

A magyar nyugdíjrendszer fenntarthatóságáról

Bajkó Attila – Maknics Anita – Tóth Krisztián – Vékás Péter

JEL kódok: C53, C54, H55

Sok más fejlett országhoz hasonlóan Magyarországnak is szembe kell néznie az öregedő társadalom miatt fennálló problémakörrel, többek között a nyugdíjrendszer fenntarthatóságának kérdésével. Tanulmányunkban a Lee–Carter modell segítségével elemezzük a következő évtizedek statisztikai alapon várható demográfiai mutatóit, érzékeltetve ezzel a várható trendeket és az ezek következtében felmerülő problémákat. A demográfiai elemzés során kapott eredményeket felhasználtuk egy nyugdíjmodell felállításához, hogy előrejelzést kapjunk a nyugdíjrendszer egyenlegének jövőbeli alakulására adott makrogazdasági feltételek mellett. A modellezés az általunk becsült jövőbeli népességi mutatók és feltételezett makrogazdasági paraméterek nyugdíjrendszerbeli hatásaira világít rá. A modell eredményeinek fő tanulsága a számszerű eredményeken túl az volt, hogy egyes gazdaságpolitikai intézkedések illetve a gazdasági körülmények változásai várhatóan milyen hatással lesznek a nyugdíjrendszer egyenlegére a vizsgált időszakban.

Bevezető

Tanulmányunkban a következő gondolatmenetet követjük: a Lee–Carter modell (Lee-Carter [1992]) segítségével előrejelzést adunk a következő két évtized demográfiai mutatóira, majd az eredményeket felhasználva egy nyugdíjmodellt építünk fel, melynek segítségével a fenntarthatóság kérdéskörét vizsgáljuk ugyanebben az időintervallumban. Mindezt úgy tesszük, hogy becslést készítünk adott feltételezés mellett arra, hogy várhatóan hogyan alakul a nyugdíjrendszer kiadási és bevételi oldala, és ebből adódóan az egyenlege. A számításokhoz szükséges volt makrogazdasági feltételezéseket is alkalmazni, amelyek változtatására mind a bevételi, mind a kiadási oldal nagyon érzékeny. Éppen ezért a nyugdíjmodellt bemutató résznél később kitérünk azokra az alkalmazott makrogazdasági feltételezésekre, amit az alapszcenário felírásához használtunk. Mindemellett pedig, mivel viszonylag hosszabb időtávról van szó, és így a makrogazdasági paraméterek jövőbeli alakulása bizonytalanságot hordoz magában, az

alapszenárióhoz képest egyes paraméterek esetében alternatív szenáriókat is teszteltünk a felírt modellel. Ezzel pedig azt is megtudhattuk, hogy az egyes paraméterek változtatására mennyire érzékeny a modell, valamint az alapszenárióhoz képest a nyugdíjrendszer egyenlegére pozitívan ható lehetséges intézkedések mennyiben képesek hosszú távon megteremteni a nyugdíjrendszer fenntarthatóságát. De a modell és a konkrét eredmények ismertetése előtt először is következzen egy elméleti összefoglaló a Lee–Carter modellről, amely többek között tartalmazza a későbbiekben használt fogalmak definícióit is. Az elméleti felvezető emellett elhelyezi a nyugdíjrendszerrel kapcsolatos elemzésünket a lehetséges megközelítések között.

A demográfiai elemzés során használt *Lee–Carter* [1992] modell a mortalitás hosszú távú előrejelzésére alkalmazott módszer. Az eljárás statisztikai idősorelemzési módszereket használ a demográfiai modellezéshez. Fontos megjegyezni, hogy a szerzők tanulmányuk elején tisztázzák, hogy a modell felírása során nem céljuk az orvosi és társadalmi tényezők mortalitásra gyakorolt hatásának explicit modellezése, hanem kizárólag a mortalitás múltbeli alakulása alapján próbálják statisztikai eszközökkel előrejelezni azt.

A *Lee–Carter* [1992] módszerrel előre lehet jelezni egy kortól és időtől függő $m_{x,t}$ mortalitási ráta későbbi alakulását. A mortalitási ráta az egy főre jutó halálozások számát mutatja egy adott csoportban. Képlettel felírva:

$$m_{x,t} = \frac{D_{x,t}}{E_{x,t}} \quad (x=1,2,\dots, N, \quad t=1,2,\dots, T), \quad (1)$$

ahol $D_{x,t}$ a t -edik évben x évesen elhunyt egyének száma, $E_{x,t}$ pedig az x éves emberek megélt éveinek a száma a t . évben (a szakirodalomban *kitettségként* hivatkoznak rá). A mortalitási rátákból lehet megadni a $q_{x,t}$ halálozási valószínűségeket, melyek annak a valószínűségét adják meg a t -edik évben, hogy egy x -edik életévét éppen betöltött egyén már nem éri meg az $(x+1)$ -edik születésnapját. A két változó között bonyolult összefüggés van, így feltételezéssel élve lehet a kettő közötti kapcsolatot egyszerűen megragadni. Például a kitettségről fel lehet tenni, hogy a kor lineáris függvénye, és így a *Kovács–Májner* [2011] tanulmányban is szereplő összefüggést lehet felírni a két változó között:

$$q_{x,t} = \frac{m_{x,t}}{1 + \frac{1}{2}m_{x,t}} \quad (x=1,2,\dots, N, \quad t=1,2,\dots, T). \quad (2)$$

Feltételezve, hogy rendelkezésünkre állnak az $m_{x,t}$ ráták az $x=1,2,\dots, N$ életkorokra és a $t=1,2,\dots, T$ évekre, első lépésben modellt illesztünk a ráta logaritmusára. A modell alapfeltevése szerint a mortalitási ráta logaritmusára három tagot összegezz:

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + e_{x,t} \quad (x=1,2,\dots, N, \quad t=1,2,\dots, T). \quad (3)$$

Az egyenletben szereplő változók közül az a_x azt mutatja meg, hogy mi az átlagos logaritmikus mortalitási érték az adott korcsoportban. A $b_x k_t$ szorzatban a második tényező – a szakirodalomban a *mortalitási index* kifejezést szokták rá használni, ezért a továbbiakban mi is így hivatkozunk rá – az általános mortalitási szint változását mutatja, míg az első tényező azt mutatja meg, hogy egy adott korszpecifikus ráta mennyire változik meg a mortalitási index egységnyi változásának hatására, azaz a logaritmikus mortalitási ráta érzékenységét mutatja a mortalitási index változására. A b_x mutatóval kapcsolatban *Lee–Carter* [1992] megjegyzi, hogy negatív értéket is felvehet bizonyos x életkorok esetén. Ilyen esetben arról van szó, hogy az adott életkorbeli mortalitás emelkedik az általános mortalitási szint csökkenésével párhuzamosan. A mortalitási indexről pedig azt említik meg, hogy ha a negatív végtelenhez tart, akkor a korszpecifikus mortalitási ráták nullához tartanak – mivel azok a (3) egyenletből exponenciális transzformációval adódnak –, ami azt eredményezi, hogy negatív mortalitási ráta még ebben az esetben sem fordulhat elő a modellben. Az összeg harmadik tagja a hibatag, melyről feltesszük, hogy fehér zaj.

Ahhoz, hogy egyértelmű megoldást kapjunk, további feltételeket kell felírni a modellezésnél. *Lee* [2000] tanulmánya a következő feltevéseket említi:

$$\sum_{x=1}^N b_x = 1 \quad (x=1,2,\dots, N) \quad \text{és} \quad (4)$$

$$\sum_{t=1}^T k_t = 0. \quad (t=1,2,\dots, T). \quad (5)$$

E feltételek mellett az a_x változó az $\ln(m_{x,t})$ értékek átlagát adja a különböző x értékekre.

A másik fő lépés a mortalitási index becslése a modellezés során. *Lee–Carter* [1992] szerint olyan k_t értékeket keresünk, amelyek kielégítik a következő egyenletet:

$$D_t = \sum_{x=1}^N (e^{(a_x + b_x k_t)} N_{x,t}) \quad (x=1,2,\dots, N, \quad t=1,2,\dots, T), \quad (6)$$

ahol D_t a halálozások száma a t . időszakban, $N_{x,t}$ pedig az x korú népesség száma a t . időszakban. A k_t változó modellezésére több modell is szóba jöhet. Legtöbbször sztochasztikus idősor-folyamatként érdemes modellezni a mortalitási indexet. A *Box–Jenkins* módszerrel (*Hamilton* [1994]) lehet megfelelő modellt keresni a leggyakrabban alkalmazott ARIMA modellspecifikációk közül. A tapasztalatok szerint egy egyszerű eltolásos véletlen bolyongás jól

modellezi a mortalitási index alakulását. Így a modell második egyenlete például a következő lehet:

$$k_t = c + k_{t-1} + u_t \quad (t=1,2,\dots, T), \quad (7)$$

ahol c az eltolás (*drift*) paramétere, amelyre a maximum likelihood eljárás segítségével a következő becslés adható (*Wang* [2007]):

$$\hat{c} = \frac{\hat{k}_T - \hat{k}_1}{T-1}. \quad (8)$$

Ha megvan a modell a mortalitási indexre, akkor előre lehet jelezni annak értékét, melynek segítségével – a (3) egyenletet is felhasználva – előrejelezhetők a mortalitási ráták valamint a halandósági táblákban megtalálható változók.

