

ÉLETTARTAM KOCKÁZAT

A nyugdíjrendszerre nehezedő egyik teher

Májjer István - Kovács Erzsébet

i.majer@erasmusmc.nl

Tartalom

1. Várható élettartam alakulása
2. A mortalitás modellezése, a Lee-Carter modell
3. Alkalmazás
4. Következtetések

1. VÁRHATÓ ÉLETTARTAM

Születéskor várható élettartam, 1970-2008

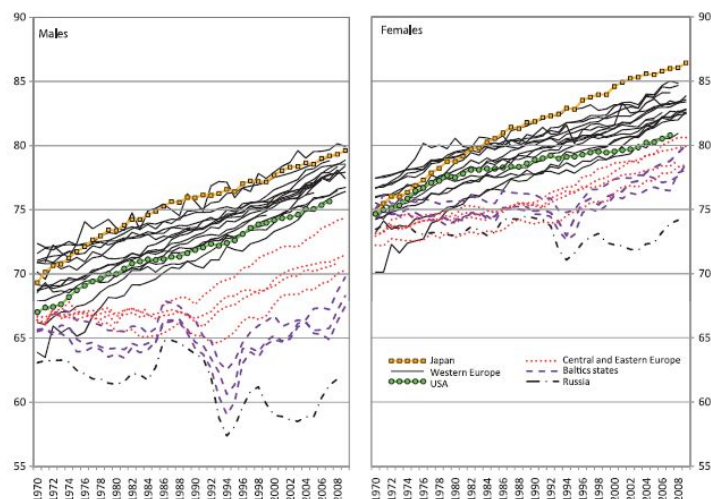
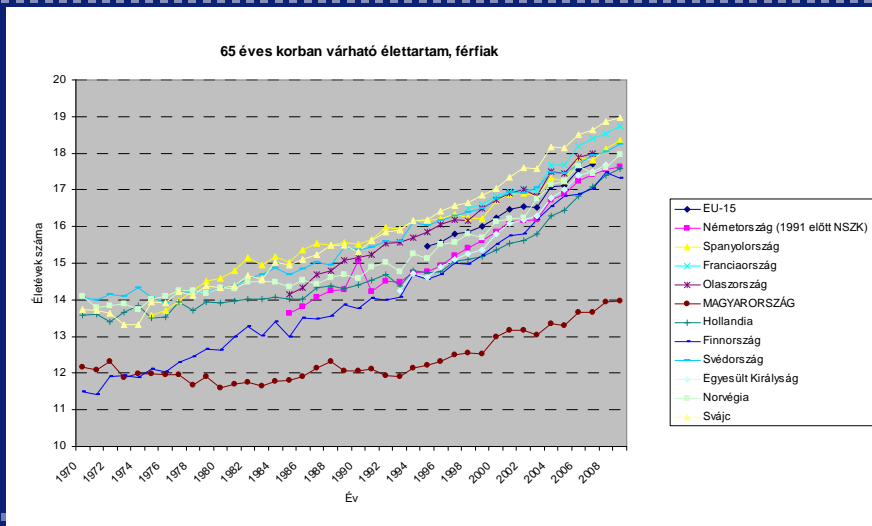
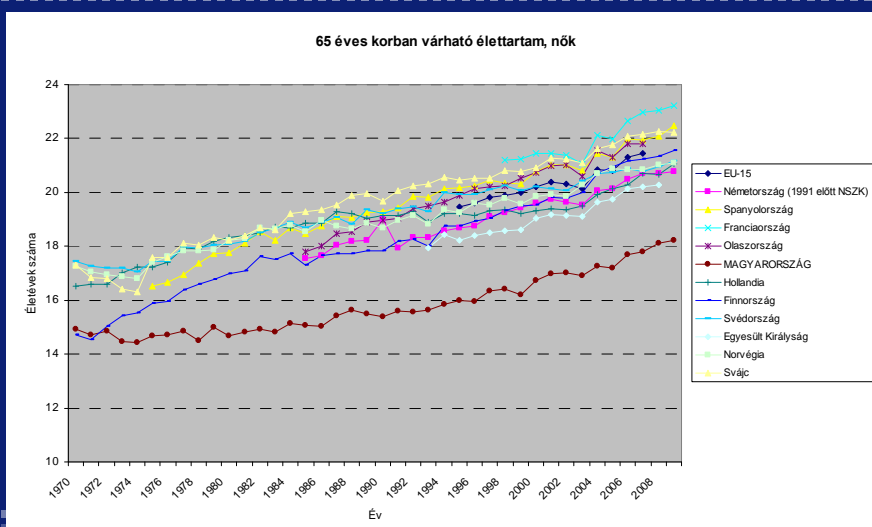


Figure 1 Trends in life expectancy at birth (years) for selected countries by sex, 1970-2009. *Sources:* (i) WHO Health for All Database: Belgium, Finland, France, Germany, Greece, Iceland, Ireland, Netherlands, Norway, Spain, Sweden, UK, Czech republic and Hungary. (ii) Human Mortality Database: Denmark, Italy, Portugal, Estonia, Latvia, Lithuania, Poland, Russia, Slovakia, Japan and USA.

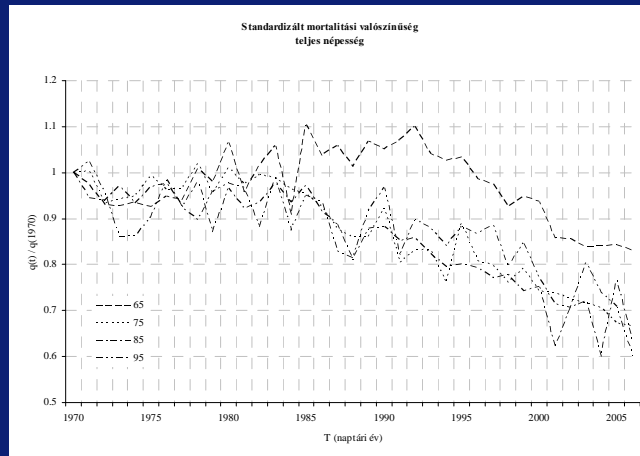
65 éves korban várható férfi élettartam, 1970-2008



65 éves korban várható női élettartam, 1970-2008



Indexált mortalitási valószínűség, 1970-2008



Legfontosabb tényezők

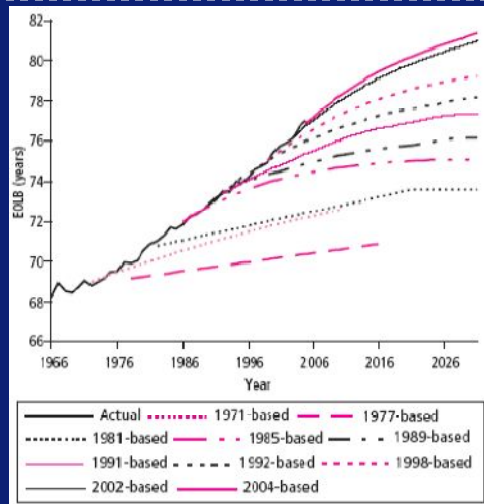
Orvostudomány fejlődése (technológiai fejlődés és annak elterjedése)

Gazdasági változások (fejlődés)

Életmód változása (dohányzás, testmozgás)

Szabályok (pl. biztonságosabb közlekedés)

Hivatalos mortalitási várakozások „pontossága” Megfigyelt és előre jelzett születéskor várható élettartam , EK, férfiak, 1966-2031



Rekord várható élettartam alakulása

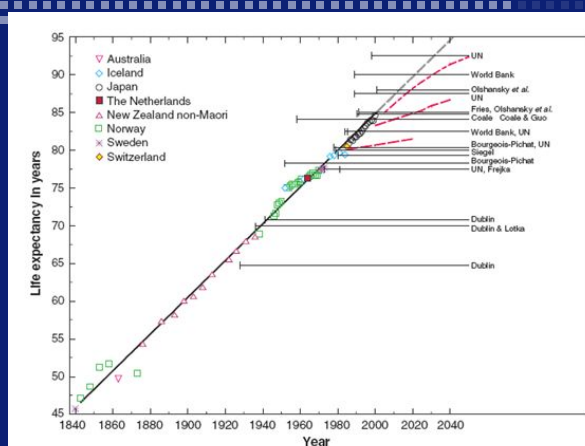


Fig. 1. Record female life expectancy from 1840 to the present [suppl. table 2 (7)]. The linear-regression trend is depicted by a bold black line (slope = 0.243) and the extrapolated trend by a dashed gray line. The horizontal black lines show asserted ceilings on life expectancy, with a short vertical line indicating the year of publication (suppl. table 1). The dashed red lines denote projections of female life expectancy in Japan published by the United Nations in 1986, 1999, and 2001 (7): It is encouraging that the U.N. altered its projection so radically between 1999 and 2001.

Mi várható a jövőben?

Optimista vs. Pesszimista álláspontok

Bizonytalanság szerepének modellezése felértékelődött

A mortalitás változása („trendje”) egy sztochasztikus folyamat

Sztochasztikus extrapolatív modell -> Lee és Carter [1992]

2. A LEE-CARTER MODELL

Halálzási ráta, halálzási valószínűség

Halálzási ráta = $m_{x,t}^{(g)} = D_{x,t}^{(g)} / E_{x,t}^{(g)}$

Halálzási valószínűség = $q_{x,t}^{(g)} = \frac{m_{x,t}^{(g)}}{1 + \frac{1}{2} m_{x,t}^{(g)}}$

Halálzási törvények

Gompertz [1825], Makeham [1860]

Heligman-Pollard törvény [1980]

$$\tilde{q}_x = A^{(x+B)^C} + D \exp(-E(\log x - \log F)^2) + \frac{GH^x}{1+GH^x}$$

Probléma: túl sok és instabil paraméter → előrejelzés gyakorlatilag lehetetlen

A Lee-Carter modell

$$\ln m_{x,t}^{(g)} = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} + \varepsilon_{x,t}^{(g)}$$

Kis számú paraméter

A gyakorlatban nagyon jól működik

„a mortalitás előrejelzéséhez használt módszerek közül a vezető statisztikai modellé vált” - Deaton [2004]

A Lee-Carter modell alkalmazása

$$\ln m_{x,t}^{(g)} = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} + \varepsilon_{x,t}^{(g)}$$

3 lépés:

1. lépés: a modell paramétereinek becslése: $\hat{\alpha}_x$, $\hat{\beta}_x$, $\hat{\kappa}_t$
2. lépés: a $\hat{\kappa}_t$ paraméter kiigazítása
3. lépés: a mortalitási ráták előrejelzése

1. lépés: Paraméterek becslése (1)

$$\ln m_{x,t}^{(g)} = \alpha_x^{(g)} + \beta_x^{(g)} \kappa_t^{(g)} + \varepsilon_{x,t}^{(g)}$$

A reziduumok négyzetét szeretnénk minimalizálni

$$\ln(m_{x,t}^{(g)}) - \alpha_x^{(g)} = \beta_x \kappa_t \quad \text{mátrix sajátérték felbontása}$$

Tipikusan csak az első sajátértéket használjuk

$$\text{Két korlát bevezetése: } \sum_x \beta_x^{(i)} = 1, \quad \sum_t \kappa_t^{(i)} = 0 \quad \left(\tilde{a} - \tilde{b}\tilde{c} + \tilde{b}(\tilde{k} + \tilde{c}) = \tilde{a} + \tilde{b}\tilde{k} \right)$$

