratokra nézve a modellezés kiindulási éve mindig a 14. korév, az adott korév évközépi paritásonkénti népességszáma.

Nézzük most az előbb leírtakat a számok nyelvén. Egy kohorsz adott paritásának hipotetikus létszámát egy adott korévben (14 és 44 éves kor között) a következőképpen állítottuk elő:

Jelölések:  $C$  – kohorsz  
 $P$  – paritás  
 $K$  – korév (min.: 14, max.: 44)  
 $N$  – valódi létszám  
 $n$  – hipotetikus létszám  
 $B$  – elveszületési arányszám  
 $b$  – becsült elveszületési arányszám

$$n_{C;P;K} = n_{C;P;K-1} + (n_{C;P-1;K-1} \times b_{C;P-1;K-1}) - (n_{C;P;K-1} \times b_{C;P;K-1}) - \\ - \left[ \left[ N_{C;P;K-1} + (N_{C;P-1;K-1} \times B_{C;P-1;K-1}) - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right],$$

ahol a korrekciós tag:

$$\left[ \left[ N_{C;P;K-1} + (N_{C;P-1;K-1} \times B_{C;P-1;K-1}) - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right].$$

$P = 0$  (nullparitás) esetén:

$$n_{C;P;K} = n_{C;P;K-1} - (n_{C;P;K-1} \times b_{C;P;K-1}) - \left[ \left[ N_{C;P;K-1} - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right],$$

ahol a korrekciós tag:

$$\left[ \left[ N_{C;P;K-1} - (N_{C;P;K-1} \times B_{C;P;K-1}) \right] - N_{C;P;K} \right].$$

$K = 14$  esetén:

paritástól függetlenül  $n = N$ , tehát  $n_{C;P;K} = N_{C;P;K}$ ; így korrekciós tagra értelem-szerűen nincs szükség.

### A becslés eredményei

A következőkben először négy kiemelt kohorsz esetén, majd általában mutatjuk be a becsült és a valós adatok eltérését, vagyis azt, amit röviden „gyed-hatás”-nak nevezünk.

#### *Az 1955-ös kohorsz*

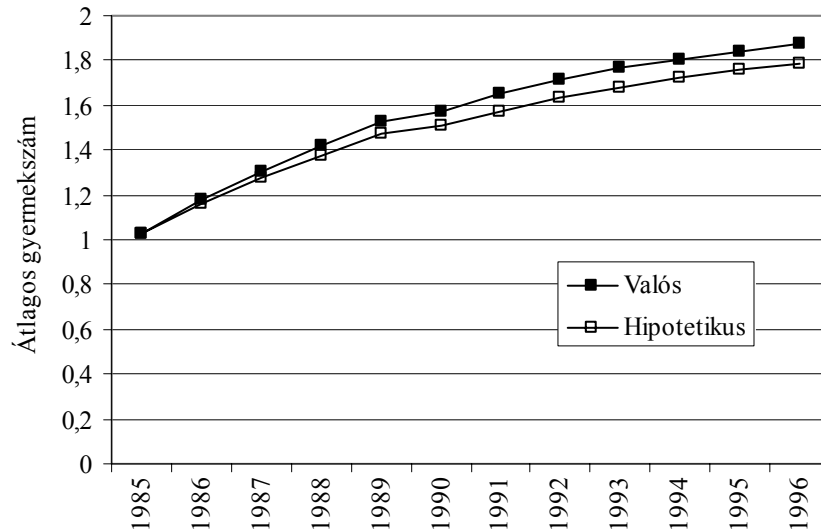
Az intézkedés hatályba lépésekor az 1955-ben született nők a 29. korévükben voltak. Az akkori termékenységi magatartást tekintve ez a termékeny életsza-kasz végső, „lecsengő” fázisát jelentette, hiszen ebben a születési évfáratban a

29 éves korúak átlagos gyermekszáma már meghaladta az 1,6-ot. 1996-ban a kohorsz tagjai a 40. korévükben voltak, átlagosan 1,91 gyermekkel, ez gyakorlatilag befejezett termékenységnek tekinthető.<sup>9</sup> Az intézkedések bevezetése nélkül, tehát a modell szerint 1,89-es mutatóra számíhattunk volna. Az eltérés tételesen 2005 gyermek, így azt feltételezzük, hogy az intézkedéscsomag ennyi többletet eredményezett az adott kohorsz számára. Ez összességében nem igazán jelentős növekmény, az önreprodukcióhoz minimálisan szükséges átlagos gyermekszám eléréséhez szükségesnek alig egyötödét teszi ki.

#### *Az 1960-as kohorsz*

Az intézkedéscsomag életbe léptekor az 1960-ban született nők a 24. korévükben jártak. Az akkori termékenységi minta szerint ez az életkor a termékeny életszakasz második felének tekinthető. A nyolcvanas évek közepén 24 éves korúak átlagos gyermekszáma már meghaladta az 1-et. 1996-ban, az intézkedéscsomag hatályon kívül helyezése idején a kohorsz tagjai 35. korévükben voltak, 1,87-es átlagos gyermekszámmal. A modelltől származtatott adatok alapján az elért gyermekszám ugyanekkor 1,79 lett volna, azaz az intézkedések becsült hatása 100 nőre 9 gyermek, összesen 5711 fő. A számítások arra engednek következtetni, hogy ez a termékenységi előny jórészt megmarad a befejezett termékenység elérése idején is. (Ezzel a kérdéssel a következő fejezetben részletesebben foglalkozunk.)

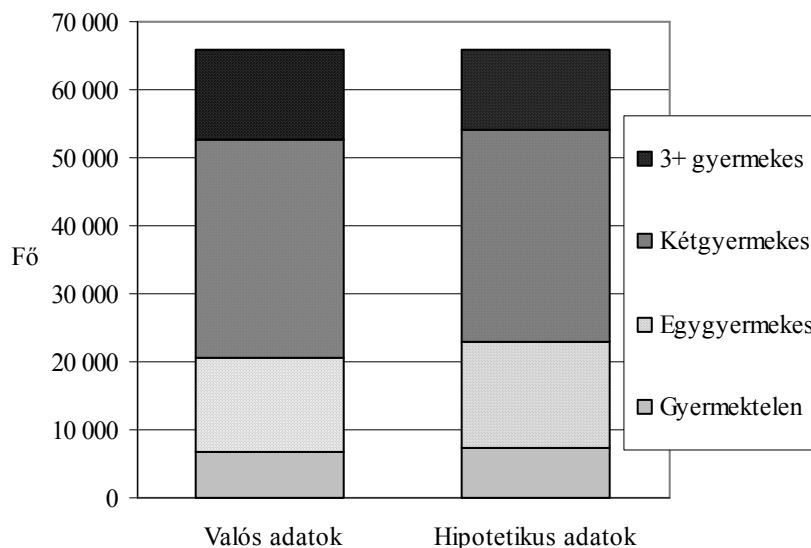
<sup>9</sup> A 45. korévben az egy nőre jutó élve született gyermekek száma szintén 1,91.



*II. Az 1960-as kohorsz átlagos gyermekszáma*  
*The average child number in the 1960 birth cohort*

Adataink lehetővé teszik az 1996-os valós és modellezett termékenység gyermekszám szerinti vizsgálatát is (lásd III. ábra). A gyermektelenek esetén az eltérés nem jelentős: mindkét változat szerint a kohorsz tagjainak mintegy tizede maradt gyermek nélkül 35 éves koráig. Az egygyermekesek aránya viszont az intézkedések nélkül lényegesen magasabb lett volna, 21%-kal szemben 24%, az eltérés mintegy 2000 fő. Mind a három-, mind a több gyermekesek aránya emelkedett, az intézkedések hatása azonban leginkább a kétgyermekesek hányadának növekedésében mutatkozik. Eszerint ebben a kohorszban a gyed sok egygyermekes édesanya számára tette lehetővé a továbblépést, ezzel fenntartva a kétgyermekes családmodell uralkodó jellegét.

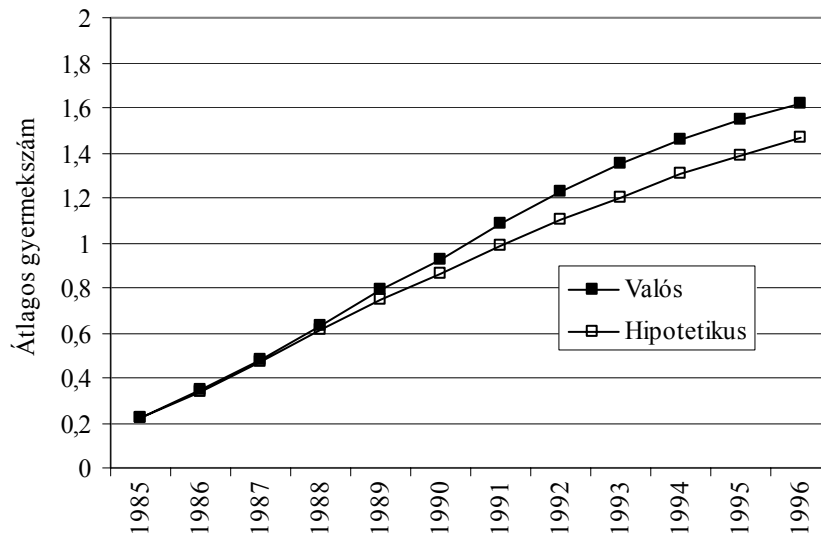




*III. Az 1960-as születésű női kohorsz gyermekszám szerinti megoszlása a gyedkorszak végén*  
*The distribution of the 1960 female birth cohort by child number at the end of the „gyed” (maternity benefit) era*

#### *Az 1965-ös kohorsz*

Az 1965-ös kohorsz esetében a mért keresztmetszeti hatás egyértelműen nagyobb, mint amit az 1960-as kohorsznál mutattunk ki, az összkép azonban már lényegesen bizonytalanabb. Az előbbi évjárat tagjai ugyanis termékeny életpályájuk elején, a 19. korévükben jártak az intézkedések bevezetésekor. Az első időszakban azonban a termékenységnövelő hatás náluk nem mutatkozott, ami érthető is, hiszen előzetes munkaviszony nélkül nem lehetett a gyedből profitálni. Érdemi befolyást a 22–27. korévekben figyelhetünk meg, amikor az intézkedések 0,14 gyermek/fő többletet eredményeztek. Az intézkedéseket a kohorsz tagjainak 30. korévében helyezték hatályon kívül. Addig azonban a becsült termékenységi többlet már alig növekedett tovább, 1996-ig összesen 9288 főt tett ki. Ez arra utalhat, hogy a hatás kezdett kifulladásra, vagyis a kohorsz az intézkedések meghozatala nélkül is lassacskán elkezdte bepótolni az elmaradt gyermekvállalásokat.

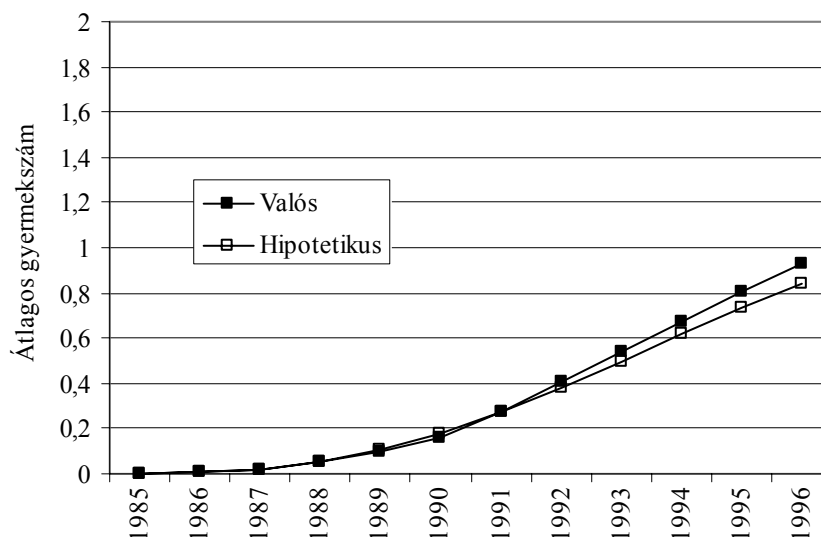


IV. Az 1965-ös kohorsz átlagos gyermekszáma  
Average child number in the 1965 birth cohort

#### Az 1970-es kohorsz

Az 1970-ben születettek kohorsza esetében a gyed már csak a termékeny életszakasz első tíz évét befolyásolta, az érintettek 25. korévéig. A modell segítségével eddig tudjuk becsülni, hogy miként alakult volna termékenységi magatartásuk a népesedéspolitikai intézkedés nélkül.

A kumulált termékenységet vizsgálva, azt látjuk, hogy ennek a kohorsznak az esetében a gyedre visszavezethető többlet anyánként 0,09 gyermek, enélkül 0,93 helyett átlagosan 0,84 gyermekük született volna 25 éves korukig. Az intézkedés a kohorsz 20 évesnél fiatalabb tagjainak gyermekvállalási hajlandóságát – a már ismertett okból – csökkentette, az annál idősebbekét növelte.



V. Az 1970-es kohorsz átlagos gyermekszáma  
Average child number in the 1970 birth cohort

#### Kumulált számok

A modellek segítségével először is megállapítható, hogy 1996-ig milyen mértékben emelkedett meg egy-egy évjáratban a termékenység. Az 1951-es kohorsz az első és az 1973-as az utolsó, amely esetében a növekedés elérte édesanyáinként a 0,01 gyermeket. Az intézkedések igazán jelentős hatást az 1961 és 1969 között születettekre gyakoroltak. Ezek azok a generációk, amelyek tagjai a legtermékenyebb éveik jelentős részét a gyed hatályossága idején élték le. Ennél a kilenc évfolyamnál a növekedés mértéke meghaladta a személyenként 0,1 gyermeket. A hatás az 1965–67-es évfolyamoknál tetőzött, ezek esetében a feltételezhető többlet 15–16 gyermek 100 főre. (Mellékletben közöljük az összes kohorsznak az adott naptéri évekre becsült termékenységét. Ezek összevethetőek a valós adatokkal – lásd Termékenységi adattár 2006.)

Ez a növekmény értelemszerűen összesíthető is. Eszerint a gyermekszám gyedhez köthető többlete 11 naptári év alatt összesen 123 297 fő. Ebből – az abszolút számokat tekintve – az 1967-es kohorsz részesül a legtöbbszörrel: 10 574 fővel. Ötezer fő feletti többlet az 1960-tól 1970-ig terjedő tizenegy évfolyamban becsülhető. Az 1970-es évek közepe után született kohorszok esetében az

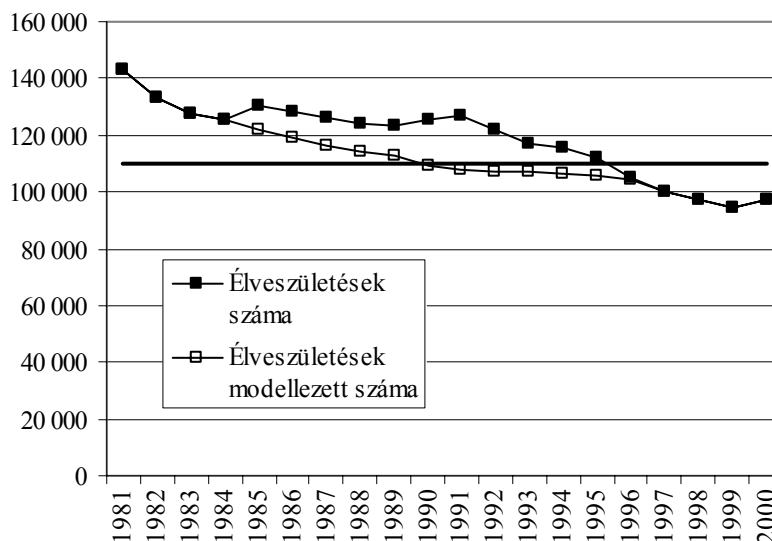
intézkedéseknek – a korai gyermekvállalást visszafogó hatásuk miatt – inkább negatív következménye volt (lásd az 1. táblázatot).

*1. A születésszám többlete kohorszónként*

*The estimated surplus of births produced by maternity benefit, by birth cohort*

Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)	Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)	Születési év	Becsült hatás (abszolút számban)
1947	37	1958	4 390	1969	8481
1948	186	1959	4 925	1970	6265
1949	528	1960	5 711	1971	4679
1950	457	1961	7 319	1972	2669
1951	791	1962	7 799	1973	1865
1952	1199	1963	7 853	1974	78
1953	1493	1964	8 331	1975	-480
1954	1629	1965	9 288	1976	-190
1955	2005	1966	9 763	1977	-14
1956	2452	1967	10 574	1978	-142
1957	3750	1968	9 530	1979	76

A modellezett populáció és a valós termékenységi adatok értelemszerűen nemcsak kohorszónként, hanem korévenként is összevethetők, így megbecsülhető az élveszületések naptári évenkénti száma is. Az VI. ábra a valós és a hipotetikus (modellezett) adatokat mutatja. Mint látható, a gyed bevezetése nélkül a vizsgált korszakban folyamatosan és egyenletesen csökkent volna a gyermekvállalási kedv, a születések száma 1990-re 110 000 alá esett volna.



VI. Az élveszülések száma naptári évenként  
*The observed and estimated number of live births by calendar year*

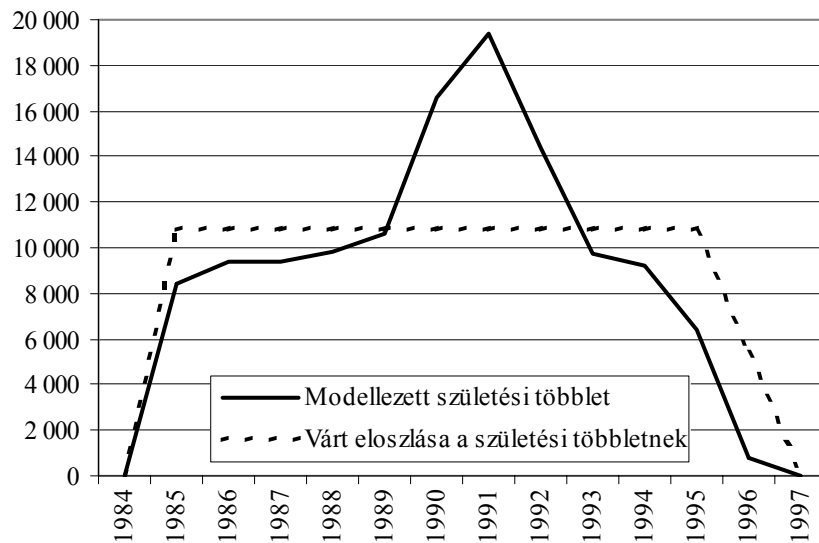
### Kétfelyek

*Biztos, hogy az intézkedések hatásáról van szó?*

Természetesen felmerülhet a gyanú, hogy noha valóban növekedett a termékenység a vizsgált időszakban, ez nem a bevezetett intézkedések következménye, hanem valamiféle más ok húzódik meg a háttérben. Ilyen lehet például a rendszerváltás által kiváltott – kérészetűnek bizonyult – optimizmus. Vagy a személyi jövedelemadó bevezetése... Vagy akármi más...

Ennek a kérdésnek a megvizsgálására nézzük meg, hogy időben miként oszlik el a korszak számított gyermekszám-többlete, illetve mit mutatnak a tényszámok. A gyed hatásának érvényesülését feltételezve azt várnánk, hogy 1986-ban jelentkezett először és 1995-ig folyamatosan érződött, majd 1996-ban – némi ingadozás után – lecsengett. Ebben az esetben a születési többlet eloszlásának a VII. ábrán szaggatott vonallal jelzett lefutást kellene mutatnia. A valóságban a többlet eloszlása az ábrán folytonos vonallal jelzett mintát követi. Mint látható, a rendszerváltás első három évében valóban mutatkozik egy váratlan kiugrás, amely összességében mintegy 20 000 gyermeket jelent a gyed-

hatástól elvártakon felül.<sup>10</sup> Feltűnő továbbá, hogy a hatás 1995-ben még nem teljes mértékben, viszont 1995–96-ban már intenzitásában jelentősen csökkenve érvényesül. Azonban ezektől az eltérésektől eltekintve a várt időbeli eloszlás összességében meglehetősen hasonló a valós adatokhoz.



VII. A születési többlet eloszlása  
The distribution of the surplus of birth

Természetesen továbbra sem állíthatjuk, hogy bizonyosan a gyed befolyásolja a termékenységet, de azt igen, hogy olyan hatásról van szó, mely 1985 és 1995 között szinte szabályos egyenletességgel érvényesült, és elsősorban a második, valamint a harmadik gyermek vállalásában mutatkozott meg oly módon, hogy a fiatalkori szülést csökkentette. Várjuk az alternatív magyarázatokat.

*Nem csak időzítési hatásról van szó?*

Mint látható, a gyed modellezett pozitív hatása a legnagyobb mértékben azokba a születési évjáratokba tartozóknál mutatkozott meg, akiknek termékeny

<sup>10</sup> Ennek magyarázatként felmerülhet mind a családi pótlék nagy mértékű emelése, mind a rendszerváltás kiváltotta általános optimizmus.

életszakasza 1996-ban még nem zárult le. Például az 1965-ben születettek a Bokros-csomag idején még csak a 30. életévüket hagyták el. Így természetesen felmerül a gyanú: a hatás – legalábbis ezeknél a korosztályoknál – talán kizárólag a gyermekvállalás előrehozásban nyilvánult meg. Ha nem lett volna gyed, ezek az 1960 után született korosztályok később talán pótolták volna a kiesett születeket.

Ennek lehetősége elméletileg nem zárható ki. Kérdés azonban, hogy mekkora arányú lehetett volna ez a pótlás. Biztos választ azért nem lehet adni, mert az intézkedések eltörlése alig egy bő évtizede történt, így az érintett kohorszok jelentős részének mindmáig nem zárult le a termékeny életszakasza. Az 1960 után született kohorszoknak még a valós befejezett termékenységet sem ismerjük, így teljesen bizonytalan, hogy mit mihez hasonlítsunk. Megvizsgálni jelenleg azt tudjuk, hogy az intézkedések biztosan növelték-e az 1960-as, napjainkra gyakorlatilag<sup>11</sup> befejezett termékenységu kohorsz befejezett termékenységet, vagy az adott évjárat enélkül is elérhette volna a valóságosan produkált átlagos gyermekszámot.

Demográfiai tapasztalatok szerint a 30 évesnél idősebbek termékenysége biológiai okokból felülről erősen korlátos, így a becsléskor számolni kell azzal, hogy az „elhalasztott” születek csak részben pótolhatók. A lehetőségek felső határának kiszámítására egy későbbi időszak termékenységi magatartását leíró adatokat fogunk felhasználni. Azt modellezzük, hogy milyen eredménnyel járt volna, ha az 1960-as kohorsz olyan arányban kezdte volna pótolni az elmaradt gyermekeket, ahogy az a 2006-os – a vizsgált időszaknál lényegesebben későbbi<sup>12</sup> – gyermekvállalási mintáról tanúskodó keresztmetszeti adatokból következne.

35. korévükig az 1960-ban született kohorsz tagjai a gyed eltörlésének évéig, 1996-ig, a valóságban átlagosan 1,876 gyermeket vállaltak. A kohorsz 2006-ban érte el a 45. korévet, akkor a befejezett termékenysége 1,960 gyermek volt. Tehát az összes gyermekvállalás 4,28%-a esett a gyed utáni korszakra. Ugyanennek a kohorsznak a becsült gyermekszáma 1996-ban a gyed hatását kiszűrve 1,786 volt.

A keresztmetszeti termékenységi adatok szerint 2006-ban a gyermekek 5,97%-a született 36 éves vagy idősebb édesanyjától. Ezt az arányt a pótlás lehetséges felső határának elfogadva, az 1960-as születési évjárat 45. korévig elérhető, modellezett átlagos gyermekszáma a gyed hatása nélkül 1,89. Eszerint

<sup>11</sup> Természetesen a 45. korév után is előfordul gyermekvállalás (2006-ban például 26 gyermek született 46 éves vagy idősebb édesanyjától), azonban ennek jelentősége olyan csekély, hogy ettől eltekinthetünk.

<sup>12</sup> Magyarországon folyamatosan felfelé tolódik a gyermekvállaláskor betöltött életkor. Míg az első gyermek esetében ez az 1990-es 23 évről 2000-re 25, 2006-ra pedig 27 évre emelkedett, addig az összes gyermeket tekintve rendre 26, 27 és 29 év.

ez a kohorsz a gyed-hatás 0,09 gyermekéből elméletileg 0,02 gyermek pótlására lehetett volna képes.

Becslésünk nyilván felső korlátként értendő, a valóságban ennél valószínűleg alacsonyabb érték realizálódott volna. Azt azonban ez alapján egyértelműen állíthatjuk, hogy az 1960-as kohorsznak a befejezett termékenysége is megemelkedett a gyed hatására. Úgy tűnik tehát, hogy az 1985–96 között hatályos gyed mindmáig hat a befejezett termékenységre.

Fiatalabb kohorszok esetén hasonló becslésre akkor lesz lehetőség, ha majd ismerjük befejezett termékenységüket. A fenti számítás azonban arra utal, hogy termékeny életszakaszuk végére a következő években érő kohorszok (tehát az 1960-es évek első felében született generációk) befejezett termékenységét az 1985 és 1996 közötti intézkedések még bizonyosan növelni fogják.

### Értékelés

Tanulmányunk eredményei arra utalnak, hogy a gyed nyolcvanas években történő bevezetése mind a keresztmetszeti, mind a befejezett termékenységre hatott. A hatás egyértelmű és kimutatható, azonban az is tény, hogy ez a pozitív fejlemény nem volt átütő erejű, hiszen az utolsó, a „lecsengő” évektől eltekintve is a növekmény keresztmetszeti szinten is csupán közelített a 10%-hoz. Ráadásul mindezt egy meglehetősen költséges juttatással sikerült csak elérni, amelynek társadalmi igazságossága is vitatható.

