

KÖZLEMÉNYEK

AZ ÁLTALÁNOS KORSPECIFIKUS HALÁLOZÁSI ARÁNYSZÁMOK ÉS AZ OK- ÉS KORSPECIFIKUS HALÁLOZÁSI ARÁNYSZÁMOK SZEREPE A HALANDÓSÁGI SZINTKÜLÖNBSÉGEK KIALAKULÁSÁBAN

VALKOVICS EMIL

Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok, valamint az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok változásának következményeként megváltoznak az általános és a halálloki halandósági táblák összes többi mutatójának értékei. Megváltozik a halálozások halandósági táblán belüli korstruktúrája és a különböző halálokok áldozatainak a halandósági táblabeli összes halálozásokon belüli aránya is. A halandósági tábla összes meghaltjainak átlagos halálozási kora, vagyis a születéskor várható átlagos élettartam természetesen egyenlő marad a különböző halálokok áldozatai átlagos halálozási korainak az ezen okokban meghaltak halandósági táblabeli arányaival súlyozott aritmetikai átlagával.

Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok, valamint az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok néhány, a halálozások kormegoszlását befolyásoló és mind ez ideig mellőzött tulajdonságának elemzését követően a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbség halálokok szerinti tényezőkre bontásának különféle módszereit mutatjuk be és hasonlítjuk össze kritikailag egymással, különös tekintettel az általános korszpecifikus halálozási arányszámok, valamint az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok e módszerekben betöltött szerepére.

1. Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok és az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok kettős természetéről

A korszpecifikus halálozási arányszámok a halálozás kockázatának kitettek számával és kormegoszlásával együtt a halálozások számát és kormegoszlását egyaránt befolyásolják, vagyis kettős szerepük van. Valamely adott életkorban, a halálozás kockázatának kitettek adott száma esetében, az adott életkorra vonatkozó halálozási arányszám nagyobb értéke több halálozást, kisebb értéke pedig kevesebb halálozást eredményez. Ha adott a halálozások kockázatának kitettek száma és kormegoszlása, kiszámítható, hogy a korszpecifikus halálozási arányszámok két szériája közül melyik eredményez az egyes életkorokban több halálozást és melyik eredményez kevesebb halálozást. Mint jeleztük, minden életkorban az az arányszám eredményez több halálozást, amelyik magasabb és az eredményez kevesebb halálozást, amelyik alacsonyabb. A korszpecifikus halálozási arányszámok összegéről ugyanez nem állítható, kisebb összeg esetében is előfordulhat a halálozások ugyanakkora száma vagy nagyobb száma, nagyobb összeg esetében pedig ugyanakkora vagy kisebb száma, mert az utóbbi, mint jeleztük, a halálozás kockázatának kitettek életkoronként (korévenként, illetve korcsoportonként) eltérő számától és a korszpecifikus halálozási arányszámok más tulajdonságaitól is függ, a korszpecifikus

halálozási arányszámok összege pedig csak saját értéküktől függ, függetlenül attól, hogy melyik életkorra vonatkoznak az egyes értékek.

Ha a halálozás kockázatának kitettek számát minden életkorban azonosnak tekintjük és a korszpecifikus halálozási arányszámok két szériájának értékei az egyik széria esetében minden életkorban alacsonyabbak, mint a másikon, akkor ez a széria az egyes életkorokban is és összesen is kevesebb halálozást eredményez, mint a minden életkorban magasabb értékeket tartalmazó széria, és kisebb lesz e széria esetében a meghaltak által leélt évek életkoronkénti és összesített száma is. Ezt az esetet szemlélteti a Magyarország férfi népessége minden életkorban magasabb és női népessége minden életkorban alacsonyabb általános korszpecifikus halálozási arányszámait 1966. évi értékeinek felhasználásával kiszámított 1. tábla. A kockázatnak kitettek számát ebben az esetben az egyes korcsoportok által felölelt évek a férfi népesség és a női népesség esetében is azonos számai jelentik ($n^{(F)} = n^{(N)}$). A tábla (1) oszlopa a korcsoportokat, (2) oszlopa az egyes korcsoportokon belüli (súlyozással kiszámított) átlagos halálozási korokat, (4) oszlopa a férfiak minden korcsoportban magasabb, (5) oszlopa pedig a nők minden korcsoportban alacsonyabb általános korszpecifikus halálozási arányszámait tartalmazza. A (6) és (7) oszlop adatainak egybevetéséből kitűnik, hogy a férfi népesség korszpecifikus halálozási arányszámai minden korcsoportban és összesen is több halálozást, a női népesség korszpecifikus halálozási arányszámai pedig minden korcsoportban és összesen is kevesebb halálozást eredményeznek. A (8) oszlop adataiból kitűnik, hogy a nők és a férfiak halálozásai számának különbsége minden korcsoportban és összességében is negatív előjelű. A (9) és (10) oszlop egybevetéséből részint az derül ki, hogy mivel minden korcsoportban és összesen is kevesebb nő hal meg mint ahány férfi, a meghalt nők által leélt évek száma is kevesebb minden korcsoportban és összesen is, mint a meghalt férfiak által leélt évek száma, részint pedig az, hogy a meghaltak által leélt évek számából az egy meghalt jutó évek száma a nők esetében nagyobb, mint a férfiak esetében ($84,200390 > 83,077122$). A (11) oszlop azt szemlélteti, hogy ebben a halálozás kockázatának kitettek száma különbségének semmi szerepe nincs, mert ez utóbbi minden korcsoportban azonos egymással ($n^{(F)} = n^{(N)}$). Minthogy a korcsoportonkénti halálozási korok is azonosak, a meghaltak által leélt évek átlagos számának különbsége kizárólag a korszpecifikus halálozási arányszámok természetének egy eddig feltáratlan különbségéből adódik (lásd a (12) oszlop adatait). Ez utóbbiak a nők esetében minden korcsoportban kisebbek, mint a férfiak esetében, és kisebb összegük is. Minthogy a halálozás kockázatának kitettek száma minden korcsoportban azonos, a női népesség alacsonyabb korszpecifikus halálozási arányszámait minden korcsoportban és összesen is kevesebb halálozást eredményeztek, mint a férfi népesség magasabb korszpecifikus halálozási arányszámait. Kevesebb minden korcsoportban és összesen is a meghalt nők által leélt évek száma is. Miért magasabb tehát a nők esetében a meghaltak által leélt évek *átlagos* száma? Azért, mert a női népesség esetében más a korszpecifikus halálozási arányszámok egymáshoz viszonyított aránya: a nők esetében például az idősebb életkorokra vonatkozó arányszámok értékei a 10–14 évesek korcsoportjában tapasztalható legkisebb érték után általában nagyobb arányban haladják meg a fiatalabb életkorokra vonatkozókat, mint a férfiak esetében, s ennek következtében a nők, ha adott esetben kevesebben is, de idősebb korban halnak meg, mint a férfiak, magasabb az átlagos halálozási koruk.

Tekintsük ezután a 2. táblát, melyben a női népesség 1966. évi halálozási arányszámainak erre a sajátosságára úgy világítunk rá, hogy értékeiket megszorozzuk a férfiak és nők halálozási számának hányadosával ($5,578520/4,830677 = 1,154811$ -gyel) s

ezáltal a férfiak és a nők halálozásainak számát egyenlővé tesszük egymással. Ez a szám a férfiak halálozásainak az előző táblában látható száma lesz (5,578520). A számítások menete egyébként azonos az előző táblában bemutatottal. Látható, hogy ebben az esetben a meghaltak által leélt évek száma a legidősebbek korcsoportjában és összesen is nagyobb lesz a nők, mint a férfiak esetében. A meghaltak által leélt évek egy meghaltra jutó száma, vagyis *átlagos* száma ebben az esetben is magasabb lesz a nők esetében, mint a férfiak esetében és ez a szám ugyanannyival haladja meg a férfiakra vonatkozóan kiszámított átlagos számot, mint az előző tábla esetében. Ha a női népesség 1966. évi korszpecifikus halálozási arányszámait egy 1-nél kisebb pozitív számmal, pl. 0,5-del szoroznánk meg, változatlanul hagyva a halandóság kockázatának kitettek korcsoportonkénti számát és átlagos halálozási korát az egyes életkorokban, a nők halálozásainak száma és meghalt nők által leélt évek száma is felére csökkenne, de a meghaltak által leélt évek egy meghaltra jutó száma, vagyis *átlagos* száma változatlanul magasabb lenne a nők esetében, mint a férfiak esetében és ez a szám ugyanannyival haladná meg a férfiakra vonatkozóan kiszámított átlagos számot, mint az előző két tábla esetében, mert a pozitív előjelű állandóval (esetünkben 0,5-del) történő szorzás az általános korszpecifikus halálozási arányszámok egymáshoz viszonyított értékét és a halálozások életkor szerinti megoszlását nem változtatja meg, változatlanul hagyja tehát a meghaltak átlagos korát is.

Számos szerző és az *Egyesült Nemzetek Szervezetének Titkársága* is figyelembe vette eddigi halandósági elemzései során az általános korszpecifikus, valamint az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok különböző szériái életkor (leggyakrabban korcsoportok) szerinti különbségeinek és egymáshoz viszonyított nagyságának alakulását. Esetünkben a férfi és a női népesség 1966. évi általános korszpecifikus halálozási arányszámok különbségének $({}_n m_x^{(F)} - {}_n m_x^{(N)})$ alakulását a 3. tábla (4) oszlopa, hányadosának $({}_n m_x^{(F)} / {}_n m_x^{(N)})$ alakulását pedig e tábla (5) oszlopa mutatja be. Minthogy a férfi népesség korszpecifikus halálozási arányszámok minden életkorban magasabbak, mint a női népességé, a szóban forgó különbségek minden életkorban nagyobbak 0-nál (lásd a (4) oszlop adatait), a hányadosok értéke pedig minden életkorban nagyobb 1-nél (lásd az (5) oszlop adatait).

A (6) oszloppal kezdődően a 3. tábla az általános korszpecifikus arányszámok olyan tulajdonságait mutatja be, melyeket az eddigi elemzéseket végző szerzők és az *Egyesült Nemzetek Szervezete Titkárságának* módszertani ajánlásai is figyelmen kívül hagynak.

A 3. tábla (6) és (7) oszlopa a férfi és a női népesség 10–14 éves korra vonatkozó halálozási arányszámának (a férfi népesség esetében magasabb) értékét 100-zal veszi egyenlőnek és az arányszámok többi korcsoportra vonatkozó értékének ehhez viszonyított (ezzel elosztott) értékeit mutatja be. Látható, hogy a női népesség esetében az arányszámok e viszonylagos értékei gyermekkorban magasabbak, mint a férfi népesség esetében, annak ellenére, hogy abszolút értékeik kisebbek és a 10–14 éves kori minimum után, különösen a korai felnőttkor kezdetétől, sokkal gyorsabban növekszenek, sokkal jelentősebb mértékben haladják meg a 10–14 éves korra vonatkozó értéket, mint a férfi népesség esetében, bár abszolút értékeik, mint láttuk, a nők esetében minden korcsoport esetében kisebbek, mint a férfiak esetében. Az arányszámok e viszonylagos értékeinek különbsége ((8) oszlop) csaknem minden életkorban negatív előjelű és e negatív számok abszolút értéke a kor előrehaladásával nő és a 10–14 éves kortól a fiatalabb életkorok felé haladva is nő. Hasonló tendenciát fejez ki e viszonylagos értékek hányadosainak ((9) oszlop) alakulása is.

A 3. tábla (10) és (11) oszlopa az általános halálozási arányszámok az egyes korcsoportokra vonatkozó értékei és az előző korcsoportra vonatkozó értékeik hányadosainak $({}_n m_{x+n}^{(F)} / {}_n m_x^{(F)})$ és $({}_n m_{x+n}^{(N)} / {}_n m_x^{(N)})$ alakulását mutatja be. E hányadosok értéke a női népesség esetében fiatalabb korban a férfiakénál lassúbb ütemű csökkenést, idősebb korban gyorsabb ütemű növekedést jelez.