1. lépés: Paraméterek becslése (2)

$$\hat{\alpha}_x^{(g)} = \frac{\sum_{t=1}^T \ln(m_{x,t}^{(g)})}{T} \quad : \text{ a megfigyelt mortalitási ráták átlaga}$$

$$\hat{\kappa}_t^{(g)} = \sigma_1^{(g)} v_1^{(g)}(t) \sum_{x \in X} u_1^{(g)}(x) \quad : \text{ látens folyamat, amely a mortalitás szintjének alakulását számszerűsíti}$$

$$\hat{\beta}_x^{(g)} = \frac{u_1^{(g)}(x)}{\sum_{x \in X} u_1^{(g)}(x)} \quad : \text{ érzékenységi paraméter}$$

2. lépés: A látens paraméter kiigazítása

$$\sum_x D_{x,t} = \sum_x [E_{x,t} \exp(\hat{\alpha}_{x,t} + \hat{\beta}_t \tilde{\kappa}_t)]$$

Célja: A megfigyelt és modellezett halálozások száma megegyezzen

Miért? Mert az eredeti modell becslésekor a fiatal korok mortalitási rátái ugyanolyan súllyal szerepelnek, mint az idős korok rátái („újrásúlyozás”)

3. lépés: Az előre jelzés (1)

Tekintsünk a $\tilde{\kappa}_t = [\tilde{\kappa}_t^{(1)}, \tilde{\kappa}_t^{(2)}, \dots, \tilde{\kappa}_t^{(i)}]'$ értékekre, mint idősorra!

Illesszünk rá ARIMA modellt

A legtöbb alkalmazásban ARIMA(0,1,0) véletlen bolyongás (*random walk*) modellt találunk.

Ekkor: $\tilde{\kappa}_t = \tilde{\kappa}_{t-1} + \theta + \delta_t$ illetve $\delta_t \sim N(0, \delta^2)$

, ahol θ a trend paraméter, δ_t pedig fehér zaj.

3. lépés: Az előre jelzés (2)

Θ becslőfüggvénye: $\hat{\theta} = \frac{\tilde{\kappa}_T - \tilde{\kappa}_1}{T-1}$

δ becslőfüggvénye: $\hat{\delta}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} (\tilde{\kappa}_{t+1} - \tilde{\kappa}_t - \hat{\theta})^2$

A standard hiba pedig: $\text{var}(\hat{\theta}) = \frac{\hat{\delta}}{T-1}$

3. lépés: Az előre jelzés (3)

Szimuláljunk B darab idősort s évre előre (Box-Jenkins)

$$\hat{\kappa}_{T+s} | \hat{\kappa}_{T+s-1}, \hat{\theta} \sim N(\hat{\kappa}_{T+s-1} + \hat{\theta}, \hat{\delta}^2)$$

A következő évi κ_{T+s} az előző évre szimulált κ_{T+s-1} és a trend függvénye

Ha a trend paraméter, θ , körüli bizonytalanságot is be szeretnénk vonni a modellbe, akkor θ -t a fenti képletben $\theta \sim N(\hat{\theta}, \text{var}(\hat{\theta}))$ -tal helyettesítjük.

Végezetül: $\hat{m}_{x,T+s} = m_{x,T} \times \exp(\hat{\beta}_s \times (\tilde{\kappa}_{T+s}^{(i)} - \tilde{\kappa}_T^{(i)}))$

További lépések

A szimulált mortalitási rátákat átalakítjuk 1-éves mortalitási valószínűségekké

Az 1-éves mortalitási valószínűséget felhasználva kiszámítjuk a várható élettartamot egy adott x éves korra (halandósági tábla)

Ezt megismételjük minden b . szimuláció során

3. ALKALMAZÁS

Adatok

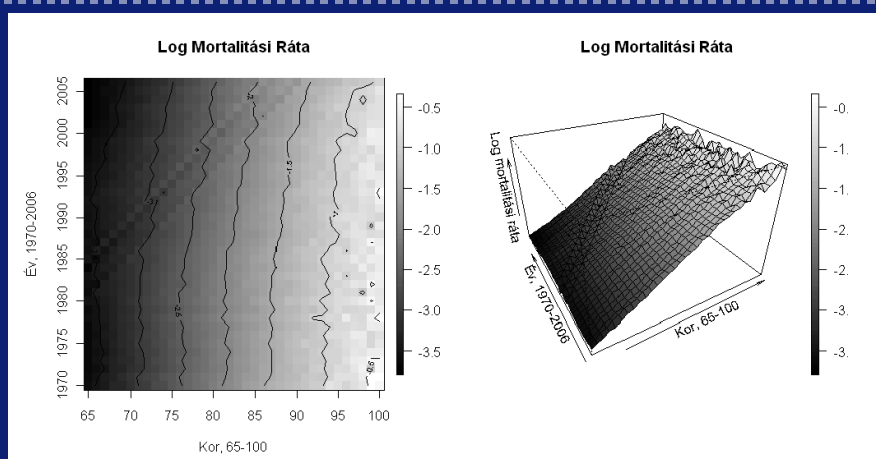
Magyar mortalitási ráták: $m_{x,t}$

$t = \{1970, \dots, 2006\}$

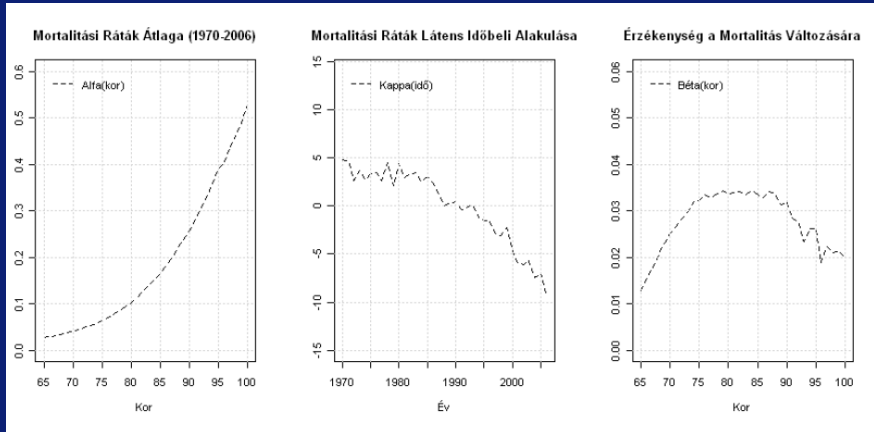
$x = \{65, \dots, 97+\}$

Human Mortality Database (szabaden elérhető adatbázis)

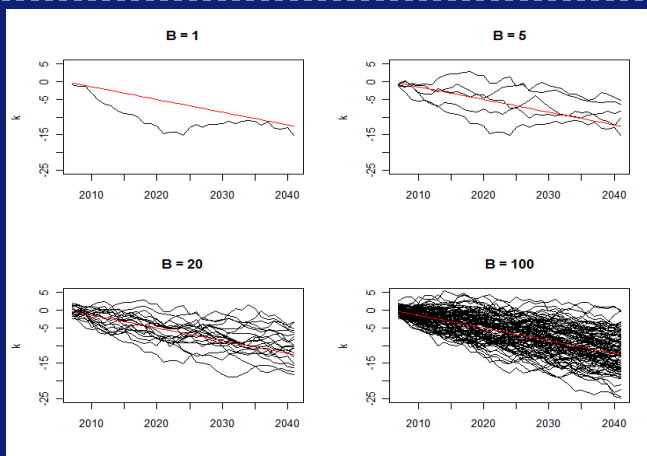
Log mortalitási ráta



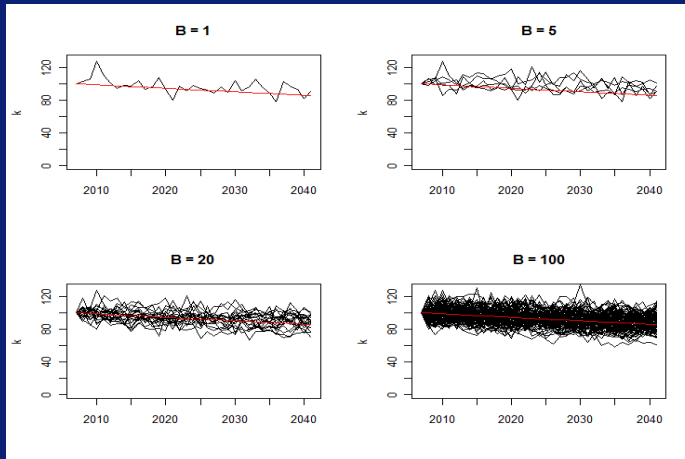
Lee-Carter modell becsült paramétere



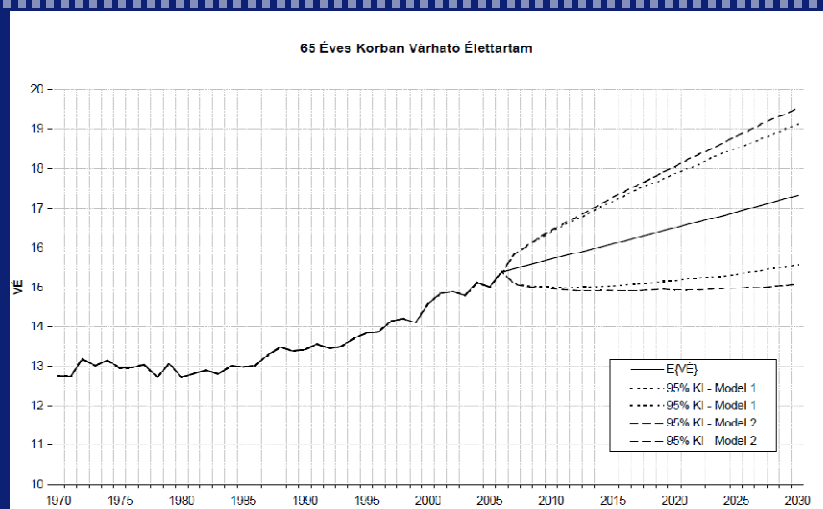
Szimulált κ_{T+s}



Szimulált $m_{65,T+s}$



Várható élettartam 10,000 szimuláció alapján



4. KÖVETKEZTETÉSEK

Miért fontos ez?

Bármilyen (pénzügyi) termék, amelynek a (jelen)értéke a mortalitási viszonyok függvénye bizonytalan. Pl. életbiztosítás, nyugdíj

Egyéni halálozási kockázat: diverzifikálható

Élettartam kockázat: a halandóság (és az attól függő más mennyiségek, mint például a várható élettartam) hosszú távon eltér annak előre jelzett mértéktől, trendjétől.

Várható élettartam kockázat figyelembe vétele

Jellemzően a várható élettartamot keresztmetszeti szemléletben értelmezzük:

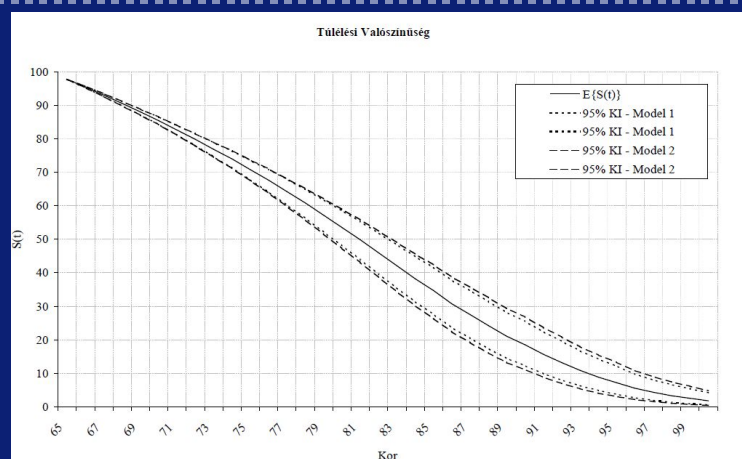
$${}_{\tau}P_x = \prod_{j=0}^{\tau-1} p_{x+j} \quad e_x = \sum_{\tau \geq 1} {}_{\tau}P_x$$

A nyugdíjbiztosítók kockázata azonban „kohorsz” szemléletben értelmezendő.

$${}_{\tau}P_{x,t}^{(g)} = p_{x,t}^{(g)} \cdot p_{x+1,t+1}^{(g)} \cdot \dots \cdot p_{x+\tau-1,t+\tau-1}^{(g)}$$

$$e_{x,t}^{(g)} = \sum_{\tau \geq 1} {}_{\tau}P_{x,t}^{(g)}$$

Halálozási valószínűség – kohorsz szemléletben



Túlélési valószínűség – Keresztmetszeti vs. Kohorsz

1. Táblázat: Túlélési valószínűségek 65, 70, 75, 80 és 85 éves korban. Keresztmetszeti versus kohorsz egy-éves túlélési valószínűségek

Életkor	Keresztmetszeti (2006)	Kohorsz (2006-2041)		
	p(t)	Várható Érték, E[p(t)]	95% KI, Modell 1	95% KI, Modell 2
65	97,77	97,77	-	-
70	96,92	97,20	96,91-97,47	96,90 – 97,47
75	95,17	96,28	95,58-96,87	95,51 – 96,92
80	92,33	94,14	92,76-95,30	92,48 – 95,44
85	88,31	90,84	88,42-92,83	87,71 – 93,17
90	84,49	86,97	83,50-89,73	82,37 – 90,34

Jegyzetek:

- [1] p(t): egy-éves túlélési valószínűség, amely azt a valószínűséget mutatja, hogy egy x éves személy életben lesz x+1 éves korban.
 [2] Várható érték: Determinisztikus modellel kapott becslés
 95% KI: 95%-os konfidencia intervallum
 [3] Determinisztikus modell: ez a modell úgy tekint a mortalitási index jövőbeli értékeire, mintha azokat biztosan tudnánk (a múltbeli adatok alapján)
 [4] Modell 1: ez a modell figyelembe veszi, hogy a mortalitási index jövőbeli alakulása bizonytalan, adott trend esetén
 [5] Modell 2: ez a modell figyelembe veszi, hogy a mortalitási index jövőbeli alakulása bizonytalan és maga a trend is egy valószínűségi változó

Annuitás értéke – Keresztmetszeti vs. Kohorsz

2. táblázat: Várható élettartam és várható élettartam pénzügyi kockázata

Keresztmetszeti (2006)	Várható élettartam				Annuitás jelenértéke			
	Várható Érték	Várható Érték	Kohorsz (2007-2042)		Várható Érték	Várható Érték	Kohorsz (2007-2042)	
			95% KI, Modell 1	95% KI, Modell 2			95% KI, Modell 1	95% KI, Modell 2
15,39	16,43	15,35-17,59	15,12-17,83	11,87	12,43	11,82-13,05	11,70-13,17	

Jegyzetek:

- [1] 3%-os kamattábar feltételezve
 [2] Várható érték: Determinisztikus modellel kapott becslés
 [3] 95% KI: 95%-os konfidencia intervallum
 [4] Determinisztikus modell: ez a modell úgy tekint a mortalitási index jövőbeli értékeire, mintha azokat biztosan tudnánk (a múltbeli adatok alapján)
 [5] Modell 1: ez a modell figyelembe veszi, hogy a mortalitási index jövőbeli alakulása bizonytalan, adott trend esetén
 [6] Modell 2: ez a modell figyelembe veszi, hogy a mortalitási index jövőbeli alakulása bizonytalan és maga a trend is egy valószínűségi változó

Végső megjegyzések

„Modern” Lee-Carter modellek (homoszkedasztikus reziduumok):

Binomiális

Poisson

Spline

Köszönöm a figyelmet!