A gyed valóban igen költséges juttatás, de hajlamosak vagyunk túlbecsülni ezeket a ráfordításokat. Nem szabad ugyanis elfelejtkezni arról, hogy az érintettek többsége kevesebbet kap a maximálisan elérhető összegnél: 1992–1994<sup>13</sup> között a gyed átlagos összege rendre a gyes 161 (1992), 170 (1993), 168%-át (1994) tette ki. Ha a gyedre jogosultak gyeset kaptak volna, ezzel (minden egyéb tényezőt változtatlanul hagyva) hozzávetőleg évi 5,6; 7,1; 7,6 milliárd forintot lehetett volna megtakarítani. Ez az összeget nevezhetjük az intézkedések valódi többletköltségének. Ez akkori áron a GDP mintegy 0,17–0,2%-át tette ki,<sup>14</sup> ami jelentős, de nem irreális érték.

Ezek az eredmények arra utalnak, hogy – megegyezően a nemzetközi tapasztalatokkal – hazánkban is igazolható: egy bőkezű és kiszámítható család-támogatási rendszer egyértelműen képes hozzájárulni a termékenység növeléséhez.

<sup>13</sup> A korábbi évekről nem állnak rendelkezésünkre adatok. Az adatok forrásai a Magyar statisztikai évkönyv vonatkozó kötetei.

<sup>14</sup> 2007-es értéken mintegy 45–50 Mrd Ft.



## MELLÉKLET

*A modellpopuláció adott naptári évben elért gyerekszám  
Child number of the model population by birth cohort and calendar year*

	1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	
1985	1,84	1,84	1,85	1,81	1,79	1,75	1,67	1,62	
1986	1,85	1,85	1,86	1,83	1,82	1,78	1,72	1,68	
1987	1,86	1,86	1,87	1,85	1,84	1,81	1,75	1,72	
1988	1,86	1,87	1,88	1,86	1,86	1,83	1,78	1,75	
1989	1,86	1,87	1,89	1,87	1,87	1,85	1,80	1,78	
1990	1,88	1,90	1,91	1,90	1,89	1,87	1,83	1,82	
1991	1,89	1,90	1,92	1,91	1,90	1,88	1,85	1,83	
1992	1,89	1,90	1,92	1,91	1,91	1,89	1,86	1,85	
1993	1,89	1,90	1,92	1,91	1,91	1,90	1,87	1,86	
1994	1,89	1,90	1,92	1,92	1,92	1,90	1,88	1,87	
1995	1,89	1,91	1,92	1,92	1,92	1,91	1,88	1,88	
1996	1,89	1,91	1,93	1,92	1,92	1,91	1,89	1,89	
	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	
1985	1,57	1,50	1,43	1,31	1,18	1,03	0,86	0,70	
1986	1,63	1,58	1,52	1,41	1,30	1,16	1,01	0,84	
1987	1,68	1,64	1,59	1,50	1,40	1,28	1,13	0,98	
1988	1,73	1,69	1,66	1,58	1,49	1,38	1,25	1,11	
1989	1,76	1,74	1,71	1,64	1,57	1,47	1,35	1,23	
1990	1,80	1,77	1,75	1,68	1,61	1,51	1,40	1,29	
1991	1,82	1,80	1,79	1,73	1,67	1,57	1,48	1,38	
1992	1,84	1,83	1,82	1,76	1,72	1,63	1,55	1,46	
1993	1,86	1,85	1,84	1,80	1,76	1,68	1,61	1,53	
1994	1,87	1,86	1,87	1,82	1,79	1,72	1,66	1,60	
1995	1,88	1,88	1,88	1,85	1,82	1,76	1,71	1,65	
1996	1,89	1,89	1,89	1,86	1,84	1,79	1,74	1,69	
	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	
1985	0,52	0,36	0,22	0,12	0,06	0,02	0,01	0,00	
1986	0,67	0,50	0,34	0,22	0,12	0,06	0,02	0,01	
1987	0,81	0,64	0,48	0,33	0,21	0,12	0,05	0,02	
1988	0,95	0,78	0,61	0,46	0,32	0,21	0,11	0,05	
1989	1,07	0,91	0,75	0,60	0,45	0,31	0,20	0,11	
1990	1,17	1,02	0,86	0,71	0,56	0,42	0,29	0,18	
1991	1,27	1,14	0,99	0,83	0,69	0,55	0,41	0,28	
1992	1,36	1,24	1,10	0,95	0,81	0,67	0,53	0,38	
1993	1,45	1,33	1,20	1,07	0,93	0,79	0,64	0,50	
1994	1,52	1,42	1,30	1,18	1,05	0,91	0,77	0,62	
1995	1,59	1,50	1,39	1,28	1,15	1,02	0,88	0,73	
1996	1,64	1,56	1,46	1,36	1,25	1,12	0,99	0,84	
	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
1985									
1986	0,00								
1987	0,01	0,00							
1988	0,02	0,01	0,00						
1989	0,05	0,02	0,01	0,00					
1990	0,10	0,05	0,02	0,01	0,00				
1991	0,17	0,10	0,05	0,02	0,01	0,00			
1992	0,27	0,17	0,10	0,05	0,02	0,00	0,00		
1993	0,37	0,26	0,16	0,09	0,04	0,02	0,00	0,00	
1994	0,48	0,35	0,24	0,14	0,07	0,03	0,01	0,00	0,00
1995	0,59	0,46	0,33	0,22	0,13	0,07	0,03	0,02	0,00
1996	0,70	0,56	0,43	0,30	0,21	0,12	0,07	0,04	0,01

## ADATFORRÁSOK

Termékenységi adattár 1995–2005. CD-ROM. KSH. 2006.  
Demográfiai évkönyv 2006. CD-ROM. KSH. 2007.

## IRODALOM

- Bálint Mónika – Köllő János (2007): Gyermeknevelési támogatások. In Fazekas Károly – Cseres-Gergely Zsombor – Scharle Ágota (szerk.): *Munkaerőpiaci tükrök*. MTA-KTI. Budapest, 54–71.
- Büttner, Thomas – Lutz, Wolfgang (1990): Estimating Fertility Responses to Policy Measures in the German Democratic Republic. *Population and Development Review*, 1990/3. 539–555.
- Coelen, Stephen P. – McIntyre, Robert J. (1978): An Econometric Model of Pronatalist and Abortion Policies. *The Journal of Political Economy*, 1978/6. 1077–1101.
- Del Boca, Daniela (2002): The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15. 549–573.
- Ekert-Jaffé, Olivia (1986): Effets et limites des aides financières aux familles: une expérience et un modèle. *Population*, 1986/2. 327–348.
- Duclos, Edith – Lefebvre, Pierre – Merrigan, Philip (2001): *A 'Natural Experiment' on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada*. CREFE Working Paper 136.  
<http://ideas.repec.org/s/cre/crefw.html>
- Febvay, Maurice (1959): Niveau et évolution de la fécondité par catégorie socio-professionnelle en France. *Population*, 1959/4. 729–739.
- Feeny, Griffith – Feng, Wang (1993): Parity Progression and Birth Intervals in China: The Influence of Policy in Hastening Fertility Decline. *Population and Development Review*, 1993/1. 61–101
- Gábos András (2003): A családtámogatási rendszer termékenységi hatásai – kutatási eredmények magyar adatokon. In Gál Róbert Iván (szerk.): *Apák és fiúk és unokák*. Osiris, Budapest, 66–83.
- Gauthier, Anne (2007): The Impact of Family Policies on Fertility in Industrialised Countries: a Review of the Literature. *Population Research and Policy Review*, 2007/3. 323–369.
- Gauthier, Anne – Hatzius, Jan (1997): Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis. *Population Studies*, 1997/3. 295–306.
- Gyulavári Tamás – Krémer Balázs (2006): Miért áttekinthetetlen a pénzügyi szociális ellátások rendszere? *Esély*, 2006/2. 29–48.
- Hablicsek László – Illés Sándor (2006): Az 1956-os kivándorlás népességi hatásai. *Statistikai Szemle*, 2006/2. 157–172.
- Hank, Karsten – Kreyenfeld, Michaela (2003): A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and Family*, 2003/3. 584–596.
- Hobcraft, John (1996): Fertility in England and Wales: A Fifty-Year Perspective. *Population Studies*, 1996/3. 485–524.

- Hoem, Jan – Prskawetz, Alexia – Neyer, Gerda (2001): Autonomy or Conservative Adjustment? The Effect of Public Policies and Educational Attainment on Third Births in Austria. *Population Studies*, 2001/3. 249–261.
- Ignits Györgyi – Kapitány Balázs (2006): A családtámogatások alakulása: célok és eszközök. *Demográfia*, 2006/4. 383–401.
- Kravdal, Oystein (1996): How the Local Supply of Day-Care Centers Influences Fertility in Norway: A Parity-Specific Approach. *Population Research and Policy Review*, 1996/3. 201–218.
- Lalive, Rafael – Zweimüller, Josef (2005): Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-Work? IZA. DP. No. 1613. [www.iza.org/publications/dps](http://www.iza.org/publications/dps)
- Laroque, Guy – Salanie, Bernard (2005): *Does Fertility Respond to Financial Incentives?* CEPR Discussion Paper No. 4064.
- Lutz, Wolfgang – Skirbekk, Vegard (2005): Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries. *Population and Development Review*, 2005/4. 699–720.
- Monigl István (összeáll.) (1990): *Az 1984-es népesedéspolitikai kormányprogram alapidokumentumai, 1981–1986*, KSH-NKI Demográfiai Tájékoztató Füzetek 8.
- Pressat, Roland (1971): *Demographie sociale*. PUF, Paris.
- Ronsen, Marit (2004): Fertility and Public Policies – Evidence from Norway and Finland. *Demographic Research*, 10. 143–170.
- Spéder Zsolt – Kapitány Balázs (2007): *Gyermekek: vágyak és tények*. Műhelytanulmányok 6. KSH NKI, Budapest. ([www.demografia.hu](http://www.demografia.hu))
- Stupp, Paul – Samara, Renee (1994): Using Parity-Progression Ratios to Estimate the Effect of Sterilization on Fertility. *Studies in Family Planning*, 1994/6. 322–341.
- Tárkányi Ákos (2001): *A családdal kapcsolatos jogszabályok Magyarországon 1980–1998-ig*. KSH-NKI Kutatási Jelentések 67. KSH NKI, Budapest.
- Váralljai Csocsán Jenő (1993): Gyermekszámnövekedési valószínűségek Kelet-Közép-Európában és Délkelet-Európában. *Demográfia*, 1993/2–3. 238–278.
- Váralljai Csocsán Jenő (2000): Gyermekszámnövekedési valószínűségek 1989 előtt és után. *Demográfia*, 2000/2–3. 279–304.
- Willekens F. – Baydar N. (1984): *Age-Period-Cohort Models for Forecasting Fertility*. Netherlands Interuniversity Demographic Institute, 1984 Jul. (Working Papers of the N.I.D.I. No. 45)

Tárgyszavak:

Termékenység  
Népesedéspolitika  
Gyed

**THE PRONATALIST EFFECT OF THE HUNGARIAN “GYED”-SYSTEM  
(1985–1996)**

*Abstract*

In the first part of the study the author surveys the methods, which are fit for examining the effects of family support systems on fertility (analysis of individual data, econometric modelling, parity-progress-ratio analysis, 'natural experiments', comparison with modelled data).

After that he makes an estimate relating to the period 1985–1996, by the help of which he tries to measure how did Hungarian family support system influence fertility. In that period the so-called 'gyed' (maternity benefit or child care fee in exact translation) was the central element in a really complicated support system. This benefit provided the mothers a 24 months long supply after the childbirth, the amount of which was 70 percent of their former income, and offered most of them the possibility of a legal absence from the labour market. It was introduced for definitely pronatalist purpose, it was really expensive, and also controversial regarding welfare policies. But its real effect on fertility has not been modelled systematically till now.

The method used for measuring the effect of this kind of support has been already applied by others, but in details it is really new. The essence of the applied method is that the fertility of a population, which is not affected by the examined benefit, is modelled, and after that the fertility of the modelled and the real population of the analysed period are compared. In the process of modelling the actual population and fertility register data are used, relating to the period before and after the introduction of the benefit. From these data the author estimates – using regression models – the level of fertility (for all cohorts and parities), as if this kind of support had not been introduced at all. Using these estimated data he builds a model-population up.

The results of the analysis show that not only the timing of childbirths, but also completed fertility was influenced by the new pronatalist policy. Under the influence of maternity benefit, fertility of the time seems to have increased by about 8–10 percent. At the same time fertility of the birth cohorts affected by repealed maternity benefit clearly demonstrates that this kind of support increased completed fertility too.

# AZ ELSŐ HÁZASSÁG FELBOMLÁSA – ESEMÉNYTÖRTÉNETI ELEMZÉS

FÖLDHÁZI ERZSÉBET

## 1. Bevezetés

Magyarországon – a nyugat-európai országokhoz viszonyítva – már régóta kiugróan magasak a válási arányszámok. A korábbi kutatások elsősorban a népesség családi állapot szerinti összetételére, illetve a válási trendekre irányultak, a válás okainak elemzése azonban – megfelelő adatok híján – kevesebb figyelmet kapott.

Ennek a tanulmánynak az a célja, hogy rámutasson az első házasság felbomlásának néhány fontos tényezőjére, kiemelve azt a kérdést, hogy a gyermekek milyen szerepet játszanak ebben a folyamatban. Az elemzés során a KSH Népeségtudományi Kutatóintézete által 2001-ben végzett „Életünk fordulópontjai” c. panelvizsgálat első hullámának adatait használjuk.<sup>1</sup> Ezek megfelelő részletességűek ahhoz, hogy az egyén szintjén informáljanak a párkapcsolatok kialakulásáról, illetve felbomlásáról. A válásban szerepet játszó tényezők közül elsősorban a demográfiai természetűeket vizsgáljuk, középpontba állítva a gyermekek számát és életkorukat. A gyermekes családok felbomlásának azért szentelünk különös figyelmet, mert az ennek nyomán keletkező egyszülős családok köztudottan a leghátrányosabb társadalmi csoportok közé tartoznak.

A tanulmányban először rövid áttekintést adunk a magyarországi válási trendekről, majd bemutatjuk az idevonatkozó elméleti megfontolásokat és néhány korábbi kutatási eredményt. Ezt követően ismertetjük az elemzés során használt adatokat és módszereket, majd beszámolunk a kapott eredményekről, végül az összefoglalás és a következtetések zárják a munkát.

## 2. Válási trendek Magyarországon

A válás mindig is ismert jelenség volt a magyar társadalomban, azonban korántsem volt olyan elterjedt, mint napjainkban. A múlt század első évtizedeiben periferiális jelenségnek számított (Lőcsei 1978; Csernákné 1996), manapság

<sup>1</sup> A kutatásról lásd bővebben Spéder 2002; Kapitány – Spéder 2004.

azonban a hazai teljes válási arányszámok<sup>2</sup> az Európai Unió nyugati tagországainak magas mutatóihoz állnak közel (1. táblázat).

*1. Teljes válási arányszámok az Európai Unió egyes tagországaiban*  
*Total Divorce Rate in the member states of the European Union*

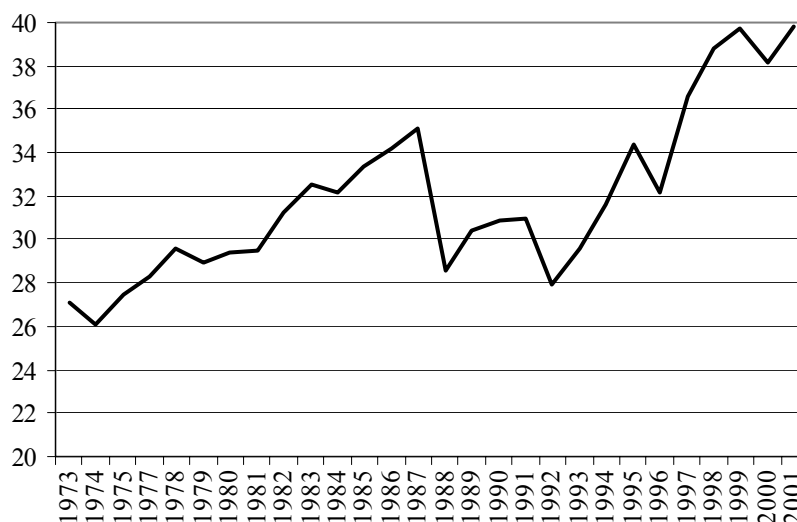
Ország	1970	1980	1990	2002	2004
Ausztria	0,18	0,26	0,33	0,45	0,46
Belgium	0,1	0,2	0,31	0,54	–
Bulgária	0,14	0,18	0,17	0,21	0,31
Ciprus	–	0,04	0,07	0,22	0,24
Csehország	0,26	0,31	0,38	0,46	0,49
Dánia	0,25	0,4	0,44	0,47	0,47
Egyesült Királyság	0,16	0,35	0,37	0,45	–
Észtország	–	0,5	0,46	0,48	–
Finnország	0,17	0,28	0,42	0,50	0,50
Franciaország	0,12	0,22	0,32	0,39	–
Görögország	0,05	0,06	0,12	–	–
Hollandia	0,11	0,25	0,3	0,37	0,35
Lengyelország	0,14	0,14	0,15	0,18	0,23
Lettország	0,51	0,54	0,44	0,37	0,36
Litvánia	0,25	0,38	0,39	0,41	0,45
Luxemburg	0,1	0,27	0,36	0,51	0,49
<b>Magyarország</b>	<b>0,25</b>	<b>0,29</b>	<b>0,31</b>	<b>0,42</b>	<b>0,42</b>
Németország	0,17	0,25	0,29	–	0,46
Olaszország	0,05	0,03	0,08	0,13	–
Portugália	0,01	0,07	0,12	0,39	0,33
Románia	0,05	0,2	0,19	0,2	–
Spanyolország	–	–	0,1	0,1	–
Svédország	0,23	0,42	0,44	0,55	0,52
Szlovákia	–	–	0,24	0,33	0,33
Szlovénia	0,13	0,16	0,25	0,15	0,25

*Forrás:* Demográfiai Évkönyv 2005. KSH, Budapest.

Magyarországon a válások száma 1945 után jelentősen emelkedett, ehhez hozzájárult a házasság felbontását megkönnyítő 1945. évi rendelet. Az 1952-ben hatályba lépett jogszabály kiiktatta a vétkességre alapozott bontóokokat. Ezzel a házasság felbontása előtt álló jogi akadályok lényegében megszűntek. A válások száma és aránya az 1980-as évek második feléig töretlenül emelkedett. 1987-ben a családjogi törvény egy újabb módosítása szigorította a bontóper

<sup>2</sup> A teljes válási arányszám olyan speciális mutatószám, amely azt mutatja meg, hogy a megfigyelt időszakban kötött házasságokra átlagosan hány válás jutna, amennyiben az adott naptári időszak (például év) házasságtartam-specifikus válási arányszámait változtatlanul fennmaradnának.

eljárásrendjét. Ennek nyomán a válási arányszámok – 1988-as mélyponttal – visszaestek az 1970-es évek második felét jellemző, de már akkor is magasnak tartott szintre. 1989 óta a trend, kisebb ingadozásokkal, ismét emelkedő (Csernákné 1996) (I. ábra).

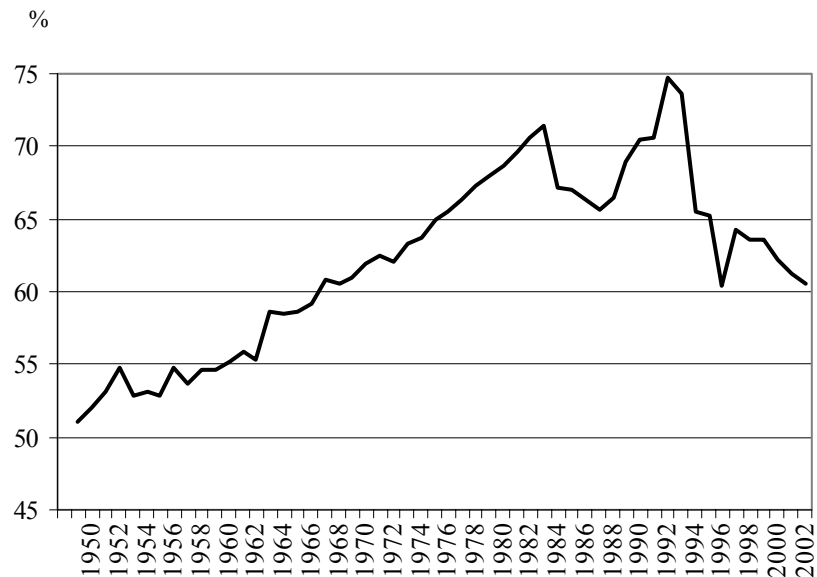


*I. Teljes válási arányszámok Magyarországon, 1973–2001*  
*Total Divorce Rate in Hungary, 1973–2001*

A válások számának és a válási arányszámoknak a növekedése részben a korai házasságkötést követő korai válásokból adódik, részben pedig a hosszabb időtartamú házasságok felbontásának növekvő gyakoriságából (Csernákné 1996). 1973-ban az egybekelést követő öt éven belül a házasságok 10%-a ért véget válással, 1990-ben is hasonló volt az arány, 2001-ben pedig kissé magasabb, 11,5%. A tíz éven belül felbontott házasságok aránya 1973 és 2001 között alig változott, a tartósabb házasságok esetében azonban jelentős a növekedés: a tizenöt éven belül felbontottaké 21%-ról 30%-ra, a húsz éven belül felbontottaké 23%-ról 34%-ra nőtt. Az átlagos házasságkötéskori életkor emelkedésével az átlagos válási életkor is magasabb lett: 1973–2001 között a férfiaknál 36 évről 39-re, a nőknél 33 évről 36-ra emelkedett, miközben a váló felek életkora közötti különbség lényegében változatlanul 3 év volt.

Az emelkedő tendenciák azért is figyelmet érdemelnek, mert ma már többségben vannak az olyan esetek, amikor a felbontott házasságból egy vagy több gyermek is származott. A válások gyermekszám szerinti alakulását tekintve azt látjuk, hogy a közös gyermek(ek) egyre kevésbé jelent(enek) visszatartó erőt. Az 1950-es évek elején még a felbontott házasságok közel feléből nem született

gyermek, az 1990-es évek elején pedig a háromnegyed részben gyermeket hűzasságok végzödték válással. A '90-es évek végére visszaesett ugyan a gyermektelen házaspárok válásának aránya, viszont megnövekedett a két-, illetve három- és több gyermekeseké. A nézőpont megfordításával azt mondhatjuk, hogy míg az 1970-ban véget ért házasságok 40%-ából nem született gyermek, 1980-ra ez az arány visszaesett 31%-ra, az 1990-es évek elejétől pedig – némi ingadozással ugyan – növekszik (II. ábra). A váláskor gyermeket még nem nevelők arányának emelkedése a gyermekvállalási életkor kitolódásával van összefüggésben.



*II. A felbontott házasságok hány százalékában született közös gyermek  
At least one common child in the dissolved marriages (%)*

A válást kezdeményező fél az esetek többségében a feleség. Arányuk már az 1960-as években is meghaladta valamelyest a férjekét, és egészen az 1990-es évek elejéig szinte töretlenül emelkedett: az 1970-es évek közepére elérte a 60, az időszak végére pedig a 70%-ot. Azóta napjainkig kisebb ingadozásokkal 70% körül van a feleség által kezdeményezett válások aránya.



### 3. Elméleti megfontolások és korábbi kutatási eredmények

#### *A válások okai*

A házasság és a család a történelem folyamán alapvető változásokon ment keresztül. Mindazonáltal a mainak vélt jelenségek, így a válások tömeges volta, a házasság válsága, korábban is léteztek, és elterjedtségük is igen különböző volt az egyes társadalmakban (például Malajziában az 1940-es években magasabb volt a válási arány, mint az Egyesült Államokban napjainkban). Igazán új fejlemény viszont, hogy egy társadalmon belül élhetnek egymás mellett a különböző párkapcsolati formák és a legtöbb közülük legitim. Továbbá, hiába volt megszokott a válás és az egyszülős család, szinte soha nem kapcsolódott össze azzal, hogy a nőknek is joguk lett volna a válást kezdeményezni vagy sok nő lett volna képes saját magát és gyermekeit eltartani. A nők gazdasági függetlenedése átformálta a család arculatát és megteremtette a tömeges válások anyagi feltételeit (Coontz 2004).

A nők munkavállalásának általánossá válása mellett azonban még számtalan tényező játszott közre a válások számának és arányának az utóbbi évtizedekben tapasztalható emelkedésében. Ezek alapvetően három metszetben vizsgálhatók: a makrotársadalom, a családi mikroközösség és az egyén szintjén (Cseh-Szombathy 1985).

Az iparosodás megteremtette a nők munkavállalásának lehetőségét, egyzersmind szükségessé is tette azt, s az ezzel együtt megjelenő modern társadalmi intézmények alapvetően megváltoztatták a család működését és megláztották a családtagok közötti kötelekeket. A hagyományos paraszti gazdálkodás visszaszorulása, a nők keresőtevékenységének elterjedése, a tradíciókat gyengítő társadalmi mobilitás, a falvakból a városokba irányuló vándorlás új alternatívákat nyitott, a kapcsolatteremtés új módjai terjedtek el, a család és a házasság ezáltal nyitottabbá és így sérülékenyebbé vált (Cseh-Szombathy 1991).

A család gazdasági funkcióinak fokozatos háttérbe szorulásával előtérbe kerültek a házasság érzelmi funkciói. A modern társadalmakban a szerelem jelenti a házasságkötés gyakran egyedüli legitim alapját, viszont a csupán erre épülő házasságot nem könnyű fenntartani, hiszen az érzelmek gyakran kiszámíthatatlanok. Miután a házassággal szemben támasztott elsődleges elvárás a házaspár boldogsága lett, ennek hiánya esetén a házasság értelmét veszítette (Coontz 2004; Skolnick 1996; Knox 1988).

