

MOLNÁR D. LÁSZLÓ–HOLLÓSNÉ MAROSI JUDIT

Az öregségi nyugdíjasok halandósága

A nyugellátási összeg, a nyugdíjazási életkor és a halandóság összefüggései Magyarországon, 2004–2012

A társadalmi egyenlőtlenségeknek a népesség halandóságára gyakorolt hatása igazolt, a hazai és nemzetközi irodalomban jól ismert összefüggés. Tanulmányunkban kiszámítottuk a teljes időtartamú halandósági táblázatokat – a halálozási valószínűségeket és a várható élettartamokat szerint a nyugdíjak nagysága és a nyugdíjazási életkorok függvényében. A hagyományos halandósági táblázatokon túl a halandóságot befolyásoló tényezők hatását Cox-regresszióval, illetve Aalen-féle additív hazard modell segítségével vizsgáltuk meg részletesen. Az öregségi nyugdíjasok halandósága mindhárom vizsgált évben (2004, 2010, 2012) kedvezőbbnek bizonyult a magyarországi néphalandóságnál. A 2012. évi adatok vizsgálata igazolta, hogy az öregségi nyugdíjas férfiak között a nyugdíjösszeg nagysága és a nyugdíjba meneteli kor is befolyásolja a halálozási kockázatot és a várható élettartamot. Cox-regresszióval igazolható volt, hogy a férfiak között a magasabb nyugdíj és a későbbi nyugdíjba menetel kedvezőbb életkilátásokkal jár együtt. A nők között ezek az összefüggések nem voltak ennyire egyértelműek, illetve csak bizonyos életszakaszokban voltak igazolhatók.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J26.*

A nyugdíjasok halandósága a nyugdíjrendszer folyamatait leginkább meghatározó külső tényezők egyike. Tapasztalati tény, hogy a különböző szempontok (nem, lakóhely, ellátási típus, ellátási összeg, nyugdíjazási életkor) szerint különböző személyek halandósága eltérő sajátosságokat mutat. Ezen összefüggések ismerete alapvető fontosságú a nyugdíjrendszer jelenlegi folyamatainak feltérképezése és jövőbeli folyamatainak tervezhetősége szempontjából is.

A magyar és a nemzetközi nyugdíjirodalomban a nyugdíjban várható élettartam és az átlagos életpálya-kereset közti sztochasztikus, a tapasztalat szerint növekvő

* A szerzők köszönetet mondanak *Rézmovits Ádámnak* e tanulmányhoz tett észrevételein túl a nyugdíjrendszerről folytatott alapos és inspiráló viták lehetőségéért. Ugyancsak köszönetet mondanak *Simonovits Andrásnak* és a névtelen lektornak értékes észrevételeikért. Természetesen valamennyi fennmaradt pontatlanság és hiányosság kizárólag a szerzők felelőssége.

Molnár D. László, ONYF (e-mail: dr.molnar.laszlo@onyf.hu).

Hollósné Marosi Judit, Magyar Nemzeti Bank.

A kézirat első változata 2015. szeptember 2-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.12.1258>

függvénykapcsolat nem mindig kapott elegendő hangsúlyt, ezáltal gyakran alábecsülték a munkanyugdíjak újraelosztási hatását (*Liebman [2001], Krémer [2013]*).

A nemek, ellátási típusok, illetve területi elhelyezkedés szerinti halandósági eltérések ténye és mértéke jól dokumentált a hazai szakirodalomban. Ezzel szemben az *ellátási összeg*, valamint az eltérő *nyugdíjazási életkor* halandóságra gyakorolt hatása alig feltárt, ami jelentős adóssága a hazai nyugdíj-, illetve demográfiai szakirodalomnak. A nyugdíjszakmában, de a közéletben is gyakran merülnek fel e témába vágó kérdések, például

- igazolható-e statisztikai adatokkal, hogy a jobb módúak – vagyonosabbak, magasabb jövedelműek – általában tovább élnek?

- aki tovább dolgozik (idősebb korban megy nyugdíjba), valóban hosszabb ideig él-e? Ez utóbbi kérdéssel részletesen foglalkozik többek között *Banyár [2011]* és *Simonovits [2012]*.

A közelmúltban már előállíthatók voltak azok a nyugdíjstatisztikai adatok, melyek alapján lehetővé vált a bonyolultabb elemzések elvégzése is. A legújabb elemzések három év (2004, 2010, 2012) adatai alapján készültek el az öregségi nyugdíjasok halandóságának vizsgálatára.

Jelen tanulmányban az 50–100 éves öregségi nyugdíjasok halandóságát vizsgáltuk. A nyugdíj nagysága szerint kizárólag összevont jövedelmi csoportokra vonatkozó létszámadatok álltak rendelkezésre a növekvő nyugdíj-kategóriákat jelentő Q0–Q4 kvantilisek szerint. A nyugdíjazási életkorok tekintetében a férfiaknál három, a nőknél négy korcsoportot képeztünk.

A hagyományos halandósági táblákon túlmenően Cox-regresszió segítségével részletesen megvizsgáltuk a halandóságot befolyásoló tényezők hatását. Az arányos hazárd (*proportional hazard, PH*) feltevés nem teljesülése esetén a magyarázó változók időtől való függését Aalen-féle additív hazárd modellek illesztésével és grafikus vizsgálatával elemeztük. Ezzel a módszerrel a halálozási intenzitást a vizsgált korévek szerint olyan szakaszokban becsültük, ahol már érvényes volt az arányos hazárd feltevése. Ezek az Aalen-féle módszerrel becsült regressziós együtthatók és a pontonkénti 95 százalékos konfidenciaintervallumok hasznos kiegészítő eszköznek bizonyultak a standard arányos hazárd modellek mellett.

A halandósági táblák alapján 2010-ben és 2012-ben a magasabb nyugdíjjal rendelkező öregségi nyugdíjas férfiak halandósága lényegesen kedvezőbb volt, mint a kismagyaroké. A nők között ez az összefüggés, bár kisebb mértékben, szintén kimutatható volt. A nyugdíjazás korévének a hatása az öregségi nyugdíjasok halandóságára a halandósági táblák alapján viszont alig volt kimutatható.

Cox-regressziós elemzéssel és Aalen-féle additív hazárd modellel igazolható volt, hogy az öregségi nyugdíjas férfiak között mind az ellátási összeg, mind pedig a nyugdíjazási életkor összefügg a halálozással, az öregségi nyugdíjas nők között azonban csak a nyugdíjazási életkor befolyásolta a halálozást.

A nyugdíj nagyságának hatását a halálozási kockázatra (és a túlélésre) az öregségi nyugdíjas férfiak között Cox-regresszióval modelleztük. A Cox-féle arányos hazárd modell szerint az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben az alacsony (Q1) jövedelmi szinttől számítva a következő, magasabb (Q2) jövedelmi szintre

lépve a halálozási kockázat (hazárd) 17 százalékkal csökkent, a még magasabb (Q3) szinten a kockázat 23,1 százalékkal, a legmagasabb (Q4) jövedelmi szinten már 27,9 százalékkal csökkent.

A nyugdíj nagyságának hatását a halálozási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas nők között 2012-ben szintén Cox-regresszióval modelleztük. A χ^2 -próba eredménye szerint az arányos hazárd feltevés nem teljesült, ezért a hazárd időbeli változását a nyugdíjjövedelem függvényében az öregségi nyugdíjas nők között 2012-ben az Aalen-féle additív hazárd modellel vizsgáltuk. Az e modell alapján a vizsgált korévtől (nők esetében az 56. évtől) kezdődően kialakított korai idős ($t \leq 9$ év, $p = 0,7433$) és késői idős ($t > 9$ év, $p = 0,053$) nyugdíjjövedelmekre az öregségi nyugdíjas nők között az arányos hazárd feltevése ezúttal már teljesült. Mindazonáltal a marginális hatások alapján (a nyugdíjazástól számított tizedik évtől kezdődően a legmagasabb – Q4 – nyugdíjkategória kivételével) nem volt igazolható az öregségi nyugdíjas nők jelentős halálozási kockázatának változása a nyugdíjjövedelem függvényében.

A nyugdíjazás korévének hatását a halálozási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben Cox-regresszióval modelleztük. Az arányos hazárd (PH) feltevés ezúttal sem teljesült. A hazárd időbeli változását a nyugdíjjövedelem függvényében az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben ismét az Aalen-féle additív hazárd modellel vizsgáltuk. Az e modell alapján a vizsgált korévtől (férfiak esetében a 61. évtől) kialakított korai idős ($t \leq 9$ év), középső idős ($t > 9$ év és $t \leq 14$ év), valamint késői idős ($t > 14$ év) életkor közül az öregségi nyugdíjas férfiak között a korai idős és a középső idős modellre az arányos hazárd feltevése már teljesült. A marginális hatások alapján, rövidebb távon, a nyugdíjazástól számított első kilenc évben hetvenéves korig az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben a késői nyugdíjba menetel a várakozásokkal ellentétben nem csökkentette, hanem csaknem háromszorosára növelte a halálozási kockázatot. Ezzel szemben 71 és 75 éves kor között a vizsgált korévtől középtávon a késői nyugdíjba menetel az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben 60 százalékkal csökkentette a halálozási kockázatot.

A nyugdíjazás korévének hatását a halálozási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas nők között 2012-ben szintén Cox-regresszióval modelleztük. Az Aalen-féle additív hazárd modell alapján a vizsgált korévtől (nők esetében a 61. évtől) a kiszámított marginális hatások alapján az első három évben, tehát a korai ($t \leq 3$ év) időszakban az öregségi nyugdíjas nők körében 2012-ben a 61 éves vagy idősebb korban (tehát viszonylag későn) bekövetkezett nyugdíjba menetel jelentősen növelte a halálozási kockázatot, azonban ez a becslés nagyon bizonytalan volt a rendkívül nagy szórádás miatt. Egyébként is 2012-ben az öregségi nyugdíjas nők kevesebb mint tíz százalékát érintette csupán ez a bizonytalan eredményű magas becsült kockázat és csak a nyugdíjazástól számított első három évben, ezért ezt az eredményt nem tekintjük elfogadhatónak. A 64. évtől kezdődően az öregségi nyugdíjas nők körében 2012-ben a Cox-féle arányos hazárd modell szerint a későbbi nyugdíjba menetel viszont már 36 százalékkal (36,2 százalék), tehát jelentősen csökkentette a halálozási kockázatot, ami már megbízható eredménynek bizonyult.

A fenti módszerekkel kapott eredmények többnyire összhangban voltak a hagyományos halandósági táblák alapján levont következtetésekkel. Ugyanakkor

az eredmények arra is felhívták a figyelmet, hogy további fejlesztések szükségese-
sek a vizsgált tényezők és a halandóság kapcsolatának torzítatlan bemutatásához.
További adatgyűjtések, az elemi adatokhoz való hozzáférés, valamint a különböző
paraméteres túlélési modellek illesztése is segíthetik a jövőben az eddigi eredmé-
nyek validálását és az elemzések továbbfejlesztését.

A halandóságot populációs szinten számos tényező befolyásolja. Az életkor
növekedésével párhuzamosan nő a halálozás valószínűsége a kezdeti 0-hoz közeli
értékről végül 1-re. A nemek szerinti különbségekre világít rá az a körülmény,
hogy a nők általában tovább élnek, mint a férfiak, amit elsősorban az X és Y kro-
moszóma közötti szerkezeti és funkcionális különbségnek, továbbá életmódbeli
tényezőknek tulajdonítanak.

A különböző kockázati közösségek halandóságának vizsgálata mind az életbiztosí-
tások, mind a társadalombiztosítási ellátórendszerek működése szempontjából alap-
vető fontosságú. Elemzésünk során a társadalombiztosítási nyugdíjrendszer keretén-
ben ellátásban részesülők halandóságával foglalkozunk.

Jól ismert tapasztalati tény, hogy a különböző demográfiai tényezők (életkor, nem,
lakóhely, jövedelem, iskolai végzettség stb.) alapján megkülönböztetett társadalmi,
illetve kockázati csoportok eltérő halálozási mintákat követnek. A nyugdíjasok ese-
tében a fenti szempontok bővíthetnek a nyugellátás típusa (öregségi, rokkant stb.),
az ellátási összeg nagysága, a nyugdíjazási életkor (mikor kezdett valaki nyugdíjas-
ként élni, és hagyta abba korábbi aktív munkáját) kategóriákkal is. Célunk azoknak
az összefüggéseknek a feltárása volt, amelyek hatással lehettek a felsorolt tényezők
alapján kialakított kockázati csoportok halandóságára, beleértve e tényezők hatásá-
nak becslését és ezek időbeli alakulásának, stabilitásának a vizsgálatát.

A nyugdíjrendszer jelenlegi folyamatainak mélyebb megismeréséhez járulhat hozzá
az egyes csoportokat érintő hatások elemzése, így például a redisztribúciós hatások
vizsgálata vagy a tervezett intézkedések hatásvizsgálata. Ezáltal lehetővé válhat az
Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságnál (ONYF) kialakított mikroszimulációs
modell (VS/2013/0132 EU projekt) vagy más modellek paramétereinek megbízható,
pontos előállítás is. A következőkben a különböző nyugdíjszakmai szempontok
szerint kialakított nyugdíjas kockázati csoportok halandóságával kapcsolatos eddigi
eredményeket és az alkalmazott módszereket mutatjuk be.

Nemzetközi tapasztalatok

Az Egyesült Királyságban 1980-ban a férfiak születéskor várható átlagos élettart-
ama 71 év volt, míg a nőké 77 év. Ez a különbség 2012-re csökkent, a férfiak szü-
letéskor várható átlagos élettartama már 79 évre emelkedett, miközben a nőké 83
évre nőtt, így a nemek közötti különbség 32 év alatt hat évről négy évre csökkent.
A halandóságot befolyásolja az emberek foglalkozási csoportja is. A Nagy-Britan-
niában 1980-ban szokásosan alkalmazott statisztikai módszertan szerint a népes-
séget foglalkozás szerint öt úgynevezett társadalmi osztályba sorolták be a követ-
kezők szerint (*Black és szerzőtársai* [1980]):

I. magasan képzett, szellemi foglalkozású professzionális osztály (idetartoznak például az ügyvédek, orvosok, könyvvizsgálók),

II. közepesen képzett, szellemi foglalkozású osztály (idetartoznak például a tanárok, nővérek, menedzserek),

III. a) szellemi foglalkozású szakmunkások (például gépirónók, bolti eladók),

III. b) fizikai foglalkozású szakmunkások (például bányászok, buszvezetők, szakácsok),

IV. betanított fizikai foglalkozásúak (például jegyszedők, mezőgazdasági munkások),

V. segédmunkások (például takarítók, szakképzetlen fizikai munkások).

A széles körben ismertté vált Black-jelentésben (*Black Report*) beszámoltak a halandósági viszonyok ezen öt társadalmi osztály szerinti különbségeiről Angliában és Walesben. A vizsgálat eredményei szerint az életkor szerint standardizált mortalitási arány (SMR) a 15–64, 65–74 és 75+ korcsoportokban egyaránt a társadalmi osztály rangjának csökkenésével párhuzamosan meredeken emelkedett. A mortalitás tehát egyértelműen növekedett, párhuzamosan a foglalkozási csoportok szerint képzett társadalmi osztályok rangjának csökkenésével. A munkaképes korú, 15–64 éves népesség körében a legalsó társadalmi osztály standardizált mortalitási aránya kétszer akkora volt, mint a legfelső társadalmi osztályé. Világos mortalitási gradiens volt megfigyelhető a nyugdíjas korú, 65–74 éves, sőt a 75+ éves populációban is a társadalmi osztály szerint. A nyugdíjas korú populációban a legalsó társadalmi osztályban a standardizált mortalitási arány 50 százalékkal volt nagyobb, mint a legfelső társadalmi osztályban (*Townsend és szerzőtársai* [1992]).

Tizennyolc évvel a Black-jelentés megjelenése után a brit kormány által kezdeményezett úgynevezett Acheson-jelentésben (*Acheson Report*) nagyon hasonló eredményeket közöltek (*Acheson* [1998]). A széles közvélemény számára is világossá vált, hogy a társadalmi egyenlőtlenségek leképeződtek a halandósági egyenlőtlenségekben is. Az Acheson-jelentésben rámutattak az egészségi állapotban mutatkozó különbségek csökkentésének lehetséges módjaira az életmód, a táplálkozási szokások és az egészséget veszélyeztető tényezők, így a dohányzás, a túlzott alkoholfogyasztás és a kábítószer-fogyasztás megváltoztatásával. Mindazonáltal a Acheson-jelentésben azt is jelezték, hogy milyen nehézségekkel kell szembenézni az egészségi állapotban mutatkozó egyenlőtlenségek társadalmi méretű csökkentéséhez. A munkanélküliség és az egészségi állapot például *circulus vitiosusként* hatnak egymásra: tapasztalatok szerint a munkanélküliek egészségi állapota – kezdeti, rövid ideig tartó javulást követően – hosszú távon folyamatosan romlik, a rossz egészségi állapot pedig egyre inkább gátolja az elhelyezkedést, a munkavállalást.

A Black-jelentés megjelenését követően a Whitehall-vizsgálat eredményei is ismertté váltak (<http://www.ucl.ac.uk/whitehallII>). Ennek a követéses, még ma is futó, longitudinális vizsgálat sorozatnak már az elején, 1967 és 1969 között felmérték több mint 17 ezer londoni köztisztviselő egészségi állapotát, majd a felmérést későbbi időpontokban megismételték. A köztisztviselői ranglétra legalsó és legfelső fokán állók között háromszoros különbséget találtak a mortalitási arányban (a húgy-ivarszervi mortalitást nem tekintve), ami még a Black-jelentésben talált

különbségeknél is nagyobb egyenlőtlenségekre utalt a köztisztviselői rétegen belül (*Rose–Marmot* [1981], *Marmot és szerzőtársai* [1984]).

Míg az 1980-as évek közepén még megdöbbenést keltett az a felfedezés, hogy a hetvenes évek során Nagy-Britanniában a fehérgallérosok halandósága jóval nagyobb mértékben csökkent, mint a fizikai munkát végzőké (*Pamuk* [1985], *Marmot–McDowall* [1986], *Townsend és szerzőtársai* [1992], *Exworthy és szerzőtársai* [2003]), addig az 1980-as évek végétől kezdve Európa és Észak-Amerika egyre több országában mutatnak ki hasonló trendet (*Goldblatt* [1989], *Wilkins és szerzőtársai* [1989], *Lahelma–Valkonen* [1990], *Leclerc és szerzőtársai* [1990], *Pickett és Wilkinson* [2010]).

Mivel egyre szaporodtak az arra vonatkozó bizonyítékok, hogy a hátrányos társadalmi helyzetűek a legtöbb országban az átlagosnál jóval alacsonyabb élettartamra számíthatnak, az Egészségügyi Világszervezet prioritásai közé emelte az országokon belüli halandósági különbségek kérdését (*WHO* [1990]). Ez további ösztönzést adott a kutatásoknak, illetve az egyenlőtlenségek csökkentését célzó szakpolitikák kidolgozásának. Bár ma még kevés országban mondhatják el, hogy ezeket a politikai stratégiákat a gyakorlatba sikeresen átültették, a halandósági egyenlőtlenségek csökkentésének igénye szinte minden európai országban megjelent (*Hablicsek–Kovács* [2007]).

Magyarországi tapasztalatok

A KSH adatai szerint a születéskor várható átlagos élettartam Magyarországon a férfiak esetében 2001-ben 68,2 év, a nők esetében 76,5 év volt, ami 2013-ra 72,0 évre, illetve 78,7 évre növekedett (*KSH* [2014], [2015]). Így a férfiak és nők között a születéskor várható átlagos élettartam közötti különbség a 2001. évi 8,3 évről 2013-ra 6,7 évre csökkent, miközben a születéskor várható élettartam mindkét nem esetében növekedett. A legújabb magyarországi statisztikai adatok szerint az egészségesen várható élettartam mindkét nem esetében mind időtartamát, mind a teljes várható élettartamhoz viszonyított arányát tekintve folyamatosan nő.

Magyarországon a kedvezőtlen egészségi állapot és a szegénység összefüggését már 1985-ben feltárták (*Ferge és szerzőtársai* [1985], idézi: *Blaxter* [1985]). Számos adat támasztja alá, hogy a társadalom csúcsán lévő embereknek jelentősen jobbak az életkilátásaik, mint a szegényebb rétegeké. Magyarországon a 15 évnél fiatalabb populáció jelentékeny része a szegénységi küszöb alatt él. Bizonyos csoportok leszakadtak a hazai társadalomban, és nem tudtak profitálni az utóbbi két évtized gazdasági fejlődéséből (*Józan* [2010]). Jelentősek a halandóság területi különbségei is. A 0–64 éves nők rosszindulatú daganatos halálózása az átlagosnál magasabb Budapesten, a keleti országrészben és a Dunántúl egyes körülírt területein. A hörgők és a tüdő rosszindulatú daganatának halálózási kockázata mindkét nemből Kelet-Magyarországon messze a legnagyobb (*Páldy és szerzőtársai* [2003]).

A legújabb felmérés szerint, amelyet 532 településen 9431 fő megkérdezésével végeztek el, a nemzetközi összehasonlításban igen kedvezőtlen magyarországi mortalitási adatok ellenére a felnőtt magyar lakosság csaknem kétharmada jónak vagy nagyon jónak tartja a saját egészségét, bár életkor szerint jelentős eltérések figyelhetők meg, és a 75

éves és idősebb korosztálynak már csak 14 százaléka elégedett az egészségével. Magyarországon a 65 éves férfiakra rövidebb élet vár, mint az azonos korú nőkre, ugyanakkor a mérsékelt és súlyos korlátozottságban töltendő életszakaszok is rövidebbek a férfiak esetében. A 65 éves nők a férfiakénál általában hosszabb életükből nagyobb időszakot, hátralévő életüknek mintegy kétharmadát korlátozottságban, mégpedig átlagosan 7,5 évet mérsékelt és 4,3 évet súlyos korlátozottságban élnek le (KSH [2015]).

Nagyon részletes és átfogó vizsgálat készült Magyarországon az iskolai végzettség és a halandóság kapcsolatáról (*Hablicsek–Kovács* [2007]). A szerzők szerint kutatásukban nem tudták elkülöníteni azokat a mortalitásbeli különbségeket, amelyek elsődlegesen és okszerűen a társadalmi egyenlőtlenségek fontos mutatói, mint például a munkajövedelem, a foglalkozás és a gazdasági aktivitás szerint alakultak ki, ezért helyette az iskolai végzettség hatását vizsgálták, amely a társadalomban elfoglalt hely komplex indikátorának tekinthető. A szerzők egyebek mellett kimutatták, hogy a vizsgált időszak (1986–2005) minden öt éves periódusában a harmincéves korban várható élettartam kilenc-tíz évvel magasabb volt a legmagasabb iskolai végzettségűek körében, mint a legalacsonyabb végzettségűeknél.

A nyugdíjasok halandóságával Magyarországon sokáig nemigen foglalkoztak. A kétezres évektől kezdődően az ONYF-ben elkezdődött a nyugdíjban, ellátásokban, járadékokban és egyéb járandóságokban részesülők halandóságának vizsgálata a halandósági táblák módszerével, életkor, nem és az ellátás típusa szerint (*Hablicsekné–Hollósné* [2008], [2010], *Hablicsekné* [2011–2014]). A 2004-es halandósági vizsgálatok eredményeit *Eső és szerzőtársai* [2011] felhasználta elemzéseiben.

A halandóság vizsgálata különböző nyugdíjszakmai szempontok alapján

Statisztikai fejlesztések az ONYF-ben

Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságon a korábban még nem vizsgált tényezők szerint elkészített halandósági táblák előállításához és az új elemzések elvégzéséhez olyan részletes elemi adatokra volt szükség, amelyek lehetővé tették a nyugdíjszakma által régóta várt elemzések elvégzését. Ehhez a nyugdíjasok meglévő teljes állományára elő kellett állítani a nyugdíjazáskor betöltött életkor és a nyugdíj nagysága szerinti gyakorisági adatokat, nemenkénti és a különböző ellátásonkénti bontásban. A Nyugdíjfolyósítói Igazgatóság (NYUFIG) teljes folyósítási állományának ilyen részletes adatai csupán 2014-ben váltak hozzáférhetővé, és így megvolt a lehetőség a halandóság vizsgálatára az említett szempontok szerint újabb statisztikai módszerekkel is. A nyugdíjasállomány egyedi adatok szintjén való elérhetősége és az adatok statisztikai elemzését lehetővé tevő adatbázis még részletesebb kidolgozása, továbbfejlesztése jelenleg is kiemelt feladat.

Az új elemzéseket a VS/2013/0132 EU-projekt támogatása révén megvalósult statisztikai és informatikai fejlesztések is elősegítették. A NYUFIG egyedi adatszolgáltatása mind az állományi, mind a halálzási adatokra áttörést jelentett a korábbi

elemzésekhez képest. Az új Oracle alapú adattárház, a SAS környezet kialakítása, valamint a Stata 13 programkörnyezetben elvégzett statisztikai programozás fontos szerepet játszott abban, hogy az úgynevezett öregségi nyugdíjasok körében a nemnek, a nyugdíj nagyságának és a nyugdíjazáskor betöltött életkornak a halandóságra gyakorolt hatásáról átlátható, megismételhető és újszerű statisztikai eredményeket kaphattunk.

Adatok és módszerek

ADATOK • A jelen tanulmányban az 50–100 éves öregségi nyugdíjasok halandóságát vizsgáltuk. Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság számára 2004-től kezdődően évente rendelkezésre álltak az adott naptári évben elhunyt nyugdíjasok adatai, amelyek az elemzés alapjául szolgáltak. Az adatbázis tartalmazta az elhunytakra vonatkozóan többek között a következő információkat: születési év, nem, a folyósítás helye, az ellátás típusa, az ellátás összege a halál időpontjában és a nyugdíjazás éve. Az elhunyt nyugdíjasok száma a magyarországi népességen belül elhunytak számánál 30-40 ezerrel kevesebb, hiszen a nyugdíjas-adatbázisban csak olyan személyek szerepeltek, akik valamilyen ellátást kaptak a társadalombiztosítási nyugdíjrendszerben.

A megfelelő halandósági táblák előállításához tehát rendelkezésre állt olyan részletes állományi statisztikai adat minden naptári év januári adataiból, amely lehetővé tette a nyugdíjazási életkorok és nyugdíjak nagysága alapján a születési év, nem és ellátástípus szerint az úgynevezett nyers halálozási arányok meghatározását. Az erre vonatkozó elemzések 2004, 2010 és 2012 megfelelő adatai alapján készültek el. Bizonyos táblák és összehasonlítások mindhárom évre vonatkoztak. Külön feltüntettük azokat az eredményeket, amelyek csak egy-egy kiemelt naptári évhez tartoztak.

A nyugdíj nagysága szerint kizárólag összevont jövedelmi csoportokra vonatkozó létszámadatok álltak rendelkezésre a Q0–Q4 kódokkal jelölt nyugdíjkvantilisek szerint, a nyugdíjazási életkorok tekintetében a férfiaknál három, a nőknél pedig négy korcsoportot képeztünk.

STATISZTIKAI MÓDSZEREK • A hagyományos (úgynevezett *period*) halandósági táblák (Keyfitz–Flieger [1972], [2005]) elkészítéséhez a Stata programkörnyezetben a Rodríguez [2015] által korábban megírt programot fejlesztettük tovább (lásd még Preston és szerzőtársai [2001]). A nyers halálozási adatokat a 34343RSSH kóddal jelölt robusztus nemlineáris módszerrel simítottuk, kiegészítve a Hanning-féle lineáris simítással (Becketti [2013], StataCorp [2013] – az alkalmazott simítás módszerének leírását lásd a Függelékben). A halálozási valószínűség (q_x) modellezéséhez és előrejelzéséhez a simított q_x alapján nemlineáris legkisebb négyzetes becsléssel háromparaméteres Gompertz-függvényes és logisztikus regressziós modelleket illesztettünk. Ezek alapján kiszámítottuk a modelleknek megfelelő halálozási valószínűségeket és a különböző életkorokban várható átlagos élettartamokat. A Gompertz- és a logisztikus regressziós illesztés kiegészítő információt tartalmazott arról, hogy a simításon túl a paraméteres megoldás milyen eredményt ad. A paraméteres forma

akár erős torzítást is okozhatott az eloszlások szélein, amely a nyugdíjashalandóság vizsgálata esetén nemkívánatos. A simítás jobban megfelelt ebben az esetben. Az alkalmazott simítás soklépcsős folyamatának részletei megtalálhatók a *Függelékben* és a szakirodalomban (*Becketti* [2013]).

Cox-regresszióval, más néven a Cox-féle arányos hazárd modellel megvizsgáltuk a halandóságot befolyásoló tényezők hatását. A modellekben szereplő arányos hazárd (*proportional hazard, PH*) feltevés teljesülésének ellenőrzésére χ^2 -próbát végeztünk el p -érték vizsgálattal. Egyes becslésekhez a Kaplan–Meier-módszert alkalmaztuk, amellyel az $S(t)$ túlélési függvény nemparaméteres becslését kaptuk meg (*Kaplan–Meier* [1958]). A log-rank próbát annak eldöntésére alkalmaztuk, hogy az egyes túlélési görbék lefutása különbözött vagy nem különbözött egymástól, figyelembe véve a mintavételből származó véletlen ingadozást. Szignifikáns eredmény esetén ($p < 0,05$) elvetettük a túlélési görbék azonos lefutásának a hipotézisét, egyszerűbben fogalmazva: $p < 0,05$ esetén igazolva láttuk a túlélési görbéknek a vizsgált szempontok, például a nyugdíj nagysága és a nyugdíjazáskor betöltött életkor szerinti különbözőségét. Az arányos hazárd feltevése nem teljesülése esetén a magyarázó változók időtől való függését Aalen-féle additív hazárd modellek illesztésével és grafikus módszerekkel vizsgáltuk meg. Az additív hazárd modellek leírása és az Aalen-féle additív hazárd modell leírása szerepel a *Függelékben*. Az Aalen-féle modellekkel a halálozási intenzitást a vizsgált korévek olyan szakaszaiban tudtuk becsülni, ahol már érvényes volt az arányos hazárd feltevése még akkor is, ha a teljes időtartamra ez esetleg nem teljesült.

Eredmények

A halandósági táblák szerinti eredmények

ÖREGSÉGI NYUGDÍJASOK HALANDÓSÁGA ÉLETKOR ÉS NEM SZERINT • Az öregségi nyugdíjasok halandóságát és várható élettartamát részben a hagyományos halandósági táblák elkészítésével vizsgáltuk meg. A nyers halálozási adatokat robusztus nemlineáris módszerrel simítottuk, a Hanning-féle lineáris simítással kiegészítve (*Becketti* [2013]). Háromparaméteres Gompertz-függvényes és logisztikus regressziós modelleket illesztettünk a simított q_x változók alapján nemlineáris legkisebb négyzetes becsléssel, amelyekben a halálozási valószínűség függő változóként, a kor pedig független változóként szerepelt.

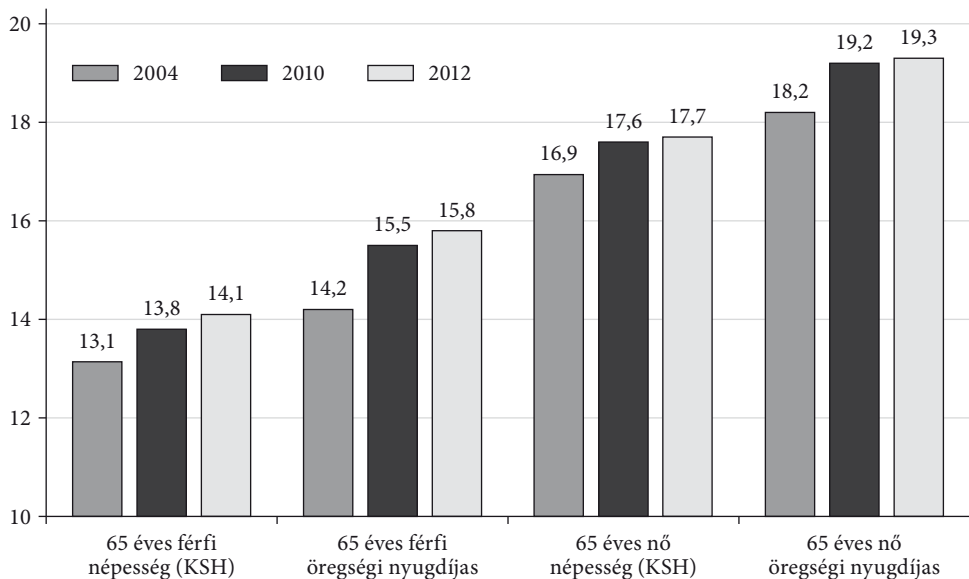
Eredményeink szerint a korábban felsorolt három év (2004, 2010, 2012) adatai alapján az öregségi nyugdíjasok várható élettartama 60 éves kor után általában kedvezőbb volt a KSH által a magyarországi népességgel kapcsolatban közzétett halandósági statisztikáknál. Ennek a jelenségnek a valószínű magyarázata az, hogy a KSH halandósági adatai között olyan elhunytak is szerepelnek, akik vagy nem részesültek semmiféle ellátásban a hazai társadalombiztosítási rendszeren belül, vagy az ellátásuk nem öregségi nyugdíj volt (például korbetöltött rokkantsági nyugdíj, főellátásként kapott özvegyi vagy szülői nyugdíj vagy egyéb járadék). Az 1. ábra

a kiválasztott (65 éves) életkorban mutatja a várható átlagos élettartamokat, amelyből az említett különbségek jól látszanak.

1. ábra

65 éves korban várható átlagos élettartam az öregségi nyugdíjasok között és a teljes népesség körében nemek szerint

Várható élettartam (év)



Forrás: a KSH számításai és a halandósági táblák alapján.

AZ ÖREGSÉGI NYUGDÍJASOK HALANDÓSÁGA A NYUGDÍJ NAGYSÁGA SZERINT • Ismert jelenség, hogy az idősebbek, a férfiak és az alacsonyabb társadalmi státusú emberek halandósága rendszerint magasabb, kedvezőtlenebb, mint a fiatalabbaké, a nők és a magasabb társadalmi státusúaké. A társadalmi státus különbségeinek okai igen gyakran a jövedelmi különbségekben keresendők. Felmerül a kérdés, hogy milyen mértékben függ a halandóság, illetve a várható élettartam a jövedelemtől, tehát hogyan alakul az egyes életkorokban a még várható élettartam a nyugdíj nagyságától függően az öregségi nyugdíjasok körében. Az elemzések egy része mindhárom év (2004, 2010, 2012) adatai alapján mindkét nem esetében elkészült.

Az adott évi nyugdíjak eloszlása és az állományi adatok alapján mindhárom vizsgált évben öt jövedelemkategóriát határoztunk meg. A legalsó, 10 százalékos nyugdíjhányadba tartozó kifejezetten alacsony nyugdíjak jelentős részét az úgynevezett külföldre folyósított ellátások teszik ki. A 37 ezer forintnál kisebb nyugdíjat többnyire a külföldön élő, Magyarországon viszonylag rövid szolgálati idővel rendelkező nyugdíjasok kapták, akik számára a korábbi időszakokban rövid, akár 10 év szolgálati idő is elegendő volt az öregségi nyugdíjjogosultság megszerzéséhez. E nyugdíjasoknak nem feltétlenül ez volt az egyetlen jövedelemforrásuk, hiszen külföldön is szerezhettek a magyarnál általában lényegesen nagyobb értékű nyugdíjra

jogosultságot. A vizsgálat során ki is derült, hogy ez a nagyon alacsony nyugdíjjal rendelkező csoport a halandóság szempontjából jóval kedvezőbb helyzetű, mint a magasabb, viszont csak magyar nyugdíjjal rendelkezők csoportja.

A bemutatott ábrák és táblázatok jól mutatják ezt a jelenséget. A 10 százalékos percentilis leválasztása után a fennmaradókat négy közel egyenlő kvantilisra osztottuk fel, és a rendezett minta jövedelmi percentiliseibe besoroltuk az adott év januári állományában szereplő öregségi nyugdíjasokat. A jövedelmi csoportok határait a nyugdíjelszámok alapján nemenként elkülönítve határoztuk meg. A jövedelmi csoportra való hivatkozáshoz az egyes jövedelemkategóriákat a Q0, Q1, Q2, Q3 és Q4 kódokkal jelöltük. A legalacsonyabb nyugdíjkategóriát a Q0, a legmagasabbat Q4 kóddal jelöltük. Az eloszlások alapján az 1. táblázat szerinti, konkrét nyugdíj-kategóriákat képeztük.

1. táblázat

A jövedelmi percentilisek által meghatározott nyugdíj-kategóriák nemek és vizsgált évek szerint

Nem	Kód	Percentilis (százalék)	Nyugdíjösszeg-határok (forint)		
			2004	2010	2012
Férfi	Q0	0–10	0–37 302	0–57 837	0–62 615
Férfi	Q1	10–32,5	37 303–49 526	57 838–80 663	62 616–88 823
Férfi	Q2	32,5–55,0	49 527–62 047	80 664–103 959	88 824–115 308
Férfi	Q3	55,0–77,5	62 048–81 664	103 960–136 286	115 309–150 281
Férfi	Q4	77,5–100	81 665–	136 287–	150 282–
Nő	Q0	0–10	0–32 420	0–51 314	0–56 454
Nő	Q1	10–32,5	32 421–42 539	51 315–71 116	56 455–78 874
Nő	Q2	32,5–55,0	42 540–50 053	71 117–83 012	78 875–92 306
Nő	Q3	55,0–77,5	50 054–61 115	83 013–104 089	92 307–117 006
Nő	Q4	77,5–100	61 116–	104 090–	117 007–

Az 1. táblázat adatai alapján látható, hogy a nyugdíjjövedelem-kategóriák határai 2004-hez viszonyítva 2012-re mindkét nem esetében közel kétszer akkora növekedtek. Jól látszik a férfiak és nők nyugdíjának különbözősége is az öregségi nyugdíjas férfiak előnyére és az öregségi nyugdíjas nők hátrányára.

A halandósági táblák mindhárom vizsgált évben az öregségi nyugdíjas férfiakra és nőkre külön-külön mind az öt jövedelmi csoportban elkészültek. Már az adatok megtekintése előtt várható volt, hogy az egyes nyugdíjkategóriákhoz tartozó ellátottak halandóságában különbséget tapasztalhatunk, mégpedig olyan formában, hogy a magasabb nyugdíjjal rendelkezők várható élettartama adott életkorban magasabb lesz, mint a kisebb nyugdíjjal rendelkező hasonló korú ellátottaké. Ez mindkét nemből, de különösen az öregségi nyugdíjas férfiakra igazolódott a Q1–Q4 nyugdíj-kategóriákhoz tartozó csoportokban (2. és 3. táblázat). A 2004-es adatok szerint a nők esetében a Q4–Q1 várható élettartambeli különbség negatív értékei egyrészt nem tűnnek nagyon

kiugrónak, másrészt az ellátási összegük hatása a várható élettartamukra a részletesebb elemzések alapján nem bizonyult olyan jelentősnek, mint a férfiaknál. Ahogy már említettük, a legalsó, Q0 nyugdíj-kategóriába a külföldön feltehetően jobb anyagi körülmények között élők, illetve elhunytak kerültek, akik többségükben igen alacsony magyarországi nyugdíjat kaptak és akiknek a halandósága is eltért a Magyarországon szokásostól, ezért a 2–3. táblázatban ezt a csoportot nem is szerepeltetjük.

2. táblázat

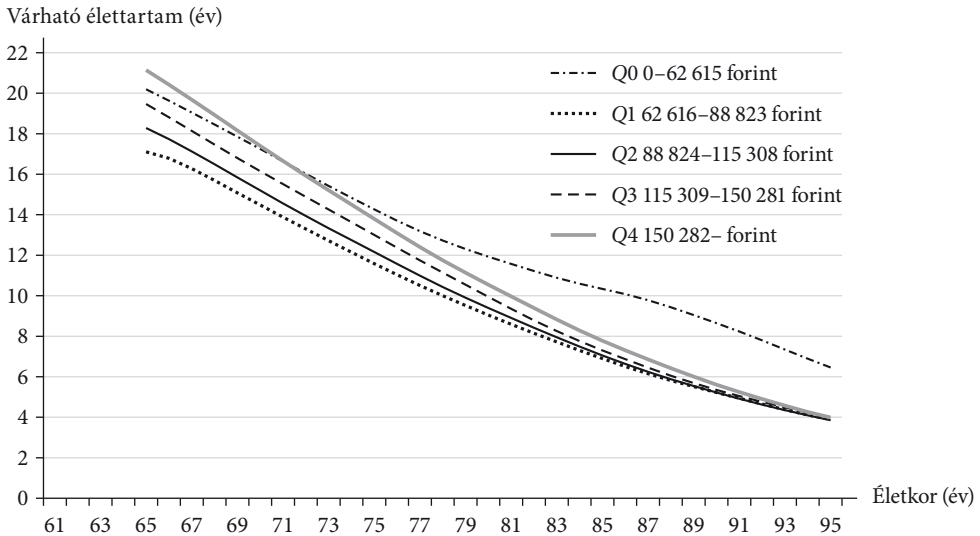
Öregségi nyugdíjas férfiak különböző életkorokban várható élettartama (év) az egyes nyugdíj-kategóriák szerint a halandósági táblák alapján, 2004, 2010, 2012

Életkor	Kód	2004	2010	2012
60 év	Q1	14,9	16,7	17,1
	Q2	15,9	17,3	18,3
	Q3	17,4	19,2	19,5
	Q4	19,2	20,9	21,1
	Q4–Q1	4,2	4,3	4,0
65 év	Q1	13,5	14,3	14,5
	Q2	13,4	14,8	15,2
	Q3	14,4	16,0	16,2
	Q4	15,8	17,4	17,4
	Q4–Q1	2,3	3,1	2,9
70 év	Q1	10,8	11,5	11,6
	Q2	10,5	11,7	12,2
	Q3	11,3	12,8	13,0
	Q4	12,5	13,8	13,8
	Q4–Q1	1,7	2,4	2,2
75 év	Q1	8,6	8,9	9,0
	Q2	8,1	9,1	9,4
	Q3	8,6	9,8	9,9
	Q4	9,5	10,6	10,5
	Q4–Q1	0,9	1,7	1,5
80 év	Q1	6,8	6,8	6,9
	Q2	6,2	6,8	7,1
	Q3	6,5	7,3	7,3
	Q4	7,1	7,9	7,8
	Q4–Q1	0,2	1,1	0,9

Az öregségi nyugdíjas férfiak 65 és 95 év között különböző életkorokban várható átlagos élettartama az egyes jövedelemkategóriák alapján különbözött egymástól 2012-ben, de a különbség az életkor előrehaladtával folyamatosan csökkent (2. táblázat). Egyedül a legalacsonyabb nyugdíjban részesülő külföldiek (Q0) különültek el a többiekől a kedvezőbb életkilatásaikkal (2. ábra).

2. ábra

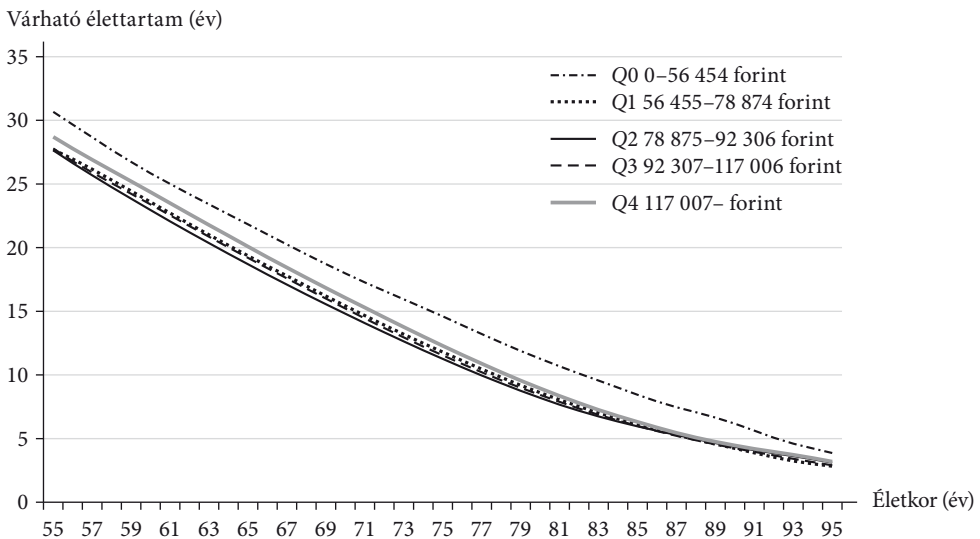
A 60–95 éves öregségi nyugdíjas férfiak különböző életkorokban várható átlagos élettartama a különböző nyugdíj-kategóriákban a halandósági táblák alapján, 2012



Az öregségi nyugdíjas nők 65 és 95 év között különböző életkorokban várható átlagos élettartama még az öregségi nyugdíjas férfiakénál is kisebb mértékben különbözött egymástól a nyugdíj nagysága szerint 2012-ben, és itt is a legalacsonyabb nyugdíjban részesülők (Q0) különültek el a többiektől (3. ábra).

3. ábra

Az 55–95 éves öregségi nyugdíjas nők különböző életkorokban várható átlagos élettartama a különböző nyugdíj-kategóriákban a halandósági táblák alapján, 2012



3. táblázat

Öregségi nyugdíjas nők különböző életkorokban várható átlagos élettartama (év) az egyes nyugdíj-kategóriák szerint a halandósági táblák alapján, 2004, 2010, 2012

Életkor	Kód	2004	2010	2012
60 év	Q1	23,2	23,3	23,6
	Q2	22,4	24,5	22,9
	Q3	21,8	22,9	23,4
	Q4	22,3	24,3	24,4
	Q4-Q1	-0,9	1,0	0,8
65 év	Q1	19,2	19,0	19,4
	Q2	18,3	20,4	18,7
	Q3	17,8	18,6	19,2
	Q4	18,1	19,9	20,1
	Q4-Q1	-1,1	0,9	0,7
70 év	Q1	15,4	15,1	15,4
	Q2	14,4	16,6	14,8
	Q3	14,0	14,5	15,2
	Q4	14,2	15,8	16,1
	Q4-Q1	-1,3	0,7	0,6
75 év	Q1	12,1	11,5	11,8
	Q2	11,0	13,1	11,3
	Q3	10,7	10,9	11,5
	Q4	10,7	12,0	12,3
	Q4-Q1	-1,4	0,5	0,5
80 év	Q1	9,1	8,4	8,6
	Q2	8,0	10,4	8,2
	Q3	7,9	7,8	8,4
	Q4	7,8	8,8	8,9
	Q4-Q1	-1,3	0,5	0,3

ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS FÉRFIAK ÉS NŐK HALANDÓSÁGA A NYUGDÍJAZÁS KORÉVE SZERINT • Bizonyos foglalkozású emberek (bányász, rendőr, katona, radiológus stb.) a különösen veszélyes vagy megterhelő foglalkozásuk miatt már viszonylag fiatal korukban nyugdíjba mehetnek, mások viszont inkább idősebb korban szeretnének vagy kényszerülnek nyugdíjba menni. Feltételezhető, hogy a magas jövedelműek, akik között viszonylag sok a magas iskolai végzettségű, a többieknél később mennek nyugdíjba, míg az alacsonyabb jövedelmű és társadalmi státusú emberek igyekeznek minél korábban nyugdíjba vonulni. Ezzel összefüggésben feltételezhető, hogy a fiatalabb korban nyugdíjba vonulók halandósága kedvezőtlenebb, mint azoké, akik később, idősebb korukban mennek nyugdíjba. A halandósági táblák alapján deskriptív jelleggel az öregségi nyugdíjas férfiak között igazolódni látszott ez a feltevés (4. táblázat), míg az öregségi nyugdíjas nők között nem. Később Cox-regresszióval

azonban igazolható volt, hogy a nyugdíjazás koréve mind a férfiak, mind a nők esetében szignifikáns hatást gyakorol a halandóságra.

4. táblázat

Az egyes életkorokban várható élettartamok a nyugdíjazás éve szerinti csoportokban a halandósági táblák alapján, 2012

Nem	Nyugdíjazási életkor	61	65	70	75	80	85
		éves					
Férfi	59 éves kor előtt	14,9	12,3	9,3	7,1	5,1	3,7
Férfi	60 éves korban	15,3	12,6	9,7	7,0	5,2	3,8
Férfi	61 éves kor után	16,1	13,9	11,2	8,3	6,0	4,2
Nő	50–54 éves kor között	22,5	19,0	15,1	11,4	8,3	5,8
Nő	55 éves korban	22,3	19,1	15,2	11,5	8,3	5,9
Nő	56–60 éves kor között	23,0	19,6	15,7	12,0	8,6	6,1
Nő	61 éves kor után	23,1	20,0	16,0	12,2	8,9	6,3

A jövedelem hatásának vizsgálata az öregségi nyugdíjasok halandóságára 2012-ben regressziós modellekkel

Az öregségi nyugdíjasok halandóságát befolyásoló tényezők közül a nyugdíj nagyságának és a nyugdíjazáskor betöltött életkornak a hatását Cox-regresszióval elemeztük (*Hosmer és szerzőtársai* [2008]). A 2012-es öregségi nyugdíjasok állományi adataiból az említett öt Q0–Q4 növekvő nyugdíjjövedelem-kategóriába besorolt élő nyugdíjasok és az ugyanabban az évben elhunytak adataira illesztettük az *1. táblázatbeli* nyugdíjjövedelmi csoportokat figyelembe vevő Cox-regressziós modelleket. Ebben az esetben a férfiaknál az összes elemzett esetszám 589 013, a nőknél 1 009 036 volt. Várakozásaink szerint a modellek igazolják, hogy a nyugdíjjövedelem különböző csoportjaiba tartozó öregségi nyugdíjasok túlélési függvényei eltérnek egymástól, tehát az egyes csoportokhoz tartozó öregségi nyugdíjasok halálzási különbözősége kimutatható lesz.

A kifejezetten alacsony nyugdíjjal rendelkezők (Q0 csoport) adatai nem szerepeltek ezekben a Cox-regressziós elemzésekben sem.

ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS FÉRFIAK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJ NAGYSÁGA SZERINT 2012-BEN COX-REGRESSZIÓVAL • A nyugdíj nagyságának hatását a halálzási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas férfiak között Cox-regresszióval modelleztük a már ismertett jövedelem- (nyugdíjösszeg-) csoportok szerint részletezve.

A regressziós modell segítségével vizsgálhatjuk, hogy az egyes életkorokban a túlélés valószínűsége a különböző kockázati csoportokon mennyire függ a választott tényezőktől. A modellezés során alkalmazott legfontosabb fogalmak a következők:

5. táblázat

A nyugdíj nagyságának hatása a halálozási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas férfiak között Cox-regresszióval, 2012*

Jövedelmi csoport	Kockázati arány	Robusztus standard hiba **	z-próba	$P > z $	95 százalékos konfidenciaintervallum
Q2	0,829	0,012	-12,33	0,000	0,805–0,854
Q3	0,768	0,012	-16,41	0,000	0,744–0,793
Q4	0,721	0,012	-18,82	0,000	0,697–0,746
β_i					
Q2	-0,186	0,015	-12,25	0,000	(-0,216)–(-0,156)
Q3	-0,262	0,016	-16,28	0,000	(-0,294)–(-0,231)
Q4	-0,326	0,017	-18,63	0,000	(-0,361)–(-0,292)

A kockázati arány (hazard ratio): a halálozás esélyek hányadosa a Q1 alacsony nyugdíjasok csoportjához képest. Diszkrét esetben, amikor csak kóddal ellátott csoportjaink vannak, a módszerrel az első csoporthoz viszonyítva kapjuk meg a többi csoport kockázati arányának az értékét [folytonos esetben a fenti képlet alapján minden egyes esethez tartozik egy külön házardfüggvény az $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ (magyarázó változók) alapján]. A kockázati arány 0,72 értéke a táblázatban például azt jelenti, hogy a legmagasabb magyarországi nyugdíjjal rendelkező Q4 csoportba tartozók halálozási esélye 28 százalékkal (27,9 százalék) alacsonyabb, mint a magyarországi legalacsonyabb nyugdíjjal rendelkezőké.

A z-próba méri, hogy a jövedelmi csoportoknak mekkora hatása van a halandóságra.

$P > |z|$ mutatja a z-próba statisztikai szignifikanciáját és $(P > |z|) < 0,05$ statisztikailag szignifikáns eredményt jelent, ekkor a jövedelem hatása a halandóságra nem tulajdonítható csupán a mintavételből származó statisztikai ingadozásnak.

A β_i a Cox-regressziós együtthatók értékei. A kockázat nagyságának kiszámítása az $\exp(\beta_i)$ értékek kiszámításával történt meg. A negatív β_i együtthatók a halálozási intenzitás csökkenésére utalnak, ami a javuló túlélési esélyeket jelenti.

* A Breslow [1975] által javasolt és hagyományosan alkalmazott eljárást követtük a pontosan ugyanabban az időpontban bekövetkezett különböző eseményekkel (túlélés vagy halál) kapcsolatos regressziós számítások elvégzésekor.

** A kockázati arány robusztus standard hibájáról lásd Lin-Wei [1989].

- T valószínűségi változó, a halál ideje;
- $S(t) = \Pr(T > t)$ túlélési függvény;
- $h(t)$ kockázati függvény [szokásos elnevezései: házardfüggvény, „halálozási erő”, házard ráta/arány, halálozási intenzitás, ami a halál bekövetkezésének feltételes valószínűsége egy adott Δt időintervallumban, arányosítva az időtartam hosszával („pilanatnyi kockázat”)].
- A túlélési függvény és a kockázati függvény közötti összefüggés:

$$S(t) = \exp \left[- \int_0^t h(u) du \right].$$

A Cox-féle arányos kockázat (hazard) általános formája alapján azt tételezzük fel, hogy ez a kockázati függvény előáll egy $h_0(t)$ alapkockázat és az $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$

(magyarázó változók) függvényeként a következő alakban: $h(t, X) = h_0(t) e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i}$, ahol az X_i magyarázó változó lehet folytonos esetben például a nyugdíjösszeg nagysága, a nyugdíjazási életkor stb. A modell alkalmazásakor feltesszük, hogy teljesül az arányos kockázat feltétele: $\frac{\hat{h}(t, X^*)}{\hat{h}(t, X)} = \theta$, ahol θ konstans a t (idő) minden értékére.

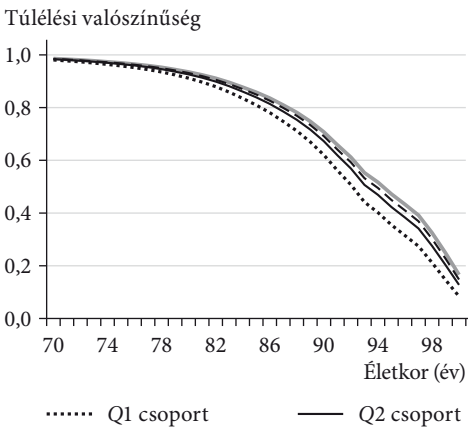
A nyugdíj nagyságának hatását a halálzási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben a Cox-regressziós modell alapján vizsgáltuk. Kategorialis változók esetében a modellben kétértékű változók bevonásával állítottuk elő a Q1-es referenciakategóriához viszonyított együttthatókat (5. táblázat).

Az arányos kockázat feltevését – a Schoenfeld-féle reziduálisok (Schoenfeld [1981], [1982]) vizsgálatával kapcsolatos eljárásnak a Grambsch–Therneau [1994] által általánosított próbájával – ellenőriztük az öregségi nyugdíjas férfiak között (Cleves és szerzőtársai [2010]). A 4. ábrán látható eredmények szerint az arányos kockázat feltevését nem tudtuk elvetni ($p = 0,4722$), az illesztett modell tehát ebből a szempontból elfogadható volt. A becsült halálzási kockázati és túlélési függvény alakját mutatja a 4. ábra a) és b) része.

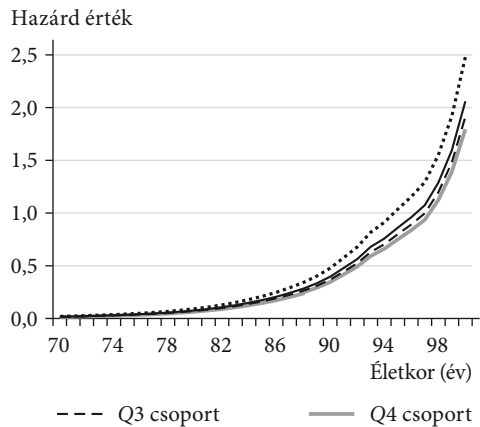
4. ábra

Öregségi nyugdíjas férfiak becsült halálzási kockázata és túlélési függvényei jövedelemszoptok szerint, 2012

a) Túlélési függvények



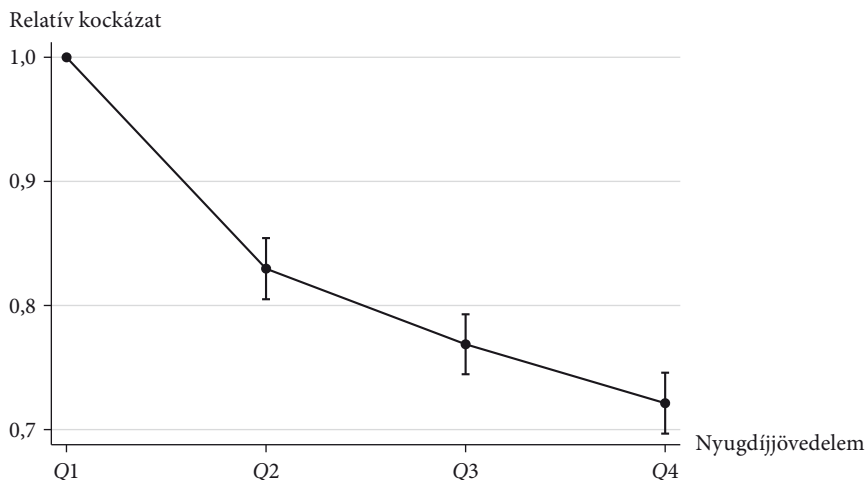
b) A Cox-regresszióval előállított kumulatív kockázati függvények



A modell szerint az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben a magyarországi legalacsonyabb Q1 nyugdíjjövedelmi szintről a Q2 jövedelmi szintre lépve a halálzási kockázat (kockázat) 17 százalékkal csökkent, a Q1 szintről a Q3 szintre lépve a kockázat 23,1 százalékkal, a Q1 szintről a Q4 szintre lépve már 27,9 százalékkal csökkent. Valamennyi jövedelmi ugrás hatása statisztikailag szignifikáns volt ($p = 0,000$). Az 5. ábra a Cox-regressziós modell által előre jelzett kockázat csökkenését mutatja a nyugdíjjövedelmi kategóriák szerint.

5. ábra

A relatív halálozási kockázat csökkenése a nyugdíjjövedelem növekedése függvényében öregségi nyugdíjas férfiak között, Cox-regresszió, 2012



Megjegyzés: a halálozási esélyek hányadosa a Q1 alacsony magyarországi nyugdíjascsoport-hoz viszonyítva; a négy magyarországi férfi nyugdíjjövedelem-csoport (Q1–Q4) összeghatárait 2012-ben az 1. táblázat utolsó oszlopa tartalmazza.

A Kaplan–Meier-féle nemparaméteres módszerrel a Cox-regresszióhoz hasonló eredményt kaptunk. Az e módszerhez kapcsolódóan elvégzett log-rank teszt is szignifikáns ($p = 0,0000$) volt, ami szintén arra utalt, hogy a négy nyugdíjjövedelmi csoport túlélési kockázata statisztikailag jól elkülönült egymástól.

Cox-regresszióelemzéssel és Kaplan–Meier-módszerrel tehát egyaránt igazolható volt, hogy az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben a magasabb nyugdíjjövedelem statisztikailag szignifikáns mértékben csökkentette a halálozási kockázatot.

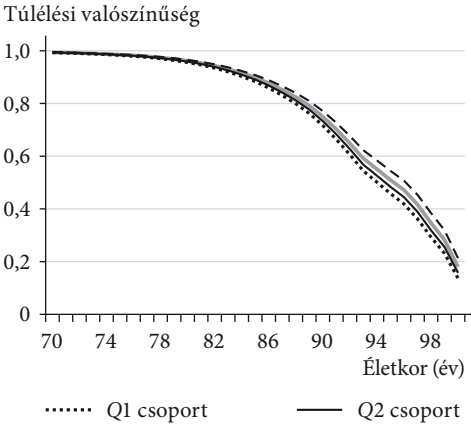
ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS NŐK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJ NAGYSÁGA SZERINT 2012-BEN COX-REGRESSZIÓVAL • A nyugdíj nagyságának hatását a halálozási kockázatra és a túlélésre az öregségi nyugdíjas nők között 2012-ben Cox-regresszióval modelleztük (6. ábra).

Az arányos kockázat (PH) teszt eredménye szerint az arányos halálozási kockázat feltevése nem teljesült ($p = 0,0000$), ezért a Cox-regressziós modellben szereplő magyarázó nyugdíjjövedelem-változó időtől való függését úgy is megvizsgáltuk, hogy az új modellben a nyugdíjjövedelem és az idő interakciója is szerepelt. Az új modellben a nyugdíjjövedelem és az idő között képzett interakciós tag szignifikánsnak bizonyult, ami alátámasztotta az eddigi eredményeket ($p = 0,002$). A magyarázó változó időbeli változását tükröző modell megtalálásához a jelenlegitől eltérő típusú modell illesztése volt szükséges. A Cox-regresszió egyik hátránya az időtől függő magyarázó változók esetén az, hogy előre definiálni kell az időtől való függés függvényformáját. E helyett az időtől való függést nemparaméteres módon lehet becsülni az Aalen-féle additív kockázattal (Aalen [1980], Martinussen–Scheike [2006]).

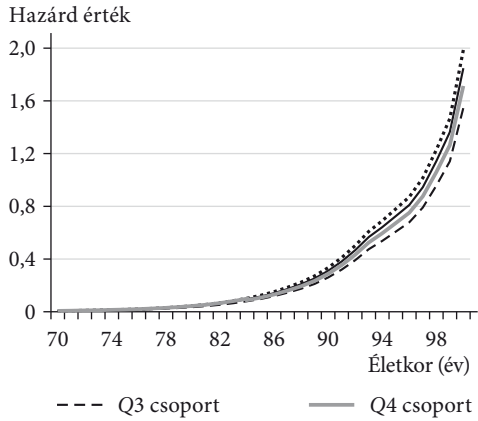
6. ábra

Öregségi nyugdíjas nők becsült halálozási kockázata és túlélési függvényei jövedelemcsoportok szerint, 2012

a) Túlélési függvények

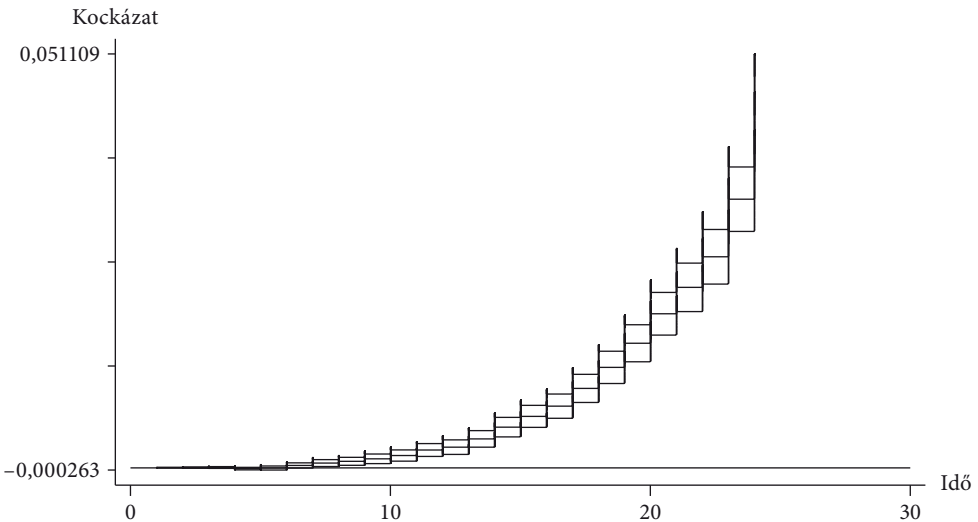


b) A Cox-regresszióval előállított kumulatív hazárdfüggvények



7. ábra

A NYUGDÍJJÖVEDELEM kumulatív regressziós együtthatójának hatása a halálozási kockázat időbeli változására az öregségi nyugdíjas nők között, 2012 (az Aalen-féle additív hazárd modellel becsült együttható és 95 százalékos konfidenciaintervallumok)



ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS NŐK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJ NAGYSÁGA SZERINT 2012-BEN AZ AALEN-FÉLE ADDITÍV HAZÁRD MODELLEL • *Aalen* [1980] olyan általános lineáris túlélési modellt javasolt, amelyben a regressziós együtthatók az időben változhatnak. *Aalen* [1989] és [1993] bemutatta a modell becslésének, tesztelésének és kiértékelésének módszertanát is. A nyugdíjjövedelem

időtől való függésének vizsgálatát a nagy számítási igény miatt az öregségi nyugdíjas nők 15 százalékos véletlen mintáján végeztük el. A nyugdíjjövedelem becsült kumulatív regressziós együtthatói és a pontonkénti 95 százalékos konfidenciaintervallumok egyaránt arra utalnak, hogy a magyarázó változók a nyugdíjazástól számított 10 év elteltéig nem függnek az időtől, a 11. évtől kezdődően azonban már igen (7. ábra).

A fentiek alapján két új, időtől függő magyarázó változót, mégpedig a vizsgált korévtől (nők esetében az 56. évtől) kezdődően „korai idős” és a „késői idős” új nyugdíjjövedelem-változókat képeztünk az eredeti nyugdíjjövedelem-változó alapján a következők szerint:

$$\text{Nyugdíjjövedelem}_{\text{korai-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t \leq 9, \text{ azaz az } 56\text{--}65. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t > 9, \text{ a } 66. \text{ évtől kezdődően,} \end{cases}$$

és

$$\text{Nyugdíjjövedelem}_{\text{késői-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 9, \text{ a } 66. \text{ évtől kezdődően,} \\ 0, & \text{ha } t \leq 9, \text{ azaz az } 56\text{--}65. \text{ év között,} \end{cases}$$

ahol t jelöli a vizsgált (kiindulási) életkortól eltelt időt években.

A továbbiakban a Cox-féle arányos kockázati modellt újraillesztettük ezen a mintán a korai és a késői időskori nyugdíjjövedelem változóival, és kiszámítottuk a Schoenfeld-féle reziduálisokat is, hogy teszteljük az arányos kockázati feltevésének teljesülését. Ennek alapján látható volt, hogy ezúttal az arányos kockázati feltevés a korai időskori ($t \leq 9$, tehát az 56–65. év között, $p = 0,7433$) és a késői időskori ($t > 9$, tehát a 66. évtől kezdődően, $p = 0,0530$) nyugdíjjövedelmekre az öregségi nyugdíjas nők között egyaránt teljesült (globális teszt $p = 0,1458$).

A kapott eredmény úgy értelmezhető, hogy a Cox-féle arányos kockázati modell helyesen írta le a korai és késői időskori nyugdíjjövedelem hatását a halálzási kockázatra az öregségi nyugdíjas nők között. A nyugdíjazástól számított kilenc éven belül – tehát az 56–65. év között – a korai ($p = 0,011$) és a késői ($p = 0,000$) időskori nyugdíjjövedelem egyaránt befolyásolta a halálzási kockázatot az öregségi nyugdíjas nők között.

A marginális hatásokat ma széles körben vizsgálják, és sokan ezeket publikálják a szokásos együtthatók helyett vagy mellett (Hilbe [2014], Hardin–Hilbe [2013]). Ha egyébként a többi szempont szerint az eloszlás olyan lett volna, mint a megfigyelt, de mindenki a Q1 jövedelmi kategóriába tartozott volna, akkor az első kilenc évben az öregségi nyugdíjas nők relatív halálzási kockázati aránya 1,2 százalékkal nagyobb lett volna, azonban a 95 százalékos konfidenciaintervallumok a csökkenés lehetőségét is magukban foglalták. A 95 százalékos konfidenciaintervallumok alapján a marginális hatások a nagy szóródás miatt nem igazolták, hogy az öregségi nyugdíjas nők halálzási kockázata az első kilenc évben jelentősen függne a nyugdíjjövedelemtől, továbbá (a Q4 csoport kivételével) a 10. évtől – tehát a 66. évtől – kezdődően sem igazolták az öregségi nyugdíjas nők jelentős halálzási kockázati változását a nyugdíjjövedelem függvényében.

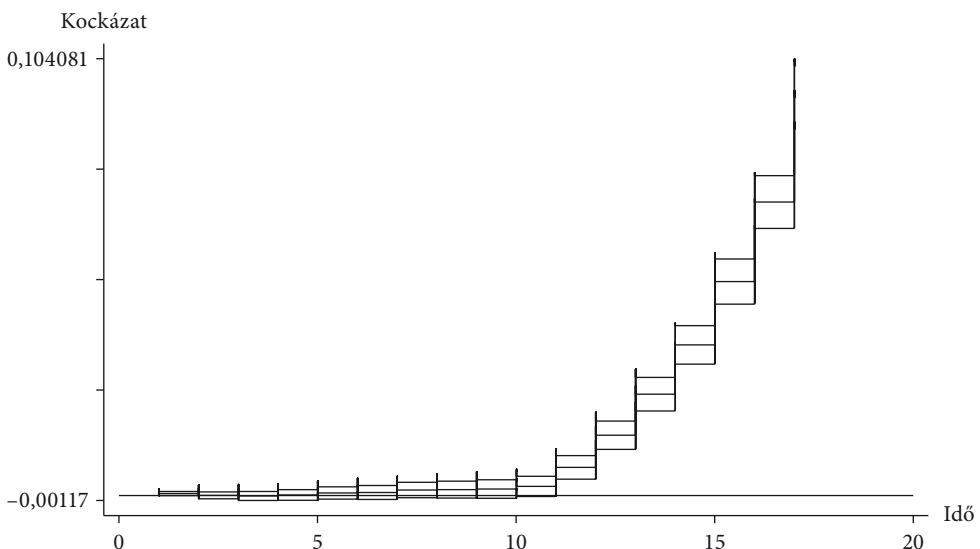
A nyugdíjba vonuláskor betöltött életkor hatása az öregségi nyugdíjasok halandóságára, regressziós modellek, 2012

A nyugdíjazási életkorok tekintetében a férfiaknál három, a nőknél négy korcsoportot képeztünk. Említettük, hogy feltételezhető: a fiatalabb korban nyugdíjba vonulók halandósága kedvezőtlenebb, mint az idősebb korban nyugdíjba vonulóké. A halandósági táblák alapján elvégzett első elemzések az öregségi nyugdíjas férfiak között igazolták ezt a feltevést, míg az öregségi nyugdíjas nők között ez a jelenség nem volt tapasztalható.

ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS FÉRFIAK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJAZÁS KORÉVE SZERINT 2012-BEN COX-REGRESSZIÓVAL • Az öregségi nyugdíjas férfiak halandóságát 2012-ben a nyugdíjazás koréve szerint is vizsgáltuk Cox-regresszióval. A modellhez ugyanazokat az életkor-kategóriákat alkalmaztuk, mint a halandósági táblák esetében (55–59, 60, 61 és több korév). Az illesztett Cox-regressziós modellben az arányos kockázat (PH) feltevés nem teljesült, ezért a következő modellben a nem arányos kockázat feltevését úgy is modelleztük, hogy a modellben a nyugdíjazás koréve és az idő interakciója is szerepelt. Az eredmények szerint a nyugdíjazás koréve és vizsgálati idő interakciója szignifikáns volt ($p = 0,000$), egyezésben az arányos kockázat globális tesztjével kapott szintén szignifikáns eredménnyel ($p = 0,0000$). Az időtől való függés formájának előre definiálása helyett az időtől való függést ezúttal is nemparaméteres módon, az Aalen-féle additív kockázat modellel becsültük (Aalen [1980], Martinussen–Scheike [2006]).

8. ábra

A KORÉV vizsgált életkoroktól kezdődő kumulatív regressziós együtthatójának hatása a halálózási kockázat időbeli változására az öregségi nyugdíjas férfiak között, 2012 (Aalen-féle additív kockázat modellel becsült együttható és 95 százalékos konfidenciaintervallumok)



ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS FÉRFIAK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJAZÁS KORÉVE SZERINT 2012-BEN AZ AALEN-FÉLE ADDITÍV HAZÁRD MODELLEL • A nyugdíjazás koréve (a már említett három csoport) szerinti halandóság időtől való függésének vizsgálatát a nagy számítási igény miatt az öregségi nyugdíjas férfiak 20 százalékos véletlen mintáján végeztük el a korév változó alapján. A korév becslt kumulatív regressziós együtthatói és a pontonkénti 95 százalékos konfidenciaintervallum egyaránt arra utaltak, hogy a korév magyarázó változó a vizsgált életkortól kezdődően 15 év elteltéig, azaz a 61–76. év között nem függ az időtől, a 16. évtől kezdődően, azaz a 77. évtől kezdve azonban már igen (8. ábra).

A fentiek alapján két új, időtől függő magyarázó változó, mégpedig a korai és a késői nyugdíjazási korév változók képzése történt meg az eredeti nyugdíjba lépési korváltozó alapján a következők szerint:

$$Nyugdíjjövedelem_{\text{korai-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t \leq 15, 61\text{--}76. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t > 15, \text{ a } 77. \text{ évtől kezdődően,} \end{cases}$$

és

$$Nyugdíjjövedelem_{\text{késői-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 15, 61\text{--}76. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t \leq 15, \text{ a } 77. \text{ évtől kezdődően.} \end{cases}$$

Ezután a Cox-féle arányos hazard modellt újra illesztettük ezen a mintán a korai és a késői nyugdíjazási korév változókkal, és kiszámítottuk a Schoenfeld-féle reziduálisokat is, hogy teszteljük az arányos hazard feltevésének teljesülését. Az arányos hazard feltevése ezen időszak szerinti bontásban sem a korai ($p = 0,0000$), sem a késői ($p = 0,0000$) idős nyugdíjazási korévekre nem teljesült. Ezután a 8. ábra alapján három új, időtől függő, mégpedig korai, középső és késői idős nyugdíjazási korév magyarázó változót hoztunk létre az eredeti nyugdíjazási korok változó alapján az alábbiak szerint:

$$Nyugdíjjövedelem_{\text{korai-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t \leq 9, \text{ azaz az } 61\text{--}70. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t > 9, \text{ a } 71. \text{ évtől kezdődően,} \end{cases}$$

$$Nyugdíjjövedelem_{\text{középső-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 9 \text{ és } t \leq 14, \text{ a } 71\text{--}75. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t \leq 9, \text{ a } 76. \text{ évtől kezdődően,} \end{cases}$$

és

$$Nyugdíjjövedelem_{\text{késői-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 14, \text{ a } 76. \text{ évtől kezdődően,} \\ 0, & \text{ha } t \leq 14, \text{ } 61\text{--}75. \text{ év között.} \end{cases}$$

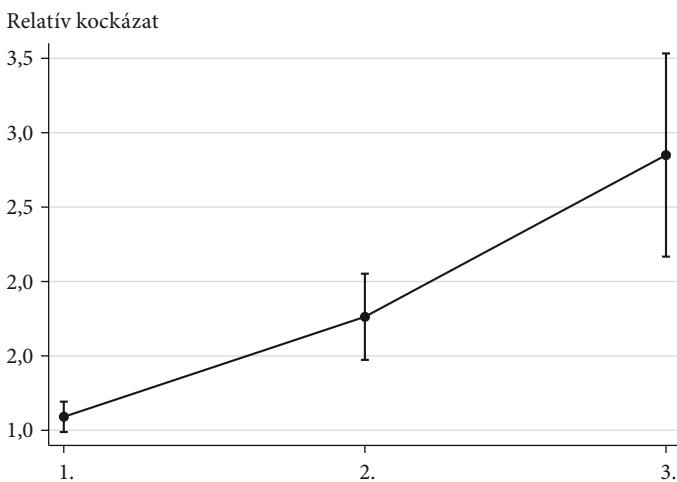
Ezt követően a Cox-féle arányos hazard modellt újra illesztettük ezen a mintán a korai, középső és késői idős nyugdíjazási korév változókkal, és a Schoenfeld-féle reziduálisokat is kiszámítottuk, hogy teszteljük az arányos hazard feltevésének teljesülését. Az eredmények szerint az arányos hazard feltevése a korai idős (61–70. éves, $p = 0,8042$) és a középső idős (71–75. éves, $p = 0,4565$) nyugdíjazási korévekre most már teljesült, a késői idős (76. évtől kezdődően, $p = 0,0000$) nyugdíj korévekre viszont nem. A vizsgált életkoroktól (férfiaknál 61 év) kezdődően számított kilenc éven belül a korai idős

($p = 0,000$), valamint további öt éven keresztül a középső idős ($p = 0,000$) nyugdíjazási korév statisztikailag szignifikáns mértékben befolyásolta a halálozási kockázatot az öregségi nyugdíjas férfiak között. A 15. évtől kezdődően azonban már nem teljesült az arányos hazárd feltevése. A kapott eredmény úgy értelmezhető, hogy a Cox-féle arányos hazárd modell a korai idős ($t \leq 9$ év, 61–70. éves) és középső idős ($t > 9$ és $t \leq 14$ év, 71–75. éves) nyugdíjazási korévek hatását a halálozási kockázatra az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben közelítően helyesen írta le. Azért nem teljesen, mert az arányos hazárd feltevése a késői idős nyugdíjazási korévre ($t > 14$ a 76. évtől kezdődően) nem teljesült. Olyan időbeli „vágásokat” nem sikerült találni, amelyekkel mindhárom csoportban teljesült volna az arányos hazárdra vonatkozó feltevés.

A vizsgált korévekben a marginális hatások alapján, rövid távon – azaz az első kilenc évben – a később – 61 éves vagy idősebb korban – bekövetkezett nyugdíjba menetel az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben a várakozásokkal ellentétben nem csökkentette, hanem *növelte* a halálozási kockázatot, elég nagy szóródással. Ha egyébként a többi szempont szerint az eloszlás olyan lett volna, mint a megfigyelt, de mindenki 61 éves vagy idősebb korban ment volna nyugdíjba, akkor az első kilenc évben az öregségi nyugdíjas férfiaknak csaknem háromszor nagyobb arányú (2,837) relatív halálozási kockázati aránya lett volna (9. ábra).

9. ábra

A vizsgált életkortól kezdődően számított első kilenc évben (70 éves korig) az öregségi nyugdíjas férfiak halálozási kockázatának növekedése, 2012 (a nyugdíjazási korév növekedésével, a három nyugdíjba vonulási kategóriában)



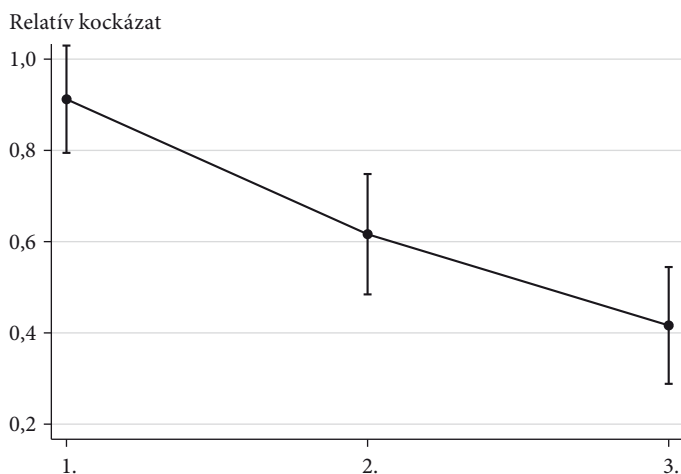
Megjegyzés a halálozási esélyek hányadosa az 1. csoporthoz (55–59. év között nyugdíjazottakhoz) viszonyítva; a három nyugdíjba vonulási kategória: 1. 55–59 éves, 2. 60 éves, 3. 61 évesnél több.

Ezzel szemben a marginális hatások alapján, középtávon, a 71–75. év között az öregségi nyugdíjas férfiak esetében 2012-ben az előzőleg megfogalmazott hipotézisnek megfelelően a későbbi nyugdíjba menetel *csökken*tette a halálozási kockázatot. Ebben az időszakban, ha egyébként a többi szempont szerint az eloszlás olyan lett volna, mint

a megfigyelt, de mindenki 61 éves vagy idősebb korban ment volna nyugdíjba, akkor középtávon, a nyugdíjazástól számított 10–14. évben a későbbi nyugdíjba menetel az öregségi nyugdíjas férfiak között 2012-ben 60 százalékkal csökkentette volna a halálozás relatív kockázatát (10. ábra).

10. ábra

A vizsgált életkortól kezdődően a 71–75. év között az öregségi nyugdíjas férfiak halálozási kockázatának (relatív hazard) csökkenése, 2012



Megjegyzés: a halálozási esélyek hányadosa a nyugdíjazási korév növekedésével, a három nyugdíjba vonulási kategóriában (1. 55–59 éves, 2. 60 éves, 3. 61 évesnél több) az 1. csoporthoz (55–59. év között) viszonyítva.

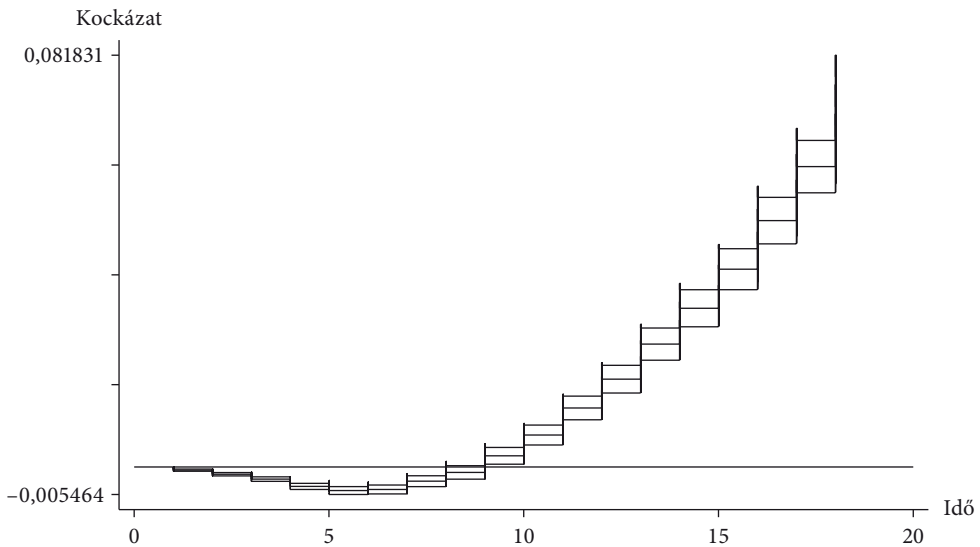
A következőkben megvizsgáljuk az öregségi nyugdíjas nők halandóságát a nyugdíjazás koréve szerint 2012-ben.

ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS NŐK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJAZÁS KORÉVE SZERINT 2012-BEN COX-REGRESSZIÓVAL • Korábban már említettük, hogy a halandósági táblák vizsgálata alapján az öregségi nyugdíjas nők között nem lehetett olyan jelenséget tapasztalni, hogy a fiatalabb korban nyugdíjba vonulók halandósága kedvezőlenebb lenne, mint azoké, akik később, idősebb korokban mentek nyugdíjba. Cox-regresszióval vizsgálva a halálozás kockázatát a nyugdíjazás koréve szerint, a regressziós együtthatók statisztikailag szignifikánsak voltak, azonban nem teljesült az arányos hazard feltevése ($p = 0,0000$), ami szükséges a modellhez. Ezért a következő lépésben a Cox-regressziós modellben a nem arányos hazard feltevését úgy modelleztük, hogy a modellben a nyugdíjazás koréve és az idő interakciója is szerepelt. A kapott eredmények alapján a nyugdíjazás koréve és vizsgálati idő interakciója szignifikáns volt ($p = 0,000$), egyezésben az arányos hazard modell globális tesztjével kapott szintén szignifikáns eredménnyel ($p = 0,0000$). Az időtől való függés formájának előre definiálása helyett az időtől való függést ezúttal is nemparaméteres módon tudtuk becsülni az Aalen-féle additív hazard modellel.

ÖREGSÉGI NYUGDÍJAS NŐK HALANDÓSÁGÁNAK VIZSGÁLATA A NYUGDÍJAZÁS KORÉVE SZERINT 2012-BEN AZ AALEN-FÉLE ADDITÍV HAZÁRD MODELLEL • Annak vizsgálatát, hogy függ-e a nyugdíjazás koréve az időtől, a nagy számítási igény miatt az öregségi nyugdíjas nők 15 százalékos véletlen mintáján végeztük el a nyugdíjazás koréve változó alapján, a már említett négy kategória szerint. A korév becslt kumulatív regressziós együtthatói és a pontonkénti 95 százalékos konfidenciaintervallum egyaránt arra utaltak, hogy a korév magyarázó változó a vizsgált kezdeti életkortól (nőknél is 61 év) számított három év elteltéig nem függ az időtől, a 4. évtől kezdődően azonban már igen (11. ábra).

11. ábra

A NYUGDÍJAZÁS IDŐPONTJA kumulatív regressziós együtthatójának hatása a halálozási kockázat időbeli változására az öregségi nyugdíjas nők között, 2012 (az Aalen-féle additív hazárd modellel becslt együttható és 95 százalékos konfidenciaintervallumok)



A fentiek alapján két új, időtől függő magyarázó változó, mégpedig a korai és a késői nyugdíjazási korév változók képzése történt meg az eredeti nyugdíjazási kor változó alapján az alábbiak szerint:

$$\text{Nyugdíjjövedelem}_{\text{korai-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t \leq 3, \text{ azaz } 61\text{--}64. \text{ év között,} \\ 0, & \text{ha } t > 15, 65. \text{ évtől kezdődően,} \end{cases}$$

és

$$\text{Nyugdíjjövedelem}_{\text{késői-időskori}}(t) = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 3, 65. \text{ évtől kezdődően,} \\ 0, & \text{ha } t \leq 15, 61\text{--}64. \text{ év között.} \end{cases}$$

A következő lépésben a Cox-féle arányos hazárd modellt alkalmaztuk ezen a mintán a korai és a késői nyugdíjazási korév változókkal, meghatározva a Schoenfeld-féle reziduálisokat is, hogy teszteljük az arányos hazárd feltevésének teljesülését. Az

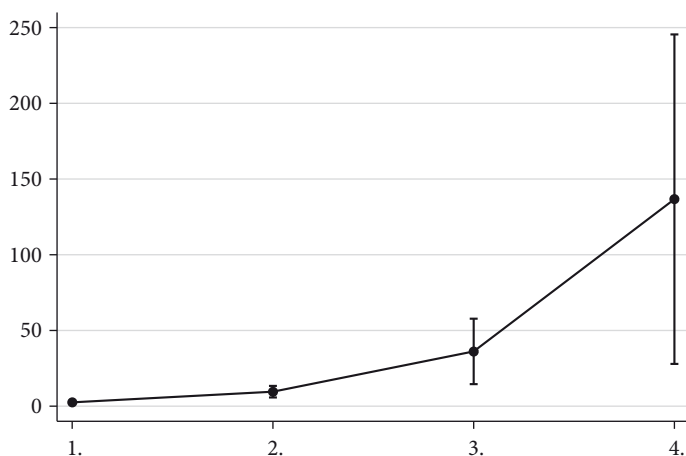
eredmények alapján megállapítottuk, hogy az arányos hazárd feltevése mind a korai (61–64. év között, $p = 0,9701$), mind a késői (65. évtől kezdődően, $p = 0,2405$) idős nyugdíjazási korév változójára teljesült, és a globális teszt értéke sem volt szignifikáns ($p = 0,5032$), az arányos hazárd feltevése tehát az egész Cox-modellre teljesült, ami a modell elfogadhatósága mellett szól.

A marginális hatások alapján a kezdeti életkortól számított első három évben – tehát a korai időszakban – az öregségi nyugdíjas nők körében 2012-ben a későbbi, 61 éves vagy idősebb korban bekövetkezett nyugdíjba menetel jelentősen növelte a halálozási kockázatot, azonban ez a becslés nagyon bizonytalan volt a rendkívül nagy szóródás miatt, ezért az e három évből származó becslést nem tekintettük elfogadhatónak. A becslés 95 százalékos konfidenciaintervalluma ténylegesen 44,8 és 411,6 között mozgott, tehát ez a becslés igen pontatlan volt, és 2012-ben az öregségi nyugdíjas nők kevesebb mint tíz százalékát érintette csupán, akkor is csak az első hároméves periódusban (12. ábra).

12. ábra

A vizsgált életkortól kezdődően számított első három évben az öregségi nyugdíjas nők halálozási kockázatának növekedése, a négy nyugdíjba vonulási kategóriában a nyugdíjazási korév növekedésével, 2012

Relatív kockázat



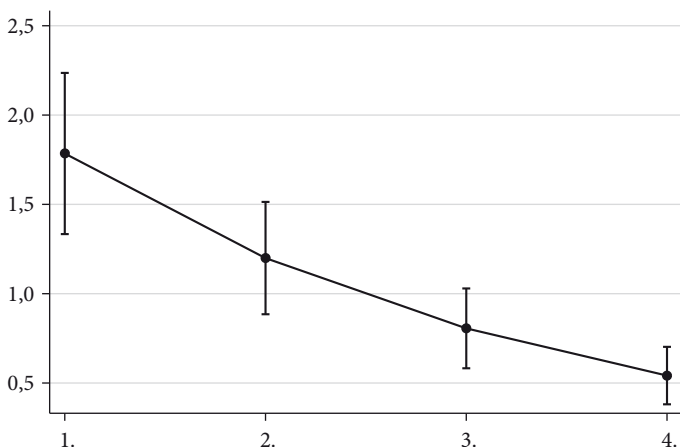
Megjegyzés: a halálozási esélyek hányadosa az 1. csoporthoz (55–54. év között nyugdíjazotakhoz) viszonyítva; a három nyugdíjba vonulási kategória: 1. 55–54 éves, 2. 55 éves, 3. 55–60 éves, 4. 61 évesnél több.

Tekintettel arra, hogy a 64. életévtől kezdődő időszak általában sokkal hosszabb, mint a 61–64. év között eltelt első három év, továbbá a 64. évtől kezdődően az eredmények szóródása lényegesen kisebb, mint az első három évben, ezért a 64. évtől kezdődően elfogadhatónak tekinthetők a modellre alapozott becslések. Arra lehet tehát következtetni, hogy az öregségi nyugdíjas nők halálozási kockázata 2012-ben a nyugdíjazási korév növekedésével párhuzamosan – kezdeti növekedést és bizonytalan ingadozást követően – csökken (13. ábra). A kockázat a kezdeti rövid időszakban még nem volt pontosan becsülhető.

13. ábra

A 64. évtől kezdődően az öregségi nyugdíjas nők halálozási kockázatának csökkenése, a négy nyugdíjba vonulási kategóriában a nyugdíjazási korév növekedésével, 2012

Relatív kockázat



Megjegyzés: a halálozási esélyek hányadosa az 1. csoporthoz (50–54. év között nyugdíjazottakhoz) viszonyítva; a három nyugdíjba vonulási kategória: 1. 55–54 éves, 2. 55 éves, 3. 55–60 éves, 4. 61 évesnél több.

Összefoglalás

Cox-regressziós elemzéssel és Aalen-féle additív hazárd modellel igazolható volt, hogy az öregségi nyugdíjas férfiak között mind az ellátási összeg, mind pedig a nyugdíjazási életkor összefügg a halálozással, az öregségi nyugdíjas nők között azonban csak a nyugdíjazási életkor befolyásolta a halálozást.

Az Aalen-féle módszerrel becsült kumulatív regressziós együtthatók és a pontonkénti 95 százalékos konfidenciaintervallumok hasznos kiegészítő eszköznek bizonyultak a standard arányos hazárd modellek mellett – még akkor is, ha az Aalen-modellek ábráiban néha nemlineáris alakzatok is megjelenhetnek (*Henderson–Milner* [1991]). Ezért is fontos, hogy a magyarázó változókat megalapozott módon válasszuk ki (*Hosmer és Royston* [2002]).

Röviden összefoglalva az eredményeket: a halandósági táblák alapján a saját jogú öregségi nyugdíjasok halandósága mindhárom vizsgált évben (2004, 2010, 2012) kedvezőbbnek bizonyult a magyarországi néphalandóságnál. Aki tehát megéri a nyugdíjas életkort és öregségi nyugdíjat kap, kedvezőbb helyzetben van azoknál, akik más típusú ellátást kapnak (például rokkantsági nyugdíjként megállapított öregségi nyugdíjat, főellátásként kapott özvegyi vagy szülői nyugdíjat vagy egyéb járadékot), vagy semmilyen ellátásban nem részesülnek.

A 2012. évi adatokból kapott eredményeink szerint az öregségi nyugdíjas férfiak között a nyugdíj összegének nagysága és a nyugdíjba meneteli kor is befolyásolja a várható élettartamot. Statisztikailag igazolható, hogy a magasabb nyugdíj és a

későbbi nyugdíjba menetel kedvezőbb életkilátásokkal jár együtt. A nők között ezek az összefüggések nem voltak ennyire egyértelműek, vagy csak bizonyos életszakaszokban voltak igazolhatók.

Az eddig bemutatott eredmények első elemző kísérleteinkből származnak. Az eredmények többnyire összhangban voltak a halandósági táblák alapján levont következtetésekkel, ugyanakkor arra is rávilágítottak, hogy további elemzés és módszertani fejlesztés szükséges a vizsgált tényezők és a halandóság kapcsolatának torzítatlan bemutatására. Az alkalmazott módszertant a közeljövőben folyamatosan kell fejleszteni egyrészt az adatok körének kibővítésével, másrészt az alkalmazott módszerek tekintetében is. További adatgyűjtések és modellek, egyebek mellett különböző paraméteres túlélési modellek segíthetik az eddigi eredmények validálását és az elemzések továbbfejlesztését.

Hivatkozások

- AALEN, O. O. [1980]: A model for non-parametric regression analysis of counting processes. Megjelent: *Klonecki, W.–Kozek, A.–Rosinski, J.* (szerk): *Lecture Notes in Statistics 2*. New York, Springer, 1–25. o. http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4615-7397-5_1.
- AALEN, O. O. [1989]: A linear regression model for the analysis of lifetime. *Statistics in Medicine*, Vol. 8. No. 8. 907–925. o. <http://dx.doi.org/10.1002/sim.4780080803>.
- AALEN, O. O. [1993]: Further results on the nonparametric linear regression model in survival analysis. *Statistics in Medicine*, 12. No. 17. 1569–1588. o. <http://dx.doi.org/10.1002/sim.4780121705>.
- ACHESON, SIR D. [1998]: Acheson Report: Independent Inquiry into Inequalities in Health Report (Chairman: Sir Donald Acheson). The Stationery Office, <https://www.gov.uk/government/publications/independent-inquiry-into-inequalities-in-health-report>.
- BANYÁR JÓZSEF [2011]: Javaslat az optimális járadékfüggvényre. *Sigma*, 49. évf. 3–4. sz. 105–124. o.
- BECKETTI, S. [2013]: *Introduction to Time Series Using Stata*. Stata Press.
- BERKI LÁSZLÓ [2010]: *Biostatistikai módszerek a rákkutatásban*. Diplomamunka. MTA Rényi Alfréd Matematikai Kutatóintézete–Országos Onkológiai Intézet, Budapest.
- BLACK, SIR D.–MORRIS, J. N.–SMITH, C.–TOWSEND, P. [1992]: *The Black Report: Inequalities in Health: Report of a research working group*. Penguin Books, <http://www.sochealth.co.uk/national-health-service/public-health-and-wellbeing/poverty-and-inequality/the-black-report-1980>.
- BLAXTER, M. [1985]: Self-definition of health status and consulting rate in primary care. *Quarterly Journal of Social Affairs*, 1. 131–71. o.
- BRESLOW, N. E. [1975]: Analysis of Survival Data under the Proportional Hazards Model. *International Statistical Review*, Vol. 43. No. 1. 45–57. o. <http://dx.doi.org/10.2307/1402659>.
- BRESLOW, N. E.–DAY, N. E. [1987]: *Statistical Methods in Cancer Research. Volume II: The Design and Analysis of Cohort Studies*. Oxford University Press, Oxford, UK.
- CLEVES, M.–GUTIERREZ, R. G.–GOULD, W.–MARCHENKO, J. V. [2010]: *An introduction to Survival Analysis Using Stata*. Stata Press, StataCorp LP.
- COX, D. R. [1972]: Regression Models and life tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 26. 103–110. o.

- ESŐ PÉTER–SIMONOVITS ANDRÁS–TÓTH JÁNOS [2011]: Designing Benefit Rules for Flexible Retirement: Welfare and Redistribution. *Acta Oeconomica*, Vol. 61. 3–32. o. <http://dx.doi.org/10.1556/aoecon.61.2011.1.2>.
- EXWORTHY, M.–BLANE, D.–MARMOT, M. [2003]: Tackling Health Inequalities in the United Kingdom: The Progress and Pitfalls of Policy. *Health Services Research*, Vol. 38. No. 6. 1905–1922. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6773.2003.00208.x>.
- FERGE ZSUZSA–KREMER BALÁZS–LOSONCZI ÁGNES–SZALAI JÚLIA [1985]: Health and Poverty: the Hungarian Case. Kézirat.
- GOLDBLATT, P. [1989]: Mortality by social class 1971–85. *Population Trends*, 1989. Centre for Longitudinal Study Information and User Support, 56. 6–15. o.
- GRAMBSCH, P. M.–THERNEAU, T. M. [1994]: Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, Vol. 81. No. 3. 515–526. o. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/81.3.515>.
- HABLICSEK LÁSZLÓ–KOVÁCS KATALIN [2007]: Az életkilátások differenciálódása iskolázottság szerint, 1986–2005. Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Intézetének Kutatási Jelentései, 84.
- HABLICSEKNÉ RICHTER MÁRIA [2011–2014]: Nyugdíjban, nyugdíjszerű ellátásban részesülők halandósága (2008, 2009, 2010, 2012). Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság, Budapest.
- HABLICSEKNÉ RICHTER MÁRIA–HOLLÓSNÉ MAROSI JUDIT [2010]: Nyugdíjban, nyugdíjszerű ellátásban részesülők halandóságának földrajzi különbségei Magyarországon. *Területi Statisztika*, 1. sz. 34–55. o.
- HARDIN, J. W.–HILBE, J. M. [2013]: *Generalized Linear Models and Extensions*, 3rd ed. College Station, TX: Stata Press/CRC.
- HENDERSON, R.–MILNER, A. [1991]: Aalen plots under proportional hazards. *Applied Statistics*, Vol. 40. No. 3. 401–409. o. <http://dx.doi.org/10.2307/2347520>.
- HILBE, J. M. [2014]: *Modeling Count Data*. Cambridge University Press, <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9781139236065>.
- HOLLÓSNÉ MAROSI JUDIT–H. RICHTER MÁRIA [2008]: A nyugdíjban, nyugdíjszerű ellátásban részesülők halandósága 2004-ben. *Statisztikai Szemle*, 86. évf. 9. sz. 875–898 o.
- HOSMER, D. W.–LEMESHOW, S. [1999]: *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*. JohnWiley and Sons, New York.
- HOSMER, D. W.–ROYSTON, P. [2002]: Using Aalen's linear hazards model to investigate time-varying effects in the proportional hazards regression model. *The Stata Journal*, Vol. 2. No. 4. 331–350. o.
- HOSMER, D. W.–LEMESHOW, S.–MAY, S. [2008]: *Applied Survival Analysis. Regression Modeling of Time-to-Event Data*. Second edition. John Wiley and Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, <http://dx.doi.org/10.1002/9780470258019>.
- JÓZAN PÉTER [2010]: Interjú. eLitMed Csatorna, <https://www.youtube.com/watch?v=1chIjMfgg2A>.
- KAPLAN, E. L.–MEIER, P. [1958]: Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53. No. 282. 457–481. o. <http://dx.doi.org/10.2307/2281868>.
- KEYFITZ, N.–CASWELL, H. [2005]: *Applied Mathematical Demography*, Third Edition. Springer Verlag, New York.
- KEYFITZ, N.–FLIEGER, W. [1972]: *Population: Facts and Methods of Demography*. W. H. Freeman and Co Ltd, San Francisco.

- KRÉMER BALÁZS [2013]: Miért is olyan félelmetes a társadalmak számára az, ha az emberek tovább élnek? *Szociológiai Szemle*, 23. évf. 3. sz. 51–83. o.
- KSH [2014]: Magyar statisztikai évkönyv, 2013. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [2015]: Európai lakossági egészségfelmérés, 2014. Statisztikai Tükör, 29. április 30.
- LAHELMA, E.–VALKONEN, T. [1990]: Health and social inequities in Finland and elsewhere. *Social Science and Medicine*, Vol 31. No. 257–265. o. [http://dx.doi.org/10.1016/0277-9536\(90\)90272-t](http://dx.doi.org/10.1016/0277-9536(90)90272-t).
- LECLERC, A.–LERT, F.–FABIEN, C. [1990]: Differential mortality: some comparisons between England and Wales, Finland and France, based on inequality measures. *Medicine and Health International Journal of Epidemiology*, Vol. 19. No. 4. 1001–1010. o. <http://dx.doi.org/10.1093/ije/19.4.1001>.
- LIEBMAN, J. B. [2001]: Redistribution in the Current U.S. Social Security System, NBER WP 8625, Cambridge, <http://dx.doi.org/10.3386/w8625>.
- LIN, Y.–WEI, L. J. [1989]: The robust inference for the Cox proportional hazards model. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84. No. 408. 1074–1078. o. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1989.10478874>.
- MARMOT, M. G.–MCDOWALL, M. E. [1986]: Mortality decline and widening social inequalities. *Lancet*, Vol. 328. No. 8501. 274–276. o. [http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736\(86\)92085-4](http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736(86)92085-4).
- MARMOT, M. G.–SHIPLEY, M. J.–ROSE, G. [1984]: Inequalities in Death – Specific Explanations of a General Pattern? *Lancet*, Vol. 323. No. 8384. 274–276. o. [http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736\(84\)92337-7](http://dx.doi.org/10.1016/s0140-6736(84)92337-7).
- MARTINUSSEN T.–SCHEIKE T. H. [2006]: *Dynamic Regression Models for Survival Data*. New York, Springer.
- PÁLDY ANNA–PINTÉR ALÁN–NÁDOR GIZELLA–VINCZE ISTVÁN–MÁLNÁSI TIBOR [2003]: Regional differences of mortality from malignancies in Hungary. *Orvosi Hetilap*, Vol. 144. No. 25. 1227–1233. o.
- PAMUK, E. R. [1985]: Social Class Inequality in Mortality from 1912–1972 in England and Wales. *Population Studies*, Vol. 39. No. 1. 17–31. o. <http://dx.doi.org/10.1080/0032472031000141256>.
- PICKETT, K.–WILKINSON, R. [2010]: *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone*. Penguin Books.
- PRESTON, S. H.–HEUVELINE, P.–GUILLOT, M. [2001]: *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*. Blackwell Publishing, Oxford.
- RODRÍGUEZ, G. [2015]: Period Life Table Construction using Stata. <http://data.princeton.edu/eco572/periodlt.html>.
- ROSE, G.–MARMOT, M. G. [1981]: Social Class and Coronary Heart Disease. *British Medical Journal*, Vol. 45 No. 1. 13–19. o. <http://dx.doi.org/10.1136/hrt.45.1.13>.
- SCHOENFELD, D. [1981]: The asymptotic properties of nonparametric tests for comparing survival distributions. *Biometrika*, Vol. 68. No. 1. 316–319. o. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/68.1.316>.
- SCHOENFELD, D. [1982]: Partial residuals for the proportional hazards regression model. *Biometrika*, Vol. 69. No. 1. 239–241. o. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/69.1.239>.
- SIMONOVITS ANDRÁS [2012]: Még egyszer az eszmei nyugdíjszámla elvi hibájáról. *Szigma*, 43. évf. 3–4. sz. 145–161. o.
- STATA CORP. [2013]: *Stata Statistical Software: Release 13*. College Station, TX: StataCorp LP.
- THERNEAU, T. M.–GRAMBSCH, P. M. [2000]: *Modeling Survival Data. Extending the Cox Model*. Springer, <http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4757-3294-8>.

- TOWNSEND, P.–DAVIDSON, N.–WHITEHEAD, M. [1992]: Inequalities in health with the health divide. Penguin.
- WHO [1990]: Targets for Health for All. World Health Organization, Regional Office for Europe, Koppenhága.
- WILKINS, R.–ADAMS, O.–BRANCKER, A. [1989]: Changes in Mortality by Income in Urban Canada from 1971 to 1986. Health Reports, Vol. 2. No. 1. 137–174. o.

Függelék

Matematikai-statisztikai módszertan

Statisztikai simítás (kiegyenlítés)

A nyers halálozási adatokat a 34343RSSH kódszámú robusztus nemlineáris simítás módszerével simítottuk, kiegészítve a Hanning-féle lineáris simítással STATA 13 programcsomaggal (*StataCorp* [2013]). A simítási eljárás a kis- és nagybetűt nem megkülönböztető alfanumerikus karakterek sorozatával írható le. A mediánsimító eljárás 1 és 9 közötti számmal írható le (beleértve az 1-et és a 9-et), ahol a szám jelzi a medián kiszámításához tartozó távolságot. A medián simító eljárással az adott távolság felhasználásával kiszámítottuk a mediánt. Például a 5 távolságú mediánsimító eljárásnál a simított y_t^* értéket öt szomszédos megfigyelt y_t érték alapján a következőképpen számítjuk ki:

$$y_t^* = (y_{t-2}, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, y_{t+2}) \text{ mediánja (Becketti [2013]).}$$

A Hanning-féle simító eljárás 3 távolságú súlyozott átlag a következő formula szerint (*Becketti* [2013]):

$$y_t^* = (y_{t-1} + 2y_t + y_{t+1})/4.$$

A fentiekén túl további három karakter – *R*, *E* és *S* – szerepelhet a simító eljárás pontosabb leírására. *R* (*repeat*) jelzi, hogy a megelőző simító eljárás alkalmazása ismétlésre került az illesztési konvergencia eléréséig. Például a *3R* karaktersorozat olyan 3 távolságú mediánsimító eljárást jelöl, amely mindaddig ismétlésre kerül, amíg az illesztés során az értékekben nincs további változás. Az *E* (*endpoint*) műveleti operátor valamely sorozat végpontjának speciális kezelési módját jelzi. Az *S* (*split*) műveleti operátor alkalmazása akkor indokolt, amikor a kezdeti simító eljárás során ismételten azonos értékek keletkeznek, és az illesztést ennek ellenére pontosítani szükséges. Ekkor az *S* operátorral a sorozat részsorozatokra bontható, amelyekre elvégezzük az illesztést, majd a részsorozatokat újra egyesítjük (*Becketti* [2013]). Az általunk alkalmazott 34343RSSH simító eljárás szerint 3, majd 4, majd 3, majd 4, majd 3 távolságú mediánsimító eljárást alkalmaztunk a q_x halálozási valószínűségen a konvergencia eléréséig, amelyet kétszer a Hanning-féle simítás követett.

Gompertz-függvény és logisztikus regressziós illesztés

A halálzási valószínűség (q_x) modellezéséhez és predikciójához a simított q_x alapján nemlineáris legkisebb négyzetes becsléssel a következő modelleket illesztettük, amelyekben a halálzási valószínűség (q_x) függő változóként (y_i), a kor pedig független változóként (x) szerepelt:

- 3 paraméteres Gompertz regresszió, $q_x = b_1 \times \exp\{-\exp[-b_2 \times (x - b_3)]\}$
- 3 paraméteres logisztikus regresszió, $q_x = b_1 / \{1 + \exp[-b_2 \times (x - b_3)]\}$.

A nyers, kiegyenlített és a modellnek megfelelő q_x értékek alapján kiszámítottuk a megfelelő p_x túlélési valószínűségeket, majd az l_x túlélési függvényeket 100 ezer fővel induló gyökér kezdőszámmal, amely mutatja az induló kezdőszámból az adott életkort még megélt személyek számát, a d_x halálzási különbségeket, az L_x megélt személyévek számát minden korcsoportban, a T_x kumulatív összeget, ahol T_x az x koron túli időpontot megélt személyévek száma, továbbá az $e_x = T_x / l_x$ várható átlagos élettartamot az x -edik életkorban.

Additív hazard modellek

Az arányos hazard modellek esetén adott személy (j) multiplikatív módon arányos, tehát szorzással arányos az alap (*baseline*) hazarddal, és az $\exp(\cdot)$ függvény alkalmazása segít elkerülni, hogy a $h_j(\cdot)$ függvény értéke bármikor negatívvá váljon:

$$h_j(t) = h_0(t) \exp(\beta_0 + \mathbf{x}_j \beta_x).$$

A modellt még akkor is arányos hazard modellnek neveznénk, amennyiben nem $\exp(\cdot)$, hanem valamilyen más függvény kerülne alkalmazásra. Bizonyos esetekben az arányos hazard feltevése nem teljesül vagy nem megfelelő. Ilyenkor az egyik lehetőség a paraméteres gyorsítottélet-modellek (AFT modellek) vagy $\ln(\text{idő})$ modellek alkalmazása, amikor $\ln(t_j) = \mathbf{x}_j \beta_x + \varepsilon_j$, tehát $\tau_j = \exp(-\mathbf{x}_j \beta_x) \times t_j$, ahol az $\exp(-\mathbf{x}_j \beta_x)$ kifejezést gyorsító paraméternek nevezik, mivel ha a kifejezés értéke 1-nél nagyobb, akkor például a betegség lefolyása során az idő mintegy gyorsul, ha a kifejezés 1-nél kisebb, akkor az idő mintegy lassul, és ha a kifejezés értéke 1-gyel egyenlő, akkor pedig az idő a szokásos normál ütemben halad (*Berki* [2010]). A gyorsított modellek alkalmazása elsősorban az iparban terjedt el, időnként szintén alkalmazzák biológiai modellekben kumulálódó toxicitás esetén (*Therneau–Grambsch* [2000]).

Az arányos hazard feltevéseinek nem teljesülése vagy nem megfelelősége esetén a másik lehetőség az additív kockázat vagy additív hazard modell lehet. Ezt a modellt vizsgálta *Breslow–Day* [1987], valamint *Lin–Ying* [1994]. Ebben a regressziós modellben a regressziós együtthatók a megfelelő magyarázó változók egységnyi megváltozása esetén a hazard függvényben bekövetkező változásként írhatók le. A fenti függvény általánosabb formáját tanulmányozta *Aalen* [1989], [1993] (amikor a β komponensei az időtől is függnak).

Aalen-féle additív hazard modell

A t -edik időpontban a $p + 1$, vektoros formában $\mathbf{x}' = (1, x_1, x_2, \dots, x_p)$ magyarázó változót tartalmazó modell hazard függvénye:

$$h[t, \mathbf{x}, \beta(t)] = \beta_0(t) + \beta_1(t)x_1 + \beta_2(t)x_2 + \dots + \beta_p(t)x_p.$$

Az együtthatók ebben a modellben kifejezik a t -edik időpontban a kockázat megváltozását az alapkockázathoz, hazardhoz viszonyítva a vonatkozó magyarázó változó egy egységgel történő megváltozása és a többi változó rögzített értéke esetén. A modellben megengedett a magyarázó változó folyamatos időbeli megváltozása. A kumulatív hazard függvény a fenti függvényben szereplő hazard függvény integrálásával állítható elő:

$$\begin{aligned} H[t, \mathbf{x}, \mathbf{B}(t)] &= \int_0^t h[u, \mathbf{x}, \beta(u)] du \\ &= \sum_{k=0}^p x_k \int_0^t h[\beta(u)] du \\ &= \sum_{k=0}^p x_k B_k(t), \end{aligned}$$

ahol $x_0 = 1$ és $B_k(t)$ a k -adik magyarázó változó kumulatív regressziós együtthatója. A fentiekből következik, hogy az úgynevezett alap kumulatív hazard függvény $B_0(t)$ (*Hosmer-Lemeshow* [1999]). *Aalen* [1989] kidolgozta annak a modellnek a tesztelési mechanizmusát, amely szerint a modell valamennyi regressziós együtthatójának értéke nulla. Egyrészt tehát lehetséges az egész modell szignifikanciájának a vizsgálata, másrészt arra is van mód, hogy az egyes regressziós együtthatók szignifikanciáját külön-külön is teszteljük (*Hosmer-Royston* [2002]).