A mortalitási indexre felírt egyenletben sok alkalmazásnál szerepel más tag is a (7) egyenletben szereplő tagokon kívül. Ez a modell – a pontosabb előrejelzés érdekében tett – bővítésének egyik lehetősége. A bővítéssel kapcsolatban számos tanulmányt lehet említeni. A modell addigi alkalmazásainak értékeléséről átfogó képet *Lee* [2000] tanulmánya ad többek között. Ahogy ebben a tanulmányban is szerepel, a modellen eszközölt újításokon nem mindig az egyenletek bővítését kell érteni. Az is javíthatja az előrejelzést, ha több esetre bontjuk szét a modellezést. *Lee* [2000] például nemek szerinti felbontást említ, amelyet a dimenziók csökkentése érdekében csak az a_x és b_x változóknál alkalmaz, a mortalitási index idősorára pedig csak egyetlen előrejelzést készít. *Wilmoth* [1993] tanulmánya a teljes mortalitás előrejelzése helyett a halál oka szerint szétbontott trendek vizsgálatával foglalkozik. Az egyes szegmensekre vonatkozó különböző modellek felírásán túl az is bővítést jelent a modellben, ha valamelyik egyenletet kibővítik egy újabb taggal. Ahogy már említettük, a szakirodalomban leginkább a mortalitási index modellezésére szolgáló egyenletet szokták bővíteni. Az 1918. évi spanyolnátha-járvány miatti egyszeri mortalitási sokk modellezése céljából *Lee–Carter* [1992] a sokk éveihez tartozó bináris változókkal bővítették a modelljüket. Hasonlóan bináris változóval történő bővítést alkalmazott *Hanewald* [2009] is, aki a mortalitási index fluktuációja és makroökonómiai változók közötti korrelációt elemezte. Mivel sok esetben szignifikáns korrelációt talált egyes makroökonómiai változók és a mortalitási index változása között, így a mortalitási index változását leíró egyenletekben alkalmazott erre vonatkozó bináris változókat.

A modell alkalmazásával kapcsolatos eddigi tapasztalatokat, a felmerülő problémákat, kritikákat jól mutatják a világ különböző pontjain található országok adatain végzett modellezések és azok értékelései. A külföldi tapasztalatok közül néhányat megemlítve az amerikai alkalmazásról szól

Lee–Carter [1992], a portugál adatokon végzett modellezésről ír *Coelho* [2001], az argentin alkalmazásról szól *Andreozzi–Blaconá–Arnesi* [2011], illetve a svéd modellről számol be *Wang* [2007] tanulmánya. Magyar alkalmazásról szól a *Baran–Gáll–Ispány–Pap* [2004], az *Arató–Bozsó–Elek–Zempléni* [2009] és a *Májer–Kovács* [2011] tanulmány.

A halandósági előrejelzés mellett a szakirodalomban több példát lehet találni olyan alkalmazásokra, ahol a fertilitás előrejelzésére alkalmazzák ezt a módszertant. Erre jó példa *Hyndman–Ullah* [2006] tanulmánya, melyben francia mortalitási és ausztrál fertilitási adatok modellezésére használják a *Lee–Carter* modell általánosított formáját. Ennek említése azért is fontos, mert saját modellünkben is a mortalitás mellett a fertilitásnál is alkalmaztuk a *Lee–Carter* modellt. A fertilitás és a mortalitás modellezése a *Lee–Carter* által kidolgozott módszertannal nagyon hasonló: annyi a különbség, hogy a fertilitás modellezésénél a kiinduló adat nem az egy főre jutó halálozások száma, hanem az egy nőre eső élveszületések száma aszerint csoportosítva az adatokat, hogy mi az anya életkora az adott naptári évben.

A modellezésünk során használt módszertan legfőbb elemének, a *Lee–Carter* modellnek az összefoglalása után következzen a különböző nyugdíjmodellezési megközelítések bemutatása. Az öregedő társadalommal és a nyugdíjrendszer fenntarthatóságával kapcsolatos kérdéskör aktualitását nem kell magyarázni. Számos írás foglalkozik ezzel a témakörrel manapság, de a megközelítések különbözőek. Vannak közgazdasági és statisztikai megközelítésen alapuló elemzések is a témakörben. A közgazdasági modellezésre példa a demográfiai átmenettel foglalkozó *Varga* [2014] cikk, illetve *Simonovits* [2009] parametrikus nyugdíjreformokról szóló tanulmánya. Ezen tanulmányok által bemutatott eredmények nem hasonlíthatók össze a jelen cikkben ismertetett konklúziókkal, mivel a mi modellünk statisztikai alapú. Azaz az említett két tanulmánnyal ellentétben nem feltételeztünk mögöttes hasznosságfüggvényeket és közgazdasági szempontok alapján optimalizáló egyéneket, hanem csupán a legpontosabb előrejelzésre törekedtünk a megfigyelt statisztikai adatok alapján.

A tanulmányunk módszertani elhelyezésével kapcsolatban szeretnénk megjegyezni azt is, hogy nem jelen tanulmány az első Magyarországon, amely a *Lee–Carter* modellt nyugdíjjal kapcsolatos elemzésben használja. A *Lee–Carter* modell publikált magyar alkalmazásainál már említettük *Májer–Kovács* [2011] tanulmányát, melynek témája a várható élettartam növekedésének és emiatt a nyugdíjrendszerre nehezedő tehernek a bemutatása.

A szakirodalmi tanulmányoknak még sokféle kategorizálása elképzelhető a témakörben. Érdeemesnek tartjuk kiemelni, hogy a módszertan mellett különbözik az is az egyes tanulmányok esetén, hogy parametrikus reformok vagy szerkezeti változások hatását elemzik-e az adott modell segítségével. Modellünkkel mi parametrikus változtatások hatását vizsgáljuk. A másik csoportba – a szerkezeti változásokat elemző tanulmányok sorába – tartozik például *Orbán–Palotai* [2006] a tőkefedezeti pillér bevezetéséről írt cikke, amely a Magyar Nemzeti Bank nyugdíjmodelljével (*Orbán–Palotai* [2005], [2006]) végzett szimulációk eredményeit mutatja be. További, szerkezeti reformok bevezetésének hatását elemző tanulmányok olvashatók a *Jelentés a Nyugdíj és Időskor Kerekasztal tevékenységéről* című kötetben (Szerk: *Holtzer* [2010]) is.

Demográfiai előrejelzés

A korábbi fejezetek elméleti áttekintése után a jelen fejezetben áttérünk a demográfiai majd a fertilitási modell gyakorlati bemutatására. Az előrejelzés központi célja, hogy a várható magyarországi férfi és női népesség alakulásáról kapjunk egy általános képet. További fontos cél, hogy a nyugdíjrendszerre ható esetleges demográfiai változások által gerjesztett feszültségeket is számszerűsíteni tudjuk, így a kapott eredményeket előkészítsük, hogy azok a nyugdíjmodell bemenő adataiként szolgálhassanak.

Adatállomány és tesztelés

Az adatsorunk terjedelmére való tekintettel fontosnak tartottuk a modell visszatesztelését. Így elsősorban az volt a fő kérdés, hogy a választott Lee–Carter modellt milyen bázisidőszak adatai alapján építsük fel annak érdekében, hogy a lehetőségekhez mérten a pontosságot is szem előtt tudjuk tartani. Halandóságra vonatkozó idősorunk a *Human Mortality Database*-ről (www.mortality.org) származik, ahol Magyarországra vonatkozóan 1950-től egészen 2009-ig állnak rendelkezésre halandósági és populációs adatok. A Human Mortality Database-en kívül számításaink során felhasználtuk a Központi Statisztikai Hivatal által éves gyakorisággal publikált halandósági táblákat. A két adatbázisból összeállított halandósági idősor egészen 2012-ig tartalmazott halandósági adatokat. Az eredmény pontossága érdekében a teljes adatbázist időhorizont alapján partíciókra bontottuk, hogy közelebbi képet kapjunk a pontosság alakulásáról. A teljes időhorizontot (1950–2012) felosztottuk tíz éves lépésközökre, így hoztuk létre az 1960–, 1970–, 1980–, 1989–2000-es bázisidőszakokat. Ezt követően a rátákat a 2001-től 2009-ig tartó periódusra jeleztük előre, mindezt annak érdekében, hogy az így kapott becsült mortalitási tábláinkat összevethessük a tényadatokkal (2001-2012). A mortalitási táblák egyezésének tesztelését χ^2 teszt segítségével végeztük. Arra voltunk kíváncsiak, hogy a tényleges halálozások száma származhat-e a feltételezett halálozási valószínűségek által meghatározott eloszlásból. A nullhipotézis fennállása esetén nagy mintában az egyes életkorokhoz tartozó halálozások száma jó közelítéssel normális eloszlást követ $E_x q_x$ várható értékkel és $E_x q_x p_x$ varianciával:

$$H_0 : \theta_x \sim N(E_x q_x ; E_x q_x p_x) \quad (9)$$

A tesztstatistika kiszámításának módja:

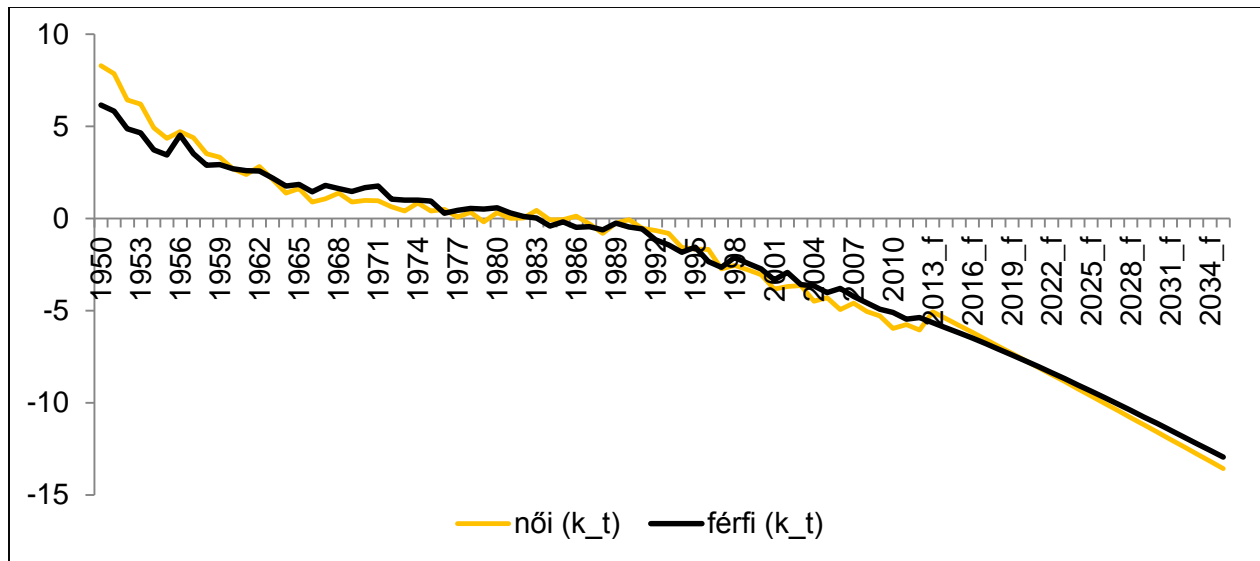
$$\chi^2 = \sum_x \frac{(\theta_x - E_x q_x)^2}{E_x q_x p_x}, \quad (10)$$

ahol a tesztstatisztika a nullhipotézis fennállása esetén nagy mintában közelítőleg χ^2 -eloszlású 24-2-1 szabadságfokkal. A halandósági táblák tesztelését az 1–24 éves korosztályon végeztük, hiszen várhatóan ez a generáció fogja meghatározni a nyugdíjrendszert a becsült periódusra.

Az elvégzett tesztek eredményei alapján az illeszkedés a női mortalitási táblára majdnem minden bázisból indított előrejelzés esetén elfogadható. A férfi halandósági valószínűségekre sok esetben, jellemzően az 1950–2000, 1960–2000 illetve 1970–2000 közötti időszakok esetén elutasítható a nullhipotézis. Az 1980–2000 és 1989–2000 közötti bázisidőszakok esetén azonban a becsült férfi mortalitási táblák elfogadhatóak. Mindezek ismeretében az 1980–2012 közötti időszakot választottuk bázisidőszakként, melynek alapján a modell paramétereit becsültük. Ugyanakkor az 1989-es bázisból indított tesztelés során még tovább javultak a tesztelési eredmények, de ezt az időtávot elvetettük, mivel úgy gondoltuk, hogy az 1989–2009 közötti időszak hossza már nem elégséges egy hosszabb távú előrejelzés elvégzéséhez, s így jobban figyelembe tudtuk venni a hosszabb távú halandósági trendeket a k_t mortalitási indexen keresztül. A teljesség kedvéért a halandósági táblára vonatkozó teszteket a teljes mortalitási táblára is elvégeztük, melynek alapján az illeszkedés szintén az 1989–2009 közötti bázisidőszak esetén volt a legmegfelelőbb, azonban itt a nullhipotézist elutasítottuk a szabadságfok emelkedése következtében.

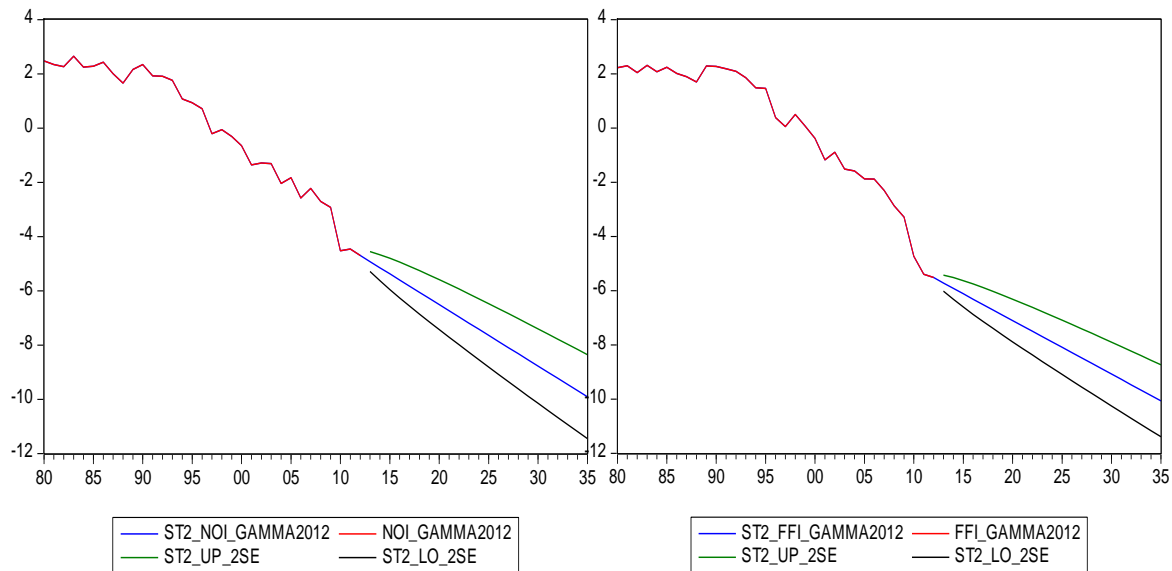
A modellparaméterek becslése, eredmények

A megfelelő transzformációk és az alapmátrixok meghatározását követően az előrejelzéshez kulcsfontosságú paraméterek becslése következik. A korábban felírt (3) Lee–Carter alapegyenletben megtalálható $b_x k_t$ tagot a (7) egyenlet és a drift tag kiszámításával határoztuk meg és jeleztük előre. A teljes időszakra számított mortalitási indexet mutatja az alábbi ábra:



1.ábra: Az 1950-2012 közötti bázisidőszak alapján számított és előrejelzett női és férfi mortalitási index

Ahogy az az 1. ábrán látszik, az általános halandósági trend a nők esetében a férfiakénál valamivel gyorsabb ütemben javult. A mortalitási indexeket nem csupán az általános eltolásos véletlen bolyongás segítségével jeleztük előre, hanem az *Eviews* idősorelemző program (© *Quantitative Micro Software, www.eviews.com*) segítségével illesztett ARIMA folyamatok alapján is. A visszatesztelés eredményeképpen az előző fejezetben említett 1980-as kiindulási évet választottuk a bázisidőszak kezdő évének, így már az 1980–2012 közötti időszakra illesztettünk ARIMA folyamatokat. Az 1. ábrán jól látszik, hogy mindkét nem esetében folyamatosan csökkenő halandósági indexekről beszélhetünk, vagyis egy nem konstans várható értékű folyamatról van szó. Ennek megfelelően egy nem stacionárius idősorra gyanakodhatunk. Ezt a kezdeti feltevésünket igazolják a kiterjesztett-*Dickey-Fuller*, *Kwaitkowski-Phillips-Schmidt-Shin* és a *Phillips-Perron* tesztek is. A tesztekéből kitűnik, hogy egyértelműen egységgyök-folyamatokról van szó. A korrelogramok vizsgálatából is látszik, hogy az eredmények nem robusztusak, ezért egyszeri differenciálásra van szükség. Ezt követően mind a két nem halandósági indexeire egy-egy ARIMA (1,1,1) folyamat illeszkedik megfelelően, ahol a paraméterek még szignifikánsak. Az előrejelzett mortalitási indexeket a 2. ábra két részábrája mutatja:



2. ábra: Becsült és előrejelzett mortalitási index az ARIMA modell alapján

Könnyedén belátható a fenti ábra tükrében, hogy Magyarországon a vizsgált időszakban közel sem volt állandó a halandóság trendje, sőt, volt olyan időszak is főként az 1990-es évek körül, amikor általánosan növekedett a halandóság. Ezt a tényt bizonyítják a mortalitásra vonatkozó hőterképek is (ld. 15. és 16. ábra). A térképek az egyes korév-naptári év kombinációkhoz tartozó halálozási valószínűségeket színekkel segítségével ábrázolják. A halandóság változását még inkább láthatóvá tudjuk tenni, ha soronként sztenderdizáljuk¹ a halálozási valószínűségeket. A sztenderdizálásból így látszik, hogy mely években volt a vizsgált időszakban az átlagnál magasabb (kék és árnyalatai) és alacsonyabb (zöld árnyalatai) az adott korév halandósága. Mind a női, mind a férfi halandóság változása esetében elmondható, hogy a rendszerváltás évei nem csak gazdasági értelemben bizonyultak rezsimváltásnak; annak lenyomata tapasztalható a halandóságban is, ekkor nagyarányú romlás következett be. Nők esetében a visszaesés mértéke kisebb volt, s a javulás üteme gyorsnak mondható, ha összevetjük a férfi halandóság dinamikájával, ahol a javulás a visszaesés mértékével arányosan lassabb ütemű. A két hőterképen jól kivehető, átlós irányú ún. kohorszhatás is észlelhető. A kohorszhatás modellezését járta körül többek között közös cikkében *Renshaw és Haberman* [2005], illetve *Jack, Sharon és Hong-Chih* [2008], akik egyaránt

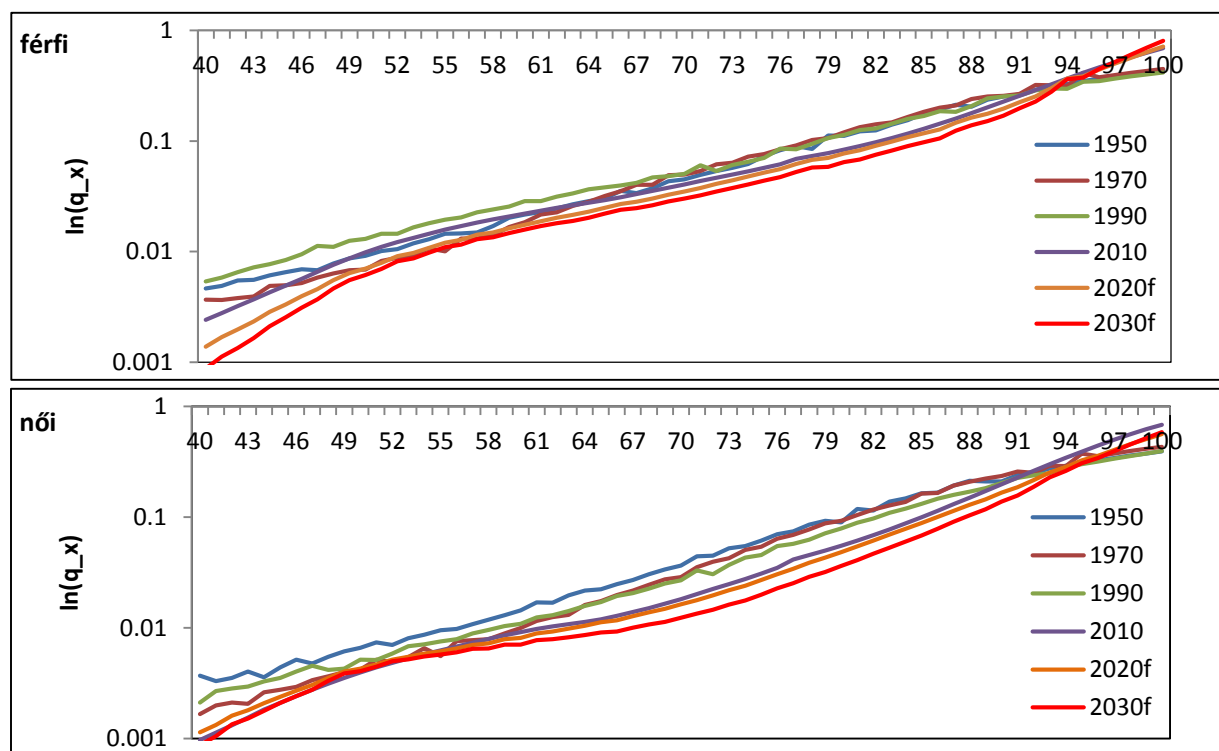
¹ $z\ score = (x - \mu) / \sigma$

hangsúlyozták a kohorszhatás modellezésének fontosságát. Jelen előrejelzésben a kohorszhatással és modellezésével a továbbiakban nem foglalkozunk, azonban fontosnak tartjuk megjegyezni, mint lehetséges fejlesztési irányt.

Előrejelzett halálozási valószínűség, születéskor várható élettartam és fertilitás

Halálozási valószínűségek

Az alábbi két ábrán látható a férfi és női halandóság egy-egy kiragadott évre, s itt már megjelennek az előrejelzett halandósági valószínűségek is.



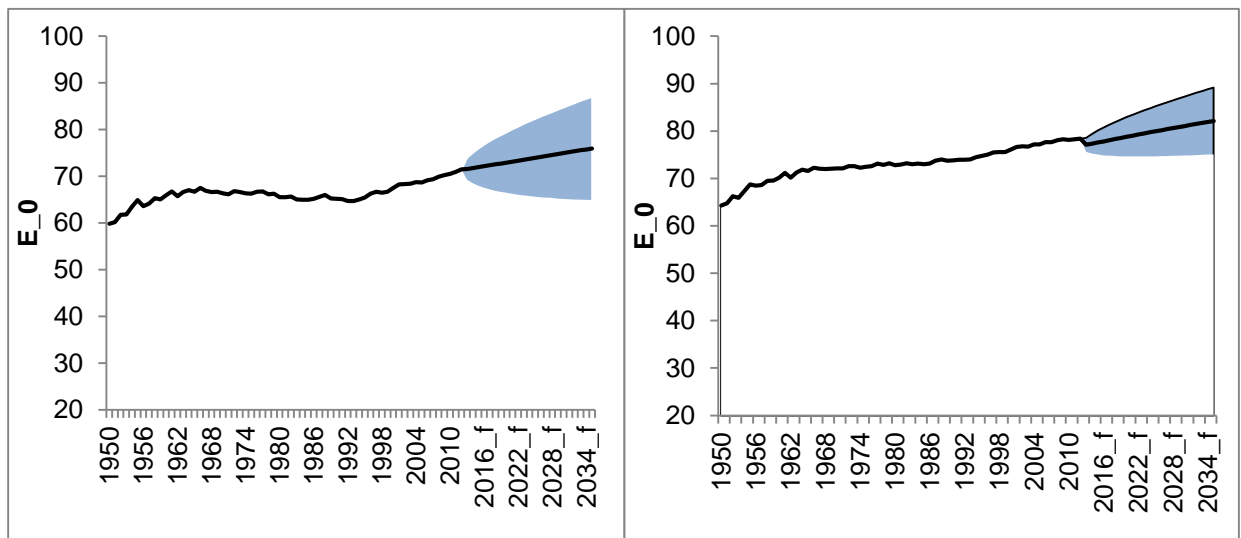
3. ábra: Női és férfi halandóság időbelisége 40–100 éves korévek között

A 3. ábrából további képet kaphatunk a halandóság javulásáról és változásáról. Itt is feltűnik, hogy a férfiak esetében a zöld vonal az – az 1950-es években tapasztalt halandóságnál is magasabb – 1990-es halandóságot tükrözi, ami után már folyamatosan javuló trend figyelhető meg. A nők esetében az 1950-es évtől kezdve folyamatos javulásról beszélhetünk, mindazonáltal itt is kiugró az 1990. évi halandóság, bár kisebb mértékben, mint a férfiak esetében. A 65–88 éves életkorok

között a halandósági görbe egyre konvexebbé kezd válni az idővel, s egyre hangsúlyosabb az 58 éves kor körüli inflexiós korév. A férfiak esetében inkább lefelé tolódást észlelhetünk, míg a nők esetében ez együtt jár egyfajta görbületi változással is, így a halandóság javulásának üteme gyorsabb.

Születéskor várható élettartam

A demográfiában használatos mutatószám a születéskor várható élettartam, mely fontos jelzőszáma egy közösség társadalmi-gazdasági fejlettségének. A 4. ábra mutatja be a mutató múltban megfigyelt és jövőre vonatkozó, projektált értékeit. Nők esetében a 2035-ös évre vonatkozó születéskor várható élettartam 82,12 év, míg férfiaknál ez a szám közel hat évvel alacsonyabb (75,95 év). Ez is tükrözi azt a közismert jelenséget, hogy Magyarországon a nők átlagosan jellemzően jóval tovább élnek a férfiaknál. Ezen értékek kalkulálása során az eredeti Lee–Carter/ARIMA modellt használtuk az 1980-2012 közötti bázisidőszak alapján.