A 20. századhoz kötődik a fel nem bontott házasságok élettartamának meghosszabbodása. A múlt században Európában és Észak-Amerikában növekedett az átlagos élettartam, miközben a házassági életkor csökkent. Ebből következően a korábbinál jóval hosszabb, átlagosan közel ötvenévnnyi együttélésre számíthatnak a házasságot kötő fiatalok. Ilyen hosszú idő alatt nyilvánvalóan

megnövekszik a válások kockázata is (Somlai 1986). Ehhez – a már említettek kivül – még számos tényező járult hozzá.

Közülük elsőként említendő az értékek változása. A fentebb említett makrofolyamatok hatására a tágabb család és a közösség kontrollja gyengült, s ez együtt járt a tradicionális kulturális, erkölcsi és vallási normák fellazulásával, a házasság elveszítette hajdani normatív talapzatát.

A szekularizáció is nagy szerepet játszott a normák fellazulásában és a házasság intézményének fokozódó instabilitásában (Cseh-Szombathy 1994; Bumpass 2000), mert meggyengítette azokat a normákat, amelyek az elköteleződést, a másokért való felelősségvállalást célozták. Az individualizáció térhódítása, a személyes szabadság és függetlenség felértékelődése, az egyéni érdekek érvényesítésének elsődlegessége, az önmegvalósítás általánossá váló igénye egyértelműen a – mindenféle, így a családi – kötelezettségvállalás elutasítását hozta magával.

A megváltozott értékek nem ugyanolyan mértékben jellemzők az egész társadalomra vagy esetleg bizonyos társadalmi csoportokra. Inkább a pluralizmus jellemző, a sokféle szemléletmód és értékrend együttes jelenléte a társadalomban és annak egyes csoportjaiban (Cseh-Szombathy 1994; Somlai 1999). A sokféleség hatására a külső szabályozás normatív ereje gyengült, a párkapcsolatok alakítása nagyobb szabadsággal jár, a közvetlen környezetben tapasztalt normák és értékek már nem jelentenek kizárólagos útmutatót, érvényességük megkérdőjelezhető.

Az utóbbi évtizedekben egyre kevésbé járt társadalmi megbélyegzéssel a házasság felbontása. A válások folyamatos terjedése döntő szerepet játszott a házasság intézményének megkérdőjelezésében, megingatta, majd le is rombolta az életre szóló házasság eszményét (Spéder 2005). A megromlott házasságok felbontása az egyik lehetséges, társadalmilag elfogadott problémamegoldó módszerré vált. Gyakran már indulóban számolnak a házasulandók ezzel a lehetőséggel – ennek egyik intézményesített formája a házassági szerződés –, s ennek tudatában esetleg kevesebb időt, energiát áldoznak a konfliktusok megoldására. A házasságok bomlékonyabbak voltak, akárcsak az élettársi kapcsolatok és a házasságon kívüli szülések terjedése, a társadalmi „stigma” elhalványodását jelzik, de ugyanakkor a társadalmi tolerancia erősödésének is kedveznek (Bumpass 2000).

A második demográfiai átmenet koncepciójának képviselői szerint is az értékváltozásoknak van kulcsszerepe az új magatartásformák létrejöttében és terjedésében (Lesthaeghe 1996). (A válás esetében a terjedésre vonatkoztathatjuk inkább.) Elsősorban az individualizálódás újabb hullámain, a posztmaterális értékek térnyerését, az autoritásokkal elleni lázadást, a hagyományos nemi szerepek megkérdőjelezését, a jelenközpontúságot emelik ki.

A családi mikroközösség szintjén vizsgálva a házasság felbontásának okait, értelmezési keretként a szociális csereelmülethez folyamodhatunk. Ennek alap-

ján Lewis és Spanier (1979) a válást befolyásoló négyféle hatást vett figyelembe: a *házasság vonzásait* és a *házasság feszültségeit* mint házasságon belüli tényezőket, valamint *más életforma vonzásait* (alternatívákat) és a *külső nyomásokat* (gátakat) mint házasságon kívüli tényezőket. Az első kettő a *házasság minőségét* határozza meg, és így közvetett hatással van a stabilitásra, az utóbbi kettő pedig közvetlenül befolyásolja azt. A házasság minőségét a házasságon belüli pozitív és negatív tényezők aránya dönti el: a házasság előnyös oldalai, vagyis elégedettséget nyújtó tényezők, mint a kölcsönös tisztelet, elfogadás, megértés, szeretet, szexuális örömei stb.; illetve a házasság hátrányos tényezői: feszültségek, megoldatlan konfliktusok, csalódások stb. A házasság stabilitását a párkapcsolaton kívüli tényezők határozzák meg: a házasság fenntartását segítő külső nyomások, mint a válás esetén tapasztalható negatív környezeti reakciók, vagyis a külső elvárások, a válás utáni nehézségek, a kudarctól, magánytól való félelem stb.; más életformák vonzásai, esetleges új párkapcsolat, szexuális kalandok lehetőségei stb. (Bognár – Telkes 1986). A válás valószínűsége tehát akkor a legnagyobb, ha nagyok a feszültségek, de gyengék a fennmaradást szolgáló kényszerek, és erős az alternatív lehetőségek vonzása (Cseh-Szombathy 1985; Gödri 2001; Philips 2004).

A házasság felbomlásában – amint az eddigiekben már láttuk – demográfiai, társadalmi, gazdasági és pszichológiai tényezők egész sora játszik szerepet. A válás nem egyetlen mozzanat, hanem inkább folyamatnak tekinthető, amelyre hatással vannak az egyének életében bekövetkező egyéb események is, mint például a képzettség változása, a foglalkozási életútban vagy a lakáskörülményekben bekövetkezett változások stb. A személyes értékek, jellemzők és attitűdök is módosulhatnak (Jasilioniene 2007).

A válás a házastársi kapcsolatok megszűnésének egyszerre több szinten zajló folyamata is. A legfontosabb szintek: az érzelmi leválás, a másik „elengedése”; a válás jogi aktusa; a szülő-gyermek kapcsolat új szerepeinek kialakítása; a vagyonmegosztás és végül a korábbi társas kapcsolatok átrendeződése (Bognár – Telkes 1986).

Tehát a házasság megszűnése nemcsak az élet különböző területeire kiterjedő, hanem időben is elhúzódó folyamat, amelyben a jogi aktus, a válás bírósági kimondása csupán egyetlen – és nem is mindig a legfontosabb – állomás. Tudjuk, hogy az érintett felek az esetek többségében már a válást – akár jóval – megelőzően szétköltöznek (Becker 1993), és ezt az eseményt inkább tekinthetjük a tényleges életközösség megszűnésének, mint a bírósági határozat megszületését. Erről az időszakról keveset tudunk, mert a különélésre leggyakrabban a két fél közötti informális egyezség alapján kerül sor. A tapasztalat azonban az, hogy a legtöbb külön élő pár hamar elválik (Cherlin 1992).

A korábbiakban említettekén kívül a válási esélyeket a házastársak személyes jellemzői, elvárásai és igényei, konfliktus- és problémamegoldó készségei

is befolyásolhatják. A döntésben szerepet játszó tényezők különbözőek a férfiak és a nők esetében, és időben is változnak: eltolódás tapasztalható az instrumentális okoktól az érzelmi felé (Kitson – Sussman 1982). A leggyakrabban az alkoholizmus, a hűtlenség, a kommunikáció és a megértés hiánya, az összeférhetetlenség, a családon belüli nemi szerepek eltérő megítélése, szexuális és anyagi problémák merülnek fel (White 1990). Az említett okok fontossági sorrendje a családi életciklusok során is változnak: egyesek előtérbe kerülnek, míg mások háttérbe szorulnak (Rasche 1988). Saját kutatásaink is alátámasztják a fentieket.<sup>3</sup> A nők több okot jelöltek meg, mint a férfiak, az első három helyen azonban mindkét nemnél ugyanaz szerepelt: a figyelmesség és a szeretet hiánya, a volt házastárs személyes szokásai és az anyagi problémák. A nőknél nagyobb súllyal szerepelt a volt házastárs italozása és költekezése, a férfiaknál pedig a saját munkával való túlterheltség. Emellett megjelent még a volt házastárs hűtlensége, problémák a családjával és a barátaival, továbbá szexuális problémák és a háztartási munkák, illetve gyermeknevelés körüli nézeteltérések. A figyelmesség és a szeretet hiányának primátusa egyértelműen jelzi a házasság érzelmi oldalának előtérbe kerülését.

#### *A válások egyes konkrét tényezői*

Az előzőekben a válások általános, makrotársadalmi, a családi mikroközösségben rejlő, illetve személyes okait tekintettük át. A következőkben az egyes konkrét társadalmi-gazdasági-demográfiai tényezőkre térünk rá.

Mckay (2002) összefoglalja azokat a konkrét, elsősorban demográfiai jellegű tényezőket, amelyek összefüggésbe hozhatók a válás megnövekedett valószínűségével. Ezek a következők: korai házasságkötés, házasság előtti együttélés, házasság előtti szülés, a házasságkötést követő rövid időn belül megszülető első gyermek, rossz anyagi körülmények, alacsony képzettség, különböző társadalmi osztályból származó házastársak, válás a szűkebb családban, előző házasság (saját válás). Megemlíti még továbbá az alternatív partnerek elérhetőségét, illetve az alternatív lakhatási lehetőségeket (pl. a szülőknél).

A válás okait vizsgáló kutatások általános tapasztalata, hogy a demográfiai tényezők hatása legtöbbször erős és konzisztens, míg más társadalmi-gazdasági tényezőké gyengébb és nem egyértelmű.

<sup>3</sup> A KSH Népszámságtudományi Kutatóintézete „Családi együttélés” címmel 2002/2003-ban kérdőíves vizsgálatot végzett a 2000-ben elvált férfiak és nők 1606 fős mintáján.

*A származási család: a szülők válása és a testvérek*

Számos tanulmány számol be arról, hogy a szülők válása megnöveli a felnőttkori párkapcsolat felbontásának valószínűségét, de arra is rámutatnak, hogy ez az összefüggés nem túl erős (Amato 1996; Pope – Mueller 1976; Greenberg – Nay 1982). Az elvált szülők gyermekei tehát maguk is nagyobb eséllyel válnak el, mint azok, akik stabil szülői családból származnak. Ez még azok esetében is megfigyelhető, akik már felnőttek voltak, amikor a szüleik házassága felbomlott (de Graaf – Kalmijn 2006; Wallerstein et al. 2000).

Az az általános vélemény, hogy a jelenség eredete a hiányos szocializáció, aminek következtében az érintettek kevésbé képesek a problémákkal megbirkózni, a nemi szerepeket nem megfelelően sajátítják el, hiányzik a szükséges kontroll és általában anyagi problémákkal küzdenek (Raschke 1988). Az elvált szülők gyermekeit nagyobb eséllyel gyötörnek olyan gondok, mint a mások iránti bizalom vagy az elköteleződésre való képesség hiánya. A szülők válása lebontja a válás pszichológiai korlátait, és elfogadhatóbbá teszi mint a konfliktus megoldásának egyik lehetséges módját (Amato 1996). *Feng* és szerzőtársai arra a következtetésre jutottak, hogy a szülők válása azáltal növeli a gyermek válásának valószínűségét, hogy alacsonyabb lesz az iskolai végzettsége és a jövedelme, valamint korábban is házasodik. Ha viszont kiküszöböljük ezeknek a tényezőknek a hatását, akkor mérséklődik a különbség az elvált és nem elvált szülők gyermekeinek válási hajlandósága között.

A testvérek számának szintén van befolyása. Aki több testvérrel együtt nevelkedett, az jobban hozzászokott a nagyobb családhoz, és általában is a családi környezethez, tehát igyekszik azt megőrizni. Úgy is érvelhetünk azonban, hogy a több testvér egyfajta támogató hálózatot biztosít, ami megkönnyíti a válás következményeinek kezelését (Bernhardt 2000).

*Életkor a házasságkötéskor*

A házasságkötéskor betöltött életkor a válás egy további fontos előrejelzője. Számos tanulmány beszámol arról, hogy a korán, főként a 20 éves kor előtt kötött házasságok esetében nagyobb a válás esélye (Andersson 1997; Kiernan 1986; Kravda, 1988; Martin – Bumpass 1989).

A gazdasági elméletek szerint ennek az az oka, hogy nagyon fiatal korban az emberek nem fordítanak elegendő időt és energiát a megfelelő partner keresésére, illetve hogy nem elég érettek a megfelelő társ kiválasztására; érzelmileg nem eléggé felkészültek, és hiányoznak a kapcsolat fenntartásához szükséges ismereteik és a gazdasági erőforrások. A túl fiatalon kötött házasság gyakran irreális szerepelvárásokkal, valamint a szülői családtól való elszakadás nehézségeivel is együtt jár (Raschke 1988). Jelentősége van továbbá annak is, hogy a

személyiség ebben a korban még kialakulóban van, még sokat változik. Minél fiatalabb egy pár, annál nagyobb az esélye, hogy az évek folyamán eltávolodnak egymástól, mert egyre nagyobb eltérést tapasztalnak érdeklődési körükben, nézeteikben és terveikben. A házasságkötési kor a házasság első öt évében a válás előrejelzésére leginkább alkalmas tényező (Martin – Bumpass 1989).

A korai házasságkötést tehát – más okok mellett – azért tartják a válás kockázatát növelő tényezőnek, mert feltételezik, hogy ebben az esetben kevesebb idő áll rendelkezésre a megfelelő társ megtalálásához, információk gyűjtéséhez. Ellentmond ennek a magyarázatnak, hogy a házasság előtti együttélés – aminek folytán a partnerek minden bizonnyal több ismerethez juthatnak egymásról – növeli a válás esélyét. Brüderl és Kalter (2001) azt fejtegeti egy tanulmányában, hogy valójában nem a házasságkötéskor betöltött életkort kellene figyelembe venni, hanem a megismerkedés, illetve a szorosabb kapcsolat kialakulásának időpontját. Kimutatták, hogy így eljárva a házasság előtti együttélés negatív hatása számottevően gyengébbnek mutatkozik.

Néhány tanulmány amellet érvel, hogy a házasságkötéskor betöltött életkor és a házasság felbomlásának kapcsolata a társadalmi státus hatását tükrözi, ugyanis az alacsonyabb társadalmi osztályokból származók hajlamosabbak korábbi életkorban házasodni. Továbbá egyes kutatások szerint a korán házasodók sajátos személyiségvonásokkal rendelkeznek, amely hajlamossá teszi őket a korai válásra is (Hoem – Hoem 1992).

#### *Együttélés a házasság előtt*

A házasság előtti együttélés hatásával kapcsolatban érvelhetünk úgy, hogy ennek csökkentenie kell a válás kockázatát, mivel a partnerek megismerhetik egymást, megtapasztalhatják, hogy a másik fél hogyan viselkedik a mindennapi életben fontos helyzetekben. A házasság előtt együtt élők esetében több a partnerről szerzett információ és nagyobb a kapcsolatba történt befektetés.

Számos kutatás eredményei szerint azonban éppen ennek az ellenkezője tapasztalható, vagyis az előzetes együttélés nélkül összeházasodók körében kisebb a válási kockázat (White 1987; Booth – Johnson 1988; Thornton 1991). Azt mondhatjuk, hogy ahogyan az együttélési formák változnak – vagyis az élettársi kapcsolat egyre jobban elterjed –, a házasság mint első együttélési forma egyre inkább vallásos vagy egyéb meggyőződések (esetleg valamilyen területi vagy más kulturális hatások) kifejeződése lesz. Ez azt is jelenti, hogy ebben a csoportban alacsonyabb és csökkenő válási esélyekre számíthatunk. A választott forma tehát egyfajta szelekciót is rejt, és a házasság előtt együtt élők általában liberálisabb nézeteket vallanak a párkapcsolatokra vonatkozóan (is), gyengébb a házassággal szembeni elkötelezettségük, kevésbé normakövetők, és

kevésbé befolyásolja őket a válással járó esetleges stigmatizáció, ezért könnyebben bontják majd fel a házasságukat.

#### *Házasságon kívül született gyermek*

Számos kutatás foglalkozott azzal, hogy az első gyermek születésének időzítése milyen hatást gyakorol a házasság stabilitására. Általános tapasztalat szerint az összefüggés fennáll. A házasságot megelőző fogamzás és különösen a házasság előtti születés növeli a házasság felbomlásának valószínűségét, főként az első években (Andersson 1997; Lyngstad 2006; Waite – Lillard 1991; Martin – Bumpass 1989). A magyarázat többnyire a gyakori anyagi problémákban (amit olykor a tanulmányok megszakítása is befolyásol), valamint a szülői szerepre való felkészületlenségben található meg. A házasság felbomlásának ezt a megnövekedett valószínűségét nem befolyásolja, hogy ki a gyermek apja – akkor is fennáll, ha ez a későbbi férj (Kravdal 1988; Liu 2002).

A házasságon kívül született, illetve fogant gyermek válási kockázatot növelő hatását annak tulajdonítják, hogy nem volt elegendő vagy megfelelő idő és lehetőség a partner kiválasztására, illetve annak, hogy a házasságon kívül gyermeket szült nők kevésbé számítanak kívánatos partnernek a házassági piacon – a „kikényszerített” vagy „erőltetett” házasság a feszültségek felgyülemeléséhez vezethet.

Megjegyezzük azonban, hogy Hoem és Hoem (1992) nem találtak ilyen hatást, ha abban az élettársi kapcsolatban született, illetve fogant a gyermek, ami később a házassághoz vezetett. Az együttélésen kívül született első gyermek viszont nagyobb válási kockázatot generál. Ez a helyzet két változatban áll elő: vagy a jelenlegi házastárs nem a gyermek apja, vagy a párnak olyan problémái voltak a gyermek születésének idején, amely akkor megakadályozta őket az összeköltözésben, illetve a házasságkötésben. Mindkét esetben fokozott válási kockázattal számolhatunk.

A házasságon belül fogant és született gyermek(ek) védeneink leginkább a házasság bomlás ellen. Nem tudjuk azonban azt, hogy az első gyermek születésének a házasságkötést követő több éves késleltetése növeli-e a házasság stabilitását a korábbi gyermekszüléshez képest.

#### *A gyermekek száma, kora és neme*

A gyermekeknek a házasság stabilitására gyakorolt hatására vonatkozó szakirodalom arra a következtetésre jut, hogy a gyermek hozzájárul a házastársak közötti szorosabb kapcsolathoz és csökkenti a válás esélyét. A gyermekek ún. házasságspecifikus tőkét alkotnak (Becker – Landes – Michael 1977),

emelve a házasság értékét, és ezzel növelve felbontásának a költségeit is, hiszen a válás ennek a tőkének a részleges vagy teljes elvesztésével járhat (Waite – Lillard 1991; Brüderl – Kalter 2001). A gyermek jogi, anyagi és érzelmi korlátokat állít a válás elé, ugyanakkor azonban több gyermek nem jelent szükségszerűen nagyobb védelmet.

Az emberek akkor fektetnek be ilyen tőkébe, ha ez valamiféle hozadékkal jár saját maguk és utódaik számára (és esetleg más családtagok számára is). Eszerint a gyermek születése annak megnyilvánulása, hogy a kapcsolat jól működik és a válás kockázata alacsony – legalábbis, ha tervezett gyermekről van szó. Ezt a következtetést kiterjeszthetjük a közös gyermekekre általában, és ha nem működnének más hatások, minden további gyermeknek tovább kellene csökkentenie a válási kockázatot. A kutatási eredmények nagyrészt összhangban vannak ezzel, ugyanakkor rámutatnak arra, hogy a csökkenés nem monoton, a háromgyermekes párok esetében nagyobb a válás kockázata, mint a kétgyermekeseknél. Elképzelhető, hogy a második gyermek után születő gyermekek előre nem látott feszültségeket visznek a családok életébe, vagy hogy egy további gyermek bizonyos esetekben már nem tesz jót a családi kapcsolatoknak (Hoem – Hoem 1992).

A rendelkezésre álló kutatási eredmények alapján azt mondhatjuk, hogy a kétgyermekes párok körében a legkisebb a kockázat, a további születéseknek már kisebb a befolyásuk. Számos tanulmányban arra a következtetésre jutottak, hogy a gyermekek számának a válásra gyakorolt hatása U alakú görbével szemléltethető: valószínűsége legalacsonyabb a kétgyermekesek, legmagasabb pedig a gyermektelenek, illetve a négy- és több gyermekesek körében (Andersson 1997; Liu 2002).

Nemcsak a gyermekek száma, hanem az életkora is fontos szerepet játszhat a házasság stabilitásában. A válás kockázata alacsony a gyermek születését követően, és a legalacsonyabb abban az időszakban, amikor a gyermek még nagyon kicsi. Növekedésével párhuzamosan emelkedik a válás kockázata (Andersson 1997; Kravdal 1988; Becker – Landes – Michael 1977). Waite és Lillard (1991) szerint az életkor hatása az elsőszülötteknél a legerősebb. Az elsőszülött gyermekek az iskoláskor előtti éveikig növelik szüleik házasságának stabilitását, míg az ezt követően született gyermekekről csak egészen fiatal korukig állítható ez.

Tudjuk, hogy bizonyos társadalmakban, illetve bizonyos társadalmi csoportokban előfordul, hogy bizonyos nemű gyermek születését preferálják (például Kínában a fiúgyermekét). 1980-as évekből alapozott korábbi kutatások alapján felmerült az a feltételezés, hogy azok a párok, akiknek csak lánygyermekük van, jobban ki vannak téve a válás kockázatának (idézi Diekmann – Schmidheiny 2004). Lehetséges magyarázatként azt hozták fel, hogy az apákat általában jobban bevonják a fiúk nevelésébe, mint a lányokéba, és ez stabilabbá teszi a házasságokat. Diekmannék 16 országból származó ada-



tai nem igazolták ezt a feltételezést. Vélhető, hogy a családi szerepek változásával az apák figyelme egyenlőbben oszlik meg különböző nemű gyermekeik között.

A kutatót foglalkoztathatja az a kérdés is, hogy azok esetében, akik első gyermekei ikrek, különbözik-e a válás esélye az olyan párokétól, akiknek egy mást követően születnek meg a gyermekeik. A felvetés érdekes, bár kissé marginális, tekintve, hogy átlagosan 100 születésre esik egy ikerszülés. Svéd adatok elemzése nem mutatott ki ilyen különbséget (Walke 2002). Az ikreket gyakran ki is zárják a vizsgálatokból, eleve feltételezve, hogy szüleik viselkedésének sajátosak a motívumaik. A gyermek világra jötte általában megszilárdítja a házasságokat, legalábbis egy időre; az ikrek születése azonban olyan stresszel járhat, amellyel a pár nehezen birkózik meg. Az esemény tehát a házasság megromlásához vezethet, de a megnövekedett felelősség stabilizálhatja is azt.

#### *A házasság tartama*

A házasságtartam és a válás összefüggését vizsgálva abból a logikus feltevésből indulhatunk ki, hogy akik elégedettebbek a házasságukkal, kevésbé hajlamosak azt felbontani, de mert az elégedettség időközben változik, különböző időszakokban más-más a válás kockázata.

Számos tanulmány szerint a házassággal való elégedettség az életút folyamán U alakú görbe szerint változik, azaz az első években csökken, a későbbiekben pedig emelkedik. Az első ilyen kutatási eredmények már a hetvenes években jelentek meg (Rollins – Feldman 1970; Rollins – Cannon 1974; Spanier et al. 1975). Empirikusan is bebizonyosodott, hogy a válás kevésbé valószínű idősebb korban és hosszabb házasságtartam után (Fergusson et al. 1984; Booth et al. 1986).

A válási kockázat ilyen változásának egyik lehetséges magyarázata az, hogy a házasság első évtizedében a felek a további életútjuk szempontjából meghatározó eseményeken mennek keresztül és nagy kihívásokkal szembesülnek (az iskola befejezése, álláskeresés, karrierépítés, gyermek születése stb.). Évekkel később már sokkal nyugodtabb életet élnek, és megfelelő probléma-megoldási stratégiák birtokában vannak. Az együttélés hosszú éveit alatt növekszik a „házasságspecifikus tőke” is, és ez költségesebbé teszi a válást.

A legtöbb elemzés a gyermekek érkezésére összpontosít. Megszületésüket követően az elégedettség mérséklődéséről számolnak be a párok. Ha a gyermek stressz forrása a házasságban, akkor feltételezhetjük, hogy több gyermek még inkább az; a serdülőkori problémák hatásaként pedig tovább csökken az elégedettség. Ezzel összhangban a rövid távra vonatkozó elemzések azt mutatják,

hogy az első gyermek megszületését követően az elégedettség mértéke alacsonyabb, majd ismét emelkedik, amikor a gyermekek elhagyják a szülői házat.

Ezek az eredmények azonban keresztmetszeti jellegű vizsgálatokon alapultak, így nem tudták kiszűrni a kohorszthatást, valamint az életkor és más tényezők befolyását. Longitudinális vizsgálatok során azonban nem mutattak ki U alakú görbét (White – Booth 1985; Caroline – George Vaillant 1993). Így VanLaningham és szerzőtársai (2001) az Egyesült Államokra vonatkozóan azt találták, hogy az elégedettség és a házasságtartam közötti kapcsolat csak enyhén görbevonalú, és a házasság kezdeti éveiben legnagyobb a csökkenés. Glenn (1998) házasságkohorszokat hasonlított össze a GSS megismételt keresztmetszeti hullámaiból, és azt látta, hogy folyamatosan csökken a házassággal való elégedettség.

Ugyanakkor azonban az említett elemzések nem vesznek figyelembe számos szóba jöhető tényezőt. Ilyen például, amikor a feleség fizetett munkát vállal, lakást változtat a család, jövedelmük növekszik vagy csökken, valamelyikük nyugdíjba megy – ezek pedig mind olyan mozzanatok, amelyek átstrukturálják a családi szerepeket és hatással lehetnek arra, hogy a pár tagjai hogyan értékelik a házasságot. A házasság késői fázisában hozzájárulhat az elégedettséghez az anyagi biztonság és a saját otthon. Lee (1989) pedig azt találta, hogy a felelősség és a különböző szerepekhez kapcsolódó követelmények, elvárások csökkenésének lehet ilyen hatása. Myers és Booth (1996) kutatása szerint a nyugdíjazás akkor korrelál a házasság minőségének javulásával, ha a férj korábbi munkája nagymértékű stresszel járt.