Az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámoknak szintén kettős szerepük van: a halálozás kockázatának kitettek számával és kormegoszlásával együtt az egyes halálokból származó halálozások *számát* és *kormegoszlását* egyaránt befolyásolják. Valamely adott életkorban, a halálozás kockázatának kitettek adott száma esetében, az adott életkorra vonatkozó nagyobb értékű okspecifikus halálozási arányszámok a vonatkozó okokból származó több halálozást, a kisebb értékűek pedig kevesebb halálozást eredményeznek. Ha adott a halálozások kockázatának kitettek száma és kormegoszlása, kiszámítható, hogy az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok két szériája közül melyik eredményez az egyes életkorokban több halálozást, és melyik eredményez kevesebb halálozást. Mint jeleztük, minden életkorban az az okspecifikus arányszám eredményez több halálozást, amelyik magasabb és az eredményez kevesebb halálozást, amelyik alacsonyabb. Az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok összegéről ugyanez nem állítható, kisebb összeg esetében is előfordulhat az adott halálokból származó halálozások ugyanakkora vagy nagyobb száma, nagyobb összeg esetében pedig ugyanakkora vagy kisebb száma, mert ez utóbbi, mint jeleztük, a halálozás kockázatának kitettek életkoronként (korévenként, illetve korcsoportonként) eltérő számától és az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok más tulajdonságaitól is függ, az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok összege pedig csak saját értéküktől függ, függetlenül attól, hogy melyik életkorra vonatkoznak ezek az értékek. Minthogy az általános korszpecifikus halálozási arányszámok az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok összegeként is felfoghatók, magától értetődő, hogy az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámoknak legtöbbszörre ugyanazokra az ismert és mindeddig figyelmen kívül hagyott tulajdonságaira kell figyelemmel lennünk, mint az általános korszpecifikus halálozási arányszámok esetében, vagyis életkor szerinti különbségeik és egymáshoz viszonyított nagyságaik figyelembevételén kívül indokolt az ok- és korszpecifikus arányszámokat leíró görbék az életkor változásaival együtt járó *süllyedése* és *emelkedése* különbözőségeinek, az arányszámok egyes szériákon belüli *egymáshoz viszonyított nagyságai* különbözőségének, *görbületeik* különbözőségének, *differentia hányadosai* (és ha lehetséges *differentiálhányadosai*) különbözőségének, kumulatív összegezésük esetén *teljes összegükhöz való konvergálásuk gyorsasága* terén fennálló különbségeinek, *kumulált értékeik teljes összegüktől való távolsága* terén fennálló életkorok szerinti különbségeinek, valamint *teljes összegük elérését biztosító szorói* terén fennálló életkorok szerinti különbségeinek figyelembevétele is.

Az általános korszpecifikus halálozási arányszámoktól eltérően előfordulhat természetesen, hogy egyes életkorok (korévek, illetve korcsoportok) esetében egyes okspecifikus halálozási arányszámok értéke zérus, vannak ugyanis olyan életkorok, melyekben egyes okok következtében nem fordul elő halálozás (pl. a perinatális időszakkal összefüggő bizonyos állapotoknak és a veleszületett fejlődési rendellenességeknek idős korban legtöbbszörre már nincsenek áldozatai). Előfordulhat az is, hogy az egyes ok- és korszpecifikus halálozási arányszámokat leíró görbék alulról nézve konvexek, görbületeik nem pozitívák stb., ami minden esetben az eltérés elemzését és az általános korszpecifikus halálozási arányszámokra gyakorolt hatás kimutatását teszi indokolttá.

Amennyiben a halálozás kockázatának kitettek száma és kormegoszlása, valamint az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok felhasználásával kiszámítottuk a különböző okokban meghaltak számát, e számok összegének egyenlőnek kell lennie a halálozás kockázatának kitettek száma és kormegoszlása, valamint az általános korszpecifikus halálozási arányszámok felhasználásával kiszámított összes halálozások számaival, ami lehetővé teszi a halálozások halálokok szerinti megoszlásának, vagyis halálóki struktúrájának kiszámítását is. Amennyiben kiszámítottuk továbbá a különböző okokban meghaltak és az összesen meghaltak életkor (korévek, illetve korcsoportok) szerinti megoszlását és átlagos halálozási korát is, kiszámíthatóvá kell válnia annak a ténynek, hogy az összes meghaltak átlagos halálozási kora egyenlő a különböző halálokok következtében meghaltak átlagos halálozási korainak az összes halálozásokon belüli arányaikkal súlyozott aritmetikai átlagával.

Halálóki halandósági táblák számítása esetében ez az evidencia szintén érvényes. A halandósági tábla összes meghaltjainak átlagos halálozási kora, vagyis *a születéskor várható átlagos élettartam* egyenlő a különböző halálokok következtében meghaltak átlagos halálozási korainak a halálóki halandósági táblán belüli arányaikkal súlyozott aritmetikai átlagával.

A különböző halálokok következtében meghaltaknak az összes halálozásokon belüli valamely naptári időszak alatti tényleges aránya és a vonatkozó halálóki halandósági táblán belüli aránya nem azonos egymással, elsősorban azért, mert a tényleges népesség korösszetétele sem azonos a halandósági tábla stacionér népességének korösszetételével, sem a férfi, sem a női népesség esetében. Nem azonos egymással ezért a különböző halálokok áldozatainak és az összes halálokok áldozatainak tényleges és a halálóki halandósági táblák felhasználásával kiszámítható átlagos halálozási kora sem.

Halálóki halandósági táblák, sőt általános halandósági táblák esetében, melyeket minden esetben nemenként külön-külön számítottunk ki, felmerül azonban egy további probléma is. Mind ez ideig feltételeztük, hogy a halálozás kockázatának kitettek száma és kormegoszlása, valamint az általános korszpecifikus halálozási arányszámok, illetve az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok az összes halálozások száma és kormegoszlása, illetve a különböző okokból származó halálozások száma és kormegoszlása egymástól független közvetlen meghatározó tényezők. Ez a halálóki halandósági táblák és az általános halandósági táblák esetében nincsen így. Az általános korszpecifikus halálozási arányszámoktól (az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok összegétől) közvetlenül függenek a korszpecifikus továbbélési valószínűségek és az egységnyi gyökű ($l_0 = 1$) halandósági tábla továbbélőinek száma. Mint láttuk,

$${}_n p_x = \exp(-n_n m_x) \text{ és } l_a = {}_x p_0 = \exp\left(-\sum_{x=0}^x n_n m_a\right),$$

amiből a halandósági tábla összes többi mutatójának minden értéke kiszámítható. Ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok használata esetén a korszpecifikus továbbélési valószínűségek és az egységnyi gyökű halandósági tábla továbbélőinek számát először okonként külön-külön számítjuk ki, majd ${}_n p_x$ és az $l_x/l_0 = {}_x p_0$ értékeket az okonkénti értékek szorzataként állítjuk elő, mint azt később illusztrálni is fogjuk.

További probléma, hogy a leélt évek a továbbélőknek az általános korszpecifikus, illetve az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok felhasználásával kiszámított számából kiszámított száma minden esetben úgy alakul, hogy összege egyenlő a halandóság kockázatának kitettek összes halandósági táblán belüli számával

$$\left(\sum_{x=0}^{\omega} x L_x = T_0 \right),$$

egységnyi gyökű halandósági tábla ($l_0 = 1$) esetében pedig a születéskor várható átlagos élettartammal, vagyis a halandósági tábla összes meghaltjainak átlagos halálozási korával ($T_0/l_0 = e^0_0$) is. A halandósági táblán belüli összes meghaltak átlagos halálozási kora, vagyis a születéskor várható átlagos élettartam időbeli változása, illetve nemek szerinti eltérése vizsgálatának feladata tehát azonosulni látszik a halandóság kockázatának kitétek száma időbeli változásai, illetve nemek szerinti eltérése vizsgálatának feladatával. Kérdés, hogy ugyanúgy befolyásolják-e az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok, valamint az összegüket jelentő általános korszpecifikus halálozási arányszámok a halandóság kockázatának kitétek számát és kormegoszlását a halandósági táblában, mint ahogyan a különböző okokban meghaltak számát és kormegoszlását, valamint az általuk leélt évek összes számát és átlagos számát? A különböző okokban meghaltak száma, kormegoszlása, a halandósági tábla összes meghaltjai közötti aránya, valamint a különböző okokban meghaltak által leélt évek összes száma és átlagos száma és az tény, hogy ezen átlagos számok súlyozott aritmetikai átlaga egyenlő a születéskor várható átlagos élettartammal, vagyis a halandósági tábla összes meghaltjainak átlagos halálozási korával képezi, a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbségek halálokok szerinti tényezőkre bontása (dekompozíciója) a *KSH Népeségtudományi Kutató Intézetében* alkalmazott módszerének alapját, amelyet elsőként mutatunk be.

2. A születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbségek dekompozíciójának a KSH Népeségtudományi Kutató Intézetében alkalmazott módszere

E módszer alkalmazásának feltétele a férfi és a női népesség rövidített, illetve összevont általános halandósági tábláinak rendelkezésre állása, illetve előzetes kiszámítása. Előzetes kiszámításunk *Becker–Zeuner* vagy *Böckh* módszerének felhasználásán kívül történhet az általános korszpecifikus halálozási arányszámoknak a már említett módon történő felhasználásával is úgy, hogy első lépésként az ${}_np_x = \exp(-n_m m_x)$, vagyis a korszpecifikus továbbélési valószínűségeket becsüljük, ami természetesen az ${}_np_x = (2 - n_m m_x)/(2 + n_m m_x)$ formulával, valamint *Reed* és *Merrel*, *Greville*, *Keyfitz* és *Frauenthal*, valamint *Pollard* formuláinak alkalmazásával is megvalósítható, de kiszámíthatjuk első lépésként a korszpecifikus halálozási valószínűségeket is vagy az ${}_nq_x = (2 n_m m_x)/(2 + n_m m_x)$ formulával, vagy az összes többi módszerrel előállított ${}_np_x$ értékek komplementereként az ${}_nq_x = 1 - {}_np_x$ egyenlőség felhasználásával. E mutatók értékeinek birtokában a rövidített, illetve összevont halandósági táblák összes többi függvényének minden értéke kiszámítható.

A halandósági tábla többi függvényének kiszámítása után a táblabeli halálozások számát minden korcsoportban a halálozások tényleges megoszlása szerint felosztjuk a vizsgált haláloki csoportokra. Az egyes életkorokban (korcsoportokban) tehát a halandósági táblabeli halálozások haláloki struktúrája megegyezik az ugyanazon életkorban (korcsoportban) előforduló halálozások tényleges struktúrájával. Ez a felsorolás az ok- és korszpecifikus halálozási arányszámok felhasználásával is elvégezhető. Az egyes életkorokban (korcsoportokban) ugyanazon halálokokban meghaltak számait összegezve

kiszámítjuk a halandósági táblabeli összes halálozásokon $\left(\sum_{x=0}^{\omega} {}_n d_x = l_0 \right)$ belüli arányukat

$\left(\sum_{x=0}^{\omega} {}_n d_{i,x} / \sum_{x=0}^{\omega} {}_n d_x \right)$ is. A halálozások tényleges és a vonatkozó haláloki halandósági

táblákon belüli struktúrája valamelyest különbözik egymástól, ami, mint jeleztük, főként azzal magyarázható, hogy a férfi és a női népesség tényleges korösszetétele eltér az alapul vett halandósági táblák stacionér népességének korösszetételétől. A halálozások halandósági táblabeli struktúrája független a népesség tényleges korösszetételétől. A haláloki halandósági táblákban a különböző halálokokban meghaltak számainak összege természetesen minden életkorban, illetve korcsoportban egyenlő az összesen meghaltak számával:

$$\sum_i {}_n d_{i,x} = {}_n d_x$$

ahol i a kialakított, illetve tanulmányozott haláloki csoportokat jelöli ($i = 1, \dots, 11$).

Könnyen belátható, hogy $\sum_x \sum_i {}_n d_{i,x} = l_0$ és $\sum_x \sum_i {}_n d_{i,x} / \sum_x {}_n d_x = 1$.

A haláloki halandósági táblákon belüli halálozások életkoronkénti (korcsoportonkénti) számai birtokában a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbségek kétféleképpen számíthatók ki. Ezek közül az első csak a születéskor várható, a második a születéskor és magasabb életkorokban várható átlagos élettartamok közötti különbségek halálokok szerinti dekomponálására szolgál.

Az első módszer alapján az egyes korcsoportokon belüli átlagos halálozási korok kiszámítása úgy történhet, hogy az egyes korcsoportokban a meghaltak által leélt évek egy meghaltra jutó számát hozzáadjuk a vonatkozó korcsoportok alsó határát jelentő évek (x -szel jelölt) számához. Az összes meghaltakat véve alapul a férfi népesség esetében

$$\bar{x}^{(F)} = x + \frac{{}_n L_x^{(F)} - n l_{x+n}^{(F)}}{{}_n d_x^{(F)}},$$

a női népesség esetében pedig

$$\bar{x}^{(N)} = x + \frac{{}_n L_x^{(N)} - n l_{x+n}^{(N)}}{{}_n d_x^{(N)}}.$$

Feltételezzük, hogy a különböző halálokokból származó halálozások egyes korcsoportokon belüli megoszlása ugyanolyan, mint az összes meghaltaké.

E táblák összegsorában szerepel a tanulmányozott halálokok és az összes halálok áldozatai által összesen leélt évek száma. Ha ezen összegsor adatait elosztjuk a különböző halálokokban meghaltak (egynél kisebb) arányával, vagy az összes halálokok (eggyel egyenlő) arányával, vagyis az úgynevezett halálokok szerinti parciális intenzitásokkal és az összes halálokokból származó halandóság mindig egységnyi intenzitásával, a különböző halálokok, illetve az összes halálokok áldozatai átlagos halálozási korát kapjuk eredményül.

A férfiak esetében:

$$e_0^{0(F)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(F)} n d_x^{(F)}}{\sum_{x=0}^{\omega} n d_x^{(F)}} \quad \text{és} \quad e_{i,0}^{0(F)} \approx \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(F)} n d_{i,x}^{(F)}}{\sum_{x=0}^{\omega} n d_{i,x}^{(F)}} .$$

A nők esetében pedig

$$e_0^{0(N)} = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(N)} n d_x^{(N)}}{\sum_{x=0}^{\omega} n d_x^{(N)}} \quad \text{és} \quad e_{i,0}^{0(N)} \approx \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(N)} n d_{i,x}^{(N)}}{\sum_{x=0}^{\omega} n d_{i,x}^{(N)}} .$$

Ha e táblákösszegsorának adatait a tanulmányozott, illetve az összes halálokok áldozatainak átlagos halálozási koraival osztjuk el, a halálokonkénti parciális intenzitásokat, illetve az összes halálozásokból származó halandóság egységnyi intenzitását kapjuk

eredményül ($l_0 = \sum_{x=0}^{\omega} n d_x = 1$). A férfiak esetében:

$$\frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(F)} n d_{i,x}^{(F)}}{e_{i,0}^{0(F)}} \approx \sum_{x=0}^{\omega} n d_{i,x}^{(F)} \quad \text{és} \quad \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(F)} n d_x^{(F)}}{e_0^{0(F)}} = \sum_{x=0}^{\omega} n d_x^{(F)} .$$

A nők esetében pedig:

$$\frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(N)} n d_{i,x}^{(N)}}{e_{i,0}^{0(N)}} \approx \sum_{x=0}^{\omega} n d_{i,x}^{(N)} \quad \text{és} \quad \frac{\sum_{x=0}^{\omega} x^{-(N)} n d_x^{(N)}}{e_0^{0(N)}} = \sum_{x=0}^{\omega} n d_x^{(N)} .$$

Az általános, valamint az ok- és korszpecifikus arányszámokat már felhasználtuk haláloki halandósági táblákon belüli halálozások halálokok szerinti felosztására, néhány további módszertani megfontolás is szükséges azonban a korszpecifikus halálozási arányszámok közötti különbségek várható átlagos élettartamok különbségeivé történő átalakításával kapcsolatban.

Hogyan is alakíthatók át a korszpecifikus halálozási arányszámok közötti különbségek a születéskor és más életkorokban várható átlagos élettartamok különbségeivé?

Ha $l_0 = 1$, könnyen belátható, hogy

$$l_x = \exp[-M_x] = \exp\left[-\int_0^x \mu_x d x\right] = \exp[\ln_x p_0] = \exp[\ln l_x] ,$$

ahol ${}_x p_0 = l_x/l_0 = \exp[-M_x]$, vagyis a születéstől az x éves egzakt életkorig való továbbélés valószínűsége, s egyben (ha $l_0 = 1$) az x éves egzakt életkorig továbbélők száma. μ_x a halálozás ereje a korcsoportok határai közötti határozott integráljának értéke, illetve

közelítő pontossággal a halandósági táblabeli korspecifikus halálozási arányszám (${}_n m_x$) értéke ${}_n m_x = (-\ln_n p_x)/n$ és $n {}_n m_x = -\ln_n p_x$.

$$M_x = \int_0^x \mu_x d x = \sum_{x=0}^x {}_n m_x = \sum_{x=0}^x n {}_n m_x = -\ln_x p_0 = -\ln (l_x / l_0).$$

A halálokok szerint részletezett μ_x vagy ${}_n m_x$ értékek összeadhatósága, vagyis az a tény, hogy

$$\mu_{1,x} + \mu_{2,x} + \dots = \sum_i \mu_{i,x} = \mu_x$$

vagy

$${}_n m_{1,x} + {}_n m_{2,x} + \dots = \sum_i {}_n m_{i,x} = {}_n m_x$$

lehetővé teszi, hogy a következő formulákat is alkalmazzuk:

$$\begin{aligned} e_0^{0(N)} - e_0^{0(F)} &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[-M_x^{(N)} \right] - \exp \left[-M_x^{(F)} \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[- (M_{1,x}^{(N)} + M_{2,x}^{(N)} + \dots) \right] - \exp \left[- (M_{1,x}^{(F)} + M_{2,x}^{(F)} + \dots) \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \left[\exp(-M_{1,x}^{(N)}) \exp(-M_{2,x}^{(N)}) \dots \right] - \left[\exp(-M_{1,x}^{(F)}) \exp(-M_{2,x}^{(F)}) \dots \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[- \int_0^x \mu_x^{(N)} d x \right] - \exp \left[- \int_0^x \mu_x^{(F)} d x \right] \right\} d x = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[- \left(\int_0^x \mu_{1,x}^{(N)} dx + \int_0^x \mu_{2,x}^{(N)} dx + \dots \right) \right] - \exp \left[- \left(\int_0^x \mu_{1,x}^{(F)} dx + \int_0^x \mu_{2,x}^{(F)} dx + \dots \right) \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \left[\exp \left(- \int_0^x \mu_{1,x}^{(N)} dx \right) \exp \left(- \int_0^x \mu_{2,x}^{(N)} dx \right) \dots \right] - \left[\exp \left(- \int_0^x \mu_{1,x}^{(F)} dx \right) \exp \left(- \int_0^x \mu_{2,x}^{(F)} dx \right) \dots \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[\ln_x p_0^{(N)} \right] - \exp \left[\ln_x p_0^{(F)} \right] \right\} dx = \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp \left[\ln_x p_{1,0}^{(N)} \right] - \exp \left[\ln_x p_{1,0}^{(F)} \right] \right\} dx + \int_0^\infty \left\{ \exp \left[\ln_x p_{2,0}^{(N)} \right] - \exp \left[\ln_x p_{2,0}^{(F)} \right] \right\} dx + \dots = \\ &= \int_0^\infty \left[l_x^{(N)} - l_x^{(F)} \right] d x = \int_0^\infty \left[l_{l,x}^{(N)} - l_{l,x}^{(F)} \right] d x + \int_0^\infty \left[l_{2,x}^{(N)} - l_{2,x}^{(F)} \right] dx + \dots = \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{x=0}^{\omega} [L_x^{(N)} - L_x^{(F)}] = \sum_{x=0}^{\omega} [L_{1,x}^{(N)} - L_{1,x}^{(F)}] + \sum_{x=0}^{\omega} [L_{2,x}^{(N)} - L_{2,x}^{(F)}] + \dots = \sum_{x=0}^{\omega} \sum_i [L_{i,x}^{(N)} - L_{i,x}^{(F)}] = \\
&= T_0^{(N)} - T_0^{(F)} = [T_{1,0}^{(N)} - T_{1,0}^{(F)}] + [T_{2,0}^{(N)} - T_{2,0}^{(F)}] + \dots = \sum_i [T_{i,0}^{(N)} - T_{i,0}^{(F)}] = \\
&= \sum_{x=0}^{\omega} [x d_x^{(N)} - x d_x^{(F)}] = \sum_{x=0}^{\omega} [x d_{1,x}^{(N)} - x d_{1,x}^{(F)}] + \sum_{x=0}^{\omega} [x d_{2,x}^{(N)} - x d_{2,x}^{(F)}] + \dots = \sum_{x=0}^{\omega} \sum_i [x d_{i,x}^{(N)} - x d_{i,x}^{(F)}],
\end{aligned}$$

stb., ahol 1, 2, ... stb. a korábban i -vel jelölt különböző halálokokat jelenti.

John H. Pollard bebizonyította, hogy

$$\begin{aligned}
e_0^{0(N)} - e_0^{0(F)} &= \int_0^{\infty} \{ \exp [-M_x^{(N)}] - \exp [-M_x^{(F)}] \} dx = \\
&= \int_0^{\infty} \{ \exp [-M_x^{(F)} - M_x^{(N)}] - 1 \} {}_0p_x^{(F)} dx = \\
&= \int_0^{\infty} \left[\frac{{}_x p_0^{(N)}}{{}_x p_0^{(F)}} - 1 \right] {}_0p_x^{(F)} dx = \\
&= \int_0^{\infty} [{}_x p_0^{(N)} - {}_x p_0^{(F)}] dx = \int_0^{\infty} [l_x^{(N)} - l_x^{(F)}] dx = stb.
\end{aligned}$$

Bizonyítása kétségtelenül korrekt, a végső eredményeinek előállítására szolgáló formulája azonban, mint látni fogjuk, a sajátunktól jelentősen eltérő eredményeket produkál.

A második módszer alkalmazása szükségessé teszi, hogy az összes továbbélők, valamint a továbbélők, mint a különböző halálokok leendő áldozatainak számának kiszámításához az egyes korcsoportokhoz tartozó meghaltak halálok szerint felosztott számát a legmagasabb életkortól (a tábla utolsó sorának adataitól) kumulatív módon összegezzük. A továbbélők, mint a különböző halálokok leendő áldozatainak számának összege természetesen egyenlő az összes továbbélő számával:

$$\sum_i l_{i,x} = l_x.$$

Az előbbi számítási eredmények alapján minden egzakt életkorra vonatkozóan úgy határoztuk meg a továbbélők számának a kialakított haláloki csoportok szerinti struktúráját, hogy a struktúraelemek összege minden esetben egyenlő legyen 1-gyel.

Számításaink során a táblabeli stacionér össznépeség és a különböző okokból származó halandóság kockázatának kitett táblabeli stacionér népeség számának kiszámítása a következő lépés. Összegük természetesen egyenlő a táblabeli stacionér össznépeség számával:

$$\sum_i {}_nL_{i,x} = {}_nL_x.$$

A táblabeli stacionér népesség számát többek között a következő formulákkal határozhatjuk meg:

– a 0–1, az 1–4 és az 5–9 éves korcsoportok esetében:

$${}_0L_1 = (0,07 + 1,7M_0) d_0 + l_1, \text{ melyben } M_0 \text{ a 0 évesek halálozási arányszámát jelenti}$$

$${}_4L_1 = 1,54 d_1 + 4l_5$$

$${}_5L_5 = 2,55 d_5 + 5l_{10}$$

– a következő öt éves korcsoportok esetében (85 éves korig):

$${}_nL_x = \frac{65}{24} (l_x + l_{x+5}) - \frac{5}{24} (l_{x-5} + l_{x+10})$$

– az utolsó (felülről nyitott) korcsoport esetében ¹:

$${}_{\infty}L_{85} = l_{85} \cdot e_{85}^0 = l_{85} (1 / {}_{\infty}M_{85}) = l_{85} / {}_{\infty}M_{85},$$

melyben a ${}_{\infty}M_{85}$ a 85 évesek és idősebbek arányszámát jelöli.

A különböző halálokok leendő áldozatainak is tekinthető táblabeli stacionér alnépességek (szubpopulációk) létszámának kiszámítása azon a feltételezésen alapszik, hogy

$${}_nL_x^{(i)} = {}_nl_{x+n}^{(i)} + {}_nd_x^{(i)} \frac{{}_nL_x - {}_nl_{x+n}}{{}_nd_x},$$

holott valójában

$${}_nL_x^{(i)} = {}_nl_{x+n}^{(i)} + {}_nd_x^{(i)} \frac{{}_nL_x^{(i)} - {}_nl_{x+n}^{(i)}}{{}_nd_x^{(i)}}.$$

A számításainkban alkalmazott feltevés a fentiek értelmében nem helytálló, a különböző okokból származó halálozások megoszlása ugyanis az egyes korcsoportokban eltérhet az összes halálozásokétól. Számításaink egy részét ezért szándékunkban áll megismételni, ha a szükséges adatok koréves részletezésben a rendelkezésünkre állnak.

¹A rövidített halandósági táblák ${}_nL_x$ értékeinek kiszámítására *A. Gollini, R. Copocaccia, A. Lori és A. Verdecchia* újabban ugyanezen formulákat alkalmazta (7). Az ${}_nL_x$ értékek napjainkban már számos korrekt módszerrel kiszámíthatók és tanulmányunkban az egyik leginkább elfogadott módszert alkalmaztuk.

Kiszámítottuk az összes továbbélő által leélt összes évek számát is, a halandósági tábla ${}_nL_x$ és ${}_nL_{i,x}$ oszlopában szereplő adatoknak a legmagasabb életkortól való kumulálásával magától értetődő, hogy

$$\sum_i T_{i,x} = T_0.$$

Az összes továbbélők és a különböző halálokok leendő áldozataiként meghatározott továbbélők x éves korban várható átlagos élettartamát az alábbi képletekkel számítottuk ki:

$$e_x^0 = \frac{T_x}{l_x} \text{ és } e_{i,x}^0 = \frac{T_{i,x}}{l_{i,x}}.$$

A születéskor várható átlagos élettartam a különböző halálokokban meghaltak születéskor várható átlagos élettartamainak (átlagos halálozási korainak) súlyozott számtani átlaga, és általában az x éves korban várható átlagos élettartam (e_x^0) a különböző okok leendő áldozatai x éves korban várható átlagos élettartamainak ($e_{i,x}^0$) súlyozott átlaga:

$$e_x^0 = \sum_i f_{i,x} e_{i,x}^0,$$

ahol $f_{i,x}$ az i halálokokban meghaltaknak a halandósági táblabeli x éves és idősebb kor feletti összes halálozásokon belüli aránya, vagyis minden életkorra vonatkozóan fennáll, hogy

$$\sum_i f_i = 1.$$

A várható átlagos élettartamok tényezőkre bontását a kettős standardizálás *Evelyn Kitagawától* származó módszerével (1955, 1964) végezhetjük el.

A férfiak és a nők x éves korban várható átlagos élettartama közötti különbség esetében

$$\begin{aligned} e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)} &= \sum_i f_{i,x}^{(N)} e_{i,x}^{0(N)} - \sum_i f_{i,x}^{(F)} e_{i,x}^{0(F)} = \\ &= \sum_i (f_{i,x}^{(N)} - f_{i,x}^{(F)}) e_{i,x}^{0(F)} + \sum_i f_{i,x}^{(N)} (e_{i,x}^{0(N)} - e_{i,x}^{0(F)}) = \\ &= \sum_i (f_{i,x}^{(N)} - f_{i,x}^{(F)}) e_{i,x}^{0(N)} + \sum_i f_{i,x}^{(F)} (e_{i,x}^{0(N)} - e_{i,x}^{0(F)}) = \\ &= \sum_i [f_{i,x}^{(N)} - f_{i,x}^{(F)}] \cdot [0,5(e_{i,x}^{0(N)} + e_{i,x}^{0(F)})] + \sum_i [e_{i,x}^{0(N)} - e_{i,x}^{0(F)}] \cdot [0,5(f_{i,x}^{(N)} + f_{i,x}^{(F)})]. \end{aligned}$$

A formula első része az x éves és magasabb életkorokban előforduló halálozások halálloki struktúra különbségeinek, második része pedig a különböző halálokok leendő áldozatai x éves korban várható átlagos élettartamai közötti különbségek hatását mutatja be (amennyiben a továbbélők halálokok szerinti összetétele különbségeinek hatása már ismert).

A fentiekben vázolt módszertani koncepció kialakítása során abból indultunk ki, hogy a halandósági szint mérésére, a demográfusok általánosan elfogadott véleménye szerint, a

halandósági tábla meghaltjainak *átlagos halálozási kora*, vagyis a születéskor várható *átlagos élettartam* halandósági táblából származó mutatója a legalkalmasabb. E mutató értéke a különböző okokban meghaltak átlagos halálozási korainak súlyozott aritmetikai átlagaként is felfogható. A különböző halálokok áldozatainak átlagos halálozási korainak emelkedése e mutató értékét növeli, csökkenése pedig csökkenti. Az áldozataikat fiatalabb korban szedő halálokok *arányának* az áldozataikat idősebb korban szedő halálokok aránya csökkenésével együtt járó *növekedése* e mutató értékét *csökkenti*, az áldozataikat idősebb korban szedő halálokok aránya növekedésével együtt járó *csökkenése* pedig *növeli*. Ezt úgy is megfogalmazhatjuk, hogy az áldozataikat idősebb korban szedő halálokok *arányának* az áldozataikat fiatalabb korban szedő halálokok arányának csökkenésével együtt járó *növekedése* a születéskor várható átlagos élettartam hosszát *növeli*, az áldozataikat fiatalabb korban szedő halálokok növekedésével együtt járó *csökkenése* pedig *csökkenti*. Ez természetesen nem jelenti azt, hogy az áldozataikat idősebb korban szedő halálokok pusztító hatása ellen a prevenció és a terápia eszközeivel nem kell küzdeni. A "megmentett életek" ugyanis ezeknek a halálokoknak az esetében is csak magasabb életkorban végződhetnek ugyanezekkel, vagy más halálokoknak tulajdonítható halálozással.

A születéskor várható átlagos élettartam súlyozott aritmetikai átlagként történő grafikus szemléltetése legtöbbször az ún. mérleg-ábra felhasználásával történik. A mérlegek két karján függő súlyok összege a különböző halálokokban meghaltak számával (100 000-rel) egyenlő, ami egyben e táblák újszülötteinek számát (a táblák gyökét) is jelenti. A súlyok felfüggesztési pontjai a különböző halálokokban meghaltak születéskor várható átlagos élettartamai.

A mérlegek felfüggesztési pontjai az összes meghaltak (vagyis a táblák újszülöttei) születéskor várható átlagos élettartamai. A súlyok felfüggesztési pontjai és a mérlegek felfüggesztési pontjai közötti különbségeknek a súlyokkal szorzott összegei a mérlegek két karján azonos értékűek, de ellenkező előjelűek, így algebrai összegük zérus. A mérlegek felfüggesztési pontjai és a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbségek tényezőkre bontása tehát ugyanazon feladat két megfogalmazása.

3. Pollard, Andrejev és Pressat formulájának bemutatása. E formulák korrekciójának szükségessége és egy lehetséges módszere

Pollard, Andrejev és Pressat a leélt évek számának növekményét, illetve különbségét egymástól különböző, bár hasonló eredményeket adó formulákkal állítják elő. A korévenkénti, illetve korcsoportonkénti (esetenként negatív előjelű) növekmények, illetve különbségek *összege* egyenlő az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ különbségek *összegével*, vagyis, ha $l_0 = 1$, a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbséggel. Az egyes korévek, illetve korcsoportok esetében azonban nem az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ különbségeket kapjuk eredményül, ami lehetetlenné teszi, hogy az ${}_nL_x^{(N)}$ értékeket az ${}_nL_x^{(F)}$ értékekből az ${}_nL_x^{(F)} + ({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ formula felhasználásával direkt módon származtassuk és a női népesség halandósági táblája ${}_n d_x^{(N)}$ és ${}_n d_{i,x}^{(N)}$ mutatójának értékeit az ${}_nL_x^{(N)}$ és ${}_nL_x^{(F)}$ formulák felhasználásával számítsuk ki és ez utóbbiak felhasználásával kiszámítsuk a női népesség halandósági táblája $l_x^{(N)}$ mutatójának és összes többi mutatójának értékeit is.

John H. Pollard a születéskor várható átlagos élettartamok különbségét és ez utóbbi halálokok szerinti részletezését a következő formulákkal állítja elő:

$$\begin{aligned}
e_0^{0(N)} - e_0^{0(F)} &= \sum_i ({}_1m_{i,0}^{(F)} - {}_1m_{i,0}^{(N)}) w_0 \\
&+ 4 \sum_i ({}_4m_{i,1}^{(F)} - {}_4m_{i,1}^{(N)}) w_2 \\
&+ 5 \sum_i ({}_5m_{i,5}^{(F)} - {}_5m_{i,5}^{(N)}) w_{7,5} \\
&+ 5 \sum_i ({}_5m_{i,10}^{(F)} - {}_5m_{i,10}^{(N)}) w_{12,5} \dots,
\end{aligned}$$

ahol

$$w_x = \frac{1}{2} (l_x^{(N)} e_x^{0(F)} + l_x^{(F)} e_x^{0(N)}), \text{ ha } l_0 = 1,$$

illetve

$$e_0^{0(N)} - e_0^{0(F)} = \sum_x \sum_i (Q_{i,x}^{(F)} - Q_{i,x}^{(N)}) w_x,$$

ahol

$$Q_{i,x} = \ln \left(\frac{l_{i,x+n}}{l_{i,x}} \right) = -\ln {}_n p_{i,x} = {}_n m_{i,x},$$

${}_n m_{i,x}$ pedig a halálokok szerinti korszpecifikus halálozási arányszámot jelenti. Ez utóbbiak összege, vagyis az általános korszpecifikus arányszám ${}_n m_x$ -szel lenne jelölhető, és ha csak a leélt évek száma korszoportonkénti különbsége érdekel bennünket, a fenti formulákban az i alsó index elhagyható. Minthogy e formulákban a korszpecifikus halálozási arányszámok az egyes korszoportokra, a w_x formulájában szereplő szorzatok pedig az egyes korszoportokon belüli egzakt életkorokra, legtöbbször az $x + (n/2)$ életkorra vonatkoznak, e módszer gyakorlati alkalmazása előtt a w_x formulát célszerű érthetőbbé tennünk. Lineáris becslés elfogadása esetén fennáll, hogy

$$\begin{aligned}
w_x &= \frac{1}{2} \left[\frac{l_x^{(N)} e_x^{0(F)} + l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(F)}}{2} + \frac{l_x^{(F)} e_x^{0(N)} + l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(N)}}{2} \right] = \\
&= \frac{l_x^{(N)} e_x^{0(F)} + l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(F)} + l_x^{(F)} e_x^{0(N)} + l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(N)}}{4}.
\end{aligned}$$

John H. Pollard tehát, ha a halálokok szerinti részletezéstől egyelőre eltekintünk, a következő formulát állítja elő és alkalmazza:

$$= \frac{l_x^{(N)} e_x^{0(F)} + l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(F)} + l_x^{(F)} e_x^{0(N)} + l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(N)}}{4} \cdot n \left[{}_n m_x^{(F)} - {}_n m_x^{(N)} \right].$$

A felhasználásával előállított eredmény nem azonos a női népesség és a férfi népesség táblája ${}_n L_x$ értékei közötti különbséggel, használata nem reprodukálja az $({}_x L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)})$

értékeket. A felhasználásával az összes korévekre, illetve korcsoportokra vonatkozó értékek összege azonban pontosan egyenlő az $({}_xL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ értékek összegével, vagyis, ha $l_0 = 1$, a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbséggel is. Ahhoz, hogy az $({}_xL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ különbséget előállítsuk, a Pollard formulájával előállított értékhez hozzá kell adnunk az

$$\begin{aligned} & (l_x^{(N)} e_x^{0(N)} - k_x l_x^{(N)} e_x^{0(F)}) + (-l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(N)} - k_x l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(F)}) + (-l_x^{(F)} e_x^{0(F)} - k_x l_x^{(F)} e_x^{0(N)}) + \\ & + (l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(F)} - k_x l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(N)}) = \\ & = [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - k_x e_x^{0(F)})] + [l_{x+n}^{(N)} (-e_{x+n}^{0(N)} - k_x e_{x+n}^{0(F)})] + \\ & + [l_x^{(F)} (-e_x^{0(F)} - k_x e_x^{0(N)})] + [l_{x+n}^{(F)} (e_{x+n}^{0(F)} - k_x e_{x+n}^{0(N)})], \end{aligned}$$

formulával előállított értéket, melyben

$$k_x = \frac{n}{4} [{}_n m_x^{(F)} - {}_n m_x^{(N)}],$$

vagyis

$$\begin{aligned} {}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)} &= [l_x^{(N)} e_x^{0(F)} + l_{x+n}^{(N)} e_{x+n}^{0(F)} + l_x^{(F)} e_x^{0(N)} + l_{x+n}^{(F)} e_{x+n}^{0(N)}] + \\ &+ \{ [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - k_x e_x^{0(F)})] + [l_{x+n}^{(N)} (-e_{x+n}^{0(N)} - k_x e_{x+n}^{0(F)})] + \\ &+ [l_x^{(F)} (-e_x^{0(F)} - k_x e_x^{0(N)})] + [l_{x+n}^{(F)} (e_{x+n}^{0(F)} - k_x e_{x+n}^{0(N)})] \}. \end{aligned}$$

Eugenij M. Andrejev a következő formulát állítja elő és használja:

$$[l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)})] - [l_{x+n}^{(N)} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)})],$$

ami természetesen szintén nem azonos a női népesség és a férfi népesség halandósági táblája ${}_n L_x$ értékei közötti különbséggel, vagyis nem reprodukálja az $({}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)})$ értékeket. A felhasználásával az összes korévekre, illetve korcsoportokra vonatkozó értékek összege azonban szintén pontosan egyenlő az $({}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)})$ értékek összegével, vagyis, ha $l_0 = 1$, a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbséggel is. Ahhoz, hogy az $({}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)})$ különbséget előállítsuk, az Andrejev formulájával előállított értékhez hozzá kell adnunk az

$$[e_x^{0(F)} (l_x^{(N)} - l_x^{(F)}) - e_{x+n}^{0(F)} (l_{x+n}^{(N)} - l_{x+n}^{(F)})]$$

formulával előállított értéket, vagy a két alábbi formulával előállított értékek összegét:

$$[e_x^{0(N)} (l_x^{(N)} - l_x^{(F)}) - e_{x+n}^{0(N)} (l_{x+n}^{(N)} - l_{x+n}^{(F)})] - [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)}) - l_{x+n}^{(N)} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)})],$$

vagyis

$$\begin{aligned} {}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)} &= \{ [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)})] - [l_{x+n}^{(N)} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)})] \} + \{ [e_x^{0(F)} (l_x^{(N)} - l_x^{(F)}) - e_{x+n}^{0(F)} (l_{x+n}^{(N)} - l_{x+n}^{(F)})] \} = \\ &= \{ [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)}) - l_{x+n}^{(N)} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)})] + [e_x^{0(F)} (l_x^{(N)} - l_x^{(F)}) - e_{x+n}^{0(F)} (l_{x+n}^{(N)} - l_{x+n}^{(F)})] - \\ &- [l_x^{(N)} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)}) - l_{x+n}^{(N)} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)})] \}. \end{aligned}$$

Az Andrejev formulájával előállított értékek összege és a többi formula első komponensének felhasználásával előállított értékek összege is azonos az $({}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)})$

értékek közötti különbségek *összegével*, vagyis, ha $l_0 = 1$, a születéskor várható átlagos élettartamok különbségével, a korévek, illetve a korcsoportok szerinti korrekciót biztosító formulák felhasználásával előállított értékek összege viszont külön-külön is és (ha két ilyen formula is van) együttesen is egyenlő zérussal.

A Roland Pressat által előállított és használt formula

$$\left[\frac{l_{x+n}^{(F)} + l_{x+n}^{(N)}}{2} (e_{x+n}^{0(F)} - e_{x+n}^{0(N)}) \right] - \left[\frac{l_x^{(F)} + l_x^{(N)}}{2} (e_x^{0(F)} - e_x^{0(N)}) \right],$$

ami természetesen szintén nem reprezentálja a női népesség és a férfi népesség halandósági táblája ${}_nL_x$ értékei közötti különbséget, vagyis nem egyenlő az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ értékkel. A felhasználásával az összes korévekre, illetve korcsoportokra vonatkozó értékek *összege* ugyanakkor pontosan egyenlő az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ értékek *összegével*, vagyis, ha $l_0 = 1$, a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbséggel $(e^{0(N)} - e^{0(F)})$ is. Ahhoz, hogy az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ különbséget előállítsuk, a Pressat formulájával előállított értékhez hozzá kell adnunk az

$$\left[\frac{e_{x+n}^{0(F)} + e_{x+n}^{0(N)}}{2} (l_{x+n}^{(F)} - l_{x+n}^{(N)}) \right] - \left[\frac{e_x^{0(F)} + e_x^{0(N)}}{2} (l_x^{(F)} - l_x^{(N)}) \right]$$

formulával előállított értéket, vagyis

$$\begin{aligned} {}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)} = & \left\{ \left[\frac{l_{x+n}^{(F)} + l_{x+n}^{(N)}}{2} (e_{x+n}^{0(F)} - e_{x+n}^{0(N)}) \right] - \left[\frac{l_x^{(F)} + l_x^{(N)}}{2} (e_x^{0(F)} - e_x^{0(N)}) \right] + \right. \\ & \left. + \left[\frac{e_{x+n}^{0(F)} + e_{x+n}^{0(N)}}{2} (l_{x+n}^{(F)} - l_{x+n}^{(N)}) \right] - \left[\frac{e_x^{0(F)} + e_x^{0(N)}}{2} (l_x^{(F)} - l_x^{(N)}) \right] \right\}. \end{aligned}$$

Megjegyezzük, hogy Pressat formulája pontosan ugyanazokat a számítási eredményeket állítja elő, mint az Egyesült Nemzetek Szervezetének Titkársága által is használt és felhasználásra javasolt következő formula:

$$\left[\frac{l_x^{(F)} + l_x^{(N)}}{2} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)}) \right] - \left[\frac{l_{x+n}^{(F)} + l_{x+n}^{(N)}}{2} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)}) \right].$$

A két formula csak felírási módja tekintetében tér el egymástól. Az Egyesült Nemzetek Szervezetének Titkársága² által használt és javasolt formulához is hozzá kell fűznünk, hogy a felhasználásával az összes korévekre, illetve korcsoportokra vonatkozóan kiszámított értékek *összege* azonos ugyan az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ értékek különbségeinek *összegével*, az egyes korévek, illetve korcsoportok esetében ez az azonosság nem forog fenn. Az azonosság biztosítása érdekében ebben az esetben is ki kell egészítenünk a használt

²Az Egyesült Nemzetek Szervezetének Titkársága által használt és javasolt formulát, lásd például az alábbi publikációban: Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: an analysis by age groups and causes of death from recent and historical data. *United Nations Secretariat. Population Division, Department of International Economic and Social Affairs. Population Bulletin of the United Nations* n° 25, United Nations, New York, 1988, 65–107. p.

formulát egy másik formulával. Az $({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)})$ értékek közötti különbség ebben az esetben:

$$\begin{aligned} {}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)} = & \left\{ \left[\frac{l_x^{(F)} + l_x^{(N)}}{2} (e_x^{0(N)} - e_x^{0(F)}) - \frac{l_{x+n}^{(F)} + l_{x+n}^{(N)}}{2} (e_{x+n}^{0(N)} - e_{x+n}^{0(F)}) \right] + \right. \\ & \left. + \left[\frac{e_x^{0(F)} + e_x^{0(N)}}{2} (l_x^{(N)} - l_x^{(F)}) - \frac{e_{x+n}^{0(F)} + e_{x+n}^{0(N)}}{2} (l_{x+n}^{(N)} - l_{x+n}^{(F)}) \right] \right\}. \end{aligned}$$

A másik formula ugyanazt az eredményt adja, mint a *Pressat* formulájának korrekciójára használt formula.

A leélt évek számának *J.H. Pollard*, *E.M. Andrejev* és *R. Pressat* formuláinak felhasználásával előállítható növekménye, illetve többlete egyik esetben sem egyenlő tehát az ${}_nL_x^{(N)}$ és ${}_nL_x^{(F)}$ értékek közötti különbséggel; mindhárom esetben korrigálni kell e számítási eredményeket, ha az ${}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)}$ különbséget akarjuk előállítani.

A leélt évek számának e formulák segítségével előállított növekményét, illetve többletét egyébként mindhárom esetben az

$$\frac{{}_n m_{i,x}^{(F)} - {}_n m_{i,x}^{(N)}}{{}_n m_x^{(F)} - {}_n m_x^{(N)}}$$

formula segítségével oszthatjuk fel halálokok szerint, ahol ${}_n m_x^{(F)}$ és ${}_n m_x^{(N)}$ a férfi népesség és a női népesség összevont halandósági táblájának általános korszpecifikus halálozási arányszámait, ${}_n m_{i,x}^{(F)}$ és ${}_n m_{i,x}^{(N)}$ pedig az *i*-vel jelzett halálok szerinti korszpecifikus halálozási arányszámait jelenti.

Megjegyezzük, hogy ha az ${}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)}$ különbséget osztanánk fel e formula segítségével halálokok szerint, akkor sem azokat az eredményeket állítanánk elő, melyek az általunk javasolt módszer felhasználása esetében állanak elő. Az ${}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)}$ különbségek előállítása azért fontos, mert a női népesség halandósági táblájának ${}_nL_x^{(N)}$ értékei a férfi népesség halandósági táblájának ${}_nL_x^{(F)}$ értékeinek felhasználásával csak úgy számíthatók ki pontosan, ha erre a célra az

$${}_nL_x^{(F)} + ({}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)}) = {}_nL_x^{(N)}$$

formulát használjuk. Ha tehát a férfi népesség halandósági táblájának ${}_nL_x^{(F)}$ értékeihez a leélt évek számának a három bemutatott módszer felhasználásával előállított többletét adjuk hozzá, nem az ${}_nL_x^{(N)}$ értékeket kapjuk eredményül. Az ${}_nL_x^{(N)}$ értékek ismeretére viszont szükségünk van, mert a női népesség halandósági táblájának összes meghaltjai és a különböző halálokok következtében meghaltjai többek között az ${}_nL_x^{(N)}$ ${}_n m_x^{(N)} = {}_n d_x^{(N)}$ illetve ${}_nL_x^{(N)}$ ${}_n m_{i,x}^{(N)} = {}_n d_{i,x}^{(N)}$ formulák felhasználásával állíthatók elő, bár előállíthatók természetesen az $l_x^{(N)}$ ${}_n q_x^{(N)} = {}_n d_x^{(N)}$ illetve $l_x^{(N)}$ ${}_n q_{i,x}^{(N)} = {}_n d_{i,x}^{(N)}$ formulával és egyéb formulákkal is, de a kapott eredményeknek egyezniük kell az ${}_nL_x^{(N)}$ ${}_n m_x^{(N)}$ illetve ${}_nL_x^{(N)}$ ${}_n m_{i,x}^{(N)}$ formulával előállított eredménnyel. Könnyen belátható, hogy csak a női népesség halandósági táblája korrekt módon előállított ${}_n d_x^{(N)}$ és ${}_n d_{i,x}^{(N)}$ értékei tennék lehetővé e halandósági tábla összes továbbélői és halálokok szerint részletezett továbbélői számának (az $l_x^{(N)}$ és $l_{i,x}^{(N)}$ értékeknek) a kiszámítását és ennek alapján a női népesség halálloki halandósági táblája összes többi mutatója értékeinek korrekt kiszámítását.

Magától értetődő továbbá, hogy a táblabeli halálozások összegének akár a halálozások halálokok szerinti részletezése nélkül, akár a halálozások halálokok szerinti részletezésének figyelembevételével számítjuk ki, egyenlőnek kell lennie a halandósági tábla gyökével (újszülötteinek számával), vagyis teljesülnie kell a

$$\sum_{x=0}^{\omega} {}_n d_x^{(N)} = \sum_x \sum_i {}_n d_{i,x}^{(N)} = l_0$$

egyenlőségnek.

Ennek az egyenlőségnek a teljesítését a három bemutatott módszer egyike sem biztosítja, vagyis e módszerek alkalmazása esetén a halandósági táblában többen, vagy kevesebben hálnak meg, mint a tábla újszülötteinek száma. Nyilvánvaló, hogy ez elfogadhatatlan.

Elfogadhatatlan az is, hogy az ${}_n d_x^{(N)}$ és ${}_n d_{i,x}^{(N)}$ értékeknek a bemutatott három módszerrel történő (nem korrekt) kiszámítása nem teszi lehetővé a halandósági táblabeli összes meghaltak és a különböző okok következtében meghaltak átlagos életkorainak a korrekt kiszámítását és annak a köztudott ténynek az igazolását, hogy a születéskor várható átlagos élettartam a halandósági tábla összes meghaltjainak átlagos életkora és a különböző okok következtében meghaltjai átlagos életkorainak az ezen okok következtében meghaltak halandósági táblabeli arányaival súlyozott aritmetikai átlaga.

Megjegyezzük végül, hogy a bemutatott három módszer alkalmazásával előállított számítási eredmények igen jelentős mértékben függenek attól, hogy azok a rövidített, illetve összevont halandósági táblák, melyek felhasználásával számításainkat végezzük, mekkora terjedelműek, hány évet ölelnek fel. Az egyes korcsoportok által felölelt évek számának megváltozása minden esetben együtt jár a születéskor várható átlagos élettartamok közötti különbségek halálokok szerinti struktúrájának megváltozásával is. Az általunk javasolt módszer alkalmazása ugyanakkor az egyes korcsoportok által felölelt évek számától függetlenül az egyes halálokokból származó halandóságnak az átlagos élettartamok közötti különbséghez való ugyanazon (egymástól igen kis mértékben csak a pontosság fokában eltérő) hozzájárulását eredményezi.

A bemutatott három módszer alkalmazását a fenti megjegyzések alapján nem javasolhatjuk. Ennek – meggyőző – bizonyítására a 6. és a 7. táblában szereplő adatok közlése révén annak a bemutatására teszünk kísérletet, hogy miként alakul a női népesség által leélt évek (ill. a halálozási kockázatának kitett nők) korcsoportonkénti száma az 1966. évi és 1994. évi összevont halandósági táblák alapján számítva ténylegesen, valamint *Pollard*, *Andrejev* és *Pressat* módszerével számítva, amit a férfi népesség által leélt évek korcsoportonkénti száma (${}_n L_x^{(F)}$) és a női és a férfi népesség által leélt évek *Pollard*, *Andrejev* és *Pressat* módszerével becsült különbsége (${}_n L_x^{(N)} - {}_n L_x^{(F)}$) összegezésé útján állítottunk elő. A leélt évek korcsoportonkénti számának tényleges összege és a bemutatott három módszerrel becsült összege, mint jeleztük, azonos (lásd a (2), (3), (4) és az (5) oszlop adatait), korcsoportonkénti különbségeik miatt azonban a női népesség korszpecifikus halálozási arányszámaival (${}_n m^{(N)}_x$) szorozva a halálozások olyan torzult kormegoszlását és végső számát eredményezik (lásd a (8), (9) és a (10) oszlop adatait), melyek e módszereket elfogadhatatlanná teszik. Az 1966. évi adatokkal számolva például e halandósági táblák

újszülötteinek ($l_0 = \sum_{x=0}^{\omega} {}_n d_x = 1$) *Pollard* módszerével számítva csak 84,9 százaléka,

Andrejev módszerével számítva csak 86,6 százaléka, *Pressat* módszerével számítva 85,7 százaléka hal meg. A meghalt nőknek az 1994. évi adatokkal számított arányai e módszerekkel számítva 73,3 százalékot (*Pollard* módszerével és *Andrejev* módszerével számítva), illetve 70,2 százalékot (*Pressat* módszerével számítva) tesznek ki. Könnyű belátni, hogy a táblabeli halálozások e torzult kormegoszlásai és végső arányai a halandósági táblák összes felhasználásukkal kiszámított többi mutatójának is csak torzult értékeit eredményezhetik.

A *KSH Népeségtudományi Kutató Intézetében alkalmazott módszer* ezzel szemben éppen a halálozások halandósági táblabeli korcsoportonkénti és összes számának halálokok szerinti felosztásán alapszik, ami lehetővé teszi az összehasonlítandó halandósági táblák összes többi mutatójának korrekt kiszámítását is, és az értékek közötti különbségek halálokok szerinti dekompozícióját is a táblák egészére és egyes 0-nál magasabb értékeire vonatkozóan is. El kell ismernünk azonban, hogy a halandóság fiatalkori változásának hatása az idősebb korban leélt évek számára és általában a leélt évek változó számának direkt és indirekt hatásokra történő felosztása és a különböző halálokok szerepe a direkt és indirekt hatásokra visszavezethető változásokban egyelőre nyitott kérdés marad. Vajon elképzelhető-e, hogy *Pollard*, *Andrejev* és *Pressat* módszerét alkalmazzuk a halandóság kockázatának kitettek száma és kormegoszlása naptári időszaki halandósági táblákon belüli változásának (ill. különbségeinek) megmagyarázására és a mi saját módszerünket alkalmazzuk a halandósági táblán belüli halálozások kormegoszlása, és az átlagos halálozási kor változásának megmagyarázására? Elképzelhető-e továbbá egy olyan szintetikus módszer kialakítása, mely mindkét közelítési mód előnyeit egyesíti? Ezek a kérdések egyelőre válasz nélkül maradnak.

IRODALOM

- Andrejev, Eugenij M.* (1982), Method komponent v analize prichin smerti. (Component method applied to life expectancy analysis.) *Vestnik Statistiki (Herald of Statistics)* no 9: 42–47. p. (In Russian)
- Arriaga, Eduardo, E.* (1984), Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography*, Volume 21, Number 1, 83–96. p.
- Greville, T.N.E.* (1943), Short Methods of Constructing Abridged Life Tables. The Record of the American Institute of Actuaries, Vol. 32, part 1, n° 65.
- Keyfitz, N. és Frauenthal, J.* (1975), An Improved Life Table Method. *Biometrics*, Vol. 31, 889–899. p.
- Kitagawa, E.M.* (1955), Components of a difference between two rates. *Journal of the American Statistical Association*.
- Kitagawa, E.M.* (1964), Standardized Comparisons in Population Research. *Demography*, 1(1), 196–315. p.
- Pollard, J.H.* (1982), The expectation of life and its relationship to mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, 109(2), 225–240. p.
- Pollard, J.H.* (1988), On the decomposition of Changes in Expectation of Life and Differentials in Life Expectancy. *Demography*, Vol. 25, no. 2, May, 265–276. p.
- Pressat, R.* (1985), Contribution de écarts de mortalité par âge à la différence des vies moyennes. *Population*, n° 4–5, 765–780. p.

- Pressat, R.* (1995), *Elements de démographie mathématique*, AIDELF, Paris, pp. 22–26, 279 p. (In French)
- Reed, L.J. és Merrell, M.* 1939), A Short Method for Constructing an Abridged Life Table. *The American Journal of Hygiene*, Vol. 30, n° 2.
- Valkovics, E.* (1991), An attempt of decomposition of the differences between the life expectancies at the age x on the basis of Belgian and Hungarian abridged life tables by causes of death. *C.B.G.S, Werkdocument* nr. 71, 47 p.
- Valkovics, E.* (1996), How to measure the role of different causes of death in creating differences in Mortality levels? *Methodological Papers of the Demographic Research Institute of the HCSO*, Vol. No 7. Budapest, 85 p. (In Hungarian)
- Valkovics, E.* (1996), Cause of Death as a Factor in Creating Differences in Mortality Levels. In: *P.P. Tóth and E. Valkovics* (eds), *Demography of Contemporary Hungarian Society*. Atlantic Research and Publications, New York, 231–272. p.
- Valkovics, E.* (1996), Quelques considérations sur la nature des transformations des fonctions de la table de mortalité sous l'influence du changement des taux de mortalité par âges et par causes. (Az AIDELF 1996-ban Sinaiban rendezett konferenciáján bemutatott és megvitatott dolgozat.) (Kézirat)

Tárgyszavak:

Halálloki halandóság
Halandósági tábla

**ROLE OF GENERAL AGE-SPECIFIC MORTALITY RATES AND
MORTALITY RATES BY CAUSES OF DEATH
IN CREATING DIFFERENCES IN MORTALITY LEVELS**

*1. Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok kettős szerepének bemutatása
Magyarország férfi népessége és női népessége 1966. évi adatainak felhasználásával*
*Presentation of the double role of general age-specific mortality rates
using the data of the Hungarian male and female population for 1966*

Korcsoport (év) $x, x+n$	$\bar{x}$	$n^{(F)} = n^{(N)}$	$n m_x^{(F)}$	$n m_x^{(N)}$	$n_n m_x^{(F)}$	$n_n m_x^{(N)}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(3)*(4)	(7)=(3)*(5)
0	0,13935	1	0,045125	0,036906	0,045125	0,036906
1-4	2,50210	4	0,001235	0,001009	0,004940	0,004036
5-9	7,49737	5	0,000448	0,000269	0,002240	0,001345
10-14	12,63333	5	0,000438	0,000255	0,002190	0,001275
15-19	18,10476	5	0,000913	0,000502	0,004565	0,002510
20-24	22,87185	5	0,001373	0,000560	0,006865	0,002800
25-29	27,78945	5	0,001436	0,000723	0,007180	0,003615
30-34	33,10997	5	0,001819	0,000909	0,009095	0,004545
35-39	37,75633	5	0,002551	0,001495	0,012755	0,007475
40-44	42,80283	5	0,003399	0,002314	0,016995	0,011570
45-49	47,69929	5	0,004844	0,003319	0,024220	0,016595
50-54	52,68968	5	0,008590	0,005305	0,042950	0,026525
55-59	57,67475	5	0,013779	0,008137	0,068895	0,040685
60-64	62,65640	5	0,023267	0,013425	0,116335	0,067125
65-69	67,63221	5	0,037467	0,023770	0,187335	0,118850
70-74	72,59156	5	0,058186	0,042243	0,290930	0,211215
75-79	77,52282	5	0,092015	0,073663	0,460075	0,368315
80-84	82,40913	5	0,146590	0,125405	0,732950	0,627025
85-	89,44615	15	0,236192	0,218551	3,542880	3,278265
Összesen	—	100	—	—	5,578520	4,830677
Átlagosan	—	—	—	—	—	—

Korcsoport (év) $x, x+n$	$n_n m_x^{(N)} - n_n m_x^{(F)}$	$\bar{x} n_n m_x^{(F)}$	$\bar{x} n_n m_x^{(N)}$	$\bar{x} (n^{(N)} - n^{(F)}) \cdot n_n m_x^{(F)}$	$\bar{x} \cdot n_n m_x^{(N)} - \bar{x} \cdot n_n m_x^{(F)}$	(11)+(12)
(1)	(8)=(7)-(6)	(9)=(2)*(6)	(10)=(2)*(7)	(11)	(12)=(2)*(8)	(13)
0	-0,008219	0,006288	0,005143	0	-0,001145	-0,001145
1-4	-0,000904	0,012360	0,010098	0	-0,002262	-0,002262
5-9	-0,000895	0,016794	0,010084	0	-0,006710	-0,006710
10-14	-0,000915	0,027667	0,016107	0	-0,011560	-0,011560
15-19	-0,002055	0,082648	0,045443	0	-0,037205	-0,037205
20-24	-0,004065	0,157015	0,064041	0	-0,092974	-0,092974
25-29	-0,003565	0,199528	0,100459	0	-0,099069	-0,099069
30-34	-0,004550	0,301135	0,150485	0	-0,150650	-0,150650
35-39	-0,005280	0,481582	0,282229	0	-0,199353	-0,199353
40-44	-0,005425	0,727434	0,495229	0	-0,232205	-0,232205
45-49	-0,007625	1,155277	0,791570	0	-0,363707	-0,363707
50-54	-0,016425	2,263022	1,397594	0	-0,865428	-0,865428
55-59	-0,028210	3,973502	2,346497	0	-1,627005	-1,627005
60-64	-0,049210	7,289132	4,205811	0	-3,083321	-3,083321
65-69	-0,068485	12,669880	8,038088	0	-4,631792	-4,631792
70-74	-0,079715	21,119063	15,332426	0	-5,786637	-5,786637
75-79	-0,091760	35,666311	28,552817	0	-7,113494	-7,113494
80-84	-0,105925	60,401772	51,672585	0	-8,729187	-8,729187
85-	-0,264615	316,896976	293,228183	0	-23,668793	-23,668793
Összesen	-0,747843	463,447386	406,744889	0	-56,702497	-56,702497
Átlagosan	—	83,077122	84,200390	0	1,123268	1,123268

2. Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok a halálozások kormegoszlását módosító szerepének bemutatása Magyarország férfi és női népessége 1966. évi adatainak alapján
Presentation of the influence of general age-specific mortality rates on the change of the age structure of deceased using the data of the Hungarian male and female population for 1966

Korcsoport (év) x, x+n	$\bar{x}$	$n^{(F)} = n^{(N)}$	$n m_x^{(F)}$	$n m_x^{(N)} \cdot \left(\frac{\sum n_n m_x^{(F)}}{\sum n_n m_x^{(N)}} \right)$	$n_n m_x^{(F)}$	$n_n m_x^{(N)} \cdot \left(\frac{\sum n_n m_x^{(F)}}{\sum n_n m_x^{(N)}} \right)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(3)*(4)	(7)=(3)*(5)

0	0,13935	1	0,045125	0,042620	0,045125	0,042620
1-4	2,50210	4	0,001235	0,001165	0,004940	0,004660
5-9	7,49737	5	0,000448	0,000311	0,002240	0,001555
10-14	12,63333	5	0,000438	0,000294	0,002190	0,001470
15-19	18,10476	5	0,000913	0,000580	0,004565	0,002900
20-24	22,87185	5	0,001373	0,000647	0,006865	0,003235
25-29	27,78945	5	0,001436	0,000835	0,007180	0,004175
30-34	33,10997	5	0,001819	0,001050	0,009095	0,005250
35-39	37,75633	5	0,002551	0,001726	0,012755	0,008630
40-44	42,80283	5	0,003399	0,002672	0,016995	0,013360
45-49	47,69929	5	0,004844	0,003833	0,024220	0,019165
50-54	52,68968	5	0,008590	0,006126	0,042950	0,030630
55-59	57,67475	5	0,013779	0,009397	0,068895	0,046985
60-64	62,65640	5	0,023267	0,015503	0,116335	0,077515
65-69	67,63221	5	0,037467	0,027450	0,187335	0,137250
70-74	72,59156	5	0,058186	0,048783	0,290930	0,243915
75-79	77,52282	5	0,092015	0,085067	0,460075	0,425335
80-84	82,40913	5	0,146590	0,144819	0,732950	0,724095
85-	89,44615	15	0,236192	0,252385	3,542880	3,785775
Összesen	—	100	0,679667	0,645263	5,578520	5,578520
Átlagosan	—	—	—	—	—	—

Korcsoport (év) x, x+n	$\frac{n_n m_x^{(N)} \cdot \left(\frac{\sum n_n m_x^{(F)}}{\sum n_n m_x^{(N)}} \right) - n_n m_x^{(F)}}{n_n m_x^{(F)}}$	$\bar{x} \cdot n_n m_x^{(F)}$	$\frac{\bar{x} n_n m_x^{(N)} \cdot \left(\frac{\sum n_n m_x^{(F)}}{\sum n_n m_x^{(N)}} \right) - \bar{x} (n^{(N)} - n^{(F)}) \cdot n_n m_x^{(F)}}{n_n m_x^{(F)}}$	$\bar{x} (n^{(N)} - n^{(F)}) \cdot n_n m_x^{(F)}$	$\frac{\bar{x} \cdot n_n m_x^{(N)} - \bar{x} \cdot n_n m_x^{(F)}}{n_n m_x^{(F)}}$	(11)+(12)
(1)	(8)=(7)-(6)	(9)=(2)*(6)	(10)=(2)*(7)	(11)	(12)=(2)*(8)	(13)

0	-0,002505	0,006288	0,005939	0	-0,000349	-0,000349
1-4	-0,000279	0,012360	0,011662	0	-0,000698	-0,000698
5-9	-0,000687	0,016794	0,011643	0	-0,005151	-0,005151
10-14	-0,000718	0,027667	0,018596	0	-0,009071	-0,009071
15-19	-0,001666	0,082648	0,052486	0	-0,030162	-0,030162
20-24	-0,003631	0,157015	0,073968	0	-0,083047	-0,083047
25-29	-0,003005	0,199528	0,116021	0	-0,083507	-0,083507
30-34	-0,003846	0,301135	0,173794	0	-0,127341	-0,127341
35-39	-0,004123	0,481582	0,325913	0	-0,155669	-0,155669
40-44	-0,003634	0,727434	0,571889	0	-0,155545	-0,155545
45-49	-0,005056	1,155277	0,914109	0	-0,241168	-0,241168
50-54	-0,012319	2,263022	1,613938	0	-0,649084	-0,649084
55-59	-0,021912	3,973502	2,709733	0	-1,263769	-1,263769
60-64	-0,038818	7,289132	4,856936	0	-2,432196	-2,432196
65-69	-0,050086	12,669880	9,282453	0	-3,387427	-3,387427
70-74	-0,047017	21,119063	17,706025	0	-3,413037	-3,413037
75-79	-0,034741	35,666311	32,973091	0	-2,693219	-2,693219
80-84	-0,008854	60,401772	59,672121	0	-0,729651	-0,729651
85-	0,242897	316,896976	338,623177	0	21,726201	21,726201
Összesen	0,000000	463,447386	469,719494	0	6,266109	6,266109
Átlagosan	—	83,077122	83,200378	0	1,123256	1,123256

3. Az általános korszpecifikus halálozási arányszámok néhány mutatószáma
 Magyarország férfi és női népessége 1966. évi adatai alapján
 Some indicators of general age-specific mortality rates
 using the data of the Hungarian male and female population for 1966

Korcsoport (év) $x, x+n$	${}_n m_x^{(F)}$	${}_n m_x^{(N)}$	${}_n m_x^{(N)} - {}_n m_x^{(F)}$	${}_n m_x^{(N)} / {}_n m_x^{(F)}$	$\frac{{}_n m_x^{(F)}}{{}_5 m_{10}^{(F)}} \cdot 100$	$\frac{{}_n m_x^{(N)}}{{}_5 m_{10}^{(N)}} \cdot 100$
(1)	(2)	(3)	(4)=(2)-(3)	(5)=(2/3)	(6)	(7)
0	0,045125	0,036906	0,008219	1,222701	10303	14473
1-4	0,001235	0,001009	0,000226	1,223984	282	396
5-9	0,000448	0,000269	0,000179	1,665428	102	105
10-14	0,000438	0,000255	0,000183	1,717647	100	100
15-19	0,000913	0,000502	0,000411	1,818725	208	197
20-24	0,001373	0,000560	0,000813	2,451786	313	220
25-29	0,001436	0,000723	0,000713	1,986169	328	284
30-34	0,001819	0,000909	0,000910	2,001100	415	356
35-39	0,002551	0,001495	0,001056	1,706355	582	586
40-44	0,003399	0,002314	0,001085	1,468885	776	907
45-49	0,004844	0,003319	0,001525	1,459476	1106	1302
50-54	0,008590	0,005305	0,003285	1,619227	1961	2080
55-59	0,013779	0,008137	0,005642	1,693376	3146	3191
60-64	0,023267	0,013425	0,009842	1,733110	5312	5265
65-69	0,037467	0,023770	0,013697	1,576231	8554	9322
70-74	0,058186	0,042243	0,015943	1,377412	13284	16566
75-79	0,092015	0,073663	0,018352	1,249135	21008	28887
80-84	0,146590	0,125405	0,021185	1,168933	33468	49178
85-	0,236192	0,218551	0,017641	1,080718	53925	85706

Korcsoport (év) $x, x+n$	(6)-(7)	(6)/(7)	$\frac{{}_n m_{x+n}^{(F)}}{{}_n m_x^{(F)}}$	$\frac{{}_n m_{x+n}^{(N)}}{{}_n m_x^{(N)}}$	(10)-(11)	(10)/(11)
(1)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0	-4170	0,711846	0,027368	0,027340	0,000029	1,001050
1-4	-114	0,712594	0,362753	0,266601	0,096152	1,360661
5-9	-3	0,969598	0,977679	0,947955	0,029723	1,031355
10-14	0	1,000000	2,084475	1,968627	0,115847	1,058847
15-19	12	1,058847	1,503834	1,115538	0,388296	1,348079
20-24	94	1,427409	1,045885	1,291071	-0,245187	0,810091
25-29	44	1,156331	1,266713	1,257261	0,009452	1,007518
30-34	59	1,165024	1,402419	1,644664	-0,242246	0,852708
35-39	-4	0,993426	1,332419	1,547826	-0,215407	0,860832
40-44	-131	0,855173	1,425125	1,434313	-0,009188	0,993594
45-49	-196	0,849695	1,773328	1,598373	0,174955	1,109458
50-54	-119	0,942701	1,604075	1,533836	0,070239	1,045793
55-59	-45	0,985870	1,688584	1,649871	0,038713	1,023464
60-64	47	1,009002	1,610306	1,770577	-0,160271	0,909481
65-69	-767	0,917668	1,552993	1,777156	-0,224163	0,873864
70-74	-3281	0,801918	1,581394	1,743792	-0,162398	0,906871
75-79	-7879	0,727236	1,593110	1,702415	-0,109305	0,935794
80-84	-15710	0,680543	1,611242	1,742761	-0,131519	0,924534
85-	-31781	0,629185	-	-	-	-

4. A továbbélők száma (l_x) és az x éves korban várható átlagos élettartam (e_x^o) Magyarország férfi népessége és női népessége 1966. évi és 1994. évi összevont halandósági táblája alapján
Number of survivors (l_x) and average life expectancy at age x (e_x^o) according to the abridged life tables of the Hungarian male and female population for 1966 and 1994

Életkor (év) x	A továbbélők száma (l_x)			
	A férfi népesség	A női népesség	A férfi népesség	A női népesség
	1966. évi halandósági táblája alapján		1994. évi halandósági táblája alapján	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

0	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000
1	0,95655	0,96424	0,98721	0,98980
5	0,95184	0,96036	0,98519	0,98817
10	0,94971	0,95908	0,98420	0,98732
15	0,94763	0,95786	0,98274	0,98658
20	0,94331	0,95545	0,97889	0,98504
25	0,93685	0,95279	0,97289	0,98279
30	0,39015	0,94935	0,96526	0,98026
35	0,92172	0,94504	0,95041	0,97491
40	0,91004	0,93800	0,92308	0,96426
45	0,89468	0,92720	0,88203	0,94864
50	0,87326	0,91193	0,82589	0,92670
55	0,83648	0,88803	0,75147	0,89582
60	0,78065	0,85257	0,65879	0,85394
65	0,69454	0,79708	0,55262	0,79314
70	0,57508	0,70736	0,43322	0,70903
75	0,42846	0,57166	0,30673	0,58562
80	0,26818	0,39339	0,19066	0,42785
85	0,12612	0,20686	0,09056	0,24802

Életkor (év) x	Az x éves korban várható átlagos élettartam (e_x^o)			
	A férfi népesség	A női népesség	A férfi népesség	A női népesség
	1966. évi halandósági táblája alapján		1994. évi halandósági táblája alapján	
(1)	(6)	(7)	(8)	(9)

0	67,51982	72,27445	64,86401	74,32763
1	69,58021	73,94995	64,70318	74,09269
5	65,91708	70,24264	60,83278	70,21244
10	61,05930	65,33305	55,89146	65,27075
15	56,18736	60,41309	50,97077	60,31784
20	51,42895	55,55916	46,16139	55,40825
25	46,76270	50,70728	41,43065	50,52938
30	42,08228	45,87813	36,73836	45,65335
35	37,44031	41,07164	32,26962	40,89161
40	32,88513	36,35950	28,14613	36,31467
45	28,40242	31,74960	24,33153	31,86677
50	24,03316	27,23574	20,80398	27,55807
55	19,97255	22,89552	17,60109	23,41561
60	16,20965	18,73651	14,70521	19,43291
65	12,89081	14,85524	12,02604	15,71815
70	10,02436	11,40351	9,62478	12,26833
75	7,57354	8,49104	7,54073	9,30174
80	5,60471	6,18705	5,60988	6,78529
85	4,23384	4,57559	4,17212	4,91437

5. Az x éves kortól leélendő összes évek száma (T_x) és a leélt évek korcsoportonkénti száma (${}_nL_x$) Magyarország férfi és női népessége 1966. évi és 1994. évi összevont halandósági tábláiban
 Total number of years surviving since age x (T_x) and number of survived years by age groups (${}_nL_x$) according to the abridged life tables of the Hungarian male and female population for 1966 and 1994

Életkor (év) x	Az x éves kortól leélendő összes évek száma (T_x)				A leélt évek korcsoportonkénti száma (${}_nL_x$)	
	a férfi népesség	a női népesség	a férfi népesség	a női népesség	a férfi népesség	a női népesség
	1966. évi halandósági táblájában	1994. évi halandósági táblájában	1966. évi halandósági táblájában	1994. évi halandósági táblájában	1966. évi halandósági táblájában	1994. évi halandósági táblájában
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0	67,51982	72,27445	64,86401	74,32763	0,96287	0,96896
1	66,55695	71,30549	63,87562	73,33694	3,81443	3,84727
5	62,74252	67,45823	59,93184	69,38182	4,75389	4,79860
10	57,98863	62,65962	55,00838	64,44311	4,74380	4,79234
15	53,24483	57,86728	50,09101	59,50838	4,73138	4,78328
20	48,51345	53,08400	45,18692	54,57934	4,70381	4,77061
25	43,80964	48,31339	40,30746	49,65977	4,66680	4,75899
30	39,14284	43,55441	35,46207	44,75215	4,63336	4,74007
35	34,50948	38,81434	30,66936	39,86564	4,58270	4,70912
40	29,92678	34,10522	25,98113	35,01678	4,51571	4,66699
45	25,41107	29,43823	21,46114	30,23010	4,42387	4,60114
50	20,98720	24,83709	17,18180	25,53807	4,28056	4,50517
55	16,70664	20,33191	13,22669	20,97617	4,05258	4,35773
60	12,65407	15,97418	9,68764	16,59454	3,70088	4,13337
65	8,95318	11,84082	6,64583	12,46669	3,18837	3,77443
70	5,76481	8,06639	4,16965	8,69861	2,51985	3,21240
75	3,24496	4,85399	2,31297	5,44728	1,74189	2,42006
80	1,50307	2,43392	1,06958	2,90309	0,96910	1,48742
85	0,53397	0,94651	0,37783	1,21886	0,53397	0,94651
Összesen	–	–	–	–	67,51982	72,27445

Életkor (év) x	A leélt évek korcsoportonkénti száma (${}_nL_x$)		A leélt évek korcsoportonkénti számának különbsége			
	a férfi népesség	a női népesség	nemek szerint (${}_nL_x^{(N)} - {}_nL_x^{(F)}$)		évek szerint (1994–1966)	
	1994. évi halandósági táblája alapján		az 1966. évi halandósági tábla alapján	az 1994. évi halandósági tábla alapján	a férfi népesség esetében	a női népesség esetében
	(8)	(9)	(10)=(7)–(6)	(11)=(9)–(8)	(12)=(8)–(6)	(13)=(9)–(7)
0	0,98839	0,99069	0,00608	0,00231	0,02551	0,02174
1	3,94378	3,95512	0,03283	0,01134	0,12935	0,10785
5	4,92347	4,93871	0,04471	0,01524	0,16958	0,14011
10	4,91736	4,93473	0,04854	0,01737	0,17356	0,14239
15	4,90409	4,92903	0,05190	0,02494	0,17271	0,14575
20	4,87946	4,91957	0,06680	0,04011	0,17565	0,14896
25	4,84539	4,90762	0,09219	0,06223	0,17859	0,14863
30	4,79271	4,88651	0,10671	0,09380	0,15935	0,14645
35	4,68824	4,84886	0,12642	0,16062	0,10553	0,13973
40	4,51999	4,78669	0,15128	0,26669	0,00429	0,11970
45	4,27934	4,69203	0,17727	0,41269	-0,14454	0,09089
50	3,95510	4,56190	0,22462	0,60680	-0,32545	0,05673
55	3,53905	4,38163	0,30515	0,84258	-0,51353	0,02390
60	3,04181	4,12785	0,43249	1,08604	-0,65907	-0,00552
65	2,47618	3,76808	0,58606	1,29190	-0,71219	-0,00635
70	1,85668	3,25133	0,69255	1,39465	-0,66317	0,03893
75	1,24339	2,54420	0,67817	1,30081	-0,49850	0,12414
80	0,69175	1,68422	0,51832	0,99247	-0,27735	0,19681
85	0,37783	1,21886	0,41254	0,84103	-0,15614	0,27235
Összesen	64,86401	74,32763	4,75463	9,46362	-2,65581	2,05318

6. Az ${}_nL_x^{(N)}$ és ${}_nd_x^{(N)}$ mutatószámok, valamint Pollard, Andrejev és Pressat módszerével számított értékei Magyarország férfi és női népessége 1966. évi összevont halandósági táblája alapján

Indicators of ${}_nL_x^{(N)}$ and ${}_nd_x^{(N)}$ and their values calculated using the method of Pollard, Andreev and Pressat according to the abridged life tables of the Hungarian male and female population for 1966

Korcsoport (év) $x, x+n$	A táblabeli női népesség által leélt évek korcsoportonkénti			
	tényleges száma	Pollard	Andrejev	Pressat
		módszerével becsült száma		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
0	0,96896	1,53339	1,50402	1,52080
1–4	3,84727	3,87340	3,87382	3,87547
5–9	4,79860	4,81030	4,80911	4,81068
10–14	4,79234	4,79882	4,79501	4,79660
15–19	4,78328	4,84036	4,83284	4,83632
20–24	4,77061	4,89983	4,89165	4,89802
25–29	4,75899	4,82403	4,82158	4,82658
30–34	4,74007	4,81064	4,80519	4,81109
35–39	4,70912	4,76274	4,75549	4,76172
40–44	4,66699	4,67740	4,67115	4,67701
45–49	4,60114	4,61472	4,60686	4,61434
50–54	4,50517	4,61917	4,60540	4,61882
55–59	4,35773	4,51319	4,49394	4,50948
60–64	4,13337	4,30406	4,28940	4,29925
65–69	3,77443	3,77475	3,77862	3,76912
70–74	3,21240	2,95083	2,97091	2,94538
75–79	2,42006	2,01343	2,03730	2,00806
80–84	1,48742	1,10987	1,12749	1,10484
85–	0,94651	0,54352	0,60467	0,59087
Összesen	72,27445	72,27445	72,27445	72,27445

Korcsoport (év) $x, x+n$	Az 1966. évi ${}_nm_x^{(N)}$ értékek	A táblabeli női halálozások korcsoportonkénti			
		tényleges száma	Pollard	Andrejev	Pressat
			módszerével becsült száma		
(1)	(6)	(7)=(2)*(6)	(8)=(3)*(6)	(9)=(4)*(6)	(10)=(5)*(6)
0	0,036906	0,03576	0,05659	0,05551	0,05613
1–4	0,001008	0,00388	0,00390	0,00390	0,00390
5–9	0,000268	0,00129	0,00129	0,00129	0,00129
10–14	0,000254	0,00122	0,00122	0,00122	0,00122
15–19	0,000503	0,00240	0,00243	0,00243	0,00243
20–24	0,000559	0,00267	0,00274	0,00273	0,00274
25–29	0,000723	0,00344	0,00349	0,00348	0,00349
30–34	0,000909	0,00431	0,00437	0,00437	0,00437
35–39	0,001495	0,00704	0,00712	0,00711	0,00712
40–44	0,002313	0,01080	0,01082	0,01081	0,01082
45–49	0,003319	0,01527	0,01532	0,01529	0,01531
50–54	0,005305	0,02390	0,02451	0,02443	0,02450
55–59	0,008137	0,03546	0,03672	0,03657	0,03669
60–64	0,013426	0,05549	0,05779	0,05759	0,05772
65–69	0,023770	0,08972	0,08973	0,08982	0,08959
70–74	0,042242	0,13570	0,12465	0,12550	0,12442
75–79	0,073662	0,17827	0,14831	0,15007	0,14792
80–84	0,125406	0,18653	0,13918	0,14139	0,13855
85–	0,218552	0,20686	0,11879	0,13215	0,12914
Összesen	–	1,00000	0,84897	0,86566	0,85736

7. Az ${}_nL_x^{(N)}$ és ${}_nd_x^{(N)}$ mutatószámok, valamint Pollard, Andrejev és Pressat módszerével számított értékei Magyarország férfi és női népessége 1994. évi összevont halandósági táblája alapján

Indicators of ${}_nL_x^{(N)}$ and ${}_nd_x^{(N)}$ and their values calculated using the method of Pollard, Andreev and Pressat according to the abridged life tables of the Hungarian male and female population for 1994

Korcsoport (év) $x, x+n$	A táblabeli női népesség által leélt évek korcsoportonkénti			
	tényleges száma	Pollard	Andrejev	Pressat
		módszerével becsült száma		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
0	0,99069	1,17079	1,15826	1,17038
1–4	3,95512	3,97043	3,96882	3,97068
5–9	4,93871	4,93281	4,93182	4,93247
10–14	4,93473	4,96029	4,95609	4,95940
15–19	4,92903	5,02965	5,01720	5,02764
20–24	4,91957	5,06193	5,04584	5,06249
25–29	4,90762	5,06847	5,04853	5,07036
30–34	4,88651	5,17059	5,12604	5,16480
35–39	4,84886	5,28259	5,21731	5,27988
40–44	4,78669	5,33371	5,24836	5,33109
45–49	4,69203	5,26406	5,16855	5,25804
50–54	4,56190	5,09086	5,00536	5,08459
55–59	4,38163	4,75975	4,71063	4,75228
60–64	4,12785	4,14123	4,15063	4,13336
65–69	3,76808	3,45921	3,53018	3,45072
70–74	3,25133	2,96804	2,69975	2,58076
75–79	2,54420	1,67286	1,77177	1,66561
80–84	1,68422	0,93711	1,01056	0,92960
85–	1,21886	0,57871	0,56193	0,50348
Összesen	74,32763	74,85309	74,32763	74,32763

Korcsoport (év) $x, x+n$	Az 1994. évi ${}_nm_x^{(N)}$ értékek	A táblabeli női halálozások korcsoportonkénti			
		tényleges száma	Pollard	Andrejev	Pressat
			módszerével becsült száma		
(1)	(6)	(7)=(2)*(6)	(8)=(3)*(6)	(9)=(4)*(6)	(10)=(5)*(6)
0	0,010296	0,01020	0,01205	0,01193	0,01205
1–4	0,000413	0,00163	0,00164	0,00164	0,00164
5–9	0,000172	0,00085	0,00085	0,00085	0,00085
10–14	0,000150	0,00074	0,00074	0,00074	0,00074
15–19	0,000312	0,00154	0,00157	0,00157	0,00157
20–24	0,000457	0,00225	0,00231	0,00230	0,00231
25–29	0,000517	0,00254	0,00262	0,00261	0,00262
30–34	0,001093	0,00534	0,00565	0,00560	0,00565
35–39	0,002198	0,01066	0,01161	0,01147	0,01160
40–44	0,003263	0,01562	0,01741	0,01713	0,01740
45–49	0,004674	0,02193	0,02461	0,02416	0,02458
50–54	0,006771	0,03089	0,03447	0,03389	0,03443
55–59	0,009558	0,04188	0,04549	0,04502	0,04542
60–64	0,014729	0,06080	0,06100	0,06114	0,06088
65–69	0,022322	0,08411	0,07722	0,07880	0,07703
70–74	0,037956	0,12341	0,11265	0,10247	0,09795
75–79	0,062010	0,15777	0,10373	0,10987	0,10328
80–84	0,106774	0,17983	0,10006	0,10790	0,09926
85–	0,203487	0,24802	0,11776	0,11435	0,10245
Összesen	–	1,00000	0,73344	0,73343	0,70171