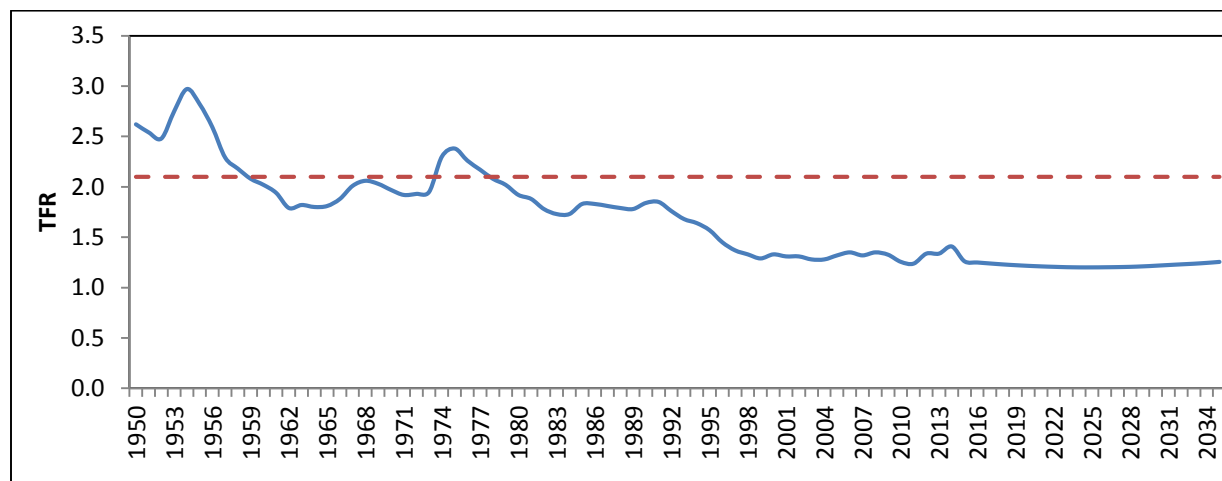
4. ábra: Nők (jobb) és férfiak (bal) születéskor várható élettartama

Fertilitás és születésszám

A fertilitás, vagyis a termékenységi arányszám nagyban meghatározza a mortalitással egyetemben az ország jövőbeli lakosság számát. Mint ilyen igen fontos mérőszámot szintén fontosnak tartottuk beemelni az elemzésünkbe, mivel a nyugdíjrendszer egyik lába a jövőbeni befizetők (aktív)

számossága. Az aktívakat viszonyítva a nyugdíjasok számához megkapjuk az időskori függőségi rátát is, amelyről szintén szó lesz a továbbiakban. Mind a fertilitási ráta, mind a függőségi ráták nagyban meghatározzák a jelenlegi nyugdíjrendszer fenntarthatóságát.

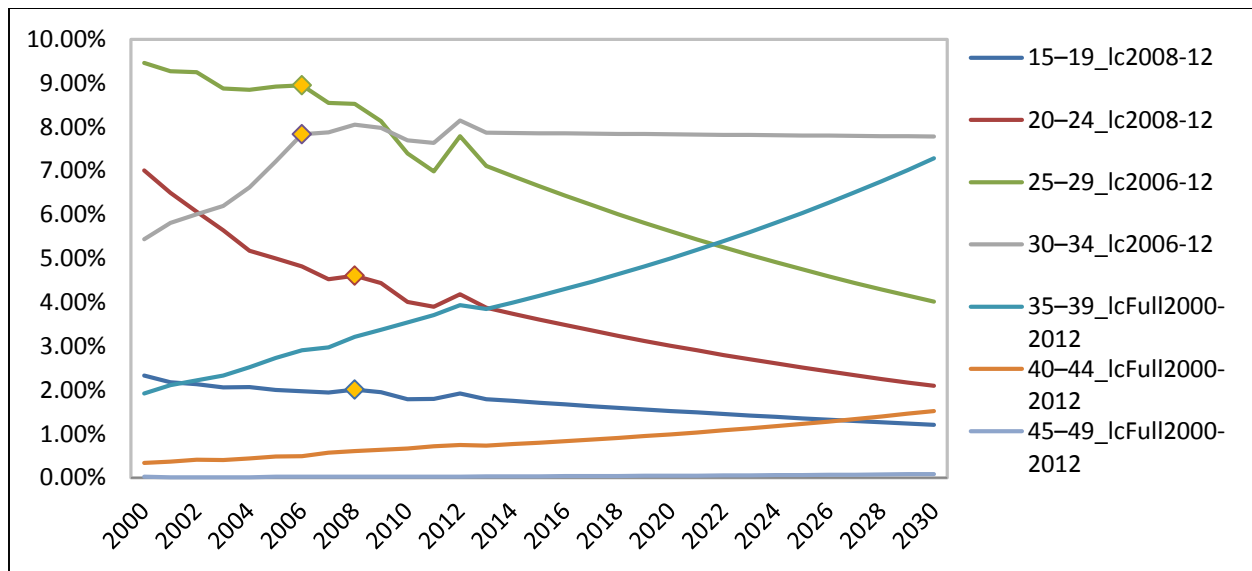
Az ún. teljes fertilitási ráta meghatározásánál elsőként az adott évi termékeny korú (15-49 éves) női népesség létszámát szükséges meghatározni, majd ezt követően az adott évben születettek számát figyelembe véve lehet kiszámítani a teljes fertilitási rátát. A teljes fertilitási ráta kritikus értéke: 2,1 (Willke [1998]). Abban az esetben, ha ezen érték alá esik a ráta értéke, akkor általánosságban elmondható, hogy a vizsgált népesség mérete csökkenő trendet követ. A fertilitási ráta kritikus érték alá csökkenése további gazdasági és társadalmi feszültségek oka lehet (pl. nyugdíjrendszer, migráció). Az 5. ábra mutatja be, hogy Magyarországon milyen a teljes fertilitási ráta múltbeli és jövőben várható alakulása. Az ábrát vizsgálva egyértelmű negatív trend jellemezte a magyar népesség fertilitását, s kirajzolódik két csúcs is: az első az ún. Ratkó-korszak, amikor nagyon alacsonyra csökkent a mortalitás, melynek pozitív hatását tovább fokozta az abortusztilalom miatti megnövekedett termékenység. A második csúcst a csökkenő trendben az ún. Ratkó-unokák megszületése és szintén az abortusz szigorítása indukálta. Ezt a két kiugrást leszámítva azonban a fertilitási ráta folyamatosan csökkent, s az 1,3-as szint körül ingadozik az elmúlt kicsivel több mint tíz évben. A 2,1-es kritikus szintet első ízben 1958-ban értük el, majd 1978-tól folyamatosan az elméleti egyensúlyi ráta alatt volt Magyarország fertilitási arányszáma.



5. ábra: A teljes fertilitási ráta tényleges és előrejelzett értékei

A mortalitás előrejelzésén túl a populáció létszámának előrejelzéséhez szükséges továbbá, hogy megállapítsuk a születések számát, melyet korcsoportos női fertilitási adatok alapján modelleztünk. Számításaink során szintén a már bemutatott és a halandóság előrejelzése során

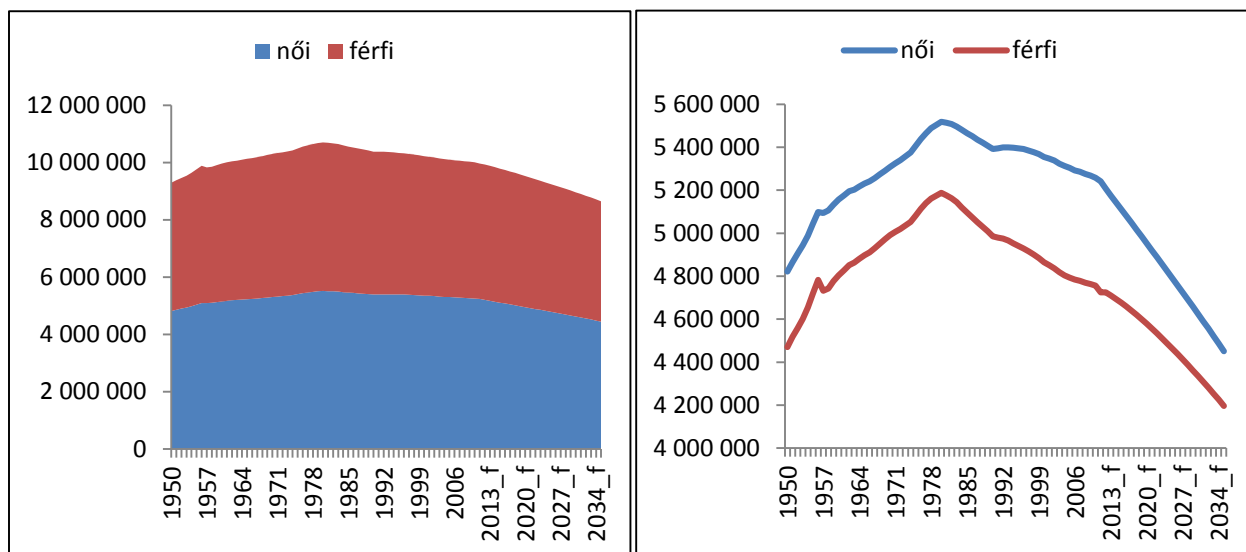
alkalmazott Lee–Carter modellt vettük alapul, melynek egyik hasznos tulajdonsága a nemnegativitás. Az implementáció is teljesen analóg a halandóság modellezésével: az általános szülési trendet időben követi a k_t fertilitási index, míg a korosztályokra jellemző változást a b_x paraméter ragadja meg. Kiindulási adatok a 2000–2012 közötti periódusra álltak rendelkezésünkre, amelyeket a KSH publikált. Az előrejelzés során nem minden korcsoportnál a teljes 13 éves időhorizontot vettük alapnak, így a projekcióhoz szükséges bázisidőszakot minden esetben egyedileg határoztuk meg. Ennek célja az volt, hogy az utóbbi években esetlegesen kibontakozó új trendet nagyobb súllyal vehessük figyelembe. A 6. ábrán jól látszik, hogy a 30-34 éves korú nők szülési hajlandósága az időben lassult, és 8 százalékos szinten stacionerré vált. Az ábrán látható kis négyzetek adnak további információt a projekció során választott bázisidőszak kezdőpontjáról (ahol ezt nem jelöltük külön, ott a teljes időhorizontot vettük figyelembe).



