

# Túlélési kockázatok fedezése longevity bond segítségével

Diplomamunka

Írta: Komáromi Réka

Alkalmazott matematikus szak

Külső Témavezető:

Bozsó Dávid

Risk Management, ING Insurance Central Europe

Belső konzulens:

Arató Miklós

Valószínűségelméleti és Statisztika Tanszék

Eötvös Loránd Tudományegyetem, Természettudományi Kar



Eötvös Loránd Tudományegyetem

Természettudományi Kar

2011

# Tartalomjegyzék

<b>1. Bevezetés</b>	<b>4</b>
<b>2. Növekvő élettartam problémája</b>	<b>6</b>
2.1. Jelölések . . . . .	6
2.2. Halandósági ráta csökkenése . . . . .	7
2.2.1. A magyar halandósági arány változása 1949-2006-ig . . . . .	7
2.2.2. Csecsemőhalandóság . . . . .	9
2.3. Születéskor várható élettartam meghatározása . . . . .	10
2.4. Várható hátralévő élettartam meghatározása . . . . .	11
2.5. Előrejelzések . . . . .	13
<b>3. Halandósági kockázatok az életbiztosításban</b>	<b>15</b>
3.1. Túlélési kockázatok kezelése . . . . .	15
3.1.1. Tevékenységek összehangolása . . . . .	15
3.1.2. Viszontbiztosítás . . . . .	15
3.1.3. Longevity bond (EIB/BNP) . . . . .	15
<b>4. Longevity bond</b>	<b>17</b>
<b>5. Arbitrázsmentes árazás</b>	<b>19</b>
<b>6. A halandósági kockázat piaci ára</b>	<b>21</b>
6.1. Wang transzformált . . . . .	21
6.2. Wang transzformált alkalmazása a járadékszolgáltatásban . . . . .	21
<b>7. Longevity bond árazása</b>	<b>23</b>
<b>8. Alkalmazás magyar halandósági adatokon</b>	<b>25</b>
8.1. Halandóság piaci ára Magyarországon . . . . .	25
8.2. Magyar longevity bond árazása . . . . .	27
<b>9. Érzékenységvizsgálat</b>	<b>30</b>
9.1. Halandóság piaci árának érzékenysége a technikai kamatra, és a halandóságra . . . . .	30
9.2. Longevity bond árának érzékenysége . . . . .	31
<b>10. Konklúzió</b>	<b>32</b>

<b>11.Hivatkozások</b>	<b>33</b>
<b>12.Mellékletek</b>	<b>35</b>
12.1. Várható hátralévő élettartam kiszámítása 62 éves férfiak esetén . . . . .	35
12.2. Várható hátralévő élettartam kiszámítása 62 éves nők esetén . . . . .	35
12.3. Születéskor várható élettartam kiszámítása férfiak esetén . . . . .	36
12.4. Születéskor várható élettartam kiszámítása nők esetén . . . . .	36

# 1. Bevezetés

Az utóbbi évtizedekben sokat fejlődött az orvostudomány, kisebb a csecsemőhalandóság, egyre több betegségnek ismert az ellenszere, megelőzési módja. Az emberek szemlélete is formálódott, nagyobb figyelmet fordítunk a higiénéjára, egészségmegőrzésre. Kényelmesebb otthonokban élünk, a munkahelyi adottságok javultak, általánosságban elmondható, hogy jobbak az életkörülmények, mint a korábban. A pozitív változások jótékony hatással vannak az emberek egészségi állapotára, és ezáltal magasabb életkort érnek el. Az élettartam növekedése kihívást jelent a biztosítók, magánnyugdíjpénztárak számára a járadékfizetés tekintetében. A túlélési kockázat, vagyis annak a veszélye, hogy a tényleges élettartam hosszabb a feltételezettnél, fontos kockázati tényező a járadék-szolgáltatók szempontjából. Amennyiben a biztosítottak az előrejelzettnél magasabb életkort érnek el, akkor ezek a szerződések akár veszteségessé is válhatnak, hiszen a járadékfizetés időszaka ezáltal kitolódik, a biztosító kötelezettségvállalása a tervezettnél tovább tart. Ez a jelenség a világ nagy részén megfigyelhető, a túlélési kockázat fedezését szolgáló pénzügyi megoldásokkal indokoltá vált foglalkozni. A biztosítók a nem várt kockázatokat a befektetőkkel szeretnék megosztani, ebből a célból már különböző konstrukciók születtek. A természeti katasztrófákból eredő kockázatok fedezésére már az 1990-es évek közepén vezettek be úgy nevezett katasztrófa kötvényeket (angol rövid megfelelője: cat-bond). Ezeknek az a lényege, hogy bizonyos típusú katasztrófa bekövetkezése esetén a kötvényből vásárló befektetők elvesztik a befizetett tőkét, amit a biztosító a kárkifizetésre fordít, ellenben, ha nem következik be olyan típusú katasztrófa, amire a kötvényt kibocsátották, akkor a befektetők a tőkén felül magas kuponfizetést is kapnak. Ezek a kötvények nagyon kockázatosak a befektetők számára, viszont a futamidő viszonylag rövid, a hozam pedig átlagon felüli. Az ilyen ügyletek népszerűek, évről évre bocsátanak ki cat-bondokat. A cat-bondokhoz hasonló konstrukció született extrém halandóságra is, a Swiss Re 2003-ban bocsátott ki egy 4 éves futamidejű kötvényt US LIBOR+135bps kuponnal. A tőke itt sem volt garantált, viszont a magas kuponfizetés meggyőzte a befektetőket, a kibocsátott 400m USD mind elkelt a jegyzés során. A sikeres kibocsátások ösztönzőleg hatottak a biztosítókra, mintájukra gyorsan elkészült az ellenkező irányú kockázat, vagyis a túlélés fedezését célzó eszköz, a longevity bond. Az első longevity bondot az EIB/BNP alkotta meg, 2004-ben jelentették be a kibocsátását 25 éves futamidővel (részletesebben a 3. fejezetben írok a konstrukcióról), de a kibocsátás nem valósult meg. A későbbi longevity bondok sem váltották be a hozzájuk fűzött reményeket. Ennek oka az lehetett, hogy a halandósági kockázatnak hiányzik a likvid piaca, a mortalitási adatok nehezen

hozzáférhető, ritkán, és késve kommunikálják őket. Nem utolsó sorban a befektetők számára kevésbé átlátható konstrukciókról beszélünk. Ezek a tényezők állhatnak amögött, hogy a befektetők egyelőre nem kedvelik az ilyen típusú ügyleteket. Kiemelt kockázatról lévén szó a biztosítók viszont továbbra is bíznak abban, hogy népszerűbbé válnak a jövőben ezek a megoldások, és működőképes konstrukciókat tudnak majd alkotni. Véleményem szerint a longevity bondok fogadtatása változni fog, mert alapjaiban jó megoldást kínál a biztosítók problémájára, és úgy gondolom, hogy megfelelő módosításokkal vonzóbbá tehető a befektetők számára is. Ez motivált abban, hogy megvizsgáljam, miként működne magyar környezetben egy longevity bond. Diplomamunkám célja, hogy egy könnyen áttekinthető mintát mutassak a magyar longevity bondra, amely akár a biztosító menedzsmentjének tájékoztatására is alkalmas. Kezdetben az élettartam növekedő tendenciáját szemléltem, majd a halandósági kockázatok fedezési lehetőségeit ismertetem. A 4. fejezetben részletesen bemutatok egy longevity bond konstrukciót, majd a 6. fejezetben Wang [7] által kifejlesztett módszerrel a halandóság piaci árának kiszámítását vezetem le Lin és Cox [9] ötletét is felhasználva. Ezt követően az ismertett longevity bond lehetséges árazását mutatom be. Végül magyar adatokkal gyakorlatba is megvalósítom a fentieket, beárazom a longevity bondot, és végül érzékenységvizsgálatot végzek.

## 2. Növekvő élettartam problémája

A bevezetésben említésre került, hogy a járadékszolgáltatók, magánnyugdíjpénztárak szempontjából fontos kockázati tényező az, hogy az élettartam a vártnál nagyobb. Ezt a kockázatot nevezik magyarul túlélési kockázatnak, angol szakirodalomban longevity risk néven találkozhatunk vele. A túléléssel az a probléma, hogy ilyen esetekben a biztosító a kötelezettségeit szerződéskötéskor alulbecsüli, és ez a termékek árazásánál azt eredményezi, hogy a szükségesnél alacsonyabb árat állapítanak meg. Ebben a fejezetben főként 1949-2006 időszakra vonatkozó magyar halandósági adatokkal végzett számítások segítségével bizonyítást nyer, hogy valóban emelkedés figyelhető meg a várható élettartam tekintetében. Ehhez az annuitás szempontjál fontos értékek meghatározásának módszereit, és a magyar esetben kapott eredményeket is szemléltetem. Tanulmányozásra kerülnek a rendelkezésemre álló halandósági adatok, várható életkor és a várható hátralévő élettartam növekedése. A múlt vizsgálatát követően a jövőről ejtek néhány szót, az Economic Policy Committee (AWG) és Directorate-General for Economic and Financial Affairs publikációja [5] alapján az élettartamra vonatkozó előrejelzések is olvashatók ebben a részben.

### 2.1. Jelölések

A levezetésre kerülő képletek könnyebb követhetősége céljából szükség van egy egységes jelölésrendszerre:

- $X$  valószínűségi változó jelöli egy egyén élettartamát.
- $q_x$  jelöli a halandósági rátát  $x$  életkorban, vagyis  $P(X < x+1 | X \geq x)$  valószínűséget.
- $p_x$  jelöli a túlélési rátát  $x$  életkorban, vagyis  $P(X \geq x+1 | X \geq x)$  valószínűséget.

$$p_x = 1 - q_x$$

- ${}_t p_x$  jelöli annak a valószínűségét, hogy  $x$  életkorú ember legalább további  $t$  évig életben marad, vagyis  $P(X \geq x+t | X \geq x)$  valószínűséget.

$${}_0 p_x = 1$$

$${}_t p_x = p_x \cdot p_{x+1} \cdot \dots \cdot p_{x+t-1}$$

- $tq_x$  jelöli annak a valószínűségét, hogy  $x$  életkorú nem éli meg  $x+t$  életkort, vagyis  $P(X < x+t | X \geq x)$  valószínűséget.

$${}_0q_x = 0$$

$${}_tq_x = 1 - {}_tp_x$$

- $l_x$  a túlélési rend, vagyis  $x$  életkor elérésének a valószínűsége.

$$P(X \geq x) = P(X \geq x | X \geq x-1) \cdot P(X \geq x-1) = p_{x-1} \cdot l_{x-1} = \prod_{i=0}^{x-1} p_i$$

- $\mu(t, x)$  jelöli a halálozási intenzitást, ez a mennyiség azt fejezi ki, hogy kis  $dt$  hosszú intervallumon mekkora az időegységre jutó halandósági valószínűség, ebből következik, hogy  $t$  és  $t+dt$  között bekövetkező halandóság valószínűsége  $\mu(t, x) \cdot dt$ . Egy adott  $t$  évben a halandóság és  $\mu(t, x)$  között az alábbi összefüggés teljesül:

$$q(t, x) = 1 - e^{[-\int_0^t \mu(s, x) ds]}$$

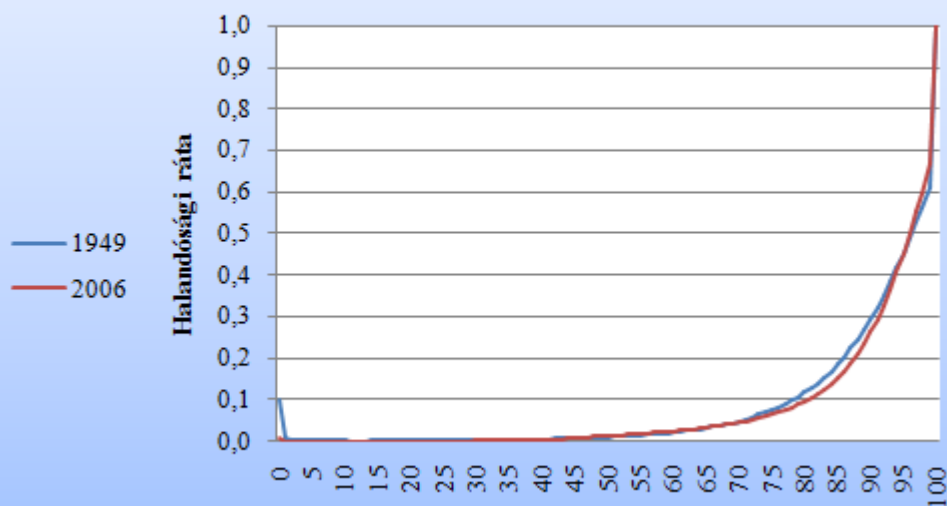
- $d(0, t)$  diszkont faktor, vagyis éves  $r$  kamat esetén  $\frac{1}{(1+r)^t}$ , ezzel tudunk a 0 időpillanatra visszadiszkontálni egységnyi értéket.
- $q_x$  adatokat az ún. halandósági tábla tartalmazza, jelen esetben az 1949-2006 évekre vonatkozó magyar halandósági táblát használom.

## 2.2. Halandósági ráta csökkenése

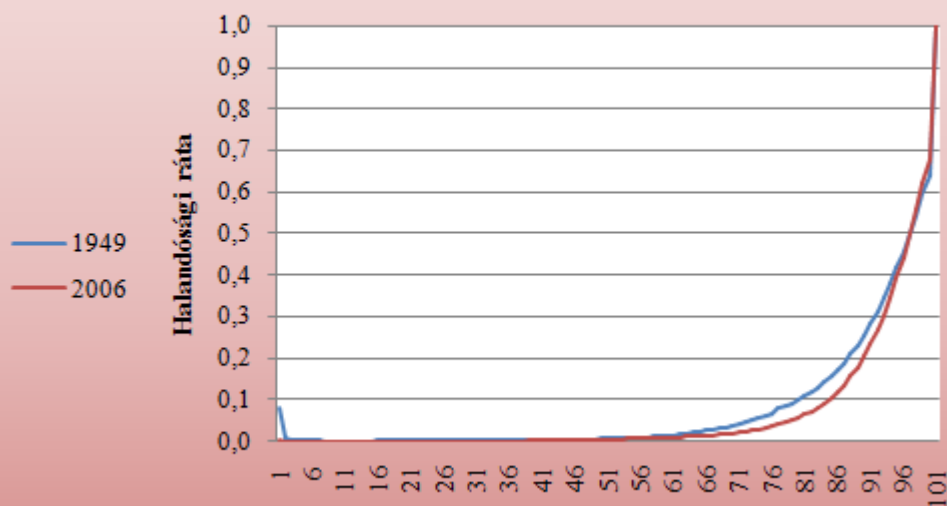
### 2.2.1. A magyar halandósági arány változása 1949-2006-ig

Az élettartam növekedését legkönnyebben úgy láthatjuk be, ha a rendelkezésünkre álló halandósági rátákat megvizsgáljuk. A magyar halandóság 1949-es adatait vetem össze a legfrissebb rendelkezésemre álló, vagyis a 2006-os adatokkal. A nők és férfiak esetében is az olvasható le a görbékről, hogy az 1949-es halandósági arány szinte minden életkorban magasabb volt a 2006-os értékeknél. A változás mértékét viszont az egyes életkorokra vonatkozó adatok százalékos aránya még jobban szemlélteti. Kevesebb mint 60 év alatt annyit fejlődött a halandóság, hogy bizonyos életkorok tekintetében a 2006-os ráta nem éri el az 1949-es halandósági arány 20%-át sem.

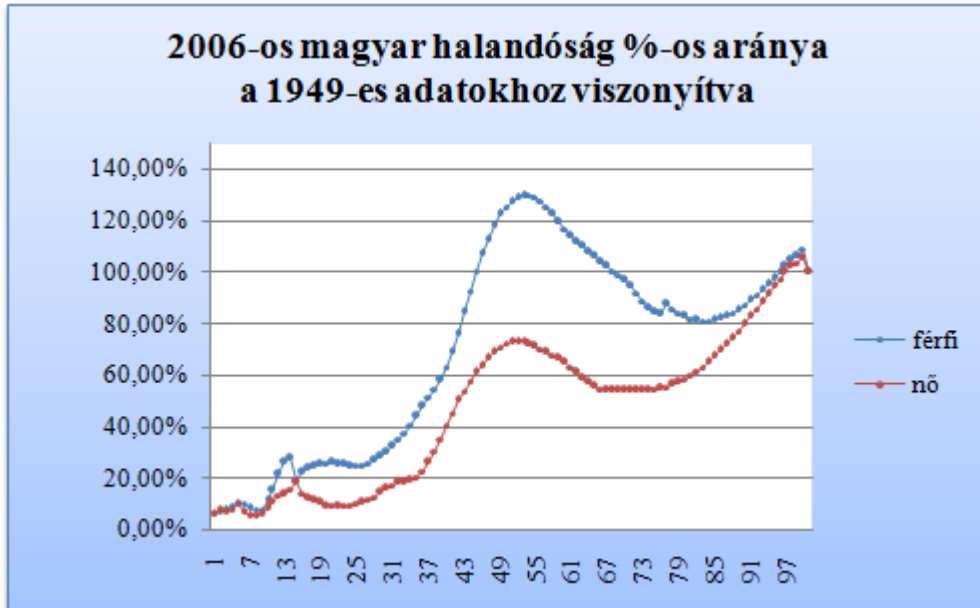
### Halandósági ráta magyar férfiak esetében



### Halandósági ráta magyar nők esetében

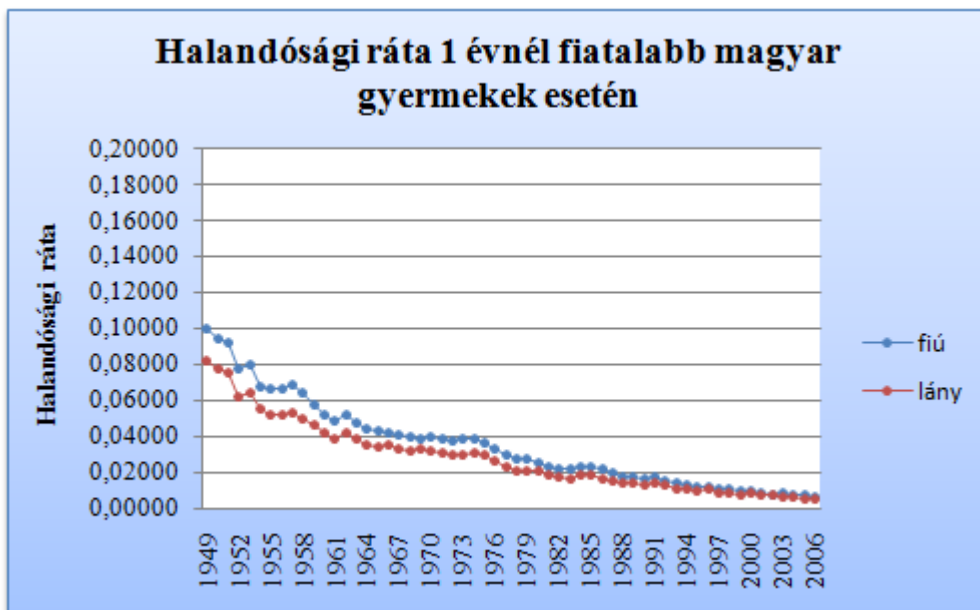






#### 2.2.2. Csecsemőhalandóság

Az átlagos életkor emelkedéséhez nagymértékben hozzájárult, hogy az orvostudomány fejlődésével a csecsemőhalandóság jelentősen lecsökkent az utóbbi évtizedekben. A következő diagramon a magyar csecsemők halandósági adatai láthatók, megfigyelhető, hogy 2006-ra szinte 0-ra csökkent a halandósági arány 1 éves kor alatt, és ez az érték 1949-ben még 0,1 körül mozgott.

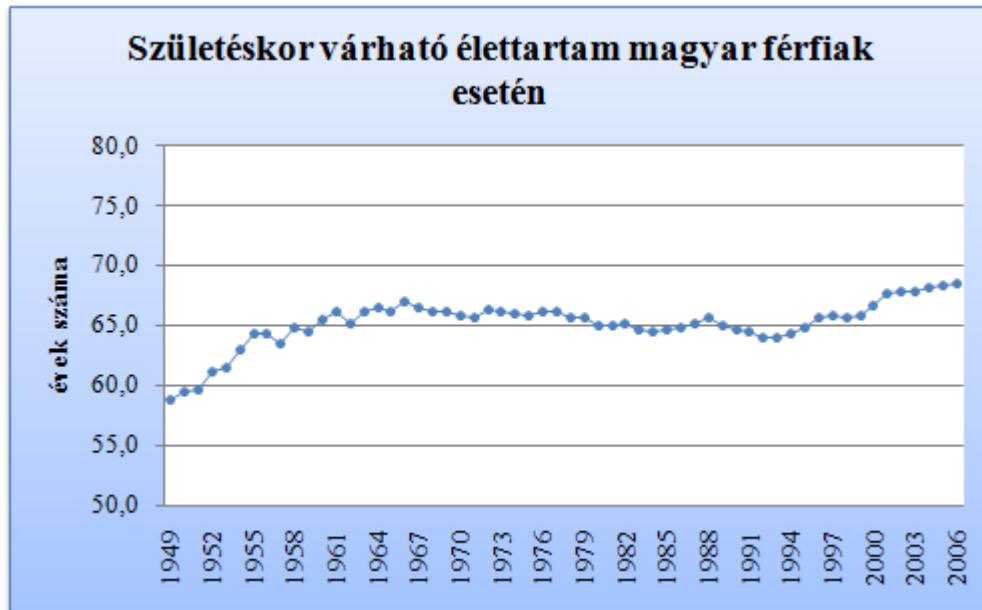


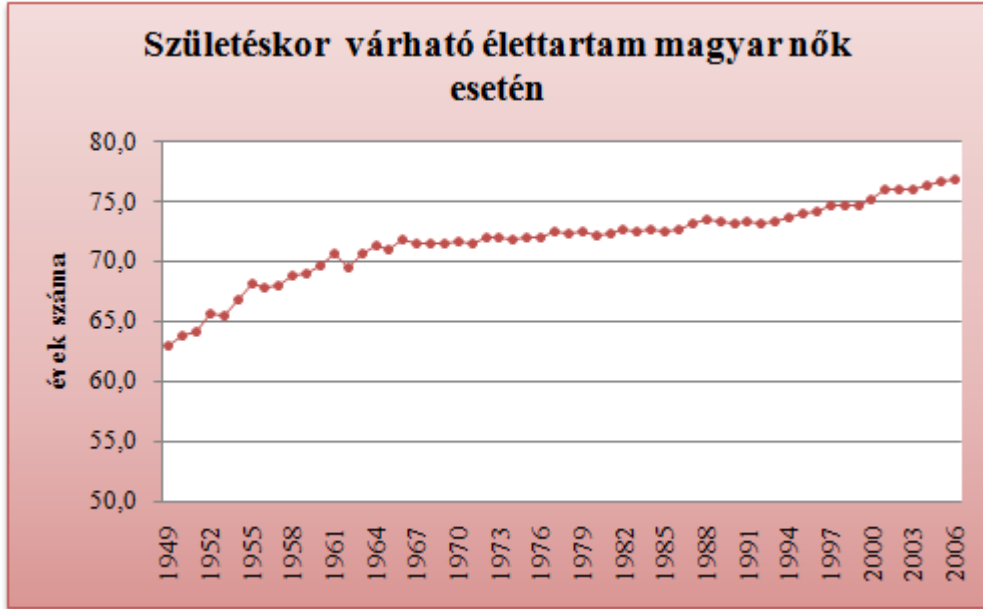
### 2.3. Születéskor várható élettartam meghatározása

A születéskor várható élettartam kiszámítása az alábbi képlet alapján történik:

$$E(X) = \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot P(X = i) = \sum_{i=0}^{\infty} P(X \geq i) = \sum_{i=0}^{\infty} l_i$$

Ezt a számítást magyar halandósági adatokkal elvégezve a következő ábrákon látható eredményeket kapjuk. Férfiak és nők esetében is könnyen leolvasható, hogy a legmagasabb várható életkor a 2006-os évhez tartozik, és a 2006-os értékek jelentősen magasabbak, mint 1949-es adatokból számítottak. Férfiaknál kb. 10 év, nőknél kb. 14 év az eltérés. A férfiak esetében az élettartam növekedése nem volt monoton, a nők esetében viszont szinte folyamatos emelkedést figyelhetünk meg évről évre.





## 2.4. Várható hátralévő élettartam meghatározása

Járadékfizetés szempontjából nagyon fontos a várható hátralévő élettartam kiszámítása. Ennek ismeretében képes a biztosító meghatározni az egy hónapra jutó járadékot adott kezdeti befizetés mellett. A várható hátralévő élettartamot két módon is kalkulálhatjuk. Az egyik megközelítésben valóban a hátralévő évek számának várható értékét írjuk fel az alábbiak szerint:

$$\begin{aligned}
 E_x(rX) &= \sum_{t=0}^{\infty} t \cdot t p_x \cdot q_{x+t} = \sum_{t=0}^{\infty} t \cdot t p_x \cdot (1 - p_{x+t}) = \sum_{t=0}^{\infty} t \cdot p_x \cdot p_{x+1} \cdot \dots \cdot p_{x+t-1} - \\
 &\sum_{t=0}^{\infty} t \cdot p_x \cdot \dots \cdot p_{x+t} = \sum_{t=1}^{\infty} t p_x = p_x + p_x \cdot p_{x+1} + p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} + \dots
 \end{aligned}$$

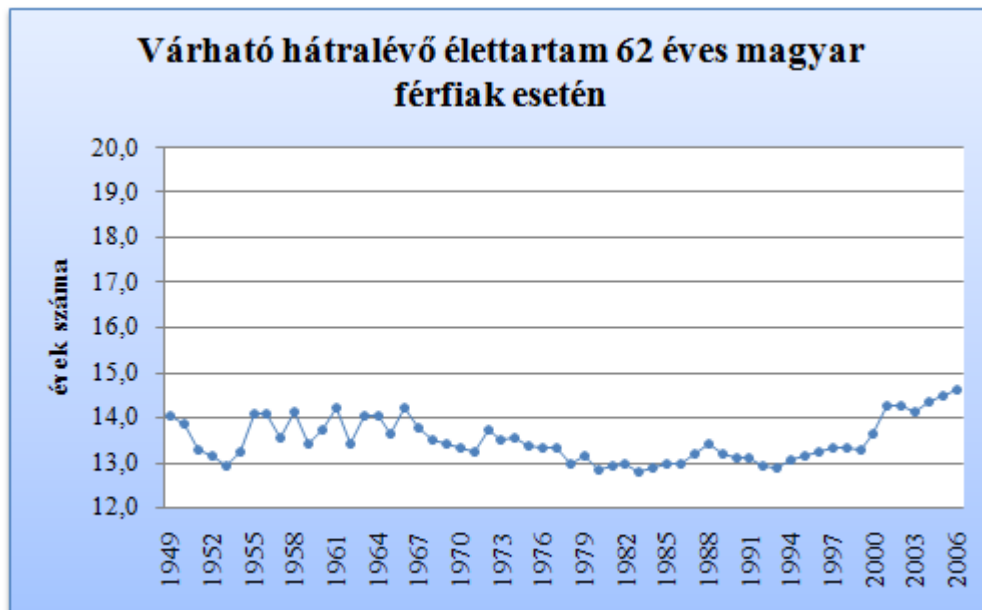
Másik megközelítésben feltételes várható életkort számolunk, majd a kapott értéket csökkentjük a feltett életkorral, és így kapjuk meg a várható hátralévő élettartamot

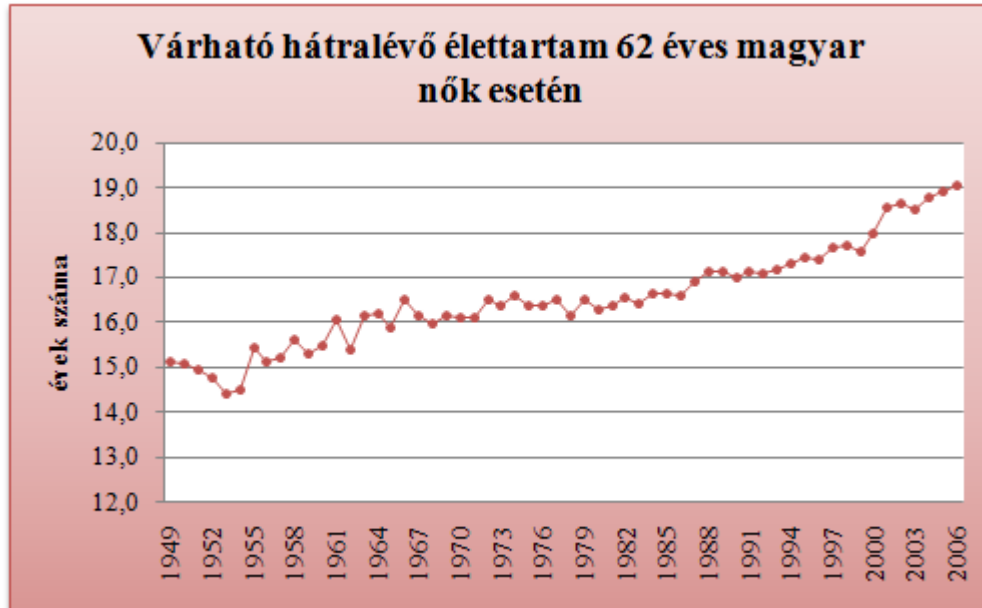
$$\begin{aligned}
 E(X|X \geq x) &= \sum_{i=x}^{\infty} i \cdot P(X = i) \\
 &= x \cdot P(X = x) + (x + 1) \cdot P(X = x + 1) + (x + 2) \cdot P(X = x + 2) + \dots \\
 &= (x - 1) \cdot [P(X = x) + P(X = x + 1) + P(X = x + 2) + \dots] \\
 &+ P(X = x) + \sum_{i=x+1}^{\infty} P(X \geq i|X \geq x) = (x - 1) + 1 + \sum_{t=1}^{\infty} tp_x \\
 &= x + \sum_{t=1}^{\infty} tp_x
 \end{aligned}$$

Így a várható hátralévő élettartam a következőképpen számolható:

$$E(X|X \geq x) - x = \sum_{t=1}^{\infty} tp_x$$

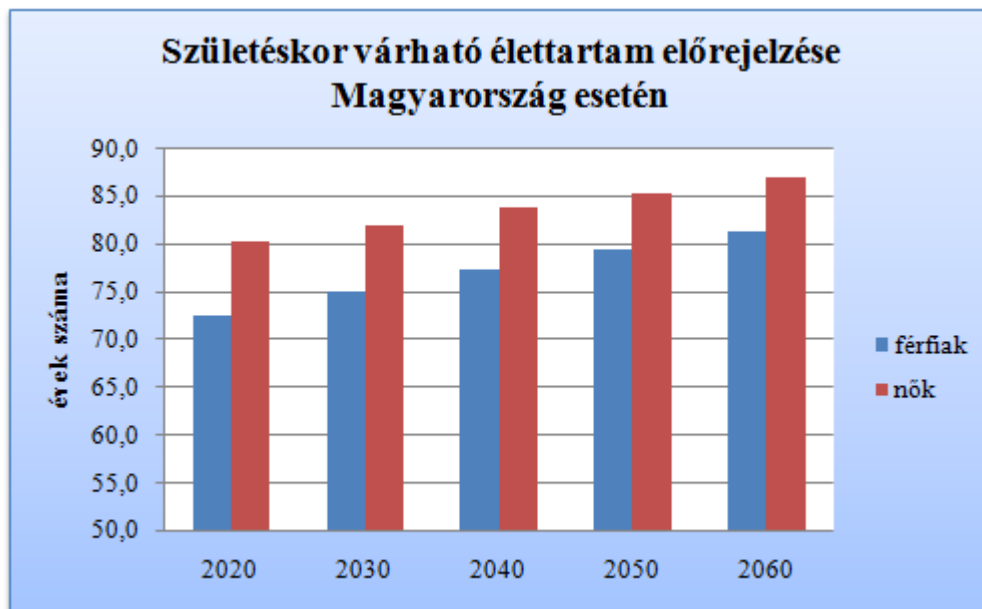
Alkalmazva az előbbieket 62 éves magyar nőkre és férfiakra, az eredmények a következők:



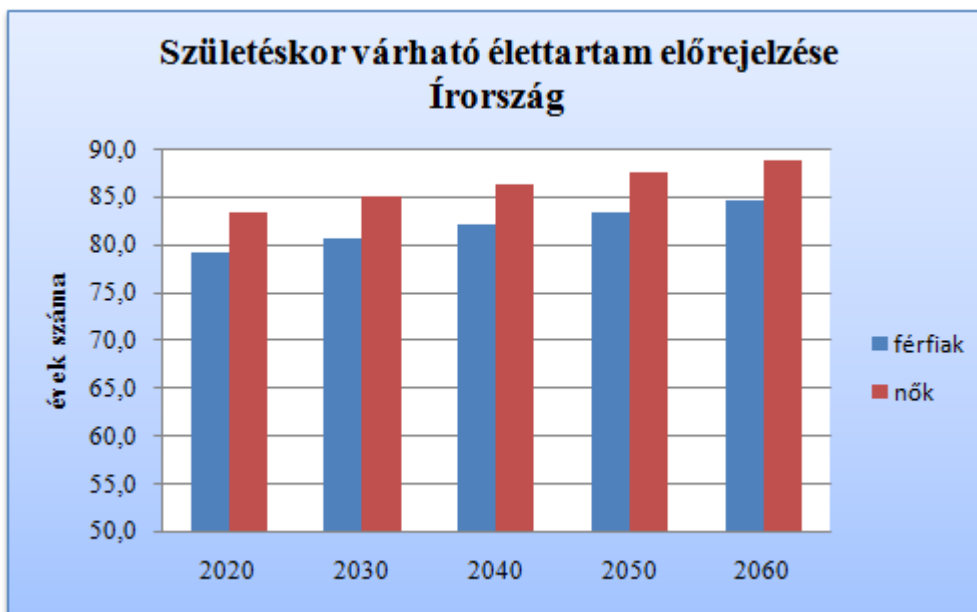
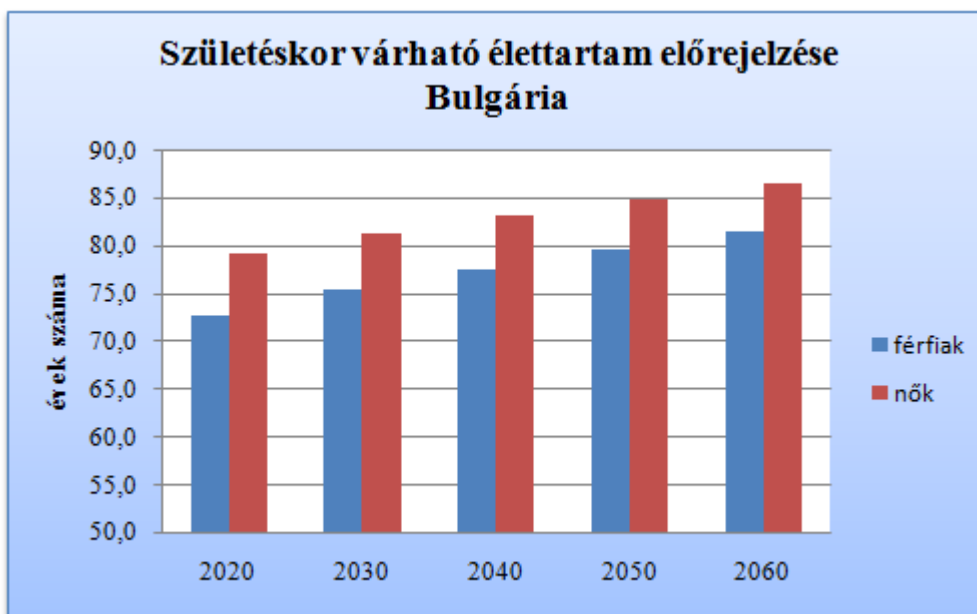


## 2.5. Előrejelzések

Érdekesképpen a [5] forrásból lássunk néhány előrejelzést. A magyar halandósági adatok alapján képet kaptunk a múlttól, a jövőre nézve további növekedésre számítanak Magyarországon 2020-2060 időszakra vonatkozóan a szerzők.



A [5] publikáció hasonló előrejelzést tartalmaz Bulgáriára és Írországra vonatkozóan is, összehasonlítóképpen tekintsük az alábbi ábrákat.



### **3. Halandósági kockázatok az életbiztosításban**

Az életbiztosítók halandósági kockázatait 2 fő csoportba szokták sorolni, a szisztematikus, és a nem szisztematikus csoportba. A nem szisztematikus, vagy egyedi kockázat az, ami valamilyen sajátos tényezőből (terület, ügyfélkör, stb.) ered, pl.: a halandóság a biztosító társaság adott csoportjában eltér a területen megfigyelttől. Az ilyen egyedi kockázatok diverzifikálással porlaszthatók. A szisztematikus kockázatok azok, amiket a halandóság nem várt változása okoz általánosságban. Tehát ezek nem kifejezetten egy-egy biztosítóhoz, területhez vagy termékhez kapcsolódnak, hanem inkább a biztosítók által elfogadott feltételezéseket döntik meg. Az ilyen kockázatok természetükből adódóan diverzifikálással nem kivédhetők. Ilyen kockázat a túlélési kockázat is, aminek kezelésére más eszközök állnak rendelkezésére.

#### **3.1. Túlélési kockázatok kezelése**

A túlélési kockázatok kezelésére több lehetőség is ismert napjainkban, ebben a fejezetben ismertetek néhányat az alkalmazott eszközök közül.

##### **3.1.1. Tevékenységek összehangolása**

Azon biztosítók, akik egyszerre foglalkoznak kockázati életbiztosítással és járadékszolgáltatással, egyszerűbben tudják kezelni a túlélési kockázatot. A vártnál hosszabb élettartam a kockázati életbiztosítások szempontjából kedvező, viszont a járadékfizetési időszak tovább tart, és ez fordított esetben is működik, korrelációjuk negatív. Az egyes szerződéstípusokból eredő kötelezettségek mennyiségét összehangolva a biztosító bizonyos mértékben képes fedezni a túlélési kockázatát.

##### **3.1.2. Viszontbiztosítás**

A túlélési kockázat fedezése kapcsán eszünkbe juthat a viszontbiztosítás lehetősége is, de a viszontbiztosítók nem szívesen vállalnak át túlélési kockázatokat, hiszen ez egy szisztematikus kockázat, így itt a diverzifikáció nem hatásos. Valószínűleg drága is lenne ez a megoldás, ráadásul a hosszútávú viszontbiztosításokat a biztosító társaságok sem kedvelik, mert nagyobb a nemteljesítés kockázata.

##### **3.1.3. Longevity bond (EIB/BNP)**

A longevity bondok részletes tárgyalása a 4. fejezetben olvasható, ehelyett most a bevezetésben említett, az EIB/BNP 2004-ben bejelentett longevity bondját ismertetem.

Az EIB/BNP longevity bondot 25 éves futamidőre tervezték. A kibocsátás értéke: 540 millió GBP. Célja az volt, hogy a járadékszolgáltatóknak védelmet nyújtson a 65-90 évesek túlélési indexének nem várt emelkedéséből származó kockázatok ellen. A kötvény éves kuponfizetést ígért a biztosítóknak, minden kuponfizetés az induláskor 65 éves angol és walesi populáció százalékos túlélésétől függően került megállapításra. A kupon induló összege 50millió GBP.

Túlélési index  $S_t$ :

$$S_0 = 1$$

$$S_1 = S_0 \cdot (1 - q_{65}(2003))$$

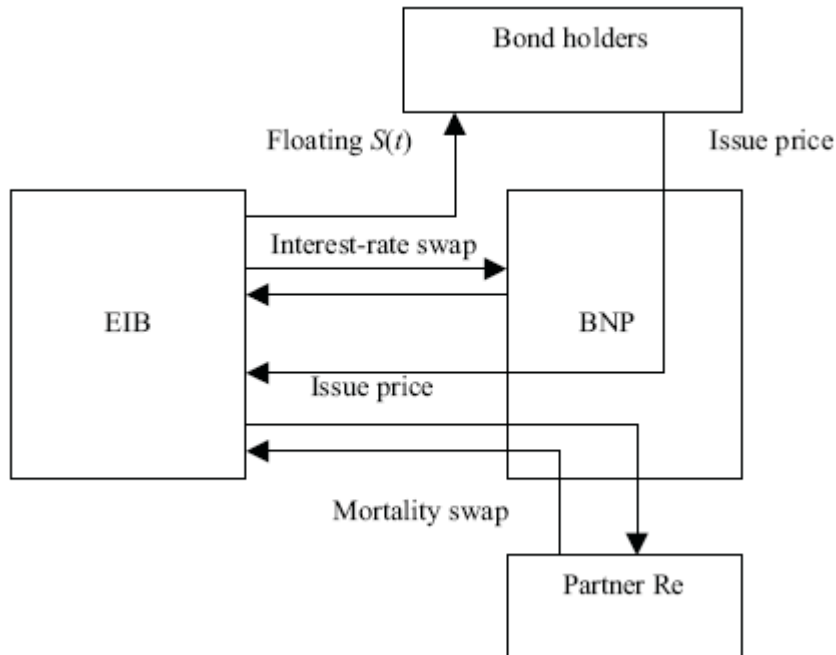
$$S_t = S_0 \cdot (1 - q_{65}(2003)) \cdot (1 - q_{66}(2004)) \cdot \dots \cdot (1 - q_{64+t}(2002 + t))$$

Éves kuponfizetés: 50 millió GBP \*  $S_t$ , ahol  $S_t$  a túlélési index  $t = 1, 2, \dots, 25$  évekre.

Tehát a biztosítók vesznek a kötvényből a BNP-n keresztül, az EIB megkapja a kötvények ellenértékét. Az EIB ezért évente  $S_t$  kupont fizet a biztosítóknak. EIB változó kuponfizetésének biztosítására a BNP-vel köt kamatswap megállapodást.

A Partner Re pedig a viszontbiztosító az ügyletben, rendszeres díj ellenében, halandóság függvényében kap kupont az EIB tőle.

Az EIB/BNP longevity bond kibocsátása meghiúsult, ennek elsődleges oka az volt, hogy a biztosítók, magánnyugdíjpénztárak drágának találták ezt a fajta védelmet. A következő ábra mutatja az EIB/BNP longevity bond pénzáramlását, az ábra [4] forrásból származik:





## 4. Longevity bond

A longevity bond, amit magyarra élettartamkötvényként lehetne fordítani, tulajdonképpen nem más, mint a korábban vázolt, élettartam-növekedésből eredő kockázat fedezését szolgáló speciális értékpapír. Egy olyan kötvény, amelynek éves kuponfizetését halandósági adatok befolyásolják. Három szereplője van a longevity bonddal kapcsolatos üzleti helyzetnek. Az első szereplő a biztosító, aki szeretné kockázatait megosztani a befektetőkkel, ebből a célból kezdeményezi longevity bond szerződés kötését a második szereplővel, mondhatjuk a forgalmazóval. Adózási, illetve tartalékképzési megfontolásból a biztosítók egy ilyen kötvény kibocsátásával, forgalmazásával, a kapcsolódó pénzmozgás lebonyolításával egy másik céget bíznak meg. Az erre felkért vállalkozás lehet a biztosító által kifejezetten ebből a célból létrehozott társaság, vagy hasonló igények kiszolgálására specializálódott egyéb érdekeltségű cég is. Mivel Special purpose company néven találkozhatunk velük a külföldi szakirodalomban, ezért a továbbiakban az ebből származó SPC rövidítést alkalmazom. Az SPC célja, hogy a biztosítótól kapott díj, és a kötvényjegyzésből keletkezett tőke ellenében a fent említett teendőket a szerződésben foglaltak szerint teljesítse. A harmadik szereplő a befektető, aki vásárol a kötvényből, részesedik a biztosító kockázatból, viszont ennek fejében nagyobb hozamra számít. Most nézzük meg konkrétan egy ilyen longevity bondnak a feltételeit, és a hozzátartozó pénzmozgást Lin és Cox [9] munkája alapján.

Tegyük fel, hogy adott egy biztosító, akinek  $l_x$  számú biztosítottja van, és mindegyikre évente 1000 egységnyi járadék jut átlagosan. Korábbi jelöléseink alapján  $t$  év múlva  $l_{x+t}$  életben maradó ügyfél lesz a kezdeti portfólióból. A kötvény futamideje  $T$  év, minden évre vonatkozóan rögzítésre kerülnek túlélési szintek, jelöljük ezeket  $X_t$ -vel  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  évekre.  $X_t$  és  $l_{x+t}$  viszonya határozza meg, hogy az SPC mekkora összeget fizet a biztosítónak, és a befektetőknek. Az SPC éves kifizetését 1000C-ben rögzítik. A biztosító a futamidő kezdetén P összeget fizet az SPC-nek az ügylet lebonyolításáért, a befektetők pedig a jegyzés során V értékben vásárolnak a kötvényből. Az SPC pedig minden évben a biztosítónak  $B_t$ , a befektetőknek pedig  $D_t$  összeget fizet, a futamidő végén pedig a befektetőknek kötvényenként visszajár a névérték. A szerződés alapján az SPC által fizetendő összegek a következők:

$B_t$  azon összeg, amit a biztosító kap az SPC-től  $t$  évben

$$B_t = \begin{cases} 1000 \cdot C & \text{ha } l_{x+t} > X_t + C \\ 1000 \cdot (l_{x+t} - X_t) & \text{ha } X_t < l_{x+t} \leq X_t + C \\ 0 & \text{ha } l_{x+t} \leq X_t \end{cases}$$

A biztosító nettó cash flowja a longevity bondnak köszönhetően minden évben a következő módon alakul

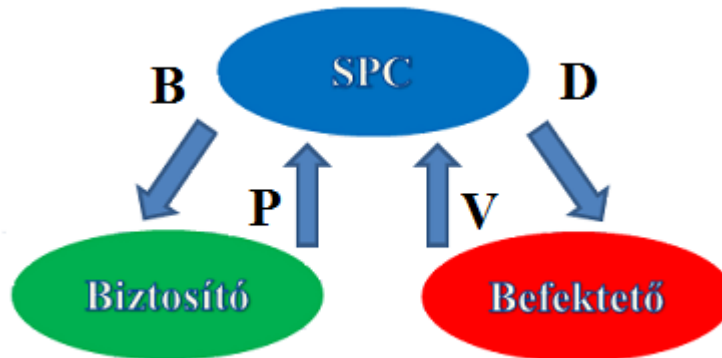
$$1000 \cdot l_{x+t} - B_t = \begin{cases} 1000 \cdot (l_{x+t} - C) & \text{ha } l_{x+t} > X_t + C \\ 1000 \cdot X_t & \text{ha } X_t < l_{x+t} \leq X_t + C \\ 1000 \cdot l_{x+t} & \text{ha } l_{x+t} \leq X_t \end{cases}$$

$D_t$  éves kuponfizetés a befektetőknek

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{ha } l_{x+t} > X_t + C \\ 1000 \cdot C - B_t = 1000 \cdot (C + X_t - l_{x+t}) & \text{ha } X_t < l_{x+t} \leq X_t + C \\ 1000 \cdot C & \text{ha } l_{x+t} \leq X_t \end{cases}$$

Az SPC éves kifizetése  $B_t + D_t = 1000C$ . Világos, hogy  $1000C$  a maximum, amit a biztosító évente kaphat az SPC-től, és a befektetők számára elérhető legmagasabb kupon is  $1000C$ .

A longevity bondhoz kapcsolódó pénzáramlás így ábrázolható, az ábrát Lin és Cox [9] nyomán készítettem:



Láttuk, hogy az SPC-nek minden évben  $1000C$ -t kell kifizetnie, illetve az össznévértéket,  $1000F$ -et a futamidő végén. Kötelezettségeit SPC úgy tudja megoldani, hogy vesz egy kockázatmentes  $1000F$  névértékű kötvényt éves  $1000C$  kuponnal,  $T$  futamidővel, ezzel a szükséges tőke mindig időben rendelkezésre áll. Természetesen mindezt akkor érdemes az SPC-nek megtennie, ha a biztosítótól kapott díj, és a jegyzésből szerzett bevétel legalább annyi, mint az előbb említett kockázatmentes kötvény ára.

$$\text{Vagyis: } P + V \geq W = 1000F \cdot d(0, T) + \sum_{k=1}^T 1000C \cdot d(0, k)$$

Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy esetünkben  $P + V = W$ .

**Megjegyzés:** a kockázat fedezését swap ügylettel is meg lehet valósítani hasonló módon, itt a futamidő végén nincs tőkefizetés. Két fontos különbség van a kötvényes megoldáshoz képest. Az egyik az, hogy a biztosító az SPC-nek fizetendő  $P$  díjat  $t = 0$  időpont helyett évente egyenlő  $x$  részletekben fizeti meg, természetesen úgy, hogy azok jelenértéke  $P$  a futamidő kezdetén:  $P = x \cdot \sum_{k=1}^T d(0, k)$ . A másik eltérés az, hogy a befektetőknek nem kell a futamidő elején a tőkét rendelkezésre bocsátani, ugyanazon kupont kaphatják minden évben, ha évente egyenlő  $y$  részleteket fizetnek, ahol  $y \cdot \sum_{k=1}^T d(0, k) = \sum_{k=1}^T E[D_t] \cdot d(0, k)$ . A tőkefizetés elkerülése tranzakciós költségek csökkenését eredményezi, ez viszont kockázatosabb változat, hiszen itt nem kapja meg az SPC előre a szükséges fedezetet a kötelezettségeire.

## 5. Arbitrázsmentes árazás

A longevity bond árazását úgy kellene megvalósítani, hogy arbitrázsmentes legyen, vagyis ne nyíljon lehetőség kockázatmentesen hozamra szert tenni a longevity bond kapcsán. A biztosítási kockázatok terén elfogadott nézet, hogy a nem szisztematikus kockázatok nem kapnak szerepet az árképzésben. Ennek elsődleges oka az, hogy az ilyen kockázatok diverzifikálhatók, és éppen ebből következik az is, hogy a nagyobb ügyfélkörrel rendelkező biztosítótársaságok alacsonyabban tudnák árazni a nem szisztematikus kockázatokat, ezáltal kiszorítva a kisebb társaságokat. Ebből következik, hogy a nem szisztematikus halandóságot sem árazzák. Más a helyzet a szisztematikus halandósági kockázatokkal, ez nem diverzifikálható, így szükséges árazni. Értelemszerű, hogy a halandóság ára, éppen a szisztematikus halandósági kockázat árával egyezik meg.

Cairns, Blake és Dowd [2] munkájában definiálta a longevity bondok építőkövének is nevezett  $(T, x)$ -kötvényt. Az ilyen kötvény nem fizet kupont, a futamidő végén, vagyis  $T$ . évben  $S(T, x)$  összeget fizet, ahol  $S(T, x) = Tp_x$ , vagyis azoknak a túlélési aránya, akik  $t = 0$ -ban  $x$  évesek voltak, és  $T$ -ben még mindig életben maradtak. Ezzel az egyszerű longevity bonddal lássunk egy példát Daniel Bauer és Jochen Ruß [3] munkája alapján. Tegyük fel, hogy egy biztosító a termékek árazásában az alábbi kockázatadjustált továbbéléssel számol:  $tp_x^{\sim bizt}$ . K x éves ügyfélnek 1 éves futamidővel elérési biztosítást ad el, ahol a biztosítási összeg 1.

A biztosító várható kifizetésének jelenértéke:  $K \cdot P(0, 1) \cdot 1p_x^{\sim bizt}$

A kockázatok fedezése céljából egy befektetőtől vásárol K db  $(1, x)$ -kötvényt, aminek lényege, hogy 1 év múlva  $1 \cdot p_x$  összeget fizet neki a tényleges halandóság alapján. Tegyük fel, hogy az  $(1, x)$ -kötvény árazásakor a befektető  $1p_x^{\sim bef}$  halandósággal kalkulált, így a biztosító által fizetett összeg:  $K \cdot P(0, 1) \cdot 1p_x^{\sim bef}$ .

1.eset  $1p_x^{\sim bizt} > 1p_x^{\sim bef}$ , ekkor a biztosító az alábbi kockázatmentes hozamra tesz szert:  $K \cdot P(0, T)(1p_x^{\sim bizt} - 1p_x^{\sim bef})$

2.eset  $1p_x^{\sim bizt} < 1p_x^{\sim bef}$ , ekkor a befektető megveheti az ügyfelek elérési biztosításait egy magasabb áron, pl.:  $K \cdot P(0, 1) \cdot \frac{1p_x^{\sim bizt} + 1p_x^{\sim bef}}{2}$ -ért, a biztosítók felé pedig értékesít K db  $(1, x)$ -kötvényt  $K \cdot P(0, 1) \cdot 1p_x^{\sim bef}$  összegért, így a befektető a következő kockázatmentes hozamra tesz szert:  $K \cdot P(0, T)(\frac{1p_x^{\sim bef} - 1p_x^{\sim bizt}}{2})$

Következésképpen ahhoz, hogy a piac arbitrázatmentes legyen  $1p_x^{\sim bizt} = 1p_x^{\sim bef}$ .

Mivel a túlélési valószínűségek fontos szerepet töltenek be a 4. fejezetben bemutatott longevity bond konstrukcióban is, ezért arbitrázatmentes árazáshoz elengedhetetlen, hogy piaci árat találjunk a halandósági kockázatra.

## 6. A halandósági kockázat piaci ára

Ahhoz, hogy egy longevity bondot árazni tudjunk valamilyen módon áraznunk kell a halandósági kockázatot. Lin és Cox [9] ötlete az volt, hogy a piacon megfigyelt járadékárzásból következtessük ki a halandóság piaci árát. A Wang transzformáció segítségével felírhatjuk a járadék igazságos árát, amiben paraméterként szerepel a kockázat ára is, így a piaci ár ismeretében meg tudjuk becsülni  $\lambda$ -t, vagyis a halandóság piaci árát.

### 6.1. Wang transzformált

A halandósági kockázat piaci árának kiszámításához Wang 2002-ben [7] közölt eredményeit hívom segítségül. Wang a pénzügyi és biztosítási kockázatok árazására javasolt általános módszert. Adott egy kummulatív eloszlásfüggvénnyel ( $F(x)$ ) rendelkező eszköz a  $[0, T]$  időintervallumon, ennek árazása az alábbi transzformált (Wang transzformált néven ismert) segítségével kalkulálható:

$$F^*(x) = \phi[\phi^{-1}(F(x)) - \lambda],$$

ahol  $\phi$  a standard normális eloszlás eloszlásfüggvényét,  $\lambda$  pedig a kockázat piaci árát jelöli.  $F^*(x)$  egy kockázattal adjusztált eloszlásfüggvénye lesz a vizsgált eszköznek, az ezzel számolt  $E^*(X)$  pedig egy igazságos, kockázattal korrigált értéket ad  $T$  időpontra, ahonnan könnyen visszadiszkontálható a 0 időpillanatra. A transzformációt elvégeztem a 2006-os magyar adatokon, a piacról szerzett információkból becsült  $\lambda$ -val, amiről részletesebben a 8. fejezetben írok.

### 6.2. Wang transzformált alkalmazása a járadékszolgáltatásban

Legyen  $a_x$  egy évente  $K$  összeget fizető annuitás értéke, ahol  $x$  jelöli a biztosított életkorát. Lin és Cox [9] ötlete szerint a piacon megfigyelt árazás alapján becsülöm meg a halandóság piaci árát. Az előző fejezetben levezetett, Wang[7] által kifejlesztett módszer szerint a járadékhoz igazságos értéket az alábbi várható érték kiszámításával kapjuk:

$$E^*(X) = \int_0^{\infty} x dF^*(x)$$

Tekintve, hogy diszkrét időben dolgozunk, az éves  $K$  összegű járadékot fizető annuitás ára a következő képlettel kalkulálható:

$$a_x = K \cdot \sum_{t=1}^{\infty} t p_x \cdot P(0, t)$$

Wang transzformálttal  $t p_x$  helyett  $t p_x^{\sim adj} = 1 - \phi[\phi^{-1}(t q_x) - \lambda]$  formulát helyettesítve a képletbe, megkapjuk az annuitás igazságos piaci árát:

$$a_x(\lambda) = K \cdot \sum_{t=1}^{\infty} t p_x^{\sim adj} \cdot P(0, t) = K \cdot \sum_{t=1}^{\infty} (1 - \phi[\phi^{-1}(t q_x) - \lambda]) \cdot P(0, t)$$

Az  $a_x(\lambda)$  számítógéppel könnyen számítható  $\lambda$  ismeretében, most viszont éppen  $a_x(\lambda)$  áll rendelkezésünkre, ezt figyeltük meg a piacon, és ebből pl.: célértékkereséssel megbecsülhetjük  $\lambda$ -t.

## 7. Longevity bond árazása

A piacon megfigyelt árból megbecsülhető a halandóság piaci ára, ennek segítségével kiszámítható a Wang transzformált. A módosított eloszlásfüggvény szerint árazom a kötvényt Lin és Cox [9] módszere szerint.

Kötvény piaci ára:  $\frac{P_T}{(1+r)^T} + \sum_{t=1}^T \frac{C}{(1+r)^t}$   $t = 1, 2, \dots, T$ , ahol  $P_T$  a T futamidő végén fizetendő tőke,  $C$  az évente fizetendő kupon,  $r$  pedig a kamat

Ezt alkalmazom a longevity bond árának kiszámításánál is, azzal a különbséggel, hogy a kuponfizetés itt előre nem ismert, a tényleges érték helyett a várható kuponfizetést helyettesítem a képletbe a 4. fejezet jelölései alapján:

$$V = 1000F \cdot d(0, T) + \sum_{t=1}^T E^*[D_t] \cdot d(0, t)$$

A tőke jelenértéke könnyen számítható, az  $E^*[D_t]$  érték kiszámítása a tényleges feladat. Emlékeztetőül  $D_t$ , vagyis a befektetőknek évente fizetendő kupon meghatározás a következő képlet alapján történik:

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{ha } l_{x+t} > X_t + C \\ 1000 \cdot (C + X_t - l_{x+t}) & \text{ha } X_t < l_{x+t} \leq X_t + C \\ 1000 \cdot C & \text{ha } l_{x+t} \leq X_t \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{1000} D_t &= C - \max(l_{x+t} - X_t, 0) + \max(l_{x+t} - X_t - C, 0) \\ \frac{1}{1000} D_t &= C - (l_{x+t} - X_t)_+ + (l_{x+t} - X_t - C)_+ \end{aligned}$$

Így  $\frac{1}{1000} E^*[D_t] = C - E^*(l_{x+t} - X_t)_+ + E^*(l_{x+t} - X_t - C)_+$

A kupon mértéke az életben maradó biztosítottak számától függ. Az életben maradók

számának eloszlása binomiális eloszlású  $l_x$  és  $tp_x^*$  paraméterekkel. Elég nagy  $l_x$ -re közelíthető normális eloszlással, melynek várható értéke  $m_t = l_x \cdot tp_x$ , szórásnégyzete pedig  $\sigma^2 = l_x \cdot tp_x^* \cdot (1 - tp_x^*)$  lesz.

Következő kérdés, hogy miként számolható  $E^*(l_{x+t} - X_t)_+$ ?

Standard normális X valószínűségi változó esetében:

$$E(X - k)_+ = \int_k^\infty [1 - \Phi(t)] dt$$

Jelölje  $\phi(t)$  a standard normális eloszlás sűrűségfüggvényét, vagyis  $\phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$ .  $\Phi(t) = \int_{-\infty}^t \phi(u) du$ , alkalmazom a parciális integrálást  $\phi'(t) = -t \cdot \phi(t)$  összefüggést felhasználva, így

$$E(X - k)_+ = \int_k^\infty [1 - \Phi(t)] dt = \phi(k) - k \cdot [1 - \Phi(k)]$$

Jelölje ezt a formulát  $\Psi(k)$ !

Ahhoz, hogy ezt tudjam alkalmazni  $l_{x+t}$ -t normalizálni szükséges, így

$$\begin{aligned} E^*(l_{x+t} - X_t)_+ &= E^*(l_{x+t} - m_t - (X_t - m_t))_+ \\ &= \sigma_t E^*\left(\frac{l_{x+t} - m_t}{\sigma_t} - \frac{X_t - m_t}{\sigma_t}\right)_+ \\ E^*(l_{x+t} - X_t)_+ &= \sigma_t \cdot \Psi(k_t) \end{aligned}$$

A rövidítés kedvéért legyen  $k_t = \frac{X_t - m_t}{\sigma_t}$ !

$$\begin{aligned} E^*(l_{x+t} - X_t - C)_+ &= E^*(l_{x+t} - m_t - (X_t - m_t) - C)_+ \\ &= \sigma_t E^*\left(\frac{l_{x+t} - m_t}{\sigma_t} - \left(\frac{X_t - m_t}{\sigma_t} + \frac{C}{\sigma_t}\right)\right)_+ \\ E^*(l_{x+t} - X_t - C)_+ &= \sigma_t \cdot \Psi\left(k_t + \frac{C}{\sigma_t}\right) \end{aligned}$$



Ebből  $E^*[D_t] = 1000 \cdot [C - \sigma_t \Psi(k_t) + \sigma_t \cdot \Psi(k_t + \frac{C}{\sigma_t})]$  amiből már könnyedén eljutunk a longevity bond árához:

$$\begin{aligned} V &= 1000F \cdot d(0, T) + \sum_{t=1}^T E^*[D_t] \cdot d(0, t) \\ &= 1000F \cdot d(0, T) + \sum_{t=1}^T 1000 \cdot [C - \sigma_t \Psi(k_t) + \sigma_t \cdot \Psi(k_t + \frac{C}{\sigma_t})] \end{aligned}$$

## 8. Alkalmazás magyar halandósági adatokon

Az elméleti rész gyakorlati megvalósítása következik ebben a fejezetben, a számításokat 62 éves biztosítottakra végzem el.

### 8.1. Halandóság piaci ára Magyarországon

A piacon megfigyelt árazás:

62 éves életkorban	férfi	nő
befizetendő összeg	212290,-Ft	231747,-Ft
járadék/év	12000Ft	12000Ft

Használva a 6. fejezetben leírtakat a következő egyenleteket kell megoldani. A  $\lambda$  értékeket célértékkereséssel kaptam, 2%-os technikai kamattal.

Férfiak esetében:

$$\frac{12000}{212290} = \sum_{t=1}^{\infty} (1 - \phi[\phi^{-1}(tq_x) - \lambda]) \cdot P(0, t)$$

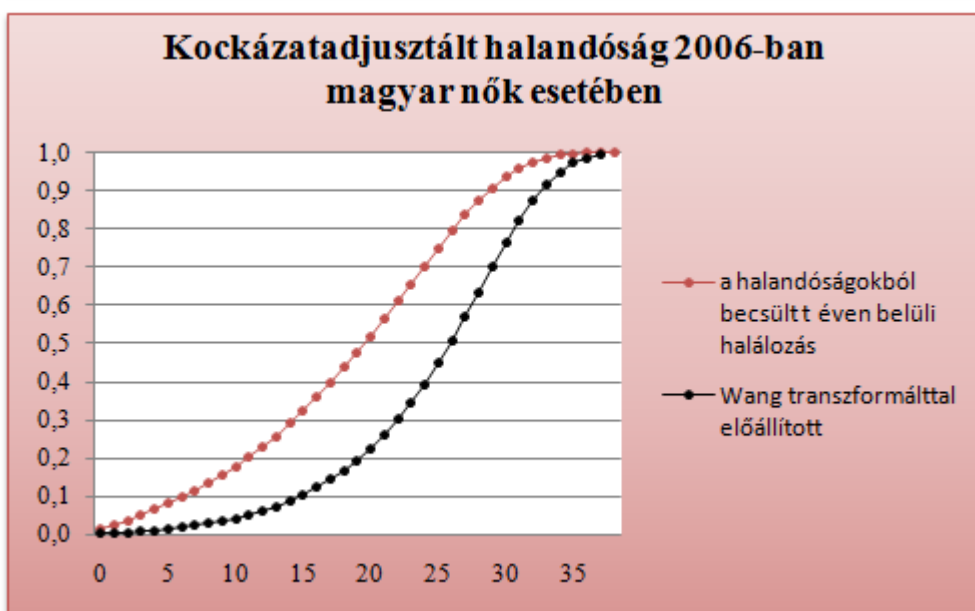
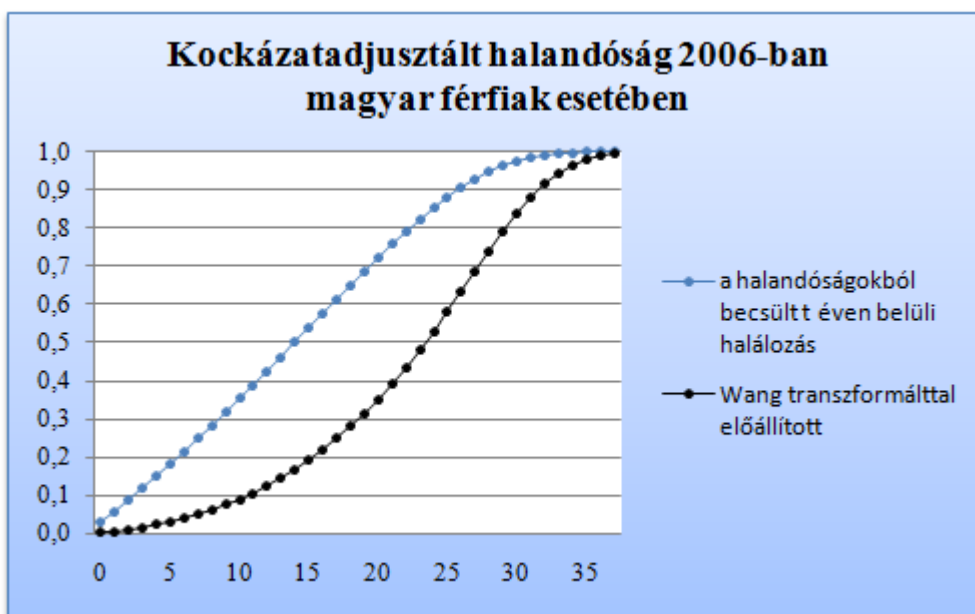
Nők esetében:

$$\frac{12000}{231747} = \sum_{t=1}^{\infty} (1 - \phi[\phi^{-1}(tq_x) - \lambda]) \cdot P(0, t)$$

Halandóság piaci ára	férfi	nő	technikai kamat
$\lambda$	0.972115395	0.804567636	2%

Most, hogy a  $\lambda$  rendelkezésre áll elkészíthető a Wang transzformált mindkét nemre 62 éves korra. Az alábbi grafikonok mutatják, hogy a Wang transzformációval készített kockázatadjusztált  $tq_x^{adj}$  értékek hogyan viszonyulnak a halandósági adatokból következtetett  $tq_x$  értékekhez képest.

Jól látható, hogy a torzított halandóság sokkal alacsonyabb mindkét esetben:



## 8.2. Magyar longevity bond árazása

Most a 7. fejezetben ismertetett számítást végzem el Lin és Cox [9] által megjelölt paraméterekkel, hogy az árazás könnyen összevethető legyen az amerikai példával.

Az annuitásban részesülő ügyfelek száma a kötvény indulásakor ( $l_x$ ):10.000

Átlagosan évente biztosítottanként fizetendő járadék: 1.000

Diszkontfaktor a legfrissebb államkötvényekre vonatkozó hozamgörbe[10] szerint jelenleg: 7,05%

Futamidő: 34 év

Az  $X_t$  szinteket minden évre meghatároztam. Az  $X_t$  kiszámításához a múltbéli adatokon vettem a halandóság fejlődését 34 év alatt.

Három korcsoportot jelöltem ki, az egyes csoportokban megfigyelt átlagos fejlődést használtam, ezek a következők:

Halandóság fejlődése	férfi	nő
62-74 éves	-0.006	-0.014
75-85 éves	-0.014	-0.018
86-95 éves	-0.009	-0.03

Ezeket a halandósági fejlődéseket alkalmazva évről évre megállapítottam az  $X_t$  szinteket a [9] cikk nyomán.

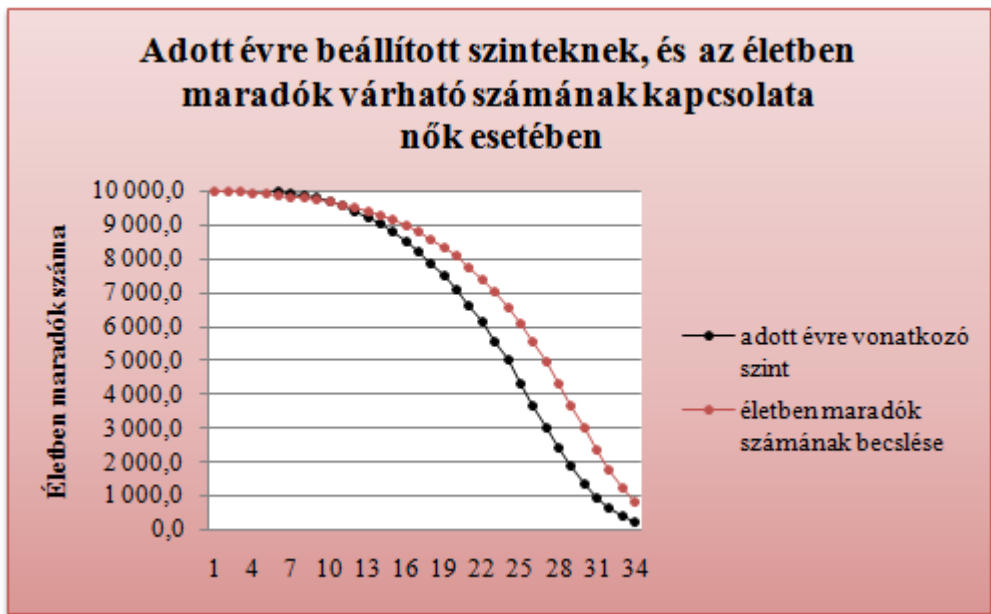
Férfiakra:

$$X_t = \begin{cases} l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.006t} & t = 1, \dots, 13 \\ l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.006 \cdot 13} \cdot e^{0.014 \cdot (t-13)} & t = 14, \dots, 24 \\ l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.006 \cdot 13} \cdot e^{0.014 \cdot 11} \cdot e^{0.009 \cdot (t-24)} & t = 25, \dots, 35 \end{cases}$$

Nőkre:

$$X_t = \begin{cases} l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.014t} & t = 1, \dots, 13 \\ l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.014 \cdot 13} \cdot e^{0.018 \cdot (t-13)} & t = 14, \dots, 24 \\ l_x \cdot tp_x \cdot e^{0.014 \cdot 13} \cdot e^{0.018 \cdot 11} \cdot e^{0.03 \cdot (t-24)} & t = 25, \dots, 35 \end{cases}$$

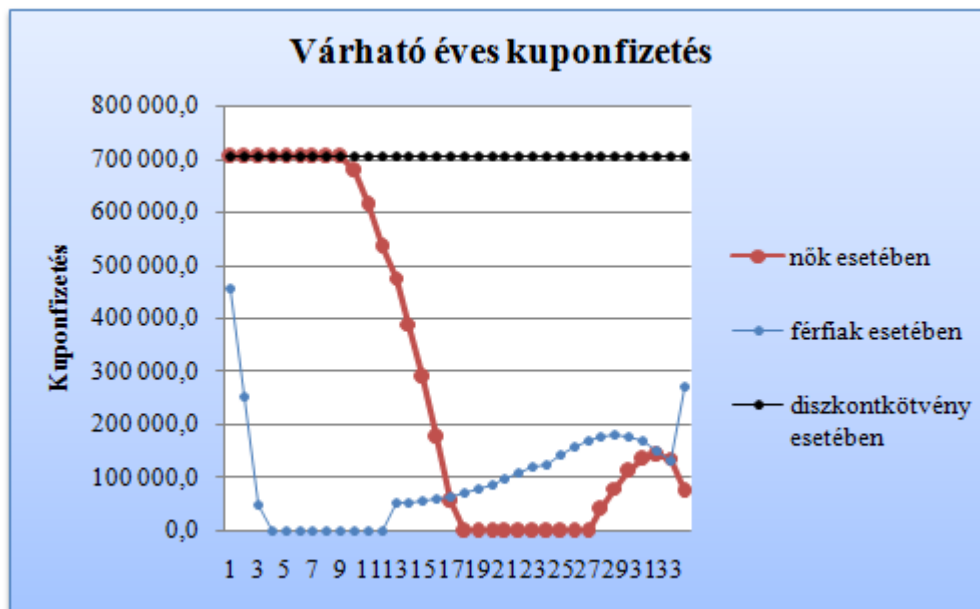
A kapott szinteket érdemes grafikonon ábrázolni, hogy könnyen látható legyen miként viszonyulnak egymáshoz.



Most, már minden adott ahhoz, hogy a longevitv bondot beárazzam, a számításokra kapott eredményt a következő táblázat foglalja össze:

Longevity bond árazása	férfi	nő
$\lambda$	0.972115395	0.804567636
diszkontfaktor	0.0705	0.0705
Diszkont kötvény ára	10.000.000	10.000.000
Diszkont kötvény kupon	705000	705000
Futamidő végén fizetett tőke	10.000.000	10.000.000
<b>Longevity bond ára</b>	<b>2.165.230</b>	<b>7.049.344</b>
Longevity bond kupon maximuma	705000	705000
Futamidő végén fizetett tőke	10.000.000	10.000.000
Zérókupon ára	986.400	986.400

Látható, hogy a nők esetében sokkal drágább a kötvény, ennek az az oka, hogy ebben az esetben az  $X_t$  szintek a kezdeti években alacsonyabbak, mint az életbenmaradók várható száma. Tehát nők esetén a kuponfizetés várható értéke sokkal magasabb. Szemléltetésképpen készítettem egy grafikont, amin a diszkontkötvény, és a mindkét nemre elkészített longevity bond kuponfizetésének várható értékét lehet megvizsgálni:



## 9. Érzékenységvizsgálat

### 9.1. Halandóság piaci árának érzékenysége a technikai kamatra, és a halandóságra

8.1 fejezet eredményeit 2% technikai kamat mellett, és a 2006-os halandósági adatokból számolt  $tp^{\sim adj}$  értékeiből kaptuk. Felmerül a kérdés, hogy miként reagál a  $\lambda$  a halandóságban, vagy a technikai kamatban bekövetkező változásokra.

Először a halandóságot változtatjuk  $\pm 5\%$ -kal:

$\lambda$ változása a halandóság függvényében	nő	férfi
Halandóság csökken 5%-kal	0.749697807	0.912982319
Halandóság nem változik	0.804567636	0.972115395
Halandóság nő 5%-kal	0.857818553	1.029524996

Most pedig lássuk, hogy a különböző technikai kamatok miként mozgatják a halandóság piaci árát:

$\lambda$ változása a technikai kamat függvényében	nő	férfi
technikai kamat 0%	0.033213807	0.362239177
technikai kamat 1%	0.35504323	0.627776472
technikai kamat 2%	0.804567636	0.972115455
technikai kamat 2,25%	0.952017862	1.077557205
technikai kamat 3%	1.563378793	1.472494542
technikai kamat 4%	4.585188567	2.418764083

## 9.2. Longevity bond árának érzékenysége

Ebben a részben azt vizsgálom meg, hogy a longevity bond ára milyen érzékeny a diszkontfaktornak, a halandóságnak, és a halandóság piaci árának változására.

A 7,05%-os kamatból indulva változtatom a kamatot, az ebből eredő eltéréseket a következő táblázat foglalja össze:

A longevity bondra LB rövidítést alkalmazok

LB árának változása a kamat függvényében	nő	férfi
-300bps	6.541.556	3.669.429
-200bps	6.592.520	2.903.167
-100bps	6.781.108	2.431.549
7.05%	<b>7.049.344</b>	<b>2.165.230</b>
+100bps	7.345.370	2.062.498
+200bps	7.647.663	2.071.299
+300bps	7.940.897	2.172.160

A torzított eloszlásfüggvényben nagyon fontos szerepe van  $\lambda$ -nak, így azt feltétlenül érdemes megvizsgálni, hogyan hat a megváltozása a kötvényünk árára:

LB árának változása $\lambda$ függvényében	nő	férfi
$\lambda$ 10%-kal nő	6.759.062	2.262.338
$\lambda$ nem változik	<b>7.049.344</b>	<b>2.165.230</b>
$\lambda$ 10%-kal csökken	7.417.071	2.254.752

Most pedig lássuk, hogy a halandóság  $\pm 10\%$ -os változása mit okoz:

LB árának változása a halandóság függvényében	nő	férfi
Halandóság 10%-kal nő	6.191.628	2.158.656
Halandóság változatlan	<b>7.049.344</b>	<b>2.165.230</b>
Halandóság 10%-kal csökken	8.019.272	2.201.779

## 10. Konklúzió

A magyar longevity bond árazásával kapcsolatban arra a megállapításra jutottam, hogy Lin és Cox [9] amerikai adatokon történt számításához képest nagy az eltérés a longevitv bond áraban, főként a férfiak esetében. Az egyik ok az, hogy a magyar adatokból becsült  $\lambda$  értéke is sokszorosa a [9] cikkben szereplőnek, ami miatt a torzított eloszlásfüggvény nagyobb mértékben tér el a ténylegestől. Ez egyrészt amiatt lehet, mert Magyarországon nincs akkora verseny, és nem olyan népszerűek a járadékbiztosítások az ügyfelek körében. Az annuitások ára is nehezen hozzáférhető, az interneten nem találtam ilyen célú kalkulátorokat, így az ügyfeleknek nehezebb a különböző biztosítók termékeit összehasonlítani. Ebből az következik, hogy a biztosítók magasabb árakat is megengedhetnek. Amerikában valószínűleg sokkal nagyobb a verseny, több biztosító foglalkozik ilyen szolgáltatással, és az ügyfélkör is szélesebb, ami alacsonyabb árakhoz vezet. A Wang transzformációval torzított továbbélés sok évben annyira magas, hogy az éves kupon várható értéke csak töredéke a diszkontkötvény kuponjának, és többször előfordul 0 várható kuponfizetés is. Számításaim alapján a kötvények ára nők és férfiak esetében nagy eltérést mutat. Láthattuk, hogy a nőkre számított  $\lambda$  alacsonyabb lett, így  $tq_x^*$  közelebb van  $tq_x$ -hez, mint a férfiak esetében. A kevésbé szigorú torzítás eredményezi azt, hogy a kuponfizetés várhatóan magasabb lesz ebben az esetben. A befektetők szempontjából nézve, ez a kötvény magyar környezetben nem kifejezetten attraktív. A kuponkötvényekhez képest jóval kisebb kuponra számíthatnak, és ráadásul kockázatosabb is. Amennyiben egy magyar biztosító szeretne longevitv bondot kibocsátani, akkor érdemes lenne a piaci árazásokból nagyobb mintát gyűjtenie, hogy pontosabban megbecsülje halandóság piaci árát. A kuponfizetéshez megállapított  $X_t$  szintek elkészítéséhez pedig alkalmazhatna halandósági előrejelzéseket, hogy ezen  $X_t$  szinteket úgy tudja megállapítani, hogy vonzóbb kuponokat jelentsen a befektetők számára.



## 11. Hivatkozások

- [1] Andrew Cairns, LONGEVITY BONDS AND MORTALITY-LINKED SECURITIES, 2005
- [2] Cairns, A.J., Blake, D., Dowd, K., Pricing Death: Frameworks for the Valuation and Securitization of Mortality Risk, ASTIN Bulletin, 2005b
- [3] Daniel Bauer, Jochen Ruß Pricing Longevity Bonds using Implied Survival Probabilities, 2006
- [4] D. Blake, A. J. G. Cairns and K. Dowd, LIVING WITH MORTALITY: LONGEVITY BONDS AND OTHER MORTALITY-LINKED SECURITIES (2006)
- [5] Economic Policy Committee (AWG) and Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Pension schemes and pension projections in the EU-27 Member States -2008-2060, Volume II.-Annex, Occasional Papers 56 (October 2009)
- [6] Matias Leppisaari Managing Longevity Risk with Longevity Bonds (2008)
- [7] Shaun S. WANG, A UNIVERSAL FRAMEWORK FOR PRICING FINANCIAL AND INSURANCE RISKS (ASTIN Bulletin, Vol. 32, No. 2, 2002)
- [8] Szabó László, Viharos László Az életbiztosítás alapjai, SZTE Bolyai Intézet (2001)
- [9] Yija Lin, Samuel H. Cox, Securitization of Mortality Risks in Life Annuities(2004)
- [10] [www.akk.hu](http://www.akk.hu)

## Köszönetnyilvánítás

Ezúton szeretnék köszönetet mondani külső témavezetőmnek Bozsó Dávidnak, aki biztosította számomra a diplomamunkám megírásához szükséges adatokat, segítségemre volt a témával kapcsolatos irodalmak gyűjtésében, és mindig időt szakított rám, amikor kérdés, vagy probléma merült fel. Továbbá szeretném megköszönni Arató Miklós belső konzulensemnek, hogy figyelmembe ajánlotta a témát, segített külső témavezetőt találni, és szakmai tanácsokkal látott el.

## 12. Mellékletek

### 12.1. Várható hátralévő élettartam kiszámítása 62 éves férfiak esetén

```
qx <- read.csv2("D:/mort.csv", header = FALSE, sep = ";") # halandósági adatok
beolvasása
a<-seq(0,100)
b<-seq(1949,2006)
row.names(qx)<-a
colnames(qx)<-a # oszlopok, sorok elnevezése
ftpx<-matrix(0,nrow=39,ncol=58) #nullmátrix létrehozása
ftpx[1,]=0
row.names(ftpx)<-a[63:101]
colnames(ftpx)<-b # oszlopok,sorok elnevezése
for(i in 2:39)for(j in 1:58) ftx[i,j]<-prod(1-qx[63:(i+61),j]) # minden oszlopba beírja
62 éves kortól a t évig történő továbbélési valószínűségeket
Eftpx<-matrix(0, nrow=1,ncol=58) colnames(Eftpx)<-b for(j in 1:58)
Eftpx[1,j]<-sum(l62[,j]) # kiszámolja egyes évekre a várható hátralévő élettartamot
plot(b,Eftpx, xlab="", ylab="", main=" Várható hátralevő élettartam 62 éves magyar
férfiak esetén", type="o", pch=21, col=73, lwd=1.5) # eredményeket kirajzolja
```

### 12.2. Várható hátralévő élettartam kiszámítása 62 éves nők esetén

```
qn <- read.csv2("D:/mortno.csv", header = FALSE, sep = ";") # halandósági adatok
beolvasása
a<-seq(0,100)
b<-seq(1949,2006)
row.names(qn)<-a
colnames(qn)<-a # oszlopok, sorok elnevezése
ntpx<-matrix(0,nrow=39,ncol=58) #nullmátrix létrehozása
ntpx[1,]=0
row.names(ntpx)<-a[63:101]
colnames(ntpx)<-b # oszlopok, sorok elnevezése
for(i in 2:39)for(j in 1:58) ntpx[i,j]<-prod(1-qn[63:(i+61),j]) # minden oszlopba beírja
62 éves kortól a t évig történő továbbélési valószínűségeket
```

```

Entpx<-matrix(0, nrow=1,ncol=58) colnames(Entpx)<-b for(j in 1:58)
Entpx[1,j]<-sum(l62[,j]) #kiszámolja egyes évekre a várható hátralévő élettartamot
plot(b,Entpx, xlab="", ylab="", main=" Várható hátralévő élettartam 62 éves magyar
nők esetén", type="o", pch=21, col=73, lwd=1.5) #eredmények kirajzolása

```

### 12.3. Születéskor várható élettartam kiszámítása férfiak esetén

```

f0<-matrix(0,nrow=101,ncol=58)f0[1,]=0 #nullmátrix létrehozása
row.names(f0)<-a[1:101] colnames(f0)<-b #oszlopok, sorok elnevezése
for(i in 2:101) for(j in 1:58) f0[i,j]<-prod(1-qx[1:(i-1),j]) #minden oszlopba beírja 62
éves kortól a t évig történő továbbélési valószínűségeket
Erf0<-matrix(0, nrow=1,ncol=58) colnames(Erf0)<-bfor(j in 1:58)
Erf0[1,j]<-sum(f0[,j]) #kiszámolja a várható élettartamot
plot(b,Erf0, xlab="", ylab="", main=" Születéskor várható élettartam férfiak esetén",
type="o", pch=21, col=73, lwd=1.5) #kirajzolja az eredményt

```

### 12.4. Születéskor várható élettartam kiszámítása nők esetén

```

n0<-matrix(0,nrow=101,ncol=58)n0[1,]=0 #nullmátrix létrehozása
row.names(n0)<-a[1:101] colnames(n0)<-b #oszlopok, sorok elnevezése
for(i in 2:101) for(j in 1:58) n0[i,j]<-prod(1-qx[1:(i-1),j]) #minden oszlopba beírja 62
éves kortól a t évig történő továbbélési valószínűségeket
Ern0<-matrix(0, nrow=1,ncol=58) colnames(Ern0)<-bfor(j in 1:58)
Ern0[1,j]<-sum(n0[,j]) #kiszámolja a várható élettartamot
plot(b,Ern0, xlab="", ylab="", main=" Születéskor várható élettartam nők esetén",
type="o", pch=21, col=73, lwd=1.5) #kirajzolja az eredményt

```