Az utóbbi évtizedekben növekszik az igen hosszú házasságtartamot követően felbontott házasságok aránya az összes váláson belül, ennek mértéke azonban (még) kisebb annál, hogy érdemben emelje a válási kockázatot az adott csoportban. Kétségtelenül szerepet játszik itt az is, hogy ekkorra már sok házasságnak az egyik házastárs halála véget vetett. A magyarországi statisztikai adatok szerint is a válási arányok növekedése tapasztalható mind az idősebb korúaknál, mind – ezzel összefüggésben – a régebben fennálló házasságok esetében.

### *Jövedelem, foglalkoztatás*

A nők munkavállalása megteremtette ugyan a válás gazdasági feltételeit, azonban a házasság felbontásáról hozott döntést számos ezzel összefüggő tényező árnyalhatja. Fontos szempont lehet az, hogy rendelkeznek-e biztos jövedelemmel a pár tagjai, mire számíthatnak a válást követően – részben a két külön háztartás létrehozása következtében előálló gazdaságossági veszteség, részben pedig a munkalehetőségeket illetően (ez utóbbi főként a gyermekeset, illetve kisgyermekeseket érinti, főleg azt a felet, akinél a válás után marad a gyermek). A kutatási eredmények eléggé vegyes képet mutatnak a foglalkozta-

tás, a foglalkozási státus, a munkaidő és a jövedelem hatásáról, és ez nemek szerint is különböző.

A válás gazdasági következményeinek feltárására irányuló munkák mindegyike jövedelemcsökkenésről számol be. Ennek mértéke a nők – különösen pedig a gyermekes nők – esetében nagyobb. Országonként vannak ugyan különbségek, de a válás mindenütt negatív hatással van a gyengébb félre. A veszteség súlya a nők munkaerő-piaci helyzetétől – konkrétan és általában is –, az állam által nyújtott pénzügyi támogatástól, továbbá a rokonsági hálózat működésétől. Tehát a család, a munkaerőpiac és az állami intézmények modulálják ezt a hatást (Andress et al. 2006).

Feltételezhetjük, hogy a nők munkaerő-piaci szerepvállalása a válás esélyének növekedése irányában hat, hasonló működési mechanizmus révén, mint a képzettség. Akinek biztos állása van, az nagyobb eséllyel fog elválni, mert egyrészt jobb a gazdasági helyzete, másrészt általában jobban meg tud birkózni a család felbomlásával, jobban tudja hasznosítani a képességeit, jobban tud élni a lehetőségeivel, továbbá mert több lehetősége van arra, hogy más férfiakat ismerjen meg, mert részben a férjétől független társadalmi életet él. A rész-munkaidőben dolgozó nők esetében ezeknek a tényezőknek a hatása gyengébb. Ennek a foglalkoztatási formának a választása önmagában is jelzi, hogy jobban elkötelezettek a család iránt, mint akik teljes munkaidőben dolgoznak.

Számos kutatás azonban ettől eltérő eredményre jutott. Alacsony foglalkozási státusú és alacsony jövedelmű csoportokban korábbi vizsgálatok többnyire magasabb válási arányt mutattak ki (Fergusson et al. 1984; Raschke 1988; Martin – Bumpass, 1989). Ross és Sawhill 1975-ös longitudinális vizsgálata szerint a férfiak körében pozitív az összefüggés a munkanélküliség és a házasság instabilitása között, ezt később, 1979-ben Cherlin is igazolta (Raschke 1988). Az alacsony foglalkozási státus és a magas válási gyakoriság szintén kapcsolatban áll. A nők esetében viszont éppen a foglalkoztatottság járt együtt a válás nagyobb valószínűségével (Mott – Moor 1979; Booth – White 1980).

### *Képzettség*

Elméleti megfontolások és korábbi kutatási eredmények egyaránt arra engednek következtetni, hogy a képzettség is befolyásolja a válási kockázatot.

Az iskolázottabbak inkább megengedhetik maguknak, hogy külön otthonban, külön háztartásban éljenek; jobban bízhatnak abban, hogy képesek lesznek megküzdeni az újrakezdés nehézségeivel, sőt az abban rejlő lehetőségeket ki tudják használni.

Ugyanakkor ennek ellenkezőjére, vagyis arra vonatkozóan is vannak kutatási eredmények, hogy a magasabb iskolai végzettségűek körében alacsonyabb a válás valószínűsége (Mott – Moor 1979). Glick és Norton 1979-ben azt való-

színűsítette, hogy azok az egyéni, társadalmi és gazdasági körülmények, amelyek a magas iskolai végzettség tényezői, a házasság stabilitása irányába hatnak (Raschke 1988). Hoem és Hoem (1992) eredményei szerint az iskolázottabb szülők lánygyermekai nagyobb eséllyel bontották fel párkapcsolatukat, mint a kevésbé képzetteké. Szerintük eszerint kell lennie valaminek a magasabb társadalmi osztályok kultúrájában, ami könnyebben elfogadhatóvá teszi a válást a megromlott párkapcsolat fenntartásának alternatívájaként.

Úgy tűnik, hogy mindkét fenti érvelés igaz lehet, csak más-más időszakra vonatkozóan. Graaf és Kalmijn (2006) a válási kockázat öt jól ismert meghatározó tényezőjét vizsgálta tanulmányában, ezek a következők: a képzettség, a szülők társadalmi státusa, a vallásosság, a szülők válása és a gyerekek. Megfigyelésük tárgyát az 1952–1999 közötti holland házassági kohorszok képezték. Ebben az időszakban az elemzésbe bevont társadalmi tényezők hatása stabil volt, a képzettség kivételével. Azokban az időkben, amikor a válás még nem volt annyira elterjedt, mint napjainkban, a magasabb képzettségűek nagyobb eséllyel bontották fel házasságukat, mint a képzetlenebbek. A válások tömeges elterjedésével azonban ez a tendencia megfordult, és ma már a házasságbomlás esélye a kevésbé iskolázottak között magasabb.

### *Vallás*

A vallás – mint a tradicionálisabb családi értékek és a magasabb szintű erkölcsi elkötelezettség forrása – általában meglehetősen erős hatást gyakorol a házasság stabilitására. A vallási közösség szigorú kontrollt gyakorol tagjainak mindennapi élete fölött, részletesen szabályozza azt, és ez az individuális törekvések visszaszorítására és a vallási-egyházi normák betartására készlet. A szabályok megszegését, a normakövető viselkedés hiányát pedig a közösség különböző módon szankcionálja.

Úgy tűnik, a felekezeti hovatartozás kevésbé befolyásolja a házasság stabilitását, mint a vallásgyakorlás, és ez a hatás általában csökken. Korábbi kutatások azt találták, hogy a katolikusok kevésbé hajlamosak a válásra, mint a protestánsok, és ezt a katolicizmus szigorú válásellenességével magyarázták. A közelmúltban született tanulmányok arról számolnak be, hogy a két felekezethez tartozók válási arányszámai közelednek egymáshoz. Mindazonáltal összehasonlító értelemben a vallásosok kevésbé toleránsak a válással szemben.

A valláshoz való viszony a kérdés időpontjára vonatkozott, nem pedig a vizsgált viselkedés előfordulásának idejére. Feltételezhetjük azonban, hogy a hitbeli meggyőződés kialakulása hosszan tartó szocializációs folyamat eredménye, és az életút folyamán nem vagy csak kevéssé változik – tehát nem követünk el nagy hibát, ha a fent jelzett módon járunk el. Valami mégis gondolkodóba ejtethet eljárásunk helyességét illetően: bizonyos traumatikus események

képesek lehetnek megváltoztatni ezt a meggyőződést, és a válást tekinthetjük ilyennek. Következésképp, ha valaki a házassága felbomlása után megkeseredve fordult a vallás felé, akkor alulbecsüljük a stabilizáló hatást, hiszen olyanokról is feltételezzük, hogy a válás idején vallásosak voltak, akikre akkor még ez nem volt igaz. Az ebből eredő torzítás természetesen fordítva is előfordulhat.

### *Naptári idő*

A jelenség elemzése során igen fontos a naptári idő rögzítése, ezt számos tanulmány hangsúlyozza (Kravdal 1988; Andersson 1997). A válások gyakoriságában e szerint bekövetkezett mozgások egyrészt az idevágó törvények, másrészt a szélesebb értelemben vett társadalmi-gazdasági és kulturális közeg változásait tükrözik.

A válás jogi szabályozása általában inkább követi a már kialakult tendenciákat, tehát hosszabb távú változásokra önmagában ritkán ad magyarázatot. Rövidebb távon azonban esetleg más tényezőkkel nem magyarázható hirtelen ingadozásokat generálhat, mint például az 1987-es hazai szigorítás, amelynek hatására 1988-ban mélypontra süllyedt a válások száma (néhány év alatt azonban visszaállt a korábbi szint).

A gazdasági változások élénkíthetik vagy visszafoghatják a házassági és a válási hajlamot is. A konjunktúra kedvező feltételeket teremthet a váláshoz azáltal, hogy könnyebben biztosítható az egyszemélyes vagy egy szülő gyermekkel típusú háztartások önálló megélhetése, míg a recesszió éppen ellenkezőleg hathat.

A kulturális változások, az értékek és attitűdök módosulása hosszabb távú folyamat, a naptári időben ezek hatását csak ilyen dimenzióban tudjuk kimutatni. A házasság és a válás megítélésének változása – aminek nyomán a házasság már nem feltétlenül szerepel az egyéni tervek között, illetve az életre szóló házasságot felváltja a házasságok és élettársi kapcsolatok sorozata, továbbá a válás társadalmi elfogadása – évtizedes folyamat eredménye.

### *Válás Európában – hasonlóságok és különbségek*

A válásra hajlamosító tényezők az egyes országok társadalmi-gazdasági-kulturális jellemzőinek függvényében eltérő módon fejtik ki hatásukat.

Egy tanulmányban (Wagner – Weiss 2006) európai longitudinális válás-vizsgálatok metaelemzését mutatták be a szerzők. Három lehetséges tényezőt vizsgáltak: a házasság előtti együttélést, a közös gyermekeket és a szülők válását. Mindegyik tényező számottevő variabilitást mutatott. A házasság előtti együttélés néhány országban (Csehország, Észtország, Franciaország, Németor-

szág, Magyarország, Olaszország, Hollandia, Lengyelország, Spanyolország és Svájc) szignifikáns kapcsolatban áll a házasság stabilitásának csökkenésével, más országokban (Ausztria, Belgium, Finnország, Litvánia, Szlovénia, Egyesült Királyság) ilyen összefüggés nem mutatkozik, Görögországban pedig pozitív a hatás. A házasság előtti együttélés összességében 33%-kal növeli a házasság felbomlásának valószínűségét. Ha gyermeke van a házaspárnak, ez 25–70%-kal növeli kapcsolatuk szilárdságát. Csaknem minden országban pozitív a kapcsolat, csak Németországban és Svédországban mutatható ki némi negatív hatás, de az átlagérték ezek esetében is pozitív. Ha a szülők elváltak, ez átlagosan 60%-kal növeli annak esélyét, hogy gyermekeik is így tegyenek. A hatás nem szignifikáns Franciaországban, Lengyelországban, Szlovéniában és Spanyolországban. Az átlagos hatás szórása nagy: az olaszországi 274% és a lengyelországi 13% képezi ezt a két pólust. Összefoglalóan az állapítható meg, hogy azokban az országokban, amelyekben a házasságot szigorú normák szabályozzák, a házasság előtti együttélés erősebben hat a válásra, mint ahol ez a szabályozás gyengébb. Továbbá, minél kevesebb az akadályozó tényező, annál kevésbé függ össze a szülők és a gyermekek válása.

#### 4. Adatok és módszerek

Az elemzés az „Életünk fordulópontjai” c. panelvizsgálat első hullámának adatait dolgozza fel. Az adatfelvétel 2001-ben történt, több mint 16 ezer fős, a 18–75 év közötti népességre reprezentatív mintán. Mivel a nemek szerinti összehasonlítás nem állt szándékunkban, elemzésünkben csak a nők szerepelnek.

Tanulmányunkban a függő változó a jogi értelemben vett válás.<sup>4</sup> A kockázati időtartam az első házasságkötéstől a válás bekövetkeztéig tart, hónapokban mérve. A megfigyeléseket két esetben cenzoráltuk: az interjú időpontjában, ha nem következett be a vizsgált esemény (a válás), illetve a házastárs halálának időpontjában, amennyiben ez volt a házasság megszűnésének az oka. Az elemzésbe végül összesen 6741 esetet vontunk be, és ebből 1371 esetben következett be válás. Az elemzésből kizárt esetek számát és a kizárás okát a 2. táblázat tartalmazza.

<sup>4</sup> A házasság végének tekinthetnénk a házasfelek különköltözésének időpontját is – ami a legtöbb esetben nem egyezik meg a válás törvényes kimondásának időpontjával, és a legtöbb esetben nem is esik azzal egybe –, erről azonban nem rendelkezünk információval.

*2. Az elemzésből kizárt esetek és a kizárás oka*  
*Cases excluded from the analysis and the cause of the exclusion*

Esetek száma az eredeti adatbázisban	16 363
<i>A kizárás oka</i>	
Férfi	7 435
Nem kötött házasságot (hajadon, nőtlen)	1 831
Hiányzó adatok a házassággal kapcsolatban	111
Hiányzó adatok a gyermekekre vonatkozóan	43
Ikergyermekesek	106
Hiányzó adatok a vizsgált változóknál	96
<i>Az elemzésbe bevont esetek száma</i>	6 741
<i>A vizsgált esemény (válás) előfordulása</i>	1 371

Munkánk során szakaszonként konstans eseménytörténeti modellt használtunk: feltettük, hogy a kockázati ráta konstans, vagyis a kockázati idő mint kategoriális változó minden egyes kategóriájában állandó, de a különböző kategóriákban különböző lehet. Az eredményeket relatív kockázatok formájában mutatjuk be.

#### *Változók*

Az elemzés során egyaránt használtunk hagyományos (time-constant) és dinamikus (time-varying) változókat. A változók listáját és változónként a kockázati idő eloszlását a 3. és 4. táblázatban mutatjuk be.

Az első házasságkötés előtti gyermekszülés változójában csupán két kategóriát különböztetünk meg: megtörtént-e vagy sem ez az esemény. Ha igen, nem teszünk különbséget aszerint, hogy a férj-e a gyermek biológiai apja vagy sem. *Korábbi kutatási eredmények alapján azt várjuk, hogy a házasság előtt született gyermek növeli a válás kockázatát.*

A gyermekek számát és közülük a legfiatalabb életkorát egy interakciós változóval képeztük le. Az előbbit illetően a gyermekteleneket, valamint az egy-, két-, illetve három vagy több gyermekeseket különböztettük meg. A legkisebb gyermek életkorát három kategóriába osztottuk: 0–3 évesek (bölcsődéskorúak), 4–6 évesek (óvodáskorúak), valamint 7 évesek és idősebbek (iskoláskorúak és idősebbek). *Előző vizsgálatok eredményei alapján azt feltételezzük, hogy a gyermektelen nők válási esélye a legnagyobb, és a házasságbomlás kockázata a legfiatalabb gyermek életkorával együtt emelkedik.*

A házasságkötéskor betöltött életkort öt kategóriába csoportosítottuk: 14–18, 19–22, 23–26, 27–29 és 30+. *Korábbi ismereteink alapján azt várjuk, hogy a fiatalabb korban kötött házasságok bomlékonyabbak.*

Bevontuk az elemzésbe a szülők válására vonatkozó változót is, amelyről számos kutatásban azt tapasztalták, hogy tényezője a válási kockázatnak. Két

kategóriát különítettünk el aszerint, hogy a szülők a megkérdezett 16 éves kora előtt elváltak-e vagy sem. *Azt várjuk, hogy a szülők válása megnöveli a házasságbomlás esélyét.*

Van információnk arról, hogy a megkérdezettnek az interjú idején milyen volt a viszonya a valláshoz. Itt három kategóriát különböztettünk meg: vallásos és az egyház tanításait követi, vallásos a maga módján, illetve nem vallásos vagy nem tudja. *Azt feltételezzük, hogy a magukat vallásosnak mondók esetében a legkisebb, a nem vallásosak esetében a legnagyobb a válás kockázata.*

A naptári idő fontos dinamikus változó. Mivel elemzésünk hosszú időszakot fog át, lehetőség nyílik a periódushatás alapos tanulmányozására. Ennek érdekében viszonylag rövid, ötéves szakaszokra osztottuk a vizsgált intervallumot, az utolsó egy kicsit hosszabb, tartalmazza az adatfelvétel évét is. *Azt várjuk, hogy a válási esélyek csaknem folyamatosan emelkednek, összhangban a korábban már bemutatott teljes, illetve nyers válási arányszámok alakulásával.*

Az iskolai végzettséget szintén dinamikus változóként vontuk be az elemzésbe. Ennek érdekében néhány alapvető feltevéssel kellett élnünk, a magyar oktatási rendszer jellemzőiből kiindulva. Feltételeztük, hogy az általános iskolát 14, a szakmunkásképző iskolát 17, a szakközépiskolát vagy gimnáziumot 18 éves korukban végezték el a megkérdezettek, és tanulmányaikat közben nem szakították meg. A felsőfokú végzettség megszerzése előtt már gyakoribb lehet a tanulmányok megszakítása, ezért ebben az esetben a képzésben töltött időt öt évnek vettük. A képzettség hatására nézve nem fogalmazunk meg hipotézist, mivel adataink meglehetősen hosszú naptári időt fognak át, ami alatt ebben érdemi változás történt (Graaf – Kalmijn 2006).

A házasság előtti együttélést igen/nem kategóriával képeztük le. *A szakirodalom alapján azt várjuk, hogy akik a házasságkötés előtt élettársi kapcsolatban éltek, nagyobb eséllyel bontják fel a házasságukat, mint azok, akik nem.*



3. A kockázati idő és a változók eloszlása  
*Time-constant változók*  
 Exposure time and the distribution of the variables  
*Time-constant variables*

Változó	%	Esetszám
<i>Gyermekkorában ép családban nevelkedett-e?</i>		
Igen	93,8	6 169
Nem	6,2	572
<i>Hány testvérral nevelkedett együtt gyermekkorában?</i>		
Nem volt testvére	11,6	820
1 testvérral	30,4	2 456
2 vagy több testvérral	58,0	3 465
<i>Együtt éltek-e az első házasságkötés előtt?</i>		
Nem éltek együtt	95,0	5 962
Együtt éltek	5,0	779
<i>Hány éves korában kötötte az első házasságát?</i>		
14–18	26,1	1 624
19–22	52,5	3 423
23–26	15,7	1 211
27–29	3,3	278
30–	2,4	205
<i>Született-e házasságon kívül gyermeke?</i>		
Nem született	96,3	6 406
Született	3,7	335
<i>Vallásos-e?</i>		
Igen, az egyház tanítását követi	26,1	1 408
Igen, a maga módján	57,8	3 947
Nem vallásos vagy nem tudja	16,1	1 386
<i>Összesen</i>	1 986 855*	6 741

\*Összes kockázati idő tartama hónapokban.

*4. A kockázati idő és a változók eloszlása*  
*Time-varying változók*  
*Exposure time and the distribution of the variables*  
*Time-varying variables*

	%	Esemény előfordulása (válások száma)
<i>A házasság tartama</i>		
1 év	4,0	62
2 év	4,0	92
3 év	3,8	114
4 év	3,7	94
5 év	3,6	101
6 év	3,5	79
7 év	3,4	80
8–9 év	6,5	119
10–19 év	27,8	422
20+ év	39,6	208
<i>Életkor</i>		
–29	28,5	645
30–39	28,5	481
40–49	21,1	202
50–75	21,8	43
<i>A gyermekek száma és a legfiatalabb gyermek életkora</i>		
Nem született gyermeke	7,0	155
1,0–3	6,7	188
1,4–6	2,4	67
1,7+	16,6	171
2,0–3	17,6	302
2,4–6	4,7	52
2,7+	27,5	194
3+,0–3	8,5	175
3+,4–6	1,4	15
3+,7+	7,6	52
<i>Naptári idő (periódus)</i>		
–1960	4,5	55
1960–1964	4,7	59
1965–1969	6,5	97
1970–1974	8,5	127
1975–1979	10,5	159
1980–1984	12,1	186
1985–1989	13,4	190
1990–1994	14,4	178
1995–2001	25,4	320
<i>Iskolai végzettség</i>		
8 általános vagy kevesebb	47,1	440
Szaktunskáképző	16,1	293
Érettségi	27,6	497
Felsőfokú	9,2	141
<i>Összesen</i>	1 986 855*	1371

\* Összes kockázati idő tartama hónapokban.

## 5. Eredmények

A válásra ható tényezőket hét különböző modellben vizsgáltuk.

Az elsőben a szocializációs hatást teszteltük. Az első házasságra vonatkoztatva: a családnak a gyermekkorban bekövetkezett felbomlása több mint másfélszeresére növeli a válás esélyét, a nagycsaládban (két vagy több testvér) nevelkedés pedig csökkenti azt.

A második modell tanúsága szerint az igen fiatal életkorban – 18 éves kor előtt – kötött házasságok egyértelműen bomlékonyabbak, mint az idősebb korban kötöttek. Ugyanilyen irányú, de nagyobb mértékű kockázatnövelő hatással jár a házasság előtti együttélés.

Az előző modellt kiegészítve a gyermekek adataival, a 26 éves kor után kötött házasságok esetében a válási kockázat (gyenge szignifikanciával) csökkent, és a házasság előtti együttélés hatása szintén csökkent valamelyest. A házasságot megelőzően született gyermek csaknem másfélszeresére növeli a házasság felbomlásának valószínűségét.

Elemzésünkben központi szerepet kap a gyermekek száma és közülük a legfiatalabb életkora. Az erre irányuló vizsgálatra egy interakciós változót használtunk. A két változó külön-külön történő alkalmazása kisebb mértékben javította a modell illeszkedését, mint a kombinációjuk. Referenciakategóriaként azokat a nőket választottuk, akiknek két, 0–3 éves gyermekük volt. Ehhez viszonyítva a gyermektelenek 2,19-szeres eséllyel válnak el, ami várározásunknak megfelelően mind közül a legmagasabb válási kockázat. Az egygyermekes nők esetében a válás valószínűsége már jóval kisebb, a legalacsonyabb azonban nem a 0–3 éves, hanem a már iskoláskorú gyermekkel rendelkezők körében. A család ebben az időszakban már „átvészelt” a házasságkötés és az első gyermek megszületésének krízisét, újabb gyermekük (még) nem született, tehát mindennapi életük viszonylag konszolidált. A gyermekszám és a legfiatalabb gyermek életkorának hatása a két- és háromgyermekesek további csoportjaiban nem szignifikáns.

A negyedik modellben a periódushatást tártuk fel, vagyis azt, hogy a naptári idő változása miként befolyásolja a válások bekövetkezését. Az 1960 előtti évekhez viszonyítva az egyes ötéves periódusokban a válási esélyek folyamatosan emelkednek, kivéve az 1990–1994 közötti időszakot, amikor nézve kisebb visszaesés tapasztalható. 1995–2001 között a bázisévekhez képest már több mint két és félszeres annak a kockázata, hogy az első házasság válással ér véget.

Az ötödik modellben a vallásosságot és az iskolázottságot szerepeltettük. Az előbbi hatása szépen kimutatható: az egyházi tanításokat követőkhöz viszonyítva a maguk módján vallásosoknak csaknem másfélszeres, a nem vallásosoknak (illetve azoknak, akik nem tudták megmondani, hogy vallásosak-e) közel kétszeres a válási kockázatuk. Azt mondhatjuk, hogy minél elkötelezet-

tebben vallásos valaki, annál kisebb az esélye annak, hogy első házassága válással ér véget. Az iskolázottság esetében a legalacsonyabb végzettségűeket tekintve referenciakategóriának, a szakmunkások és az érettségizettek körében másfélszer gyakoribb a válás, míg a felsőfokú végzettségűeknél az esélynövekedés az előbbinek csupán a fele.

A hatodik, ún. „teljes” modellbe bevontuk az összes eddig szereplő változót. Az eddigiekben tapasztalt hatások a legtöbb tényező esetében nem vagy csak kismértékben módosultak: a teljes családban való nevelkedés, a házasság előtti együttélés és a vallásosság hatása valamelyest gyengébb, a gyermekkori nagycsalád, a nagyon fiatal korban kötött házasság és házasság előtt született gyermek hatása némileg erősebb.

Két fontos és nagyobb léptékű változást emelünk ki, mégpedig a gyermekek számát és életkorát, illetve a naptári periódust illetően.

A válás esélye a gyermektelenek és az egygyermekesek minden kategóriájában emelkedett, a három-, 0–3 éves gyermekes családok esetében szignifikánssá vált és a növekedés jelentős. Azt mondhatjuk tehát, hogy a második gyermek megszületése stabilizáló hatást fejt ki a házasságra, a harmadikról azonban már nem állítható ez. A legkisebb gyermek életkora szintén fontos tényező, bár erős és statisztikailag szignifikáns hatásokat csak az elsőszülött gyermekeknél látunk. Összefoglalóan azt állapíthatjuk meg, hogy az első és második gyermek a megszületésekor, illetve egészen fiatal korában a házasság felbomlásának esélyét csökkentő tényező, az első gyermek 4–6 éves korában kissé növekednek a kockázatok, a második gyermeknél ugyanebben az életkorban már csökkennek, a harmadik, illetve többedik 0–3 éves korú gyermek mellett pedig emelkedik a válás esélye.

A naptári periódus hatása minden időszakban jelentősen csökkent, és legfeljebb 75%-os az esélynövekedés (szemben a korábban tapasztalt több mint másfélszeres különbséggel). Ez az eredmény egyáltalán nem meglepő, hiszen a válásban közrejátszó számos tényező (illetve amelyeket közülük itt figyelembe vettünk) „elviszi” a periódushatás jó részét.

A házasságtartamról nem ejtettünk még szót: ez a változó minden modellben szerepel, hiszen ez az ún. alap-időváltozó (basic time factor), ami alapján az egyes modellek a relatív válási kockázatokat becsülik. Itt azt látjuk, hogy az első évhez viszonyítva a harmadik, ötödik és a hetedik évben növekszik a válás esélye – a legmagasabb a harmadik évben –, bár egyre kisebb mértékben, és a nagyon hosszú, 20 éves vagy azt meghaladó házasságok esetében a kezdeti kockázat a töredékére csökken.

A hetedik modellben szerepel az életkor is. A váláskor betöltött életkor szerepeltetése azért kérdéses, mert a házasságkötéskor betöltött életkor és a házasságtartam már tartalmazza burkoltan ezt az információt. Valóban, ennek a változónak a bevonása csak a házasságtartam hatását módosítja érdemben, mégpedig oly módon, hogy a leghosszabb házasságtartam elveszíti

szignifikanciáját, „cserébe” a legidősebb korcsoportnál, a legalább 50 éveseknél tapasztalunk erősen szignifikáns hatást, a válási kockázat itt már csak töredéke a 40 éves kor előttiének.

5. Relatív válási kockázatok, első házasság, nők  
Relative risk of divorce, first marriages, females

Változók	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell
<i>A házasság tartama</i>							
1 év	1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)
2 év	1,52*	1,52*	1,53**	1,50*	1,51**	1,52*	1,52*
3 év	1,94***	1,95***	1,98***	1,89***	1,94***	1,96***	1,96***
4 év	1,65**	1,66**	1,70**	1,59**	1,65**	1,67**	1,67**
5 év	1,84***	1,85***	1,89***	1,74**	1,83***	1,86***	1,86***
6 év	1,49*	1,50*	1,53*	1,39^	1,49*	1,50*	1,51*
7 év	1,56**	1,57**	1,60**	1,44*	1,55**	1,57**	1,59*
8–9 év	1,21	1,22	1,29	1,10	1,21	1,26	1,28
10–19 év	1,02	1,03	1,14	0,85	1,03	1,10	1,15
20+ év	0,36***	0,36***	0,38***	0,26***	0,39***	0,39***	0,86
<i>Gyermekkorában ép családban nevelkedett-e?</i>							
Igen	1 (ref.)					1 (ref.)	1 (ref.)
Nem	1,89***					1,61***	1,60***
<i>Hány testvérrel nevelkedett együtt gyermekkorában?</i>							
Nem volt testvére	1 (ref.)					1 (ref.)	1 (ref.)
1 testvérrel	0,95					0,92	0,90
2 vagy több testvérrel	0,74***					0,82*	0,83*
<i>Hány éves korában kötötte az első házasságát?</i>							
14–18		1,29***	1,32***			1,42***	1,36***
19–22		1 (ref.)	1 (ref.)			1 (ref.)	1 (ref.)
23–26		1,00	0,93			0,90	0,94
27–29		0,85	0,74^			0,75^	0,85
30–		0,96	0,71^			0,71^	0,98
<i>Együtt éltek-e az első házasságkötés előtt?</i>							
Nem éltek együtt		1 (ref.)	1 (ref.)			1 (ref.)	1 (ref.)
Együtt éltek		1,84***	1,71***			1,35**	1,27*
<i>Született-e házasságon kívül gyermeke?</i>							
Nem született			1 (ref.)			1 (ref.)	1 (ref.)
Született			1,47**			1,63***	1,63***
<i>A gyermekek száma és a legfiatalabb gyermek életkora</i>							
Nem született gyermeke			2,19***			2,37***	2,41***
1,0–3			1,61***			1,66***	1,64***
1,4–6			1,82***			1,87***	1,82***
1,7+			1,40**			1,43**	1,47*
2,0–3			1 (ref.)			1 (ref.)	1 (ref.)
2,4–6			0,84			0,82	0,79
2,7+			1,01			1,01	0,98
3+,0–3			1,14			1,27*	1,25*
3+,4–6			0,84			0,94	0,85
3+,7+			1,08			1,22	1,21

Változók	folytatás						
	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	5. modell	6. modell	7. modell
<i>Naptári idő (periódus)</i>							
<1960				1 (ref.)		1 (ref.)	1 (ref.)
1960–1964				1,15		1,10	1,09
1965–1969				1,54*		1,43*	1,40*
1970–1974				1,73**		1,54**	1,50*
1975–1979				1,94***		1,64**	1,59**
1980–1984				2,16***		1,76***	1,76***
1985–1989				2,27***		1,75**	1,80***
1990–1994				2,22***		1,65**	1,75**
1995–2001				2,58***		1,74**	1,93***
<i>Vallásos-e?</i>							
Igen, az egyház tanítását követi					1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)
Igen, a maga módján					1,48***	1,38***	1,34***
Nem vallásos vagy nem tudja					1,97***	1,71***	1,63***
<i>Iskolai végzettség</i>							
8 általános vagy kevesebb					1 (ref.)	1 (ref.)	1 (ref.)
Szakkunskásképző					1,53***	1,43***	1,36***
Érettségi					1,44***	1,44***	1,37***
Felsőfokú					1,26*	1,34**	1,27*
<i>Életkor</i>							
–29							1 (ref.)
30–39							0,99
40–49							0,71^
50–75							0,16***
Kezdeti Log Likelihood	–5281,44	–5281,44	–5281,44	–5281,44	–5281,44	–5281,44	–5281,44
Végző Log Likelihood	–5008,78	–5017,23	–4967,58	–5008,08	–4985,63	–4866,46	–4813,81

\*\*\* p<0,001    \*\* p<0,01    \* p<0,05    ^ p<0,1

## 6. Összegzés és következtetések

Magyarországon hosszú ideje magasak a válási arányszámok, európai összehasonlításban is. Ugyanakkor kevés olyan elemzés készült, amely a trendek leírásán túlmenően a válások okait keresi. Tanulmányunkban erre tettünk kísérletet. Természetesen az nem lehetett a célunk, hogy a jelenséget befolyásoló minden tényezőt megvizsgáljunk, ezek közül azonban néhány igen fontos faktort figyelembe vettünk. Reményeink szerint ezzel valamelyest hozzájárulunk a válás hazai okainak jobb megértéséhez, további kutatásokat is ösztönözve ezzel.

Modelljeink igazolják a feltételezett hatások érvényesülését; az összes vizsgált tényezőt beépítő teljes modellben csupán néhány változó hatása módosul számottevően.

A tanulmány arra összpontosított, hogy feltárja a gyermekek szerepét a válás folyamatában. Eredményeink összhangban vannak azokkal a korábbi megállapításokkal, amelyek szerint a gyermektelen házaspárok esetében a legnagyobb a házasság felbomlásának kockázata, a gyermekek számát és közülük a legfiatalabb életkorát illetően azonban már nem egyértelmű a hatás. A több gyermek nem feltétlenül csökkenti a válás esélyét. A második gyermek megszületése a legerősebb stabilizáló tényező, a további gyermekeket illetően azonban ilyen szereppel már nem számolhatunk. A legkisebb gyermek életkora elsősorban az egygyermekeseknél érvényesül szignifikánsan és a várt irányban. Két, 4–6 éves gyermek esetében csökken a válás esélye, de a hatás gyenge. Ennek a jelenségnek az lehet a magyarázata, hogy a második gyermek vállalása általában tudatosan történik, és valójában nem a gyermekszületés stabilizálja a házasságot, hanem a stabil házasságokban születnek meg a második gyermekek – így már érthetőbbé válik, hogy miért nem tapasztaljuk a gyermek életkorának hatását. A három- és több gyermekesek esetében más mechanizmus működését feltételezhetjük. A válásnak a gyermek 0–3 éves korában megnövekedett esélye arra vezethető vissza, hogy a harmadik, illetve többedik gyerekek megszületését más szándékok vezérelhetik, mint az elsőét és másodikát. A harmadik gyerekek gyakorta nem tervezetten, esetleg sajátos céllal (a megromlott kapcsolat megjavítása, nagycsaládosokat megillető kedvezmények stb.) fogan. Ezekről azonban hamar kiderülhet, hogy mégsem érték el a kívánt hatást, és így még a gyermek egészen fiatal korában felbomolhat a házasság.

A házasságtartam hetedik évig – némi ingadozással – erősödő stabilizáló hatása, az életkor növekedésével csökkenő válási kockázatok és a gyermekkori családbomlás negatív befolyása összhangban van a korábbi kutatási eredményekkel és így a várakozásainkkal.

A testvérekkel együtt nevelkedők kevésbé vannak kitéve annak a veszélynek, hogy felnőttként elválnak. Ez valószínűleg azzal függ össze, hogy gyermekkorukban megszokták egyfajta családi miliőt, és ehhez hasonló életet igyekeznek berendezni maguknak. Elképzelhető továbbá a testvérektől kapott társas támogatás is, amely segíthet a házasságban felmerülő problémák megoldásában.

A házasságkötést megelőző együttélés, a házasságon kívül született gyermek és a nagyon fiatal korban kötött házasság, várakozásainknak megfelelően, nagyobb válási esélyekkel jár együtt.

A naptári idő előrehaladtával párhuzamosan emelkedő kockázat szintén várható fejlemény volt. A válás egyre növekvő társadalmi elfogadottsága, a nők keresőmunkába való bekapcsolódása, a gyermekgondozási intézményhálózat kiépülése mind ebbe az irányba hatottak. Az 1990–1994 közötti időszakban tapasztalható visszaesés a válás jogi feltételeinek a szigorítása miatt következett be. Ez az egyetlen olyan változó, amelynél a vallásosság és az iskolázottság bevonása lényegesen hatott a kockázatok alakulására, mégpedig úgy, hogy

csökkentette a periódushatást. Erre számítottunk is, hiszen mindkét tényező lényeges szerepet játszik a házasságok felbomlásában.

Kimutattuk, hogy minél elkötelezettebben vallásos valaki, annál kisebb hajlandóságot mutat a válásra. Ez összhangban van azzal az előzetes feltevésünkkel, hogy a vallásos emberek konzervatívabbak, számukra fontosabb értéket képvisel a család, mint a nem vallásosak számára, és a házasságot egész életre szóló köteléknek tekintik.

Míg a demográfiai jellegű változóknak a válásra gyakorolt hatása általában erős és egyértelműen meghatározott, nem így van ez a társadalmi-gazdasági jellegű tényezők esetében. Az iskolázottság vizsgálata egymásnak ellentmondó eredményeket hozott. Mi úgy találtuk, hogy a magasabb iskolai végzettség magasabb válási kockázattal jár, a felsőfokú végzettségűeknél kicsit kisebb mértékben, mint a szakmunkásoknál és az érettségizetteknél. A magyarázat az, hogy a munkaerőpiacon kedvezőbb helyzetben lévők nagyobb valószínűséggel válnak el, mert önállóan is képesek megélhetésük gazdasági forrásait biztosítani. A felsőfokú végzettségűeknél tapasztalt alacsonyabb mérték viszont annak lehet a következménye, hogy a házasságban felhalmozott különféle tőkék megosztása már túl nagy veszteséggel járna az esetleg elváló házaspárok számára.

#### FELHASZNÁLT IRODALOM

- Amato, Paul R. (1996): Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 58. 628–640.
- Andersson, Gunnar (1997): The Impact of Children on Divorce Risks of Swedish Women. *European Journal of Population* 13. 109–145.
- Andersson, Gunnar – Woldemicael, Gebremariam (2001): Sex Composition of Children as a Determinant of Marriage Disruption and Marriage Formation: Evidence from Swedish Register Data. *Journal of Population Research* 18. 143–153.
- Andersson, Gunnar (2002): Children's Experience of Family Disruption and Family Formation: Evidence from 16 FFS Countries. *Demographic Research*, 7. 343–364.
- Andress, Hans-Jürgen – Güllner, Miriam (2002): Marital Disruption in Germany: Changes in Material and Subjective Well-Being. <http://eswf.uni-koeln.de/forschung/wts/pwd/apwts11.pdf>
- Andress, Hans-Jürgen – Borlogh, Barbara – Bröckel, Miriam – Giesselman, Marco – Hummelsheim, Dina (2006): The Economic Consequences of Partnership Dissolution – A Comparative Analysis from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. *European Sociological Review*, 22/5. 533–560.
- Andress, Hans-Jürgen – Miriam Bröckel (2007): Income and Life Satisfaction after Marital Disruption in Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 69. 500–512.
- Becker, Gary S. (1981): *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, Cambridge.
- Becker, Gary S. – Landes, Elisabeth M. – Michael, Robert T. (1977): An Economic Analysis of Marital Instability. *The Journal of Political Economy*, 85/6. 1141–1188.



- Bernhardt, Eva M. (2000): Repartnering among Swedish Men and Women: A Case Study of Emerging Patterns in The Second Demographic Transition. Paper contributed to the FFS Flagship conference, Brussels, 29–31 May 2000.  
<http://www.unece.org/pau/flag/bernhard.pdf>
- Bognár Gábor – Telkes József (1986): *A válás lélektana*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- Booth, Alan – Johnson, David (1988): Premarital Cohabitation and Marital Success. *Journal of Family Issues*, 9. 255–272.
- Booth, Alan – Johnson, David – White, Lynn K. – Edwards, John N. (1986): Divorce and Marital Instability over the Life Course. *Journal of Family Issues*, 7. 421–442.
- Booth, Alan – White, Lynn K. (1980): Thinking about divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 43. 605–616.
- Bumpass, Larry L. (2000): Family-Related Attitudes, Couple Relationship, and Union Stability. Paper presented at the Forum on Values Orientations and Life Cycle Decisions, Brussels. September 4–5, 2000.
- Brüderl, Josef – Kalter, Frank (2001): The Dissolution of Marriages: the Role of Information and Marital-Specific Capital. *Journal of Mathematical Society*, 25. 403–421.
- Cherlin, Andrew J. (1992): *Marriage, Divorce, Remarriage*. Harvard University Press, Cambridge.
- Coontz, Stephanie (2004): The World Historical Transformation of Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 66. 974–979.
- Cherlin, Andrew – Furstenberg, Frank (1988) The Changing European Family. *Journal of Family Issues*, 9. 291–297.
- Cseh-Szombathy László (1985): *A házastársi konfliktusok szociológiája*. Gondolat, Budapest.
- Cseh-Szombathy László (1991): A családi értékek változása és ennek hatása a családi funkciók alakulására. In Utasi Ágnes (szerk.): *Társas kapcsolatok*. Gondolat, Budapest, 7–19.
- Cseh-Szombathy László (1994): Az értékek változásának hatása a családok működésére. *Demográfia*, 37. évf. 3–4. 366–372.
- Csernák Józsefné (1996): Házasság és válás Magyarországon, 1870–1994. *Demográfia*, 39. évf. 2–3. 108–135.
- De Graaf, Paul M. – Kalmijn, Matthijs (2006): Change and Stability in The Social Determinants of Divorce: A Comparison of Marriage Cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review*, 22/5. 561–572.
- Diekmann, Andreas – Schmieheiny, Kurt (2004): Do Parents of Girls Have a Higher Risk of Divorce? An Eighteen-Country Study. *Journal of Marriage and the Family*, 66. 651–660.
- Fergusson, David M. – Horwood, L. John – Shannon, Frederick T. (1984): A Proportional Hazards Model of Family Breakdown. *Journal of Marriage and the Family*, 46. 539–549.
- Glenn, Norval D. (1998): The Course of Marital Success and Failure in Five American 10-Year Marriage Cohorts. *Journal of Marriage and the Family*, 60. 569–576.
- Gottman, John Mordechai – Levenson, Robert Wayne (2000): The Timing of Divorce: Predicting When a Couple Will Divorce over a 14-Year Period. *Journal of Marriage and the Family*, 62. 737–745

- Gödri Irén (2001): *A házassági kapcsolatok minősége és stabilitása*. KSH NKI Kutatási jelentések 66. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest.
- Greenberg, Ellen F. – Nay, W. Robert (1982): The Intergenerational Transmission of Marital Instability Reconsidered. *Journal of Marriage and the Family*, 44. 335–347.
- Hewitt, Belinda – Western, Mark – Baxter, Janeen (2006): Who Decides? The Social Characteristics of Who Initiates Marital Separation. *Journal of Marriage and the Family*, 68. 1165–1177.
- Hoem, Britta – Hoem, Jan (1992): The Disruption of Marital and Non-Marital Unions in Contemporary Sweden. In Trussell, J. – Hankinson, R. – Tilton, J. (szerk.): *Demographic Applications of Event History Analysis*. Clarendon Press, Oxford, 61–93.
- Jasilioniene, Aiva (2007): Premarital Conception and Divorce Risk in Russia in Light of the GGS Data. MPIDR Working Paper, WP 2007-025 August 2007.
- Kapitány Balázs – Spéder Zsolt (2004): *Szegénység és depriváció. Társadalomszerkezeti összefüggések nyomában*. Műhelytanulmányok 4. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest.
- Kiernan, Kathleen (1986): Teenage Marriage and Marital Breakdown: A Longitudinal Study. *Population Studies*, 40/1. 35–54.
- Kitson, Gay – Sussman, Marvin (1982) Marital Complaints, Demographic Characteristics and Symptoms of Mental Distress in Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 44. 87–101.
- Knox, David (1988): *Choices in Relationships – An Introduction to Marriage and The Family*. East Carolina University West Publishing Company.
- Kravdal, Oystein (1988): The Impact of First-Birth Timing on Divorce: New Evidence from a Longitudinal Analysis Based on the Central Population Register of Norway. *European Journal of Population*, 3/3. 247–269.
- Lewis, Jane – Kiernan, Kathleen (1996): The Boundaries between Marriage, Nonmarriage, and Parenthood: Changes in Behavior and Policy In Post-War Britain. *Journal of Family History*, 21/3. 372–387.
- Lewis, Robert A. – Spanier, Graham B. (1979): Theorizing about the Quality and Stability of Marriage. In Burr, Wesley R. – Hill, Reuben – Nye, F. Ivan – Reiss, Ira L. (szerk.): *Contemporary Theories About the Family*, I. Free Press, New York, 268–294.
- Lesthaeghe, Ron (1996): The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation. In Mason, Karen O. – Jensen, An-Magritt (szerk.): *Gender and Family. Change in Industrialized Countries*. Clarendon Press, Oxford, 17–62.
- Liu, Guiping (2002): How Premarital Children and Childbearing in Current Marriage Influence Divorce of Swedish Women in Their First Marriages. *Demographic Research*, 7. 389–406.
- Lőcsei Pál (1978): A házasságbomlás problémái Magyarországon. In Cseh-Szombathy László (szerk.) *A változó család*. Kossuth Könyvkiadó, Budapest, 85–125.
- Lyngstad, Torkild Hovde (2006): Why Do Couples with Highly Educated Parents Have Higher Divorce Rates? *European Sociological Review*, 22/1. 49–60.
- Martin, Teresa Castro – Bumpass, Larry L. (1989): Recent Trends and Differentials in Marital Disruption. *Demography*, 26/1. 37–51.
- McKay, Stephen (2002): The Dynamics of Lone Parents, Employment and Poverty in Great Britain. <http://www.benefits.org.uk/loneparentdynamics.pdf>

- Mott, Frank L. – Moore, Sylvia F. (1979): The Causes of Marital Disruption among Young Americans: An Interdisciplinary Perspective. *Journal of Marriage and the Family*, 41. 355–365.
- Myers, Scott – Alan Booth (1996): Men's Retirement and Marital Quality. *Journal of Family Issues*, 17. 336–357.
- Phillips, Roderick (2004): *Amit Isten összekötött... A válás rövid története*. Osiris Könyvkiadó, Budapest.
- Pope, Hollowell – Mueller, Charles W. (1976): The Intergenerational Transmission of Marital Instability: Comparison by Race And Sex. *Journal of Family Issues*, 32. 49–66.
- Raschke, H. J. (1988) Divorce. In Sussman, M. B. –Steinmetz, S. K. (szerk.): *Handbook of Marriage and the Family*, Plenum Press, New York – London, 597–624.
- Rogers, Stacy J. – DeBoer, Danelle D. (2001): Changes in Wives' Income: Effects on Marital Happiness, Psychological Well-Being, and The Risk of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 63. 458–472.
- Rollins, Boyd – Feldman, Harold (1970): Marital Satisfaction over the Family Life Cycle. *Journal of Marriage and the Family*, 32. 20–28.
- Rollins, Boyd – Cannon, Kenneth (1974): Marital Satisfaction over the Family Life Cycle: A Reevaluation. *Journal of Marriage and the Family*, 41. 271–272.
- Skolnick, Arlene S. (1996): *The Intimate Environment. Exploring Marriage and the Family*. University of California, Berkeley.
- Somlai Péter (1986): *Konfliktus és megértés*. Gondolat Kiadó, Budapest.
- Somlai Péter (1999): A sokféleség zavara: a családi életformák pluralizációja Magyarországon. *Demográfia*, 42. évf. 1–2. 38–47.
- South, Scott J. (1985): Economic Conditions and the Divorce Rate. *Journal of Marriage and the Family*, 47. 31–41.
- Spanier, G. B. – Lewis, R. A. – Cole, C. L. (1975): Marital Adjustment over the Family Life Cycle: The Issue of Curvilinearity. *Journal of Marriage and the Family*, 37. 263–275.
- Spitze, Glenna – South, Scott (1985): Women's Employment, Time Expenditure, and Divorce. *Journal of Family Issues*, 6. 307–329.
- Spéder Zsolt (2005): Az élettársi kapcsolat térhódítása Magyarországon és néhány szempont a demográfiai átalakulás értelmezéséhez. *Demográfia*, 48. évf. 3–4. 187–217.
- Spéder, Zsolt (2005): Az európai családformák változatossága. Párkapcsolatok, szülői és gyermeki szerepek az európai országokban az ezredfordulón. *Századvég*, 3. 3–47.
- Spéder Zsolt (szerk.) (2002): *Demográfiai folyamatok és társadalmi környezet. Gyorsjelentés*. Műhelytanulmányok 1. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest.
- Thornton, Arland (1991): Influence of the Marital History of Parents on the Marital and Cohabital Experiences of Children. *The American Journal of Sociology*, 96/4. 868–894.
- Vaillant, Caroline O. – Vaillant, George E. (1993): Is the U-Curve of Marital Satisfaction Is an Illusion? A 40-Year Study of Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 55. 230–239.

- VanLaningham, Jody – Johnson, David R. – Amato, Paul (2001): Marital Happiness, Marital Duration, and the U-Shaped Curve: Evidence from a Five-Wave Panel Study. *Social Forces*, 78/4. 1313–1341
- Wagner, Michael – Weiss, Bernard (2006): On the Variation of Divorce Risks in Europe: Findings from a Meta-Analysis of European Longitudinal Studies. *European Sociological Review*, 22/5. 483–500.
- Waite, L.J. – Lillard, L.A. (1991): Children and Marital Disruption. *The American Journal of Sociology*, 96/4. 930–953.
- Walke, Rainer (2002): Twins or Two Single Children: the Influence of the Multiplicity of the First Birth on the Divorce Risk of Swedish Women. *Demographic Research*, 7. [www.demographic-research.org](http://www.demographic-research.org)
- Wallerstein, Judith S. – Lewis, Julia M. – Blakeslee, Sandra (2000): *The Unexpected Legacy of Divorce. The 25 Year Landmark Study*. Hyperion, New York.
- White, James (1987): Premarital Cohabitation and Marital Stability in Canada. *Journal of Marriage and the Family*, 49. 641–647.
- White, Lynn K. (1990): Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties. *Journal of Marriage and the Family*, 52. 905–912.
- White, Lynn K. – Booth, Alan (1985): The Transition to Parenthood and Marital Quality. *Journal of Family Issues*, 6. 435–450.

Tárgyszavak:

Válás  
Házasság  
Panelvizsgálat  
Eseménytörténeti elemzés

## THE DISSOLUTION OF THE FIRST MARRIAGE. AN EVENT HISTORY ANALYSIS

*Abstract*

This paper aims at exploring some important factors of the dissolution of first marriages. It particularly stresses the role of the children in the examined process. The author uses the data of the first wave of the longitudinal panel-survey carried out by the HCSO Demographic Research Institute in 2001. She examines first of all the demographic factors of divorce, e.g. the number and age of the children in the dissolved families, by the help of event history analysis.

The paper first gives a brief account of the trends of divorce in Hungary, then shows the theories and some results of the former research related to divorce. It relates on the data and methods used in the analysis, and demonstrates the results of the event history analysis.

According to the results of the analysis, the risk of divorce is the highest in the case of the childless couples, but as for the number of the children and the age of the youngest one, the correlation is not simple. The birth of the second child seems to be the strongest stabilising factor, but further births have no such an impact. The age of the youngest child significantly influences the risk of divorce, first of all in the families with one child.

The increasingly stabilising impact of the duration of marriage till its seventh year, the decreasing divorce risk with the growth of age, the negative impact of the experience of the parents' divorce are in harmony with the results of the former research.

Having sisters or brothers decreases the possibility of divorce in adulthood, either in consequence of the positive experiences regarding family life or the mutual support between sisters and brothers, which may help to resolve the problems emerging in marriages.

Cohabitation before marriage, birth out-of-wedlock, marriage in a very young age increase the risk of divorce, in harmony with the general experiences gained from former research.

The risk of divorce increases in the course of calendar time, in consequence of the increasing tolerance towards divorce, the changing gender roles and the development of child-care institutions. In the case of this variable, the inclusion of religiousness and educational status decreases the impact of period. Religion has an unambiguous negative impact on the risk of divorce, while the impact of education is not so simple. According to this research, higher educational level results in higher possibility of divorce, but this correlation is not entirely linear. People having university education are less prone to divorce than those with secondary education. Therefore, higher educational status, which means a more favourable position in the labour market, results in greater independence and higher divorce risk. At the same time dividing the capital accumulated in the marriage would be a too serious disadvantage for those with university education.

## IRODALOM

### KÖNYVEK

LUTZ, WOLFGANG – RICHTER, RUDOLF – WILSON, CHRIS (szerk.): *The New Generations of Europeans. Demography and Families in the Enlarged European Union.* (Európaiak új generációi. Népesedés és család a kibővített Európai Unióban.) Earthscan, London–Sterling, VA, 2006. 389 p.

A kötet a kibővített Európai Unió („Európa”) demográfiai közelmúltját, jelenét, majd ennek tapasztalataira alapozva jövőbeli kilátásait foglalja össze. A közzétett anyag az 1999 és 2004 között folytatott kutatási program (*European Observatory on the Social Situation, Demography and Family – A társadalmi viszonyok, a népesedés és a család európai kutatási programja*) 2004. évi brüsszeli záróülésére beterjesztett összefoglaló jelentéseinek könyvfejezetekké átdolgozott változata. Az egyes résztémák, fejezetek bőséges empirikus anyagra építenek, amelyet a vizsgált tagországok szolgáltattak. Az adatok forrásai témánként különböznek, de mivel a szerzők a demográfiai jelenségeket nemcsak leírni, hanem értelmezni is próbálják, illetve a jövő bizonyos fokú feltárására is töreksenek, ezért a felhasznált adatok jellege, forrásai az egyes fejezeteken belül is rendkívül eltérőek. Az egyes tagállamok népesedési statisztikái mellett felhasználják európai vagy nemzeti szintű, sokszor kvalitatív mintavételes kutatások eredményeit is (pl. *European Social Survey 2003*, a Német Család Survey, *International Population and Policy Acceptance Survey*, a magyar mintavételes panelkutatás: „Eletünk fordulópontjai” stb.).

A kötet gerincét a legfontosabb népesedési jelenségekkel foglalkozó egységek képezik: sorrendben a termékenység, a család, a migráció és a család és egészség trendjeit, összefüggéseit tárgyaló részek (II–V.). Ezek három-három fejezetből állnak, amelyek külön elemzik a 15 korábbi EU-tag, a 2004-ben csatlakozott új tagállamok népesedési helyzetét, illetve a kibővített unió demográfiai kilátásait. Az egyes fejezetek nemcsak forrásaikat tekintve különbözőek, hanem egyébként is tükrözik a kutatási program tudományos sokféleségét. Vannak elméleti megközelítések, empirikus elemzések, összehasonlító vizsgálatok és esettanulmányok is közöttük. Az egyes demográfiai jelenségeket elemző részek előtt részletes bevezetést olvashatunk, amely leírja a kutatás, illetve a kötet céljait és a legfontosabb európai demográfiai problémák összefoglalását adja. A könyv végén pedig az egyes részek szintézisét, valamint ennek alapján a jövő legfontosabb kihívásait, megoldandó kérdéseit találja az olvasó.

A bevezetésben Wolfgang Lutz és Chris Wilson az alacsony termékenység és az öregedés kérdéseit állítja a középpontba. Kiemelik, hogy Európa jóléti rendszerei a bőkezű juttatásokkal és a viszonylag korai nyugdíjazás lehetőségével a II. világháborút követő huszonöt évben épültek ki, amikor a népesség dinamikusan növekedett, a termékenység mindenhol meghaladta a reprodukciós szintet, a gazdasági növekedés pedig szintén rekord magasságú volt. A jóléti rendszerek fenntarthatósága a népesség és a gazdaság tartós növekedésétől függ, amely feltételek már jó ideje nem állnak fenn. Az alacsony termékenység, öregedés, az eltartási arányok kedvezőtlenebbé válásának problémáit a feltételezések szerint a bevándorlás sem oldja meg hosszabb távon, mivel a termékenységsökkenés lassan globális jelenséggé válik, és a jelek szerint a bevándor-

lók reprodukciós viselkedése is gyorsan közelít a honos népességekéhez. Legfeljebb tartós, igen jelentős és igen különböző kultúrájú közösségekből kikerülő bevándorlás ellensúlyozhatná az alacsony termékenység és az öregedés negatív következményeit, ez viszont a bevándorló csoportok integrációját nehezítené meg mértéken felül. Mindenesetre ma már az európai társadalmakban és a politika csinálói között is terjed az a nézet, hogy a jóléti rendszereket csak komoly változások árán lehet hosszú távon fenntartani.

Constantinos Fotakis és Fritz von Nordheim Európa (a kibővített unió) 2004-es szociális helyzetéről ad áttekintést. Ők is bemutatják a demográfiai hátteret, az eltartási arányok jelenlegi és 2050-ig várható alakulását, a tagállamok népességének életszínvonalát, a civil társadalmak fejlettségét (azok arányát, akik részt vesznek valamely szervezett szociális, egyházi, kulturális, szakszervezeti vagy sporttevékenységben). Rövid áttekintésükből is kitűnik, hogy a régi és új tagállamok között komoly különbség van az életszínvonal és sok egyéb téren. Ugyanakkor véleményük szerint az új tagállamokban is jelentős mennyiségű humán- és társadalmi tőke halmozódott fel, amely segíthet a jövő problémáinak kezelésében. E téren következtetésük kissé túl optimistának tűnik, különösen amikor az új tagok előrehaladott nyugdíj- és egészségügyi reformjairól, illetve a relatív szegénység mérsékelt szintjéről és a társadalmi kohézió viszonylagos erejéről beszélnek (26. o.).

Juan Antonio Fernández Cordon foglalkozik a 15 régi EU-tag termékenységi viszonyaival. Megállapítása szerint a reprodukciós szint alatti termékenység általános európai jelenség, ami bevándorlás nélkül a legtöbb országban népességcsökkenést okozna már ma is, vagy legalább a közeljövőben. Az EU-tizenötöknél a teljes népességnövekedésnek a 80%-a már ma is a bevándorlásból származik. Fontos ugyanakkor az is, hogy a házasság termékenység szintje meglehetősen hasonló a tagállamokban (1 és 1,5 a házasság TFR értéke), a különbségeket döntően a házasságon kívüli termékenység differenciái okozzák. Az 1,5 alatti TFR ugyanakkor már veszélyesen alacsony szintnek tűnik, itt valószínűleg a migráció, a termelékenység vagy a foglalkoztatottság növelése sem képes ellensúlyozni a negatív társadalmi következményeket. A jóléti rendszerek és a munkaerőpiac egyensúlyának fenntartásához a szerző szerint egy új társadalmi szerződésre lenne szükség, amelynek keretei között a szociálpolitika a gyermek- és munkavállalás összeegyeztetésére helyezné a hangsúlyt.

Spéder Zsolt az új tagállamokban és három régiben (Ausztria, Finnország, Olaszország) vizsgálta a gyermekvállalás és a gyermekkel, családdal szembeni attitűdök kapcsolatát. Megállapítja, hogy az új tagállamok hasonló társadalmi, gazdasági, politikai átmenet részesei voltak, ugyanakkor különböző termékenységváltozásokat éltek meg, mondhatni különböző utakon érték el a ma jellemző alacsony termékenységet. A keresztszemélyes termékenységi mutatók meglehetősen egyöntetűek, míg a házasságon kívüli születések aránya ma már eléggé különböző. A régi tagállamokban ugyanakkor nagyobb különbségeket tapasztalhatunk, elsősorban Észak- és Dél-Európa között. A szerző a kérdőíves attitűdvizsgálatok alapján kimutatja, hogy az új tagállamokban relatíve magas a tervezett gyermekszám és negatívan ítélik meg a gyermektelenséget, illetve az alacsony gyermekszámot. Mindez a jövőben alapot adhat a termékenység csekély emelkedésének. A leírtak meglehetősen optimista előrejelzésnek tekinthetők, amely arra az előfeltevésre épül, hogy a modern társadalmakban a társadalmi jelenségek egyre inkább szubjektív komponensek (értékek, attitűdök) függvényei, amint a társadalmi viselkedést egyre inkább az egyéni döntések határozzák meg. A modern demográfiai

viselkedés kialakulása ugyanakkor értelmezhető másként is: az egyéni döntések, választások előtérbe kerülése jelentheti azt is, hogy a választások során teret nyernek az anyagi megfontolások, szempontok a normákkal, hagyományokkal szemben. A kérdőíveken megvallott értékek és a tényleges gyermekvállalás között lehetnek eltérések, az előbbi akár jelentős csúszással igazodhat is az utóbbihoz. Eszerint viszont a jövőben nem a termékenység emelkedése, hanem csökkenése, esetleg stagnálása várható.

A következő fejezetben Wolfgang Lutz a jövő termékenységi kilátásainak elemzése helyett megpróbálja számba venni azokat az érveket, elméleteket, amelyek a termékenységemelkedés, illetve -csökkenés mellett szólnak. Véleménye szerint ma nem rendelkezünk olyan általános teóriával, amely alapot adhatna a termékenység jövőbeli alakulásának előrejelzéséhez. A demográfiai átmenet elmélete demográfiai egyensúlyt jelzett a folyamat végére, amely sehol sem valósult meg, míg az ún. második demográfiai átmenet Európa elmúlt 40 évének demográfiai változásait próbálta értelmezni, de a jövőre nézve végképp kevés támpontot nyújt. A szerző szerint kb. annyit mondhatunk ma, hogy a TFR szintje a következő évtizedekben 1 és 3 közé fog esni. A felsorakoztatott érvek alapján az olvasóban inkább a termékenységcsökkenés, esetleg stagnálás valószínűsége erősödik. Egyrészt a csökkenés mellett több érv szól (8), mint a növekedés mellett (6), másrészt véleményünk szerint ezek jellege is más. A növekedés melletti érvek vagy igazol(hat)atlan elméletekből származnak (homeosztázis, termékenységi ciklusok feltételezése, termékenység szükség szerű alsó határa), vagy hosszú távon kétes hatású, eddig még nem igen megtapasztalt jelenségekre épülnek (jövőbeli szociálpolitika hatásai, nemzeti identitás esetleges erősödése az etnikai rivalizálás miatt, a gyermekvállalás halasztásának lezárulása). Ugyanakkor az alacsony termékenység melletti érvek jöszereivel mind társadalmainkban tetten érhető, működő folyamatokra épülnek (individualizmus, nők helyzetének változása, a partnerkapcsolatok instabilitása, a fogyasztói társadalom hatásai, az ideális családméret csökkenése, az egyre hatékonyabb fogamzásgátló szerek terjedése, a környezetszennyezés, nagy népsűrűség, a globalizált gazdaság és munkaerőpiac hatásai, ami állandó alkalmazkodást, térbeli mobilitást, tanulást tesz szükségessé).

A harmadik rész az együttélési formák változásaival és a fiatal generációk helyzetével foglalkozik (Giovanni B. Sgritta, Siyka Kovacheva, Clair Wallace). Leírják az együttélési formák pluralizálódását, a felnőtté válás országonkénti differenciáit és ezek szociálpolitikai összefüggéseit. Sgritta bemutatja a Dél- és Északnyugat-Európa közötti alapvető társadalmi és intézményi különbségeket. Dél-Európában alacsonyabb az iskolázottság szintje, a nők foglalkoztatottsága, kevesebb a részmunka, a gyermeknevelést támogató intézmény, itt a felnőtté válás és a gyermekvállalás sokkal nagyobb terhet ró a fiatalokra, a munkavállalás és a gyermekvállalás sokkal nehezebben összeegyeztethető, mint pl. Észak-Európában. A gyermeknevelés vagy az idősök gondozása a hagyományos modellnek megfelelően teljesen a családra marad, a női szerepek és a család tradicionális formájukban élnek tovább, de ennek következtében a felnőttkorba való átmenet hosszabb és a termékenység alacsonyabb, mint északon vagy nyugaton. Az eltérés kb. húsz éves késést jelent a Nyugathoz képest, de ma nem világos, hogy ezek a különbségek tartósan fennmaradnak-e a jövőben vagy pedig eltűnnek majd. Ami a fiatal generációk beilleszkedését illeti, Claire Wallace két lehetséges forgatókönyvet vázol föl. Az egyik a rugalmasságra és az integrációra épül. Itt a fiatalok megkapják a támogatást a felnőtté váláshoz és a gyermekvállalásnak a munkavállalással való összeegyeztetéséhez, rugalmas, több alternatívát nyújtó életpályákra készülnek fel, állandóan



képzik magukat, változatos egyéni életútjaikat, együttélési formáikat a társadalom tolerálja, a munkaerőpiac pedig szinten sokféle lehetőséget, rugalmas formákat nyújt számukra. A másikra a polarizáció és a kizárás lehet jellemző, ha a fiatal generációk érdekeit nem veszik figyelembe, az egyre nagyobb számú és arányú idősebb szavazónak kedvezve. Itt – egy privilegizált rétegtől eltekintve – a fiatalok között magas lesz a munkanélküliség, a politikai érdektelenség, a nemzedéki ellentétek fokozódni fognak, erős lesz a bűnözés és az illegális migráció. Mindkét lehetőség jelen van az európai társadalmakban, a jövő politikai, társadalmi döntéseinek megfelelően válik egyik vagy másik modell uralkodóvá.

Johannes Pfliegerl röviden vázolja az EU-tizenötök elmúlt évtizedekbeli migrációs folyamatait és az európaiak ezzel kapcsolatos érzéseit. Az Eurobarometer adatai szerint az európaiak nem tartják társadalmukat befogadó, migrációs célpontnak, a tömeges migrációt egyértelműen történelmi kivételnek tekintik. Ez nyilvánvaló tévedés, amelyben az európai kormányok felelőssége is tetten érhető. Nyilvánvaló, hogy Európának szüksége van a bevándorlókra, hogy a kedvezőtlen korstruktúra hatásait ellensúlyozni tudja, és hogy a munkaerőpiac igényeit kielégítthesse, különösen 2010 után, amikor a népes baby boom-generáció eléri a nyugdíjas kort. Az európaiak több mint 50%-a véli úgy, hogy túl sok idegen él az országában, ugyanakkor kétharmaduk gondolja azt, hogy a legálisan érkezett külföldieknek ugyanazokat a jogokat kell élvezniük, mint az EUpolgároknak. Mindebből világos, hogy a migrációval és a bevándorlókkal szembeni attitűdök nem egyértelműek, az ellenézés inkább az illegális migránsokkal szemben nyilvánul meg. Mindebből alkalmas bevándorlási politika esetén felsejlik a bevándorlók sikeres társadalmi integrációjának a lehetősége. Dušan Drbohlav az új tagállamok migrációs mintáit írja le, míg Catherine Wihtol de Wenden az unió migrációs jövőjével foglalkozik. Mindketten szükségesnek tartanak egy átfogó, közös migrációs politikát, a stratégiai célok pontos megfogalmazásával és az ezt elősegítő konkrét döntések kialakításával, a jelenlegi országos szintű rögtönzések helyett. Drbohlav emellett az illegális migráció elleni szigorú fellépést sürgeti, míg de Wenden azt hangsúlyozza, hogy a „zárt kapuk” jelenlegi politikája csak az illegális bevándorlást erősíti. Európának szüksége van a bevándorlókra, a „zárt kapuk” elve ezzel ellentétes, az ellentmondás feloldása az lehet, ha a bevándorlás generálta értékek (multikulturalizmus, kisebbségi jogok védelme, diszkrimináció elleni harc, állampolgárság elválasztása az etnikai hovatartozástól) az európai identitás lényeges elemeivé válnak.

Az egészségügygel és a halandósággal foglalkozó V. részben Hans-Joachim Schulze és Robert Anderson egyaránt kiemelték az országonkénti és társadalmi rétegenkénti, jövedelmi csoportok szerinti különbségek jelentőségét. Fontosnak találták az egyéni választás, az életmód szerepét a halandóság terén, hangsúlyozták a család mint jelentős egészségvédő faktor jelentőségét. Christoph Sowada ugyanakkor a lengyel egészségügy példáján egy alapos esettanulmányban mutatja be a rendszerváltó társadalmak egészségügyét jellemző nehézségeket és zűrzavart.

Jan H. Marbach a záró részben a társadalmi tőke (bizalom az emberekben, intézményekben, a méltányosság, segítőkészség, a különböző szervezetekben való részvétel) európai országok közötti megoszlását vizsgálta. Maga a fejezet kissé kilóg a szintetizáló részből, érzésünk szerint inkább lett volna helye a bevezetésben. Marbach a közjósággként értelmezett társadalmi tőkéről kimutatja, hogy az egyenetlenül oszlik meg az európai országok között, de ez az egyenetlenség szisztematikus: minden elemben Észak-Európa országai állnak a rangsor élén, Dél-Európa és a rendszerváltó Kelet-Közép-

Európa pedig a végén. Fontos megállapítás, hogy a társadalmi tőke szoros összefüggést mutat az oktatásban eltöltött idő hosszával.

A záró fejezetben Landis MacKellar foglalja össze a kötet tanulságait. Eszerint Európa nem egységes régió, bár a külső szemlélő számára inkább az azonosságok tűnnek szembe. Az európai demográfiai rendszer lényegi vonása az alacsony termékenység, amelynek következménye a lassú népességnövekedés, főleg a lassú munkaerőbővülés. Ennek következtében jelentős termelékenységnövekedés nélkül Európának nemcsak a világnépességben, hanem a világ gazdaságban elfoglalt szerepe is kisebb lesz. Az öregedés a jövőben is folytatódni fog, emiatt a nyugdíjélvezők és a nyugdíjfenntartók aránya drámai mértékben fog változni, az idősellátás és az egészségügy rendszereire nagy nyomás fog nehezedni. Mivel a halandóság a következő évtizedekben minden valószínűség szerint tovább javul majd, a kulcsmomentum a termékenység és a migráció lesznek. A bevándorlás erős lesz, ami alapvető európai érdek is, de problémát okozhat az, hogy az európai politika ma nem az asszimilációra, hanem az integrációra helyezi a hangsúlyt. A termékenységgel kapcsolatos bizonytalanságot az is fokozza, hogy nem világos a jelentős termékenységesítés, illetve alacsony termékenység oka sem, így azt sem tudjuk, hogy a folyamat mennyiben visszafordítható. Az együttélési viszonyok változásával kapcsolatban MacKellar felveti, hogy a kulcs nem a hosszabb képzési idő, amely oka a későbbi munkavállalásnak, házasodásnak, gyermekvállalásnak, hanem a kapcsolat éppen fordított, a fiatalok gyenge munkaerő-piaci helyzetéből következik a tanulás időtartamának meghosszabbítása, a felnőtt státusba lépés és a gyermekvállalás halasztása és végső soron az alacsonyabb termékenység. Ami a jövőt illeti, MacKellar szerint az európai jóléti rendszer valamilyen formában fenn fog maradni, de ehhez három jelentős kihívásnak kell megfelelni. Egyrészt javítani kell a fiatal generációk helyzetén, növelni foglalkoztatottságukat, béreiket, miközben az idősek helyzete relatíve romlani fog (a nyugdíjkorhatár emelkedni fog, a nyugdíjjogosultság szűkül, a nyugdíjak csökkennek, a járulékok nőnek). Ugyanakkor az idősebbek politikai érdekérvényesítő képessége jobb, a szükséges változások végrehajtása rendkívül nehéz. A másik komoly kihívás a gazdaságosság növelésének és az európai szociális modellnek az összehangolása. A 2001-es lisszaboni alapelvek, amelyek értelmében Európa a világ leggyorsabban növekvő, legtermelékenyebb gazdasági térsége lenne, ellentétesek pl. a munka- és gyermekvállalást összeegyeztető családpolitikákkal, így magukban hordják a további termékenységcsökkenés lehetőségét. A harmadik kihívás a bevándorlás problémájában rejlik: „Európának szüksége van a bevándorlókra, de nem kér belőlük” (371. o.).

A könyv hasznos olvasmány mindazoknak, aki érdeklődnek a demográfia vagy Európa jelene és jövője iránt. Jó, bár mélységét, témaválasztását tekintve nem egyenletes áttekintést ad Európa legfontosabb demográfiai problémáiról, ami jól szolgálhatja mind az általános tájékozódást, mind az egyetemi tanulmányokat. A szerzők által vázolt helyzetkép inkább optimistának tekinthető: véleményük szerint a kihívások jelentősek, a megoldandó problémák súlyosak, de az európai társadalmak magukban hordozzák a megoldás lehetőségeit.

*Óri Péter*

## FOLYÓIRATCIKKEK

DEMENY, P. – MCNICOLL, G.: The Political Demography of the World System, 2000–2050. (A vilárendszer politikai demográfiája 2000–2050.) Population Council, Policy Research Division, *Working Papers*, 2006. No. 213.

Az ENSZ becslése a 2000–2050-es időszakra a fejlett országokra vonatkozólag 1,6-os, a kevésbé fejlettek esetében 2,9-es teljes termékenységi arányszámmal és a demográfiai viselkedés fokozatos konvergenciájával számol, beleértve a népesség korstruktúráját is. Az ötven év folyamán várható nettó 2,6 milliárdos népességnövekedés meghaladja az 1950-es világnépesség-számot. A népességyarapodás 99 százaléka a világ kevésbé fejlett részén várható annak ellenére, hogy 98 millióra tehető az ezen országokból ez idő alatt a fejlett országokba vándorlók száma. A legnagyobb arányú népesség-szám-csökkenés Európában várható (ide számolva Oroszországot is): az 1950-ben a világ népességéből még 22 százalékkal részesedő földrész 2050-ben 7 százalékra apad. A másik véglet Afrika, ahol a népesség tartós és gyors növekedése következtében az 1950-es 9 százalékos hányad 2050-re 21 százalékra bővül.

A népesség száma a gazdasági fejlődést is befolyásolja, és ennek fényében a világ jelenleg észak-atlanti súlypontja, áttevédhet az Ázsia–csendes-óceáni, illetve a dél-ázsiai térségre. A gazdasági teljesítményük tekintetében Kína és India a közeljövőben az Egyesült Államok riválisai lehetnek. Kína bruttó összterméke 2040-ben haladja majd meg az Amerikai Egyesült Államokét, India néhány évtizeddel később éri el ezt a szintet. A fejlett és a fejlődő országok közötti szakadék az egy főre eső jövedelem tekintetében – a fejlődő országok gyorsabb növekedési üteme ellenére – megmarad. A jövedelmi egyenlőtlenségek csökkenését Kína példáján keresztül illusztrálják, ahol 2050-re az egy főre eső jövedelem átlaga megegyezik a fejlett országok ezredfordulón regisztrált átlagával.

A jelentős jövedelmi egyenlőtlenségek és a népességnövekedés földrajzi differenciáltsága fokozhatja a vándorlás intenzitását. A közvélemény – főként a muzulmán kisebbség által okozott feszültségek miatt – erősödő bevándorlás-ellenessége a törvényes és az illegális vándorlás megfékezését hozhatja magával, főként az EU tagállamaiban. A bevándorlás pártolói által felhozott főbb érvek (a korstruktúrának az elöregedő népesség miatt kedvezőtlen alakulása, a gazdaság működéséhez szükséges munkaerő beáramlása) csupán időleges érvényűek, hiszen az idő múlásával a bevándorló is megöregszik, nyugdíjat igényel, és egészségügyi ellátásokat vesz igénybe. Az Európai Unió legtöbb bevándorlót fogadó országai (Németország, az Egyesült Királyság, Olaszország) és a legnépesebb kibocsátó országok (Egyiptom, Törökország és Irán) népessége közel azonos: 204, illetve 217 millió. A 2050-ig szóló becslés a három EU-ország esetében némi csökkenést mutat (197 millió fő), a kibocsátó országok népessége azonban 50 százalékkal emelkedik (329 millió fő). A jelentős politikai, gazdasági és kulturális feszültségeket okozó végleges migráció mellett az időszakos vándorlás növekedésére is számítani lehet, ami nem csak az egyén, de a fogadó és a kibocsátó ország számára is előnyökkel járhat. Az elmúlt évtizedekben az Amerikai Egyesült Államokba és az Európai Unió országaiba irányuló migráció szintje megmarad, illetve szignifikáns növekedés is elképzelhető, ennek következtében ez a két térség az etnikai és kulturális háttérét

tekintve, valamint az emberek földrajzi származását illetően sokkal sokszínűbb lesz, mint az ezredfordulón volt.

A modern államokban alapvető és gyakran nehézkes döntési folyamat annak meghatározása, hogy a migránsok közül kit fogadnak be. Kevésbé kiaknázott területet jelent az időleges munkavállalók fogadása, noha ez a megoldás nemcsak az egyén, hanem a küldő és fogadó ország szempontjából is hasznos lehet. Ez utóbbi változat azon országok esetében jelenthet elsősorban megoldást, amelyekben erős ellenérzés van a végleges bevándorlással szemben (például Japán). Sajátos nemzetközi vándorlást jelent az Európai Unió országai közötti migráció; a szerzők fogadó országgént elsősorban az Egyesült Királyságot és Írországot, jelentős migrációs potenciállal rendelkező kibocsátó országgént Lengyelországot azonosítják. Az elkövetkezendő évtizedek sajátos mozgása – az Amerikai Egyesült Államokban tapasztaltakhoz hasonlóan – a nyugdíjasok vándorlása lesz, amely mindenekelőtt Spanyolország egyes régióiba irányul majd.

A szigorodó bevándorlási szabályok ellenére az elkövetkezendő évtizedekben az Észak-Amerikába és az Európai Unióba irányuló migráció eléri, sőt várhatóan meghaladja az elmúlt évtizedekben tapasztalt mértéket.

A II. világháborút követően megszűntek bizonyos mesterséges államalakulatok (szétesett a volt Szovjetunió, különvált Banglades és Pakisztán, Csehország és Szlovákia, Eritrea és Etiópia, valamint Szingapúr és Malajzia), illetve új államszövetségek alakultak ki (Németország egyesítése, az Európai Unió, a délkelet-ázsiai együttműködés – ASEAN). Mindez a regionális együttműködéseknek kedvez, és ezen túlmenően a nemzeti szuverenitás újraértelmezéséhez vezet.

Az egyes országok, térségek gazdasági fejlettségének magyarázata mélyen a múltban gyökerezik, és egyik meghatározó tényezője a demográfiai magatartás. A ma fejlett országok modern történetében a gazdaság fejlődése a népesség növekedését is elősegítette. Európának Kínával vagy Indiával összemérhető vagy azokat meghaladó számú népessége lehetne, azonban a példátlan prosperitás ellenére népességnövekedése a huszadik század végén a nullához közelít.

Az iparosodott országoknak a jelenlegi globalizáció soha nem tapasztalt kihívást jelent. A múltban a fejlett országokban realizált lényegesen magasabb jövedelmeket a magasabb termelékenységgel magyarázták; a fejlődő országokban nem állt rendelkezésre elegendő számú magasan képzett munkaerő, a legfejlettebb technológiákhoz korlátozottan fértek hozzá, és a termelés járulékos tényezőiben is (menedzseri és marketing-készségek, szervezési képesség, modern kommunikációs és szállítmányozási infrastruktúra, illetve biztonságos és egészséges környezet) számottevő elmaradásban voltak. A gazdag országok előnye azonban gyorsan erodálódik, mivel a transznacionális vállalatok az olcsóbb munkaerőt biztosító országokba helyezik át termelésüket. A globalizáció következtében biztató a jövője és nagy a majdani munkaerőigénye a turizmusnak.

A tradicionális gazdasági ágazatok számára Kína és India olcsó munkaerő-tartalékai a következő évtizedekben kimeríthetetlenek, így a jövedelmek is alacsony szinten maradnak; a munkaigényes tevékenységeket azonban idővel – elsősorban a városi lakosság növekedése és az ezzel járó jövedelemnövekedés miatt – ezekből az országokból Vietnamba vagy Bangladesbe telepíthetik át.

A legtávolabbi jövőre nézve a világ népesedési tendenciái valószínűleg konvergálnak és a stabilizálódás, illetve enyhe népességszám-csökkenés irányába mutatnak. A következő 50 év a népesség-expanzió végét hozza. A születésszám a fejlett, illetve fejletlen országokban változatlanul 1 a 10-hez arányt mutat majd, és ez az előbbieket

további demográfiai marginalizációjához vezet. A világ egyes részein (Japánban, Oroszországban, illetve az EU néhány országában) tapasztalható igen alacsony termékenység gyors népességcsökkenést vetít előre. Japán és Olaszország népessége 2050-ig egynegyeddel, Oroszországé több mint egyharmaddal csökken. Egyes fejlett országoknak a termékenysége a reprodukciós szint közelében marad (néhány nyugat- és észak-európai országban, Ausztráliában és Új-Zélandon). Az Amerikai Egyesült Államokban a termékenység a világ fejlett országainak átlagához viszonyítva magas, a nemzetközi bevándorlás következtében nem csak a népességszám szinten tartását, hanem tetemes növekedését is biztosítja.

Az írás nemcsak népesedéstudományi szempontból, hanem a világgazdaság jövőbeli fejlődésével kapcsolatosan is érdekesítő megállapításokat sorakoztat, és a demográfiai, valamint gazdasági folyamatok összefüggésrendszerének gazdaságpolitikai konnotációit is történelmi keretbe foglalva taglalja.

*Kovács László*

ANDRÉN, D.: First Exits from the Swedish Labor Market Due to Disability. (A munkaképesség csökkenése és a munkaerő-piaci kilépés összefüggései Svédországban.) *Population Research and Policy Review*, 27. 2008/2. 227–238.

Az európai országok többségére jellemző az a tendencia, hogy a még aktív korúak nagy csoportjai lépnek ki a munkaerőpiacról, leginkább nyugdíjas státusba. Ennek egyik következménye, hogy a nyugdíjellátás egyre nagyobb terhet ró a társadalmakra. Mivel Európa számos országában a nyugdíjkorhatár felé közeledők a baby boom nagy létszámú kohorszaiba tartoznak, a probléma napjainkban különösen aktuálissá válik.

D. Andrén tanulmánya a munkaerőpiacról egy meghatározott életkorig kilépő és rokkantsági nyugdíjba vonuló csoportokat vizsgálja a svéd társadalomban. Azok a kérdések foglalkoztatják, hogy milyen tényezők határozzák meg ezt a folyamatot, vannak-e különbségek e tényezők hatásmechanizmusát tekintve a rokkantsági nyugdíj típusai szerint. Mivel a kutatás viszonylag rövid időt fog át, a szerző csak érintőlegesen tud foglalkozni azokkal az intézményi hatásokkal (munkaerő-piaci mozgások, a nyugdíjrendszer szabályozásában bekövetkezett változások), amelyek a szakirodalom szerint alapvetően befolyásolják ezt a jelenséget. Az egyéni ismérvek meghatározó szerepe mellett ugyanakkor olyan intézményi faktorokat is bevon az elemzésbe, amelyek a témával foglalkozó empirikus kutatásokban kevésbé jellemzőek. Ezek az érintettek szakmai képzésére és egészségi rehabilitációjára vonatkoznak.

A tanulmány a munkaerő-piaci kilépésekre koncentrál, így kívül esnek érdeklődésén a munka világán kívüli státusokból a rokkantsági nyugdíjazás felé vezető utak. A munkaerőpiacról történő kilépés egyéb változatait sem vizsgálja, noha ezeknek is szerepe lehet abban, hogy milyen társadalmi csoportok, milyen körülmények között és milyen időzítéssel kerülnek be a nyugdíjrendszer ezen szegmensébe.

A szakirodalom többféleképpen kezeli a munkaerőpiacról való „kilépés” fogalmát. Ennek az az oka, hogy az állapot tartóssága, a munkaerőpiacon kívüli státusok közötti mozgás a kilépés pillanatában nem ismert. A nyugdíjrendszerekbe való belépés rendszerint a munkaerőpiac végleges elhagyását jelenti, de a nyugdíjszabályozás szigorításának következményeként – a rokkantsági nyugdíj esetében – sok országban gyakorlat az

állandó felülvizsgálat, amelynek nyomán az érintett elvesztheti a jogosultságát, egészségi állapota javulásával visszatérhet a munkaerőpiacra. A szerző tanulmányában az „első kilépés” fogalmát használja, azaz nem vizsgálja a munkaerőpiacra történő visszalépéseket.

A szerző két adatállományon végzi elemzéseit. Az első a 20–64 év közötti, társadalombiztosítással rendelkező populációt, míg a második ezen csoportnak azon részét reprezentálja, amelynek tagjai a vizsgált időszakban legalább 60 napig betegek voltak. A vizsgált korcsoportok egy része (59 éves korig) csak orvosi szakvéleményen alapuló egészségkárosodás esetében vehette igénybe a rokkantsági nyugdíjat. A 60–65 év közöttiek emellett munkaerő-piaci okokból is szerezhettek jogosultságot. Az adatállományok paneljellege lehetőséget ad az egyének életében bekövetkező események időrendben történő vizsgálatára. A kutatás az 1986–1989 közötti időszakot fogja át. Az adatállományok információt hordoztak a megkérdezett személyi adatain túl a keresetükről, betegségtörténetükről, a rehabilitációikról, és a munkaerő-piaci kilépések mindegyikéről. Míg az első minta 1800, addig a második 2700 fő adatait tartalmazta.

A tanulmány a munkaerőpiacról a rokkantsági nyugdíj rendszerébe való belépéseket két szinten is vizsgálja. Egyrészt a teljes összegű és a résznyugdíjat kapó nyugdíjasokat együtt kezelve, másrészt a két csoportot külön vizsgálva. Ez utóbbi esetben versengő kockázati modelleket használ.

A kilépés életkori profilját tekintve a tanulmány azt állapította meg, hogy a 20–64 év közötti biztosítottakat reprezentáló mintán kisebb volt a rokkantsági nyugdíjassá válás kockázata, mint azon a mintán, amely a legalább 60 napig betegeket reprezentálta. Az első mintán az 50. életév körül kezdett a teljes összegű rokkantsági nyugdíjassá válás esélye erőteljesen emelkedni, a részösszegű egy kicsit idősebb korban. A „betegeket” reprezentáló mintán nem volt ilyen éles töréspont életkori profil szerint. A nyugdíjazás esélyének növekedése sokkal fiatalabb korban indult el, és az életkor előrehaladtával viszonylag egyenletesen növekedett.

A folyamatot meghatározó tényezők sorában a tanulmány vizsgálja az állampolgárság ismervét. Megkülönbözteti a svéd születésűeket, a svéd állampolgárságot szerzetteket és a Svédországban külföldiként élőket. Feltételezése szerint az első csoport kilépési kockázata lesz a legalacsonyabb, amit azzal magyaráz, hogy a nyugdíjkorhatárhoz közeledő emigránsok egy jelentős része 1973 előtt lépett be az országba. Bevándorlásuknak jellemzően gazdasági oka volt, hiszen a kibocsátó országokban a gazdasági recesszióból adódó következmények miatt ezek az emberek nem találtak munkát. Svédországban elsősorban fizikai munkásként alkalmazták őket, ami hatással volt egészségi állapotukra és rokkantsági nyugdíjassá válásuk kockázatára is. Az állampolgárság hatása a megkülönböztetett típusok közül a teljes összegű nyugdíjas státus esetében mutatható ki, hiszen az állampolgárságot szerzettek, és még inkább a külföldi születésűek kockázati mutatói szignifikánsan magasabbak voltak, mint a Svédországban születetteké.

Az iskolai végzettség hatása típusonként eltérő volt. Az iskolai végzettség három szintjét megkülönböztetve, a legmagasabban kvalifikáltaknak szignifikánsan alacsonyabb volt a kockázata a teljes összegű rokkantsági nyugdíjazásra, mint a legalacsonyabb végzettségűeknek. Ebből a szerző azt a következtetést vonja le, hogy a képzetebbek többet tudnak beruházni egészségük megőrzésébe, jobbak a munkakörülményeik, így esetükben az egészségromlás kockázata is alacsonyabb. A részösszegű nyugdíjazás esélye viszont az iskolai végzettség szintjével emelkedik, ami mögött az állhat, hogy

a megbetegedő képzetebbeknek nagyobb az esélyük arra, hogy munkájukat megtartva, de munkaidejüket csökkentve részösszegű rokkantsági nyugdíjassá váljanak.

A munkaképesség javítását célzó szakmai képzés a részösszegű nyugdíjas státusba kerülés esélyét növeli, amiből a szerző azt a következtetést vonja le, hogy megfelelő képzési programokkal a megromlott egészségi állapotú személyek ilyen formában benn-tarthatók a munkaerőpiacon. A legalább 60 napos betegségről beszámolók mintáján viszont éppen ellenkező irányú kapcsolatot talált: a szakmai képzés fokozta a kilépés kockázatát. Az orvosi rehabilitáció mindkét mintán növelte a rokkantsági nyugdíjassá válás esélyét.

Az idevágó adatok alapján a szerző azt állapítja meg, hogy a betegségben eltöltött idő hossza szignifikánsan növeli, míg a betegségegizódók száma csökkenti a rokkantsági nyugdíjazás esélyét.

A rokkantsági nyugdíjazást nem csupán az egyének egészségi állapota befolyásolhatja, hanem a munkaerőpiac befogadó képessége is. A szerző feltételezése szerint azokban a térségekben, amelyekben a munkanélküliségi ráta magas, nagyobb a rokkantsági nyugdíjassá válás esélye. Eredményei ezt igazolják is. A munkaerőpiac befogadó-képességét ezen túl számos egyéb tényezővel is célszerű lenne mérni, aminek révén talán pontosabb képet nyerhetnénk. A munkaerőpiac ágazati struktúrája, a munkaerő-kereslet és -kínálat kapcsolata, az aktív korú nem foglalkoztatottak aránya árnyaltabban írná le mindazokat a nehézségeket, amelyekkel a munkaerőpiacon megkapaszkodni kívánóknak szembe kell nézniük.

Ahogy a szerző összefoglalójában is kiemeli, a tanulmány egyik legfőbb érdeme annak igazolása, hogy a különböző kilépési utakat érdemes együtt, egy modellen belül vizsgálni, hiszen még a rokkantsági nyugdíjrendszeren belül is különböznek a nyugdíj két típusát meghatározó magyarázó ismérvek, így nyilvánvalóan eltérő társadalompolitikai koncepciót igényel a teljes összegű és a részösszegű rokkantsági nyugdíjasok problémáinak enyhítése is.

*Monostori Judit*

BIJAK, J. – KUPISZEWSKA, D. – KUPISZEWSKI, M. – SACZUK, K. – KICINGER, A.: Population and Labour Force Projections for 27 European Countries, 2002–2052: Impact of International Migration on Population Ageing. (Népesség- és munkaerő-előrebecslés 27 európai országra, 2002-2052: a nemzetközi vándorlás hatása a népesség öregedésére.) *European Journal of Population*, 23. 2007/1. 1–31.

A szerzők a nemzetközi szakirodalomból jelenleg megismerhető legnagyobb lélegzetű kutatást végezték, amikor 27 európai országra vonatkozóan készítették el a teljes népességre és a munkaképes korú népességre vonatkozó előrejelzéseiket. A multiregionális modellt innovatívan továbbfejlesztették, egységes módszertani bázist alkalmaztak, és így modellezték a 2002 és 2052 közötti népességfejlődést. Fő következtetésként kiemelték, hogy még nagyarányú bevándorlási többlettel sem sikerülhet ellensúlyozni a népesség és főleg az aktív korú népesség előregedésének folyamatát. A szerzők kifejtették, hogy a népesség és ezen belül az aktív népesség létszámának hosszú távú fenntartása nem képezheti a népességpolitikák és a munkapiaci politikák alapját.

Az öregedés, mint a legjelentősebb strukturális folyamat rányomja a bélyegét a népesség alakulásán túlmenően a társadalmi folyamatokra is. Az öregedési folyamat negatív gazdasági következményeinek csökkentése csak nagyobb mértékű bevándorlás és növekvő aktivitási ráták mellett lehetséges. A két tényező megfelelő arányú vegyítése a magasabb termékenységgel együtt járhatna a legkedvezőbb eredményekkel. A kutatás megerősítette azt a korábban is általános érvényű nézetet, miszerint az európai demográfiai és munkapiaci viszonyok sokfélesége miatt nincsenek univerzális európai megoldások. Az öregedési folyamat az előrebecslés szerint legkevésbé a skandináv országok munkapiacára gyakorol negatív befolyást. A déli államokban, különösen Görögországban, Olaszországban és Spanyolországban az alacsony termékenységi szint az alacsony aktivitással együtt hosszú távon jelentős problémák felhalmozódásához vezethet. Közép-Európa számára a foglalkoztatottság növelése a termékenység növelésével azonos fajsúlyú problémának látszik. Közvetve ebből az következik, hogy a bevándorlás elősegítése az öregedés negatív hatásainak ellensúlyozására csak harmadrangú megoldás lehet. A szerzők tanulmányukban tartózkodtak attól, hogy az egyes tagállamok számára általános érvényű recepteket állítsanak elő, és különösen ezek kvantifikálását tartják problematikusnak, véleményük szerint tehát az egyes ország-csoportokon belül is el lehet térni a régió egészére optimálisnak tekintett megoldástól.

*Illés Sándor*

BRAS, H. – NEVEN, M.: The Effect of Siblings on the Migration of Women in Two Rural Areas of Belgium and the Netherlands, 1829–1940. (A testvéreknek a nők elvándorlására gyakorolt hatása Belgium és Hollandia két rurális térségében, 1829–1940.) *Population Studies*, 61. 2007/1. 53–71.

A 19. század folyamán és a 20. század első felében a munkavállalási célú vándorlás a nők számára a fiatal és felnőttkor közötti életszakasz elválaszthatatlan részét képezte. Európa legtöbb régiójában a fiatal hajdon nők tömegesen hagyták el otthonukat azzal a céllal, hogy a közeli falvakban és városokban mezőgazdasági vagy háztartási cselédként, illetve gyári munkásként elhelyezkedhessenek. E jelenség vizsgálatok a történeti kutatások egyfelől a regionális gazdaságok, a városi és falusi térségek közötti kölcsönhatásokra irányították a figyelmet, másfelől pedig a családalapítás regionálisan eltérő történeti gyakorlatainak a fontosságát hangsúlyozták. Az újabb család- és népességtörténeti kutatások alulról építkezve jutnak új eredményekre: a nominális források összekapcsolása révén rekonstruálják az egyéni életutakat, és különböző gazdasági, társadalmi, kulturális környezetekben próbálják kimutatni a vándorlásban szerepet játszó tényezőket.

A tanulmány szerzői községi népesség-nyilvántartások egyéni szintű longitudinális adatainak feldolgozása révén arra keresik a választ, hogy a 19. század második felében és a 20. század első évtizedeiben eltérő termelési móddal és foglalkoztatási lehetőségekkel jellemezhető rurális térségekben – a hollandiai Zeeland és a belgiumi Pays de Herve régiókban – a fiatal nők milyen eséllyel vándoroltak más falvakba és városokba, és a folyamatot milyen mértékben befolyásolták mindkét nembeli testvéreik. Alapkérdésük, hogy a testvéri kapcsolatok jellemzői milyen mértékben járulnak hozzá a jelenleg gyakoriságában és időzítésében tapasztalható eltérések magyarázatához. A korábbi



demográfiai elemzésektől eltérően, amelyek elsősorban keresztmetszeti adatok feldolgozásán alapultak, a tanulmány a testvéri kapcsolatokat dinamikus folyamatként ragadja meg, vagyis mérni tudja, hogy egy adott személy elvándorlási esélyét hogyan befolyásolja fiú- vagy lánytestvére házasságkötése és/vagy elvándorlása, a háztartás összetételében bekövetkező változások.

A szerzők magyarázó keretként az összetett háztartás döntéshozatala (joint-household decision making) és a társadalmi tőke (social capital theory) elméleteit alternatív, egymással versengő modellekként használják. A háztartásstratégiák és a szülői erőforrások elosztásának elméleti keretében a család zárt rendszer, amely alapvetően a szülők irányítása alatt áll: ők a hasznok családi szintű maximalizálása és a kockázatok minimalizálása érdekében nem és születési sorrend szerint szabják meg gyerekeik számára a lehetséges viselkedésmódokat. Az egyik gyerek számára megadott lehetőségek kiterjeszthetők, illetve korlátok közé szoríthatják testvérei választási lehetőségeit. A társadalmi tőke elméleti modelljében a szerzők a testvérek közötti kapcsolatokra helyezik a hangsúlyt, és azokkal az erőforrásokkal számolnak, amelyekkel az egyének a társadalmi kapcsolataik eredményeként rendelkeztek. A szerzők feltételezik, hogy a testvérek a rokoni kapcsolatháló meghatározó tagjaiként fontos információkkal szolgálhattak, legyen szó akár a vándorlásra vonatkozó döntésről, akár a munka- és lakóhelyválasztásról.

Az elemzés tágabb kontextusát képező rurális térségek termelési módja alapvetően eltért egymástól. A délnyugat-hollandiai Zeeland tartomány szigeteit a piacorientált, jelentős tőkét megmozgató földművelés (búza- és lentermesztés), a kelet-belgiumi Pays de Herve térséget elsősorban a kisbirtokok keretében zajló állattenyésztés jellemezte. Az eltérő termelési módból adódóan a két térség népességének foglalkozási szerkezete is különbözött. A hollandiai tartományt a gabonatermesztéssel foglalkozó gazdag nagybirtokosok irányították, miközben a háztartások több mint felében képzetlen mezőgazdasági munkások éltek. Belgiumban a kis és közepes méretű földbirtokot bérlő, állattenyésztő gazdák domináltak. A térségek közös jellemzője, hogy a városokhoz és ipari központokhoz közel találhatóak: Kelet-Belgiumban a textil- és vasipari központokként működő városok, Délnyugat-Hollandiában pedig a kereskedelmi központokként funkcionáló városok vonzották a munkavállalókat.

A gazdasági szerkezetben tapasztalható regionális különbségek eltérő foglalkoztatási lehetőségeket eredményeztek. A zeelandi nők számára bőven adódott munkalehetőség a polgárosuló városok közép- és nagypolgári háztartásaiban. Ebben a térségben a feladatok nemek szerinti specializálódása ment végbe: a szülők a lányukat a mezőgazdasági vagy a városi cselédmunkára szánták, ugyanakkor fiaikat inkább otthon tartották volna. Kelet-Belgiumban a nőtlen és hajadon gyermekek munkaerejét jól felhasználhatták a családi gazdaságban, aminek következtében a szolgálatvállalás nem volt elterjedt. Az elvándorló lányok elsősorban a vallon városok textilgyáraiban helyezkedtek el.

A szerzők az eltérő foglalkozási lehetőségekre és vándorlási okokra alapozva régióként eltérő hipotéziseket állítanak fel a testvéreknek a fiatal lányok elvándorlására gyakorolt hatásáról. Számításba veszik a háztartás összetételét (együtt élő szülők, fiatalabb testvérek), a háztartás gazdasági helyzetét megterhelő eseményeket (az egyik szülő halála, testvérek halála, illetve testvérek születése), a háztartások társadalmi-gazdasági helyzetét, valamint a szülők, testvérek, illetve a családok korábbi vándorlási tapasztalatait.

Az elemzés szilárd forrásanyagra épül. A községi népesség-nyilvántartások időben folyamatos (longitudinális) megfigyeléseket tartalmaznak az elvándorlásról, illetve a családi állapotban történő változásokról. A szerzők a két minta kialakításában eltérő gyakorlatot követnek. A belgiumi minta három falu (Charneux, Clermont és Neufchâteau) 1846 és 1900 között vezetett nyilvántartásainak teljes adathalmazán alapszik. Sajátosságát az adja, hogy miközben a megfigyelések minden egyénre kiterjednek, az egyének nyomon követése a három falu közigazgatási határain túl már nem lehetséges. A holland adatállománynak a Zeeland tartomány szigetein és félszigetein 1845 és 1922 között született lányok 0,5 százalékos mintája képezi az alapját, amelyet a későbbiek folyamán tovább bővítettek. Az ő életútjuk a születési helyről történő elvándorlást követően is ismertek. A belgiumi adatok mintegy 1793 családból származó 3442, 12 és 30 év közötti nő életútjáról tartalmaztak információkat, mintegy 176 esetben falvak és 182 esetben városok felé irányuló migrációval. A holland adatok 340 családból származó 540, 12 és 30 év közötti nőre terjednek ki, 154 esetben falvak és 144 esetben városok felé irányuló vándorlási eseménnyel.

A falvakba és városokba irányuló elvándorlás relatív esélyét Cox-féle regresszióval becsülték. Az elemzés első szakaszában a születési kohorszot, a társadalmi-gazdasági státust, az együtt élő szülőket, a szülők és a család vándorlási tapasztalatát szerepeltették változóként. A második szakaszban a modellbe bevonták az együtt élő testvéreket is.

Az eredmények azt mutatták, hogy az édesapa vagy az édesanya halála eltérő módon befolyásolta a hollandiai és belgiumi lányok vándorlási esélyét. A zeelandi lányok esetében ez az édesapa halálakor megduplázódott. Mivel az apa halála jelentős források elvesztésével járt a háztartás számára, ezek pótlására egyik lehetőségként kínálkozott a lányoknak valamely közeli földbirtokon történő szolgálatba állása. A földrajzi közelség révén könnyebben hazaküldhették megtakarított keresetüket, és szükség esetén rövid idő alatt hazatérhettek. A kelet-belgiumi lányok esetében az édesapa halála a városokba történő elvándorlás esélyét növelte. Itt is minden bizonnyal a háztartási bevételek kiegészítéséről volt szó.

Az édesanya elvesztése éppen fordított hatással járt: Hollandiában a városokba, Belgiumban pedig a szomszédos falvak rokoni háztartásaiba irányuló elvándorlást inspirálta. A vándorlási célpontok különbségének hangsúlyozásával a szerzők jól érzékeltetik, hogy a regionálisan eltérő foglalkoztatási lehetőségek milyen módon léptek kölcsönhatásba a háztartásnak a nők helyzetét befolyásoló döntései során.

Az együtt élő testvérek változóként való szerepeltetésével a modell illeszkedése javult. A bővített modell szerint Belgiumban a falvakba irányuló elvándorlás esélye mutatkozott nagyobbak, Hollandiában pedig mindkét irányú elvándorlásé. Az eredmények azt mutatták, hogy Zeeland-ban létezett születési sorrendet követő gyakorlat: a fiatalabb lánytestvérek léte siettetta az idősebbek elvándorlását. Viszont ha a családban munkaképes korú fiútestvér élt, ez csökkentette a falusi irányú elvándorlást, hiszen munkájával fontos szerepet vállalhatott a családi költségek viselésében.

Az elemzés bizonyította, hogy a testvérek érdemi szerepet játszottak a fiatal lányok migrációs viselkedésében, ugyanakkor rámutatott arra, hogy ez a hatás szoros összefüggésben állott sajátos társadalmi kontextusokkal, regionális termelési módokkal és foglalkoztatási lehetőségekkel. A szóba kerülő megközelítésmódok közül a vándorlásnak a társadalmi tőke elméletén alapuló magyarázata biztosított hasznosabb értelmezést. A testvérek korábbi vándorlását tényezőként bevonva a modellbe nem gyengült a szülői és

a családi változók hatása. A korábban elvándorolt testvérek számával együtt emelkedett a fiatal nők migrációs hajlama, ami rávilágít szélesebb választási lehetőségeikre. Mindez általánosabban azt a következtetést is előrevetíti, hogy az elvándorlás a vertikális családi koordináció ellenében erősíti a testvérek közötti kapcsolattartást, hozzájárulva a háztartáson belüli hatalmi viszonyok és a családtagok helyzetének megváltozásához.

*Pakot Levente*

ALTER, G. – DRIBE, M. – van POPPEL, F.: Widowhood, Family Size, and Post-Reproductive Mortality: A Comparative Analysis of Three Populations in Nineteenth-Century Europe. (Özvegység, családméret és a termékeny életszakasz utáni halandóság: három népesség összehasonlító elemzése a 19. századi Európában.) *Demography*, 44. 2007/4. 785–806.

A tanulmány szerzői azt a kérdést vizsgálták, hogy a szülések száma és időzítése, valamint a megözvegyülés milyen módon befolyásolta három történeti népesség esetében a nők reprodukív életszakasza utáni halandóságát. Elemzésük 18–20. századi svédországi, hollandiai és belgiumi egyéni szintű longitudinális adatok feldolgozásán alapszik. Kutatási hipotézisük szerint a házastárs elvesztése olyan megterhelő esemény lehetett a múltban, amely a magas gyerek számmal kölcsönhatásba lépve hosszú távon kedvezőtlenül befolyásolhatta az özvegyen maradt nők egészségi állapotát.

A gyerek szám és a termékeny életszakasz utáni halandóság közötti összefüggések rendkívül bonyolultak. Az erre vonatkozó kutatások gyakran eltérő eredményekhez és számos egymással versengő elmélet megfogalmazásához vezettek. Ma úgy tudjuk, hogy egy újabb gyerek vállalása negatív hatást gyakorol a női élettartam hosszára. Az esetek többségében a két jelenség között lineáris, máskor pedig U alakú összefüggést találtak, ami elvezethet ahhoz a feltételezéshez, hogy a korreláció inkább egy harmadik tényezőnek – a születéskorlátozásban és az életkörülményekben tapasztalható gazdasági-társadalmi különbségeknek – tulajdonítható, semmint a gyerekszülés közvetlen hatásának. Mivel a szegényeket általában magasabb gyerek szám és halandóság jellemzi, mint a jobb gazdasági helyzetben élőket, a termékenység és a halandóság közötti korreláció hamis lehet. Ennek következtében egyre nagyobb számú tanulmány fordul olyan történeti népcsoportok felé, amelyek nem folytattak születéskorlátozást.

A történeti adatokon alapuló vizsgálatok legnagyobb része nem talált összefüggést a két jelenség között. Közös eredményük, hogy alacsonyabb halandóság jellemezte azokat a nőket, akiknek utolsó gyerekük késői életkorban született. A legújabb vizsgálatok ugyanakkor rámutatnak, hogy pozitív összefüggés létezett a gyerek szám és a reprodukív kor utáni halandóság között. A tanulmányok legfőbb hiányossága, hogy nem tesznek különbséget az özvegység és/vagy a válás, illetve azon egyéb tényezők között, amelyek lezárják a gyerekvállalási időszakot. Az utolsó szülési életkort általában az egészségi állapot és a gyerekszülés biológiai képességének jelzőjeként kezelik. Mivel régen gyakran előfordult, hogy a házasság a termékeny életszakasz alatt bekövetkező özvegységgel végződött, az elemzésekben nem sikerül különválasztani az özvegység társadalmi-gazdasági következményeit a biológiai folyamatoktól.

A reprodukció és a termékeny életszakasz utáni női halandóság közötti összefüggések magyarázatában a szerzők az orvosi biológiai, az evolúciós, az anyai alultápláltság-

ra, a társadalmi támaszra és a szelekcióra alapozó elméleteket ismertetik. Az orvosi biológiai elméletek azokat a fiziológiai folyamatokat modellezik, amelyek a gyerekszülés, terhesség és gyerekszoptatás hosszú távú következményeiként jelentkeznek, befolyásolva egy adott betegség (pl. rák, szív- és érrendszeri megbetegedések) kialakulásának, illetve az elhalálozásnak a kockázatát. Az eddigi eredmények arra utalnak, hogy az életmódtényezőknek komoly súlyuk van a gyerekszülés és a halandóság közötti összefüggésekben. Az evolúciós elméletek a reprodukció és táplálkozás közötti konfliktust hangsúlyozzák, és amellett érvelnek, hogy a magas termékenység az emberi szervezet korlátozott tartalékainak jelentős részét felemészti, rövidítve ezáltal a szülő nő élethosszát. Az anyai alultápláltság modelljei szerint az ismétlődő szülések megnövelhetik annak kockázatát, hogy az érintett alultáplált lesz, csökken a járványokkal szembeni ellenálló képessége, fokozódnak fizikai és érzelmi terhei, és mindez magasabb időskori halandósághoz vezethet. A kutatók véleménye szerint az alultápláltság és a fizikai kimerülés gyakoribb lehetett azon nők között, akiknek a háztartásaiban több fiúgyerek élt, illetve akik esetében a szülések közötti intervallumok rövidebbek voltak. Ők több időt tölthettek gyerekneveléssel, ezzel nagyobb lelki és fizikai megterhelésnek lehettek kitéve. A társadalmi támasz elméletei ezzel szemben azt hangsúlyozzák, hogy a sok gyerek az anyák egészségére jótékony hatást gyakorolhatott, hiszen a több gyerek jobban gondoskodhatott az időskorú szülőről. A szerzők utolsóként a szelekciós modelleket ismertetik. Ezek szerint a rosszabb egészségi állapotú nők ritkábban estek teherbe és szülték meg gyereküket. Ebből a nézőpontból szemlélve a több vagy az idős korban szült utolsó gyermek inkább jobb egészségi állapotra utal, mintsem a szülés vagy a gyereknevelés és a reprodukív kort követő halandóság közötti közvetlen kapcsolat.

A vizsgálat alapját több mint 2000 nő élettörténete képezi, akik svédországi, belgiumi és hollandiai rurális térségekben éltek a 18. század közepétől a 20. század közepéig terjedő időszakban. A svédországi élettörténeti adatok 18–19. századi egyházi anyakönyvek, egyházi népességnyilvántartások és adózási dokumentumok adatainak összekapcsolása révén megvalósuló családrekonstrukcióból származnak (Scanian Demographic Database). A belgiumi adatokat egyetlen település (Sart-lez-Spa) 19. századból fennmaradt népességnyilvántartásai szolgáltatták. A hollandiai adatok egy országos adatbázisból származnak (Historical Sample of the Netherlands), amely egy 0,5 százalékos véletlenszerű mintavételben szereplő, 1812 és 1922 között született férfiak és nők teljes élettörténeteit tartalmazza.

A szerzők azoknak a nőknek az életútját vizsgálják, akiket az első házasságkötésük időpontjától követni tudtak az 50. vagy idősebb életkorukig. Nem szerepeltetik az elemzésben azoknak a megözvegyült hölgyeknek az adatait, akik ennél fiatalabb korban újraházasodtak. Az eseménytörténeti elemzésben modellezett kockázati időszak az 50. életévtől kezdődik és egészen az elhalálozásig vagy az életút megfigyelésének végéig tart.

Az özvegyiségnek az adott korosztályba tartozó nők elhalálozási kockázatára gyakorolt hatásait a szerzők 2 additív, illetve 2 multiplikatív Cox-féle részarányos kockázati modellel vizsgálják. Az utóbbiakban a gyerekszám és az utolsó szülés idején betöltött kor, valamint a gyerekszám és a megözvegyüléskor betöltött kor interakciós hatását tesztelik. Az evolúciós elméletek szerint hosszabb az élettartama azoknak a nőknek, akik kevesebb gyereket vállalnak és idősebb korban hozzák világra azokat. A szerzők hipotézise úgy szól, hogy a többgyerekes, fiatalon megözvegyült anyák nagyobb meg-

terhelésnek lehetnek kitéve, mint azok, akik kevesebb gyereket vállaltak és idősebb korban özvegyültek meg.

Az additív kockázati modellekben a szülések száma és időzítése, illetve a megözvegyüléskor betöltött életkor nem befolyásolta a nők halálozási kockázatát. Az első multiplikatív modell szerint a gyerekszám és az utolsó szülés idején betöltött életkor interakciója növelte ugyan a halálozási kockázatot, de az eredmények nem bizonyultak statisztikailag szignifikánsnak. A megözvegyüléskor betöltött életkor csupán a második multiplikatív modellben, a gyerekszámmal interakcióba lépve mutatott hatást. Az eredmények szerint a gyerekszám az 50 éves kor utáni halandóságra gyakorolt hatása a megözvegyüléskor betöltött életkor növekedésével párhuzamosan csökkent. Vagyis a gyerekek száma növelte azon nők halálozási kockázatát, akik fiatal életkorban veszítettek el házastársukat.

Az elemzés eredményei azt mutatták, hogy a nők élethosszát a szülések száma és időzítése önmagukban nem befolyásolták. A termékeny kor utáni halandóság mértékében sokkal fontosabbnak bizonyultak azok a körülmények, amelyek ezeket a nőket a gyerek nevelés időszakában körülvették. Az alacsony női munkabérek és a szegényellátás kezdetlegessége miatt a többgyerekes és korán megözvegyült nőkre háruló terhek hosszú távon befolyásolták egészségi állapotukat.

Az elemzés eredményei egybecsengenek ugyan az anya alultápláltságára alapozó modell tapasztalati következményeivel, de lényeges különbség közöttük, hogy az összefüggések magyarázatában a szerzők a terhesség, gyerekszülés és gyerekszoptatás helyett a hangsúlyt a gyereknevelés körülményeire helyezik. A biológiai és szelekciós modellek hipotézisével ellentétben, amelyek az idősebb életkorokban gyereket vállaló nők jobb egészségi állapotát hangsúlyozzák, a tanulmány szerzői az adataikban mutatkozó összefüggést elsősorban azzal magyarázzák, hogy a fiatalon megözvegyült nők egészségi állapota rosszabb lehetett az átlagosnál, ha több gyereket kellett felnevelniük.

Az elemzés három egészen eltérő körülmények között és időpontokban élő populáció esetében bizonyította, hogy a gyerekvállalás időszaka alatt viselt terheknek hosszú távú következményei vannak az időskori halandóságra.

*Pakot Levente*

## DEMOGRÁFIAI FOLYÓIRATSZEMLE

### DEMOGRAFIE

a Cseh Statisztikai Hivatal folyóirata

**2007. No. 4.**

FIALOVA, L.: Változások a nem-házias termékenység természetében a cseh területeken a XIII. század óta.

CHROMKOVA-MANEA, B. – FUCIK, P.: A konfliktusos preferencia-elmélet és a termékenység a Cseh Köztársaságban.

A Cseh Demográfiai Társaság XXXVII. „Regionális demográfia” c. konferenciája, Olomouc, 2007. május 23–24.

- RABUSIC, L.: Néhány gondolat a cseh családpolitikáról.  
 SANDA, R.: A népesség gazdasági aktivitása és iskolai végzettsége az európai országokban a 2000. évi népszámlálás eredményei alapján.

**2008. No. 1.**

- NESLADKOVA, L.: A zsidó népesség foglalkozási és szociális jellemzői az Első Csehszlovák Köztársaságban.  
 BURCIN, B.: Az elkerülhető halálozások a Cseh Köztársaságban, 1990–2006.  
 SPROCHA, B. – POTANCOKOVA, M.: A terhesség-megszakítás gyakorisága egyes roma közösségekben Szlovákiában.  
 KUCERA, M.: Egy demográfiai probléma komplex megoldása.  
 BERROVA, P.: Szemelvények a népszámlálások történetéből.

**DEMOGRAPHY**

az Amerikai Népesedési Társaság folyóirata

**2007. No. 4.**

- ENTWISLE, B.: Helyezzük el az embereket a térben.  
 RIZZI, E.L. – DALLA-ZUANNA, G.: A fogamzások szezonaritása.  
 CASTERLINE, J.B. – EL-ZEINI, L.O.: A nem kívánt termékenység becslése.  
 BRAUNER-OTTO, S.R. – AXINN, W.G. – GHIMIRE, D.J.: A közegészségügyi szolgáltatások elterjedése és a termékenységi átmenet.  
 HOSSAIN, M.B. – PHILLIPS, J.F. – LEGRAND, T.K.: A gyermekkori halandóság hatása a termékenységre hat banglades-i faluközösségben.  
 ALTER, G. – DRIBE, M. – VAN POPPEL, F.: Özvegység, családnagyság és a reprodukív időszak utáni halandóság: három népesség összehasonlító elemzése a XIX. századbéli Európából.  
 SCHOEN, R. – LANDALE, N.S. – DANIELS, K.: Családátmenetek a fiatal felnőttkorban.  
 VERE, J.P.: Már nem „mindent egyszerre”. X generáció termékenysége, női munkaerőkínálata és új életpályái.  
 RUHM, C.J.: Az egészséges gazdaság megtörheti a szívünket.  
 AMUEDO-DORANTES, C. – MUNDRA, K.: Szociális hálózatok és hatásuk a mexikói bevándorlók jövedelmére.  
 AKRESH, I.R.: Az amerikai bevándorlók munkaerő piaci helyzete: hozzáadott beruházások a humán tőkében és a jövedelmek emelkedése.  
 VAN TUBERGEN, F. – VAN DE WERFHORST, H.: A migráció utáni beruházások az oktatásban: a bevándorlók tanulmányozása Hollandiában.  
 MCDADE, T.W. – WILLIAMS, S. – SNODGRASS, J.J.: Mire jó egy csepp: száradt vérfolt, mint minimális invazív eljárás a biomarkerek integrálására a népességkutatásokba.

**EUROPEAN JOURNAL OF POPULATION**

az Európai Népesedési Társaság folyóirata

**2008. No. 1.**

- FREJKA, T. – WESTOFF, C.F.: Vallás, vallásosság és termékenység az USA-ban és Európában.
- MOORS, D.: Az értékelt gyermek. Az első gyermek világra hozását befolyásoló rejtett attitűd nyomában.
- ANDERSEN, S.H. – HEINESEN, E.: A helyi hatóságok által a bevándorlók munkaerő-piaci integrációjában elért relatív sikerek becslése.
- BEBHUN, U.: Kettős hátrányban? Bevándorlás, nem és munkaerő-piaci státus Izraelben.

**JOURNAL OF MARRIAGE AND THE FAMILY**

az USA Családi Kapcsolatok Nemzeti Tanácsának folyóirata

**2008. No. 1.**

- BOOTH, A. – RUSTENBACH, E. – MCHALE, S.: Korai családi átmenetek és a depresszív szimptomák változása a tizenéves kor és a korai felnőtté válás között.
- GALAMBOS, N.L. – KRAHN, H.J.: A depresszió és a harag módozatai a felnőtté válás időszakában.
- CLAXTON, A. – PERRY-JENKINS, M.: Vége a mókának: szabadidő és a házasság minősége a szülővé válás folyamatában.
- GUZZO, K.B. – LEE, H.: Párkapcsolati státus és a korai gyermeknevelés gyakorlatának változatai.
- JACKSON-NEWSOM, J. – BUCHANAN, C.W. – MCDONALD, R.M.: Gyermeknevelés és az anyai melegség az európai amerikai és az afro-amerikai tizenévesek körében.
- LOUKAS, A. – PRELOW, H.M. – SUIZZO, M-A. – ALLUA, S.: Az anyai nevelés és a kortársi csoportok közvetítik a kumulatív kockázati hatásokat a latino fiatalok számára.
- BYERS, E.S. – SEARS, H.A. – WEAVER, A.D.: A szülők beszámolója az óvodáskor és a 8 osztály elvégzése közötti életkori szakaszban a gyermekkel folytatott szexuális kommunikációról.
- BERSAMIN, M. – TODD, M. – FISHER, D.A. – HILL, D.L. – GRUBE, J.W. – WALKER, S.: Szülői gyakorlatok és szexuális viselkedés a tizenéves korban: egy longitudinális vizsgálat.
- LIN, I-F.: A szülők válásának hatása arra, hogy felnőtt gyermekeik hogyan támogatják őket.
- SUN, Y. – LI, Y.: Stabil válás utáni családstruktúra a tizenéves korban és ennek társadalmi-gazdasági következményei a felnőttkorban.
- BUCX, F. – VAN WEL, F. – KNIJN, T. – HAGENDOORN, L.: Generációk közötti kapcsolatok és a fiatal felnőtt gyermekek életciklusa.
- VOORPOSTEL, M. – BLIESZNER, R.: Generációk közötti szolidaritás és kölcsönös támogatás a felnőtt testvérek között.

- PUDROVSKA, T.: Az anyai és apai szerepek pszichológiai következményei a középkorúak körében: bizonyítékok testvér-modellekből.
- MONSERUD, M.A.: Generációk közötti kapcsolat és szolidaritás nagyszülők és fiatal felnőttek között.
- MISTRY, R.S. – LOWE, E.D. – BENNER, A.D. – CHIEN, N.: A családi gazdasági stressz modell kiterjesztése: a többmódszerű megközelítés eredményei.
- GRACIA, E. – HERRERO, J.: Ez erőszaknak tekinthető? A gyermekek fizikai büntetésének elfogadása Európában.
- TROILO, J. – COLEMAN, M.: Hogyan értelmezik a főiskolai diákok apjuk sztereotípiáit.
- RUDD, E. – MORRISON, E. – SANDROZINSKI, R. – NERAD, M. – CERNY, J.: Egyenlőség és illúzió: nem és tulajdon művész életpályákban.
- GORDON, R.A. – KAESTNER, R. – KORENMAN, S.: Gyermekgondozás és hiányzás a munkából: kompromisszum és a gondozás típusa.

#### 2008. No. 2

- BAXTER, J. – HEWITT, B. – HAYNES, M.: Az életciklus változása és a háztartási munka: házasság, szülővé válás és a háztartási munkára fordított idő.
- BERGER, L.M. – BROWN, P.R. – JOUNG, E. – MELLI, M.S. – WIMER, L.: A gyermek elhelyezésének stabilitása a válást követően: leíró kutatások Wisconsin államból.
- OLDEHINKEL, A.J. – ORMEL, J. – VEENSTRA, R. – DE WINTER, A.F. – VERHULST, F.C.: A szülők válása és a gyermekek depressziós szimptomái: holland kiskamaszok trendjei.
- TEACHMAN J.: Komplex életciklus változatok és a válás kockázata a második házasságban.
- HA, J.-H.: Változások a közeli barátoktól, a gyermekektől és a barátoktól kapott támogatásban a megözvegyülést követően.
- LUO, Z.: Az elszendvedett diszkrimináció összekapcsolása az afro-amerikai anyák gyermeknevelési gyakorlatában bekövetkezett hosszú távú változásokkal.
- FURDYNA, H.E. – TUCKER, M.B. – JAMES, A.D.: A házastárs jövedelme és a házasság boldogsága afro-amerikai és fehér nők körében.
- BRUMBAUGH, S.M. – SANCHEZ, L.A. – HOCK, S.L. – WRIGHT, J.D.: A homoszexuális házaspárok iránti magatartás a házassági törvényt módosító államokban.
- SARKISIAN, N. – GERSTEL, N.: Míg a házasság fennáll: felnőtt gyermekek kapcsolata szüleikkel.
- CHOI, H. – MARKS, N.F.: Házassági konfliktus, depressziós szimptomák és funkcionális elégtelenségek.
- SINIKKA, E. – UMBERSON, D.: A vágy teljesítménye: egyezkedés a hosszan fennálló házasságokban a nemi szerepekről és a szexről.
- ATKINS, D.C. – KESSEL, D.E.: Vallásosság és hűtlenség. A figyelmesség, nem pedig a hit és az ima jelzi előre a házastársi hűséget.
- GOLDBERG, A.E. – DOWNING, J.B. – SAUCK, C.C.: A gyermekek szülők iránti preferenciájának megjelenése a lesbikus két-anyás háztartásokban.



- HALPERN-MEEKIN, S. – TACH, L.: A kétszülős családok heterogenitása és a tizenévesek jóléte.
- GIBSON-DAVIS, C.M.: A családstruktúra befolyása az anyai és apai gyermeknevelésre az alacsony jövedelmű családokban.
- KAN, M.L. – MC HALE, S.M. – CROUTER, A.C.: A szülők közötti inkongruencia és a tizenéves testvérek eltérő kezelése: kapcsolat a házasság minőségével.
- SANAHAN, L. – MC HALE, S.M. – CROUTER, A.C. – OSGOOD, D.W.: Összefüggés a szülők eltérő nevelése, a fiatalok depressziós szimptomái és a testvérek kapcsolata között.
- MANDEMAKERS, J.J. – DYKSTRA, P.A.: Eltérések a szülők és felnőtt gyermekeik beszámolóiban a támogatás és kapcsolat kérdéseiben.
- NOACK, T. – WIJK, K.A.: A nők házassági utáni családi-név választása Norvégiában.
- DONNELLY, D.A. – BURGESS, E.O.: Megmaradni egy nem önként vállalt házasságon kívüli kapcsolatban.
- MANLOVE, J. – LOGAN, C. – IKRAMULLAH, E. – HOLCOMBE, E.: A férfiak több-partnerű termékenységét befolyásoló tényezők.
- MORRISSEY, T.W.: A többféle gyermekgondozási lehetőséggel összefüggő családi tényezők.

#### POPULATION

a Francia Nemzeti Népeségtudományi Intézet folyóirata  
2007. No. 4.

- ALFANI, G.: Népeség és környezet Észak-Olaszországban a tizenhatodik században.
- JASILIONIS, D. – SHKOLNIKOV, V.M. – ANDREEV, E.M. – JDANOV, D.A. – AMBROZAITIENE, D. – STANKUNIENE, V. – MESLE, F. – VALLIN, J.: Szociokulturális halandósági különbségek Litvániában: a 2001. évi népszámlálás és a népmozgalmi adatok összekapcsolásának eredményei.
- KRAKUTOVSKI, Z. – ARMOOGUM, J.: Lille város lakóinak inga-vándorlása 2030-ig.
- GAYMU, J. – EKAMPER, P. – BEETS, G.: Kik fogják gondozni az öregeket Európában 2030-ban?
- DOMINGO, A. – GIL-ALONSO, F.: Bevándorlás és a munkaerő-struktúra változásai az Európai Unió déli tagországaiban.
- SPOORENBERG, T.: Az életkor bevallásának minősége: a módosított Whipple-index kiterjesztése és alkalmazása.

#### POPULATION AND DEVELOPMENT REVIEW

az Amerikai Népesedési Tanács folyóirata  
2008. No. 1.

- SKELDON, R.: Nemzetközi vándorlás, mint a fejlesztési politika eszköze: átmeneti állapot?
- MURPHY, M.: A rokonsági kapcsolatok rendszerének területi és társadalmi variációi.

- TANTURRI, M.L. – MENCARINI, L.: Gyermektelen vagy gyermekmentes? Az önkéntes gyermektelenséghez vezető utak Olaszországban.
- SOBOTKA, T. – HANSEN, M.A. – JENSEN, T.K. – PEDERSEN, A.T. – LUTZ, W. – SKAKKEBAEK, N.E.: A mesterséges reprodukció hozzájárulása a befejezett termékenységhoz: a dán adatok elemzése.
- EHRlich, P.R.: Demográfia és politika: egy nézet a tudományágon kívülről.
- MCKENZIE, D.J.: A világ fiatal fejlődő országai nemzetközi migránsainak jellegzetességei.
- KEILMAN, N.: Az európai demográfiai előrejelzések nem lettek pontosabbak az elmúlt 25 év alatt.

#### POPULATION RESEARCH AND POLICY REVIEW

a KLUWER Akadémiai Kiadó és a Déli Demográfiai Egyesület folyóirata

**2008. No. 1.**

- SCHMERTMANN, C.P. – POTTER, J.E. – CAVENAGHI, S.M.: A brazil termékenységi átmenet területi különbségei.
- CHI, G. – ZHU, J.: A demográfiai elemzésben alkalmazott területi regressziós modellek.
- HENRIE, C.J. – PLANE, D.A.: Kivonulás Kaliforniából: a demográfiai hatékonyság és a vándorlási hatás becslésének felhasználása a népesség újraeloszlásának vizsgálatában az Egyesült Államok nyugati államaiban.
- CREWS, K.A. – PERALVO, M.F.: Szegregáció és felaprózódás: a tájökológia és a minta metrikus elemzés kiterjesztése a területi demográfiára.
- WHITE, K.J.C.: Küldő vagy fogadó állomások? A vasút kettős hatása a XX. század elején Amerika településeire.

**2008. No. 2.**

- HORVÁTH-ROSE, A.E. – PETERS, H.E. – SABIA, J.J.: A gyermekek védelme: a családi védelem és a házasságon kívüli gyermekvállalás.
- LAPPEGARD, T.: Változások a gyermeknevelés nemi egyensúlyában: apaság és változások a gyermeknevelési díj igénybevételében Norvégiában.
- DWYEW, R.E.: Egymást követő kohorszok az amerikai lakáspiacon: új házak, a baby boom és a jövedelmi rétegződés.
- KIMBRO, R.T. – LYNCH, S.M. – MCLANAHAN, S.: Az akkulturáció hatása a szoptatás elfogadására és tartamára a mexikói amerikaiak körében.
- YOUNT, K.M. – KHADR, Z.: Nem, társadalmi változások és életszínvonal az idősebb egyiptomiak körében az 1990-es években.
- ANDRÉN, D.: Az első fogyatékoság miatti távozások a svéd munkaerőpiacról.
- MORNING, A.: Etnikai osztályozások globális perspektívája: országok közötti vizsgálat a 2000. évi körüli népszámlálások adatai alapján.

**2008. No. 3.**

- BOHON, S.A. – STAMPS, K. – ATILES, J.H.: Közlekedés és a vándorlók alkalmazkodása Georgiában.
- LIU, X. – ENGEL, C.C. – ARMSTRONG, D.W. – KANG, H.: A továbbélés konvergenciája és az azt megelőző halandósági változások két népességcsoportban.
- MISHRA, V. – RETHERFORD, R.D.: A terhesgondozás hatása a szülés szakmai ellátására a vidéki Indiában.
- BIJAK, J. – KUPISZEWSKA, D. – KUPISZEWSKI, M.: A népességszámot fenntartó bevándorlás újragondolása: egyes népesedési és munkaerő-piaci stratégiák hatásainak szimulálása az öregedő Európában, 2002–2052.
- SMITH, D.W. – BRADSHAW, B.S.: A halálozási arányszámok kiegyenlítődése az antibakteriális terápiák elterjedését követően.
- CLARK, W.A.V. – MORRISON, P.A.: A diszkrimináció bizonyítékai a multietnikus lakáspiacon.
- TILLMAN, K.H. – NAM, C.B.: Az alternatív család-definíciók bevezetésének hatása a család-struktúrára.

**POPULATION TRENDS**

az Egyesült Királyság Nemzeti Statisztika Hivatalának folyóirata

**2008. No. 131.**

- BRAY, H.: Az Egyesült Királyságra és alkotórészeire végzett népesség-előreszámítás a 2006. évi adatok alapján.
- JEFFERIES, J.: A 2006. évi népesség-előreszámításnál alkalmazott termékenységi előfeltételezések.
- WILSON, B. – SMALLWOOD, S.: A válással végződő házasságok aránya.