6. ábra: Fertilitás és előrejelzése korcsoportonként

A születésszámokat előrevetítettük a szülőképes korú női népesség korcsoportos szülési arányszámai alapján – azzal a további, adataink által alátámasztott feltételezéssel, hogy a születendő gyermekek esetében 55% valószínűséggel születik fiú –, valamint a halandósági ráták előrejelzésével a már élők halálozását is előrejeleztük. Mindezek után egyszerű rekurzióval adódtak a populáció létszámadatainak előrejelzései. A következő bekezdésben bemutatjuk az előrejelzett populáció létszámát valamint az időskori függőségi ráta fogalmát és alakulását.

Lakosság szám és időskori függőségi ráta



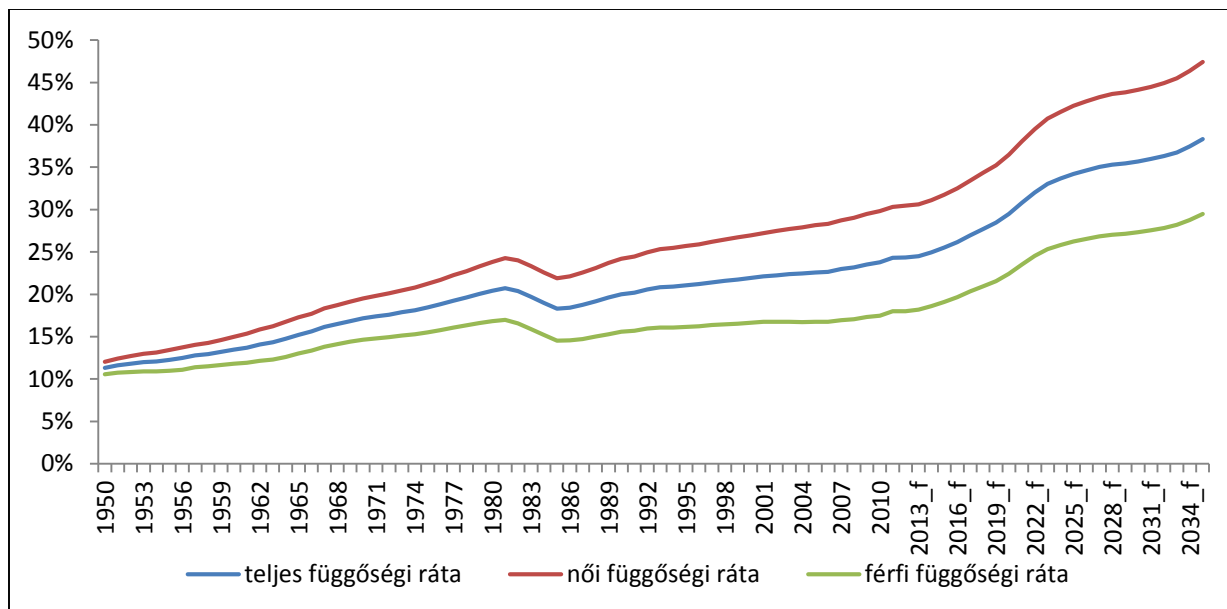
7. ábra: A népesség nemek szerinti megoszlásának alakulása és előrejelzése

A populáció létszámának alakulását mutatja a 7. ábra, ahol szintén látható két enyhébb kiemelkedés, ami szintén a Ratkó-korszaknak és a Ratkó-unokáknak tulajdonítható. A korábbi bekezdésekben leírt trendekkel konzisztens módon megfigyelhető, hogy Magyarország lakossága – hasonlóan a világ számos egyéb államához – fogyóban van. Az előrejelzés alapján 2035-ben hozzávetőlegesen 8 647 505 fős lakossággal lehet számolni, melyből 51,5%, azaz 4 450 507 fő lesz nő, míg a fennmaradó 4 196 998 fő lesz a férfiak létszáma. Fontos megjegyezni, hogy jelen eredmények nem veszik számításba a migráció hatását.

A populáció létszámának meghatározása mellett a nyugdíjrendszer finanszírozhatósága szempontjából beszédes mutató az időskori függőségi ráta, amely a nyugdíjas korú (65 év feletti) és az elméletileg aktív korú (19-65 éves) népesség létszámainak egymáshoz viszonyított arányát adja meg, és a nyugdíjrendszer szempontjából – különösen egy felosztó-kirovó rendszer esetében – kulcsfontosságú indikátor. A mutató számításának módja:

$$IFR = \frac{\sum_{i=66}^{\omega} x_i}{\sum_{i=19}^{65} x_i}$$

ahol az i az adott korévet, míg az x az adott korévhez rendelhető létszámot jelöli. A 8. ábra alapján elmondható, hogy mind a női, mind a férfi időskori függőségi ráta monoton és alapvetően egyre gyorsuló ütemben emelkedik. A demográfiai olló ilyen értelemben nyílik, melynek közvetlen hozadékaként egy aktív egyénre (járulékfizetőre) mind több passzív (nyugdíjas) jut.



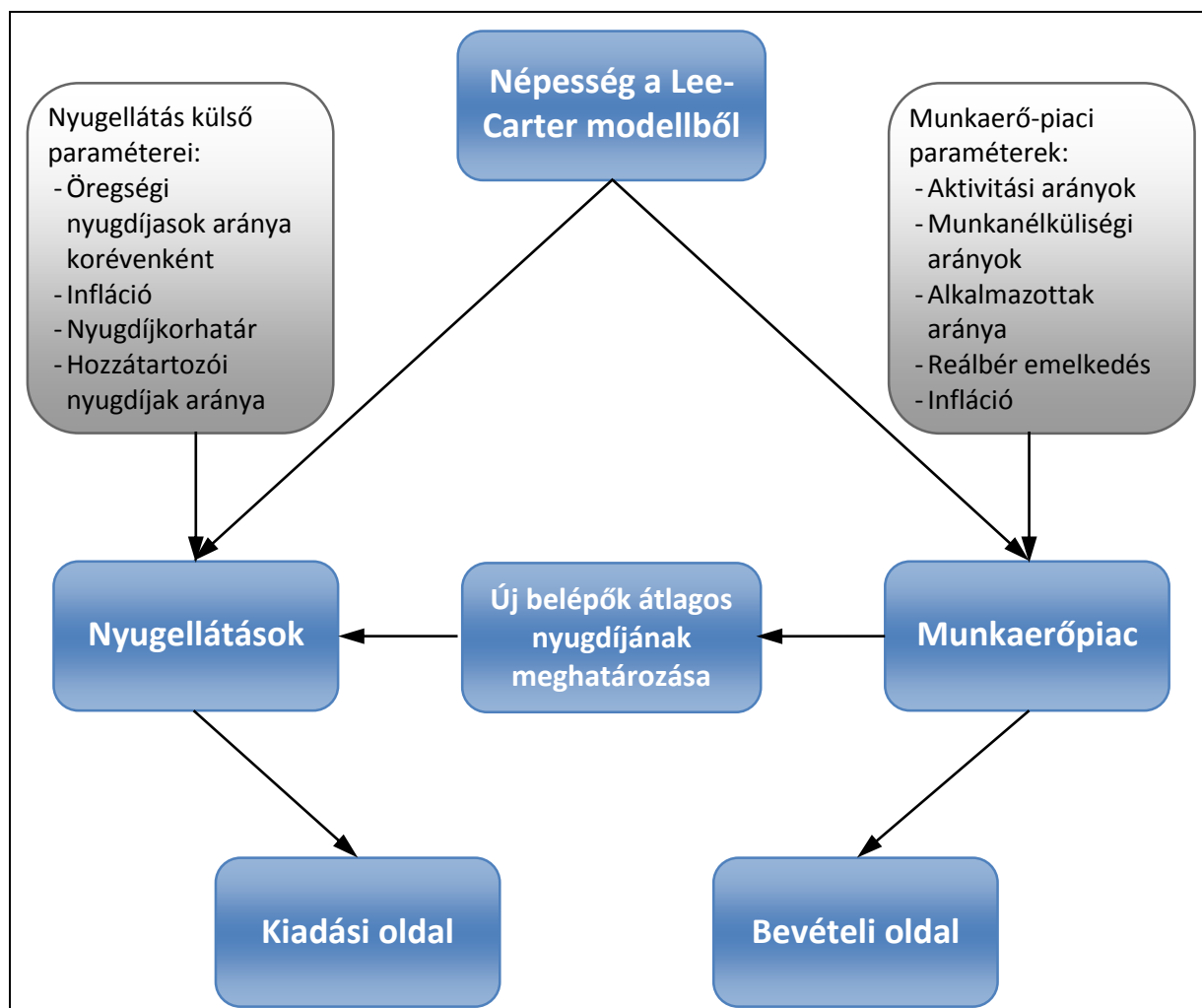
8. ábra Az időskori függőségi ráta tényleges és várható alakulása

Az előrejelzett és bemutatott adatok és folyamatok önmagukban sem nevezhetők üdvöztőnek, továbbá a társadalomra a nyugdíjrendszeren keresztül visszacsatolva további másodlagos gazdasági hatásai is várhatóak. Részben ezt a problémakört járja körül a következő fejezet, vagyis hogy miképpen jelennek meg a demográfiai változások a nyugdíjrendszerben, s arra milyen terhet rónak.

A nyugdíjmodell

A korábbiakban bemutatott demográfiai modell eredményeinek felhasználásával ebben a fejezetben létrehozunk egy modellt a Nyugdíjbiztosítási Alap várható bevételeinek és kiadásainak előrejelzésére. A modell felírásával kettős célunk van. Egyrészt arra keressük a választ, hogy a jelenlegi paraméterek és feltételezések mellett negatívvá válik-e a nyugdíjrendszer egyenlege a vizsgált időszakban, és ha lesz deficit, akkor az milyen mértékű lesz, másrészt pedig arra, hogy az eredmények mennyire érzékenyek az egyes külső paraméterek – pl. reálbér-emelkedés, foglalkoztatottsági arány javulása, nyugdíjkorhatár – megváltozására.

A fenti kérdések megválaszolása érdekében egy kohorszmodell készítése mellett döntöttünk. A választás oka, hogy ez a modell típus még kellően részletes ahhoz, hogy a várható jövőbeli változások – pl. lépcsőzetes nyugdíjkorhatár-emelés – hatásait figyelembe tudjuk venni, miközben a modell adatigénye kiszolgálható a Lee-Carter modell által szolgáltatott adatokból. A felépített modellünk vázlatát a 9. ábra mutatja.



9. ábra: Az alkalmazott modell felépítése

Az ábrából jól látható, hogy a nyugdíjmodellünk kiindulópontja a Lee-Carter modell által becsült halálozási és születési valószínűségek segítségével továbbvezetett népesség, mely mind a munkaerő-piaci folyamatok, mind pedig a nyugellátások becsléséhez alapul szolgál.

A *munkaerő-piaci folyamatok* – és ezáltal a teljes bruttó keresettömeg – modellezéséhez első lépésben minden kohorszra alkalmaztuk a nemének és korcsoportjának megfelelő aktivitási, majd munkanélküliségi rátát annak érdekében, hogy megkapjuk az egyes kohorszokban a

foglalkoztatottak² létszámát. Második lépésben a foglalkoztatottakat bontottuk ketté aszerint, hogy foglalkoztatásuk alkalmazotti jogviszonyt³, vagy pedig valamilyen egyéb jogviszonyt (pl. vállalkozói tevékenység, rövid idejű alkalmi munkavégzés, stb.) jelent. Erre a felbontásra azért volt szükség, mert bruttó átlagkereseti adatok közvetlenül csak az alkalmazásban állókra érhetőek el. Az egyéb jogviszonyban állók (a foglalkoztatottak kb. 30 %-a) átlagos bruttó jövedelmére (pontosabban járulékalapjára) csak a nyugdíjkassza járulékbévételeiből tudunk következtetni az elmúlt évek alapján. Harmadik lépésben a várható éves átlagos bruttó jövedelmek segítségével meghatározzuk az év során kifizetett teljes bruttó bértömeget. Ez az éves bruttó bértömeg szolgáltat kiindulópontot a nyugdíjkassza bevételeinek meghatározásához.

A nyugdíjrendszer bevételeinek két fő forrása a munkaadó által megfizetett szociális hozzájárulási adó (27 %) központi költségvetésről szóló törvényben meghatározott része (jelenleg 85,46 %-a⁴), valamint a munkavállaló által fizetett nyugdíjjárulék (10 %). Ez a két bevételi forrás a nyugdíjrendszer összes bevételeinek több mint 90 %-át adja. A nyugdíjkassza bevételeinek az éves bruttó bértömegeből való levezetése során figyelembe vettük azt is, hogy az elmúlt években az egyéni nyugdíjjárulékokból érkező bevétel szociális hozzájárulási adóból befolyt összeghez viszonyított aránya rendre nagyobb annál, mint amit a százalékos mértékek alapján várnánk. Mivel a nyugdíjbiztosítási járulékból csak a családi adókedvezmény 2014-es kiterjesztése óta van lehetőség jelentősebb kedvezmény érvényesítésére, ezért feltételezhető, hogy ennek a jelenségnek a hátterében elsősorban a szociális hozzájárulási adóból a munkaadók által igénybe vehető kedvezmények állnak. Az elmúlt három év adatait megvizsgálva számításaink szerint a kedvezmények a szociális hozzájárulási adóból befolyt bevételeket mintegy 8 %-kal csökkentik. Mivel a nyugdíjrendszer további bevételei (pl. késedelmi pótlékok, bírságok, költségvetési hozzájárulások) nem kötődnek a modellünk által vizsgálható tényezőkhöz, és nagyságuk az elmúlt időszak adatai alapján évről évre igen változó, így e bevételek előrejelzésétől eltekintettünk.

² „Foglalkoztatott az, aki az adott héten legalább egy órányi, jövedelmet biztosító munkát végzett, illetve rendelkezett olyan munkahellyel, ahonnan átmenetileg (betegség, szabadság stb. miatt) volt távol. KSH (Munkaerő-piaci statisztika)

³ „2004-től alkalmazásban állónak tekintendő az a munkavállaló, aki a munkáltatóval munkavégzésre irányuló jogviszonyban áll, s munkaszerződése, munka-megállapodása alapján havi átlagban, munkadíj ellenében legalább 60 munkaóra teljesítésére kötelezett...” KSH (Munkaerő-piaci statisztika)

⁴ 2014. évi C. törvény Magyarország 2015. évi központi költségvetéséről 35. § (1)

Ahogy a 9. ábrán látható, az új belépők átlagos nyugdíjának meghatározását végző modul köti össze a munkaerő-piaci modult a nyugellátások moduljával. Ennek a modulnak az a feladata, hogy minden évre vonatkozóan meghatározza, hogy az elmúlt időszak munkaerő-piaci jellemzői alapján mekkora lesz az újonnan megállapított öregségi nyugdíjak átlagos összege külön a férfiak és nők esetében. Ennek becsléséhez minden évben meghatároztuk, hogy mennyi lenne egy olyan személy öregségi nyugdíja, aki a nyugdíjkorhatár betöltésekor a nemének megfelelő átlagos szolgálati idővel rendelkezik, és életpályája során végig az átlagkeresetet kapta. Az előrejelzés során az új öregségi nyugdíjak átlagos összegének megállapításakor figyelembe vettük a 2022-ig folyamatosan emelkedő nyugdíjkorhatár miatt az átlagos szolgálati idő várható emelkedését is. Tapasztalati adatok hiányában az átlagos szolgálati idő általunk feltételezett növekménye a korhatáremelés 60%-a⁵. Így minden esetben, amikor a korhatár 6 hónappal nő, akkor modellünkben a nyugdíjszámítás során figyelembevett átlagos szolgálati időt 3,6 hónappal növeljük⁶.

Az így kiszámított átlagos induló nyugdíjösszegek ezután bekerülnek a *nyugellátásokat kezelő modulba*, mint az adott évben a nyugdíjkorhatárt elérő, és így nyugdíjba vonuló kohorsz átlagos ellátása. A korábban nyugdíjazott kohorszok esetén a modul feladata mindössze az életkoronként és nemenként rendelkezésre álló átlagos nyugdíjösszegek indexálása a tárgyévre feltételezett infláció mértékével. Ezután az ellátottak létszámának aktualizálása következik. Bár a Lee-Carter modellből minden évre vonatkozóan ismert a nyugdíjkorhatár feletti lakosság életkor és nem szerinti összetétele, azonban ez nem egyezik meg az öregségi nyugdíjasok létszámával. Az öregségi nyugdíjban részesülők életkor és nem szerinti létszámait összevetve a megfelelő korú és nemű lakosság létszámával megfigyelhető, hogy az öregségi nyugdíjban részesülő nők aránya az életkor emelkedésével 97 %-ról folyamatosan lecsökken egészen 70 %-ra. A férfiaknál ilyen trend nem figyelhető meg, esetükben az arány 99 %-os szinten nagyjából állandónak tekinthető. A nőknél tapasztalható csökkenés elsődleges oka, hogy az idősebb korosztályok esetében sokkal nagyobb volt azon nők aránya, akik például háztartásbeliként önállóan nem szereztek elég jogosultságot ahhoz, hogy saját jogon öregségi nyugdíjat kaphassanak. Ezért az öregségi nyugdíjasok létszámának továbbvezetésénél azzal a feltételezéssel éltünk, hogy a

⁵ Ez az arány közel egyenlő a nyugdíjazáshoz közeli korosztályok átlagos foglalkoztatottsági rátájával.

⁶ Mivel a nyugdíjszámítás során csak a szolgálati idő alsó egészrésze számít, ezért modellünkben minden olyan esetben, amikor az átlagos szolgálati idő tört értéket vett volna fel, akkor minden esetben a szolgálati idő alsó és felső egészrésze mellett kiszámolt nyugdíjösszegek súlyozott átlagát vettük.

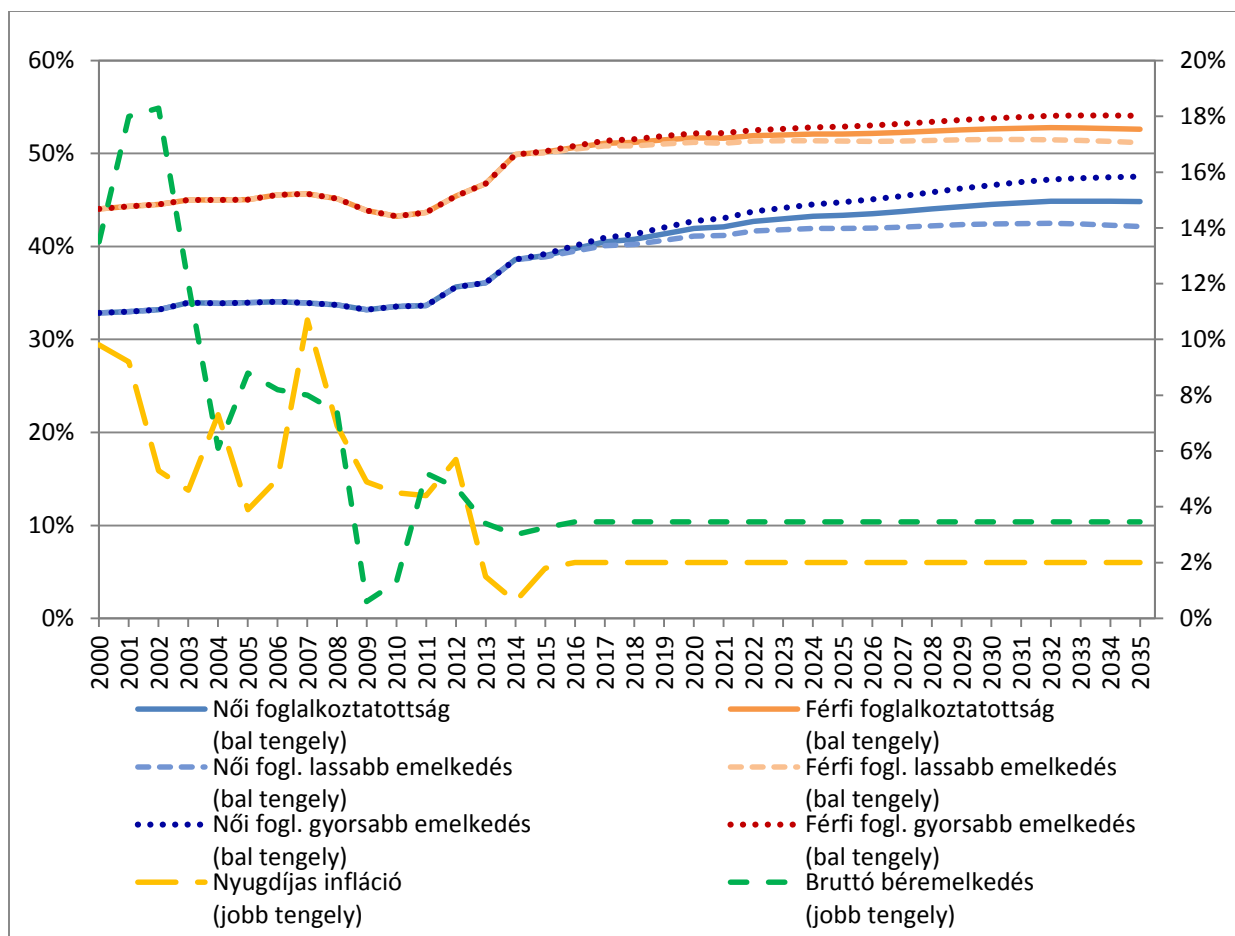
nyugdíjrendszerbe újonnan belépő kohorszoknál nők esetében a kohorsz 97 %-a, míg férfiak esetében a 99 %-a fog öregségi nyugdíjban részesülni. A korábbi arányok pedig a kohorszok kifutásával együtt évről évre eltűnnek a modellünkből.

Az öregségi nyugdíjak közé tartozik a nőknek 40 év jogosultsági idő alapján járó nyugdíj (továbbiakban *nők40*) is, azonban ezt elsősorban eltérő – nem életkorhoz, hanem jogosultsági időhöz kötött – logikája és szerepének jövőbeli várható felértékelődése miatt a többi öregségi nyugdíjtól kissé eltérően kezeltük. A nők40 bevezetése óta eltelt időszak adatait megvizsgálva a következő feltételezésekkel éltünk. Feltettük, hogy az 54-61 éves korosztályokban az ilyen ellátásban részesülők aránya az elmúlt 3 év átlagos szintjén marad, míg a nyugdíjkorhatár folyamatos emelkedése miatt korhatár alattivá váló 62-64 éves korosztályok esetében a nők40-ben részesülők aránya az alacsonyabb életkorokban megfigyelt dinamikának megfelelően tovább növekszik, és így 2022-től a 64 éves nők több mint 50 %-a részesül majd ilyen ellátásban. A nyugdíjösszegekre vonatkozóan azzal a feltevéssel éltünk, hogy az átlagos nők40 nyugdíjszínvonal kohorszok szerinti dinamikája az elmúlt három évben megfigyelteknek megfelelően alakul majd. Ennek megfelelően a legfiatalabb 54 éves korosztály ellátási szintje még több mint 5 %-kal elmarad a korhatáron megállapított nyugdíjak átlagos szintjétől, míg ezzel szemben az éppen korhatár előtt álló 61 éves korosztály ellátási szintje már több mint 15 %-kal magasabb, mint a korhatáron megállapított öregségi nyugdíjak átlaga.

A modell utolsó lépése a Nyugdíjbiztosítási Alap *kiadási oldalának* meghatározása. Ezek a kiadások az öregségi (nők40-et is ideértve) valamint a hozzátartozói nyugdíjakból és egyéb költségekből (pl. méltányossági kifizetések) állnak. Az öregségi nyugdíjak kiadási becslését a modell korábban bemutatott moduljai már megadják, a hozzátartozói nyugdíjakról pedig feltételeztük, hogy azok öregségi nyugdíjához viszonyított aránya állandó. Az egyéb bevételeknél bemutatott megfontolásokból az egyéb költségeket szintén nem modellezzük.

Az alkalmazott makrogazdasági feltételezések és a modell kalibrálása

A modellünkben alkalmazott makrogazdasági feltételezések (foglalkoztatottsági ráta, béremelkedés és infláció viszonya) mind a bevételekre, mind pedig a kiadásokra hatással vannak, így fontosnak tartjuk röviden bemutatni ezeket a feltételezéseket. A fő makrogazdasági mutatók előrejelzett alakulását a 10. ábra mutatja.



10. ábra: A modellben alkalmazott makrogazdasági feltételezések (Forrás: KSH adatok alapján)

A foglalkoztatás előrejelzéséhez a korcsoportos aktivitási valamint munkanélküliségi ráták 1998-2014 közötti értékeire illesztettünk logaritmikuss vagy hatványos trendvonalat. Előrejelzésünk szerint elmondható, hogy az aktivitási ráta a legfiatalabb (15-19) korosztály esetében csökken, a 25-29 éves férfiak, valamint a legidősebb (65 feletti) korosztályok esetén stagnál, a többi korosztály esetén pedig folyamatosan emelkedik az időszak végéig. Munkanélküliségi arányok tekintetében minden korosztályra enyhe csökkenő trend figyelhető meg. Így e két hatás együttesen eredményezi a 10. ábrán is látható – férfiak esetében enyhén, nőknél erősebben – emelkedő foglalkoztatottsági rátát⁷, mely az időszak végére a nők esetében 6,2 %-ponttal, férfiaknál pedig 2,7 %-ponttal lesz magasabb, mint 2014-ben volt.

Infláció tekintetében témánk szempontjából a nyugdíjas fogyasztói árindex az igazán fontos, hiszen ennek tárgyévire előrejelzett mértéke alapján történik minden év elején a nyugdíjak

⁷ Foglalkoztatottsági ráta: a foglalkoztatottak számának a teljes népesség létszámához viszonyított aránya.

indexálása. Az infláció mértékére a már ismert évekre a tényadatokat alkalmaztuk, 2016-tól pedig a jelenleginél magasabb, 2 %-os szinten állandósuló nyugdíjas árszínvonal-emelkedést tételeztünk fel. Ehhez az inflációs szinthez képest 2015-től kezdve 1,43 %-os állandó reálbér-emelkedést tételeztünk fel, mely megfelel az 1992-2014 közti nettó reálbér-emelkedés átlagos ütemének.

Modellünkben az eddigiekben bemutatott makrogazdasági paramétereket tekintjük az alapszenáriónak. Mivel azonban a makrogazdasági paraméterek jövőbeli alakulása jelentős bizonytalanságot hordoz magában, ezért tanulmányunkban a következő alternatív makrogazdasági paraméterek hatásait is vizsgáljuk:

