

Zárójelentés

A. Egyes halálokok kiküszöbölésének a születéskor várható élettartam (év) alakulására gyakorolt hatását saját módszer kidolgozásával Habcicsek László Franciaország, Magyarország és Szlovákia példáján illusztrálta. Az országok halandósági szintjében meglévő különbségeket a halálóki struktúrában és az egyes halálokokban meghaltak várható élettartamában meglévő különbségre visszavezetve a következő eredményre jutott:

Ország	Teljes különbség	A halálóki struktúra hatása	Az egyes halálokokban meghaltak várható élettartamának hatása
Franciaország	7,73	-0,60	8,33
& Magyarország	6,84	-1,24	8,07
Franciaország	5,51	0,25	5,26
& Szlovákia	5,27	-1,21	6,48
Magyarország	-2,22	0,79	-3,01
& Szlovákia	-1,56	-0,23	-1,33

Egyes halálóki főcsoportok kiküszöbölése a következő változást eredményezte a születéskor várható élettartamokban:

Születéskor várható élettartamok egy-egy BNO halálóki főcsoport kiküszöbölése után	Franciaország		Magyarország		Szlovákia	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
II	80,25	86,11	71,67	79,37	72,54	79,56
IX	78,73	86,02	74,71	83,09	76,18	83,91
X	75,55	83,07	67,37	75,89	69,74	77,58
XI	75,34	82,93	68,57	76,45	69,87	77,50
XX	76,89	83,54	69,01	76,41	73,31	79,67
Egyéb okok	76,41	84,22	68,29	76,89	70,54	78,22
A kiküszöbölés előtt	74,55	82,32	66,82	75,49	69,04	77,05

Valamennyi halálóki bizonyos százalékos csökkentése a következő változást eredményezte a születéskor várható élettartamokban:

Születéskor várható élettartamok az összes halálóki bizonyos arányának kiküszöbölése után	Franciaország		Magyarország		Szlovákia	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
30%	79,42	85,81	72,31	79,76	74,26	80,97
40%	81,08	86,88	74,48	81,32	76,29	82,40
50%	82,84	87,99	76,87	82,98	78,50	83,92
60%	84,72	89,13	79,50	84,74	80,92	85,53
70%	86,70	90,31	82,38	86,60	83,55	87,22
A kiküszöbölés előtt	74,55	82,32	66,82	75,49	69,04	77,05

B. A legidősebb népesség továbbélési valószínűségének javulása miatt szükségessé vált a születéskor várható élettartam számításának korrekciója. Ezt Hablicsek László végezte el, az alábbiakban hivatkozott munkájának erre vonatkozó részletét emeljük ki.

A 70 évesek és idősebbek halandóságának korrekciója

Az általános hipotézisünk az idősebbek halandóságára az, hogy az egyáltalán nem éri el az 1-et, aminek következménye, hogy az életkor előrehaladásával a valószínűségi görbe „ellaposodik”, feltéve, hogy az elhalálozás valószínűsége az idősebb életkorokban növekvő. Ezért a *Gompertz-Makeham* görbe helyett, amely szerint a halálozási valószínűségek kettős exponenciális függvény szerint törnek az 1 érték felé, helyesebb *logisztikus trendben* gondolkodni.

Az egyik lehetőség a logisztikus trend meghatározására az

$$f(x) = e^{-(b+cq^x)^{-1}}$$

függvény illesztése a nyers halálozási valószínűségekhez, vagyis a

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

függvény illesztése a transzformált adatokhoz.

A paramétereket elemi módszerekkel meghatározhatjuk, a demográfiában (is) szokásos részösszegek módszerével. Tartozzon a 70+y éves életkorhoz az $x=y$ függő változó, ekkor az

$$S_1 = \sum_{70}^{74} \tilde{q}_x \approx 5b + c \frac{q^5 - 1}{q - 1}$$

$$S_2 = \sum_{75}^{79} \tilde{q}_x \approx 5b + cq^5 \frac{q^5 - 1}{q - 1}$$

$$S_3 = \sum_{80}^{84} \tilde{q}_x \approx 5b + cq^{10} \frac{q^5 - 1}{q - 1}$$

részösszegekkel könnyen kifejezhető a q becslése:

$$\ln q = \frac{1}{5} \ln \frac{S_3 - S_2}{S_2 - S_1},$$

amiből aztán c és b becslései is adódnak.

A 2004. évi táblákra a becsült paraméterek az alábbiak

	b	c	q
Férfiak	0,170	0,156	1,056
Nők	0,190	0,075	1,094

A közelítés viszonylag jó R^2 értékeket ad, a férfiaknál 0,98, a nőknél 0,99 a korreláció négyzetének nagysága a nyers és az ilyen módon kiegyenlített adatok halálozási valószínűségei között.

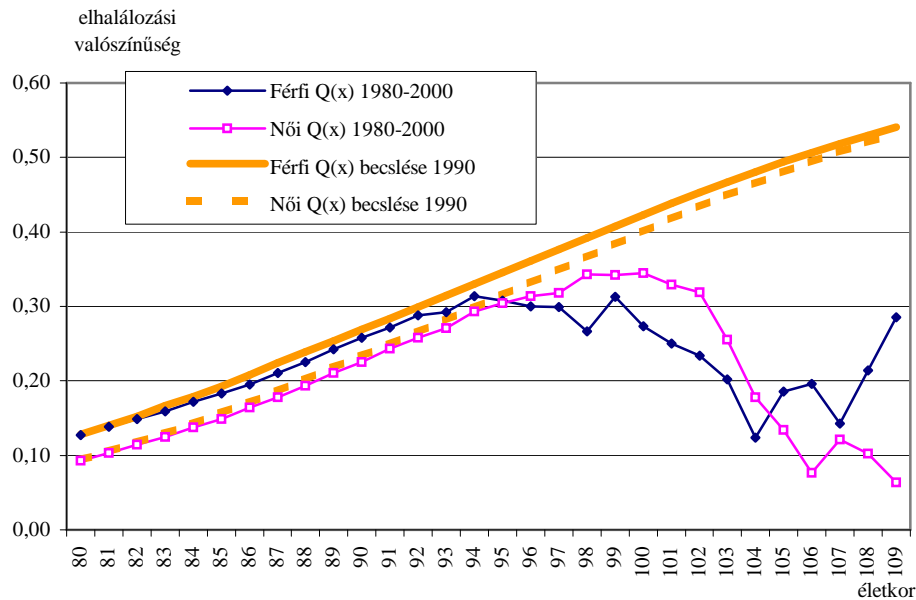
Az időskorúak halandóságának kiterjesztése 120 éves korig

A következő feladat a 120 éves korig történő kiterjesztés. Azzal a hipotézissel lehet élni, hogy a férfiak és a nők halandóságának „végső” szintje ugyanaz. Statisztikai becslések alapján ez az érték 0,6 lehet, vagyis egy év leforgása alatt legfeljebb 60 százaléka halhat meg az élők egy csoportjának.

Illusztrációként álljon itt egyetlen grafikon a magyarországi legidősebbek megfigyelt mortalitásáról 1980-2001 összes adatát figyelembe véve. Az ábra jól mutatja, hogy egyrészt a legidősebbek adatai több ok (népességi és halálozási regisztráció és nagyság) miatt „szokatlanul” viselkednek, másrészt, hogy az alkalmazott és a továbbiakban körvonalazandó kiterjesztési eljárásunk milyen jól illeszkedik a „biztos” adatrészekhez. Az említett „szokatlan” viselkedés jelenthetné azt is,

hogy a legidősebb életkorokban megáll a halandóság emelkedése, esetleg csökkenésbe megy át (!), ezt azonban az európai statisztikák egyelőre nem támasztják alá.

A legidősebbek mortalitása magyarországi adatok alapján



A kiterjesztési eljárás során a 85 éves kor feletti elhalalozási valószínűségeket számítottuk. A 70-84 évesek korcsoportjában a módosított kiegyenlítésnek megfelelően a kiegyenlített valószínűségek *logisztikus trendet* kaptak, ezt vittük tovább úgy, hogy a férfiak és a nők azonos végső valószínűséget mutassanak 120 éves korban.

Első lépésként meghatároztuk a (logaritmizált) halandósági görbe kiegyenlített becslését és a görbe meredekségét 84 éves életkorban. Képletben:

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

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

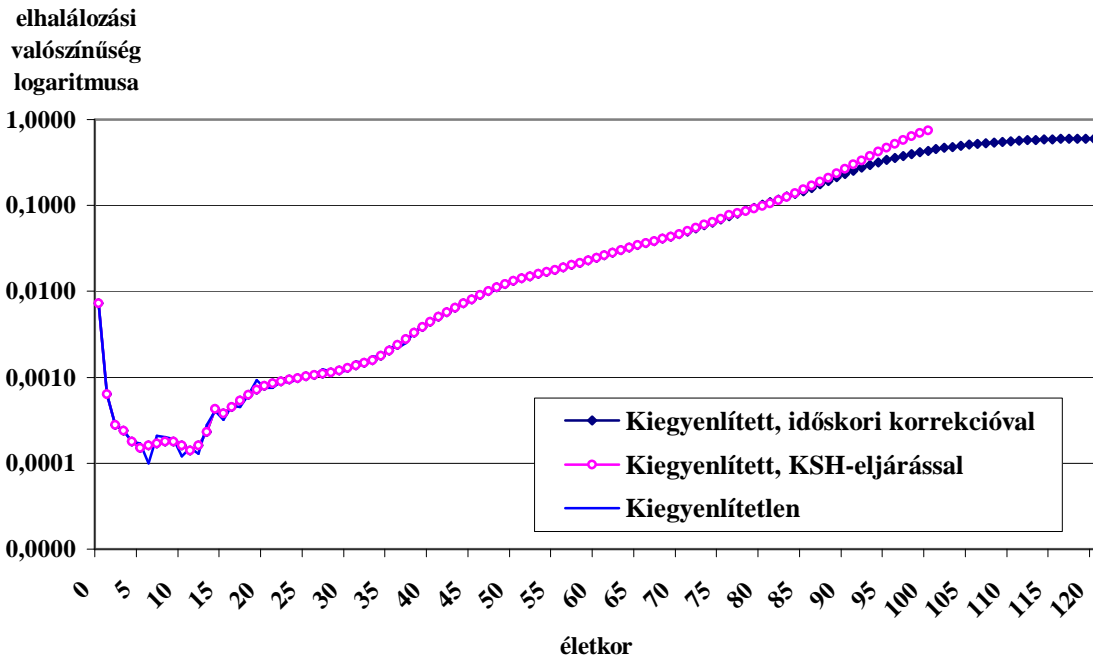
$$-\frac{1}{\ln q_{120}} = -\frac{1}{\ln 0,6} = g(120) \text{ és } g'(120) = 0.$$

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) halandósági valószínűségeket a 85, ..., 119 éves életkorokban. Ezzel a halandósági valószínűségeket kiterjesztettük 120 éves korig.

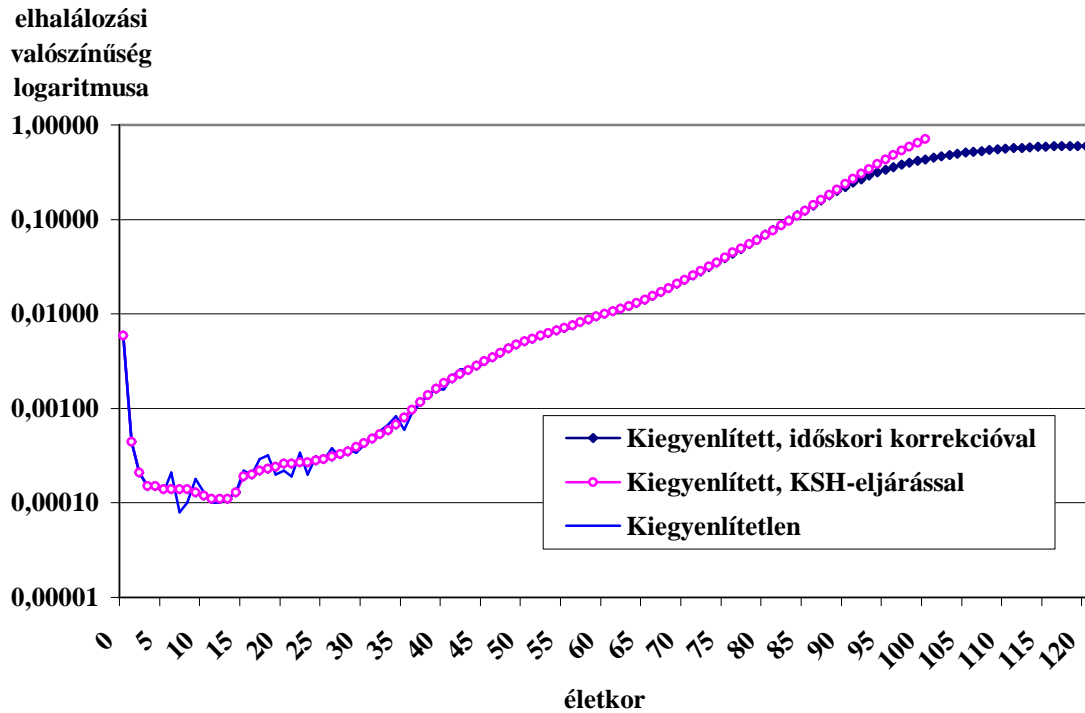
A nyers, a KSH által számított és az általunk korrigált valószínűségeket a következő ábrákon tüntettük fel. Az új, kiegyenlített és kiterjesztett értékekkel számított halandósági táblákat a 3. és a 4. táblázatok tartalmazzák.

Az újrabecslült táblázatokban a születéskor várható élettartam a férfiaknál 68,61 év, a nőknél 76,93 év. A nyugdíjkorhatár életkorában várható élettartam a nőknél (60 éves korban) 20,93 év, a férfiaknál (62 év) 14,95 év.

A férfiak logaritmizált elhalálozási valószínűségei 2004-ben



A nők logaritmizált elhalálozási valószínűségei 2004-ben



C. Daróczi Etelka kutatása arra irányult, mennyiben vezethetők vissza a halandóság területi (megyék közötti) különbségei az egyes megyékben élők iskolai végzettség szerinti összetételére, illetve az iskolai végzettség szerinti halandóság megyei különbségeire.

A 2001 évi népszámlálás körüli évekre vonatkozó eredményeket a KorFa 2005/1-es száma közölte („Esélyek 30 és 60 között”). Mivel az iskolai végzettség szerinti halandósági különbségek az aktív életkorban a legszembetűnőbbek, a 30-60 életév között leélhető (maximum 30) részleges várható élettartamokat számította ki megyénként, külön a férfiakra és a nőkre. Az eredmény legrövidebben abban foglalható össze, hogy a területi különbségek döntő tényezőjét a népesség társadalmi (iskolai végzettség szerinti) összetételének megyei eltérései jelentik, ám nem elhanyagolhatóak a különböző régiókban lakó, azonos iskolai végzettségűek közötti halandósági esélykülönbségek, amelyek annál nagyobbak, minél alacsonyabb az iskolai végzettség: „A nyolc osztályt végzett férfiak halandóságának területi különbségei kétszer, a szakiskolásoké másfélszer nagyobbak, mint az érettségizetteké. A nőknél 2,6-szoros, illetve 1,8-szeres különbséget találunk. Ez arra az eddig feltáratlan körülményre hívja fel a figyelmet, hogy ha a társadalmi státust és a lakóhelyet egyaránt figyelembe vesszük, akkor nemcsak a férfiak, hanem a nők halandóságában is jelentős eltérések adódnak.”

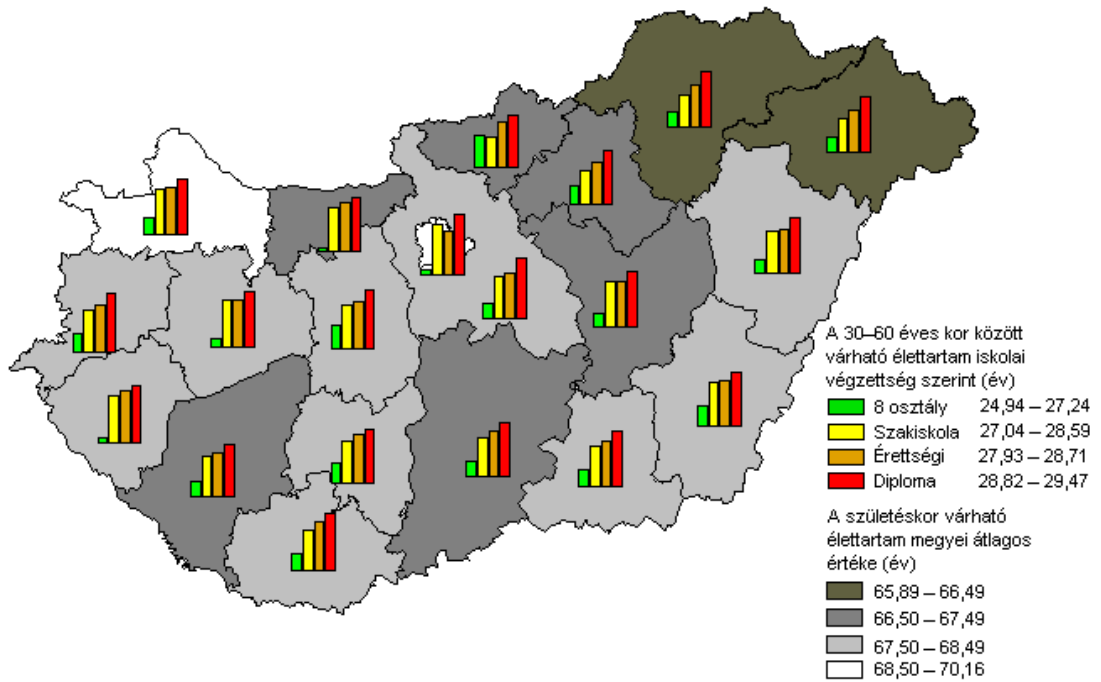
A tíz évvel korábbi (1990 körüli) helyzettel való összehasonlítást nehezítette, hogy a népszámlálás és a népmozgalmi adatgyűjtés iskolai végzettség szerinti kategóriái között még a mainál is nagyobb eltérések mutatkoztak. Leginkább a 0-7 osztályt végzettek és a felsőfokú végzettségűek voltak egymásnak megfeleltethetők, a legalább 8 osztályt végzettek, de nem diplomások igen heterogén kategóriáit kénytelenek voltunk összevonni.

Az eredményeket az alábbi táblázat tartalmazza:

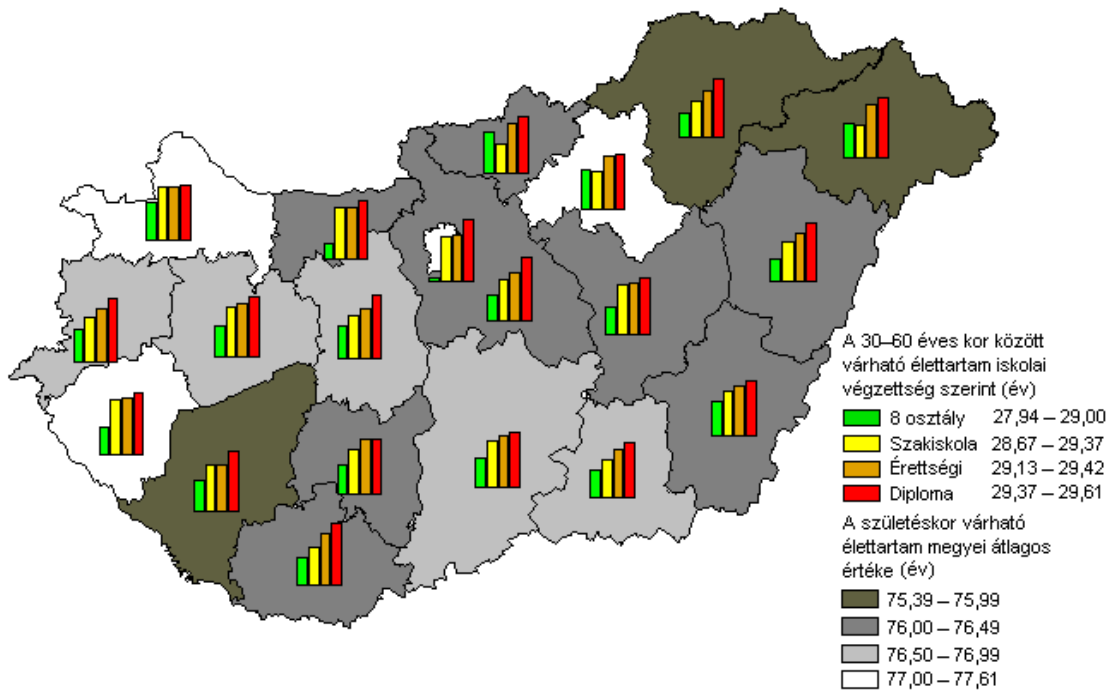
**A 30-60 év között várható élettartamok megyék és iskolai végzettség szerint
1988-1991 éves átlagok**

Megye / Iskolai végzettség	Férfiak				Nők			
	0-7 osztály	8 osztály és középisk.	Felsőfok	Együtt	0-7 osztály	8 osztály és középisk.	Felsőfok	Együtt
Budapest+	25,24	27,09	28,89	27,46	27,85	28,56	29,17	28,68
Baranya	25,20	27,14	28,83	27,17	27,42	28,86	29,47	28,79
Bács-Kiskun	23,80	26,57	28,74	26,53	27,82	28,83	29,22	28,77
Békés	26,42	27,26	28,71	27,33	28,54	28,91	29,17	28,90
Borsod-Abaúj-Zempl.	25,72	26,53	28,49	26,68	27,75	28,66	29,15	28,62
Csongrád	25,41	27,13	28,96	27,25	27,55	28,78	29,28	28,80
Fejér	25,85	27,06	28,81	27,16	27,87	28,85	29,39	28,84
Győr-Moson-Sopron	24,07	27,65	28,92	27,64	26,80	29,07	29,20	28,99
Hajdú-Bihar	25,61	27,05	28,82	27,14	27,56	28,87	29,32	28,84
Heves	24,63	26,85	28,58	26,89	27,77	28,92	29,37	28,86
Komárom-Esztergom	25,94	26,86	28,50	27,01	27,38	28,67	29,43	28,67
Nógrád	25,63	27,03	28,70	27,09	28,18	28,81	29,58	28,82
Pest	25,18	26,61	28,73	26,72	27,93	28,61	29,39	28,66
Somogy	24,82	27,15	28,76	27,15	27,39	28,96	29,33	28,84
Szabolcs-Szatmár-B.	25,31	26,33	28,63	26,43	28,08	28,58	29,30	28,60
Jász-Nagykun-Sz.	24,82	27,20	28,74	27,17	27,37	28,85	29,18	28,78
Tolna	25,11	27,23	28,75	27,23	27,89	28,96	29,45	28,92
Vas	25,42	27,44	28,93	27,52	27,67	29,03	29,10	28,99
Veszprém	26,00	27,09	28,69	27,21	28,20	28,94	29,44	28,94
Zala	24,64	27,20	28,84	27,20	27,28	29,08	29,37	28,98
Magyarország	25,23	26,97	28,79	27,10	27,77	28,77	29,25	28,77

Férfiak, 1999-2002 éves átlagok



Nők, 1999-2002 éves átlagok



D. Kovács Katalin multiplikatív modelleket alkalmazott a halálozási ráták kiszámításában.

Több csoport halálozási esélyeinek összehasonlítására tradicionálisan standardizálás útján végezzük. A mortalitási rátákat pedig általában a

"Mortalitási ráta = az adott csoportban meghaltak száma / a rizikócsoport létszáma"

egyszerű képlettel számítjuk ki. Amennyiben a különféle, összehasonlítandó csoportok (rétegek) mortalitási rátáit a $\mu_k(\mathbf{x}) = \mathbf{D}_k(\mathbf{x})/\mathbf{R}_k(\mathbf{x})$ valószínűségi változóként, azaz a "k" réteghez tartozó "mortalitási intenzitásként" fogjuk fel, akkor a teljes népességhez tartozó mortalitás kifejezhető az egyes rétegekhez tartozó mortalitási intenzitások súlyozott átlagaként.

Amennyiben feltételezzük, hogy az egyes rétegekhez tartozó mortalitási intenzitások a $\mu_k(\mathbf{x}) = \Theta_k \alpha(\mathbf{x})$ formában fejezhető ki, ahol az $\alpha(\mathbf{x})$ az egyes korcsoportokhoz tartozó mortalitási intenzitást méri, ahol a theta-k a megfelelő rétegekhez tartozó paraméterek, akkor a theta és alpha paraméterek egyaránt becsülhetők egy maximum-likelihood becslés alapján (Hoem, 1987).

A maximum likelihood függvény formája:

$$L = \prod_x \prod_k \exp \{-R_k(x) \Theta_k \alpha(x)\} \{ \Theta_k \alpha(x) \}^{D_k(x)}$$

ahol az R_k a megfelelő kockázati csoportba tartozók létszáma.

Amennyiben az R-értékek között nem szerepel túl sok nulla, akkor az alpha-kra és a theta-kra konvergáló becslési sort adhatunk. Az iteráció első lépéseként feltéve, hogy

$$\Theta_k^{(0)} = 1 \quad \text{és} \quad \alpha^{(1)}(\mathbf{x}) = \mathbf{D}(\mathbf{x}) / \sum_k \Theta_k^{(0)} \mathbf{R}_k(\mathbf{x}) \quad \text{valamint}$$

$$\Theta_k^{(0)} = \mathbf{D}_k / \sum_k \alpha_k^{(1)} \mathbf{R}_k(\mathbf{x}),$$

a további "alpha" és "Theta" értékek a következő formulák alapján becsülhetők a további lépésekben:

$$\alpha^{(*)}(\mathbf{x}) = \mathbf{D}(\mathbf{x}) / \sum_k \Theta_k^{(*)} \mathbf{R}_k(\mathbf{x}) \quad \text{valamint} \quad \Theta_k^{(*)} = \mathbf{D}_k / \sum_k \alpha_k^{(*)} \mathbf{R}_k(\mathbf{x}).$$

A fent vázlatosan bemutatott eljárás helyettesíti a mortalitási adatok elemzésekor sokszor nehézkes, többváltozós elemzést. A fenti két dimenzióra kidolgozott eljárás több dimenzióra is kiterjeszhető, hasonló elvek szerint. A paraméterek becslése, mint ahogyan azt a fenti képletek alapján látható, a halálozási és a népesség-adatok különböző lineáris kombinációinak segítségével becsülhetők. A becslésre az Excel program is alkalmas.

Példák a halálozási ráták becslésére és az eredmények interpretációja

A fent ismertetett módszert három dimenzióra kiterjesztetten kurrens halálozási adatokon teszteltük. A magyarországi férfiak halálozását az 1999-2001-es évekre nézve, három haláloki csoportban, lakóhelyük típusa és családi állapotuk szerint vizsgáltuk. Az alábbi táblázatban a theta együttható jellemzi a falusi lakóhelyhez tartozó mortalitási intenzitást (a fővárosi-városi rátához képest relatívan), míg a alpha együtthatók az egyes korcsoportok halálozási intenzitásainak, a beta együtthatók pedig a különféle családi állapotbeli csoportokhoz tartoznak. Az eredményeket a további kutatások lehetőségeinek felcsillantása szempontjából röviden elemezzük.

Nem meglepő, hogy a kor szerinti becsült mortalitási ráták mindenhol többé-kevésbé egyenletesen emelkednek - ez az eredmény megfelel a mortalitás korral növekvő esélyeire vonatkozó tudásunknak. Annál meglepőbb, hogy a tuberkulózis okozta halálozás esetében a halálozási esélyek 50-54 éves, illetve annál idősebb korban magasabbak ugyan a 35-39 éves korban tapasztalhatóknál, de 50-54 évesnél idősebb korcsoportokban a halálozási esélyek már alig emelkednek.

A lakóhely településtípusát illetően a falusi lakosok mortalitási rátája általában, azaz minden halálokot figyelembe véve 4%-kal haladja meg a budapesti-városi lakosokét. Amennyiben azonban az un. elkerülhető halálokokat, azaz az egészségügyi rendszer által talán kezelhető okokat tekintjük, a halálozási ráta már 14%-kal magasabb a falusi lakosok között. A tbc-s halálozás viszont a városokban

gyakoribb: a falusi lakosok fővárosi-városiakhoz viszonyított relatív mortalitási rátája csupán azokénak 66%-a.

A családi állapot szerinti relatív rátákat vizsgálva az össze halálokot együtt kezelve a nőtlenek rátája 143%-kal, az özvegyeké 137%-kal, míg az elváltaké 138 %-kal magasabb, mint a házasoké. Az "elkerülhető" halálokokat vizsgálva ezek a relatív ráták a nőtlenek és az özvegyek esetében valamivel magasabbak, az elváltak esetében pedig valamivel alacsonyabbak, mint azok, amelyeket a minden ok szerinti halálozás esetében láthattunk. Ezek a különbségek azonban eltörpülnek azok mellett, amelyeket a TBC-s halálozás családi állapot szerinti relatív mortalitási rátáit illetően láthatunk. E TBC esetében a nőtlenek halálozása 480%-kal az özvegyek és elváltak rátája pedig több mint 550%-kal volt magasabb a házasokénál. A mellett, hogy eredményeinket bizonyára tovább lett volna érdemes finomítani megbízhatósági tartományok kiszámításával, megállapítható, hogy a valószínűségi alapokon nyugvó iterációs technika a korábbi ismert összefüggésekkel egybevágó, jól értelmezhető eredményeket szolgáltat, amelyet a jövőben érdemes lesz továbbfejleszteni.

35-64 éves férfiak halálozása kor, településtípus és családi állapot szerint

	Paraméterek becsült értéke			Társadalmi csoport	Becsült relatív ráták		
	minden halálok	elkerülhető halálozás	tbc-s halálozás		minden halálok	elkerülhető halálozás	tbc-s halálozás
theta (2)	1,041	1,142	0,662	falusi lakos	1,041	1,142	0,662
alpha (1)	0,004	0,0003	0,00007	35-39 éves referenciacsoport	1	1	1
alpha (2)	0,007	0,0007	0,00011	40-44 éves alpha (2)/ alpha(1)	2,11	2,51	1,63
alpha (3)	0,011	0,0010	0,00011	45-49 éves alpha (3)/ alpha (1)	3,16	3,46	1,57
alpha(4)	0,017	0,0017	0,00015	50-54 éves alpha (4) alpha (1)	4,71	6,02	2,16
alpha(5)	0,025	0,0027	0,00016	55-59 éves alpha (5)/ alpha (1)	6,94	9,96	2,38
alpha (6)	0,036	0,0049	0,00019	60-64 éves alpha (6)/ alpha (1)	10,06	17,86	2,74
beta (1)	1,641	1,659	2,133	nőtlen beta (1)/ beta (2)	2,43	2,70	5,80
beta (2)	0,676	0,614	0,368	házas referenciacsoport	1	1	1
beta (3)	1,604	1,506	2,426	özvegy beta (3)/ beta (2)	2,37	2,45	6,59
beta (4)	1,610	1,414	2,534	elvált beta (4)/ beta (2)	2,38	2,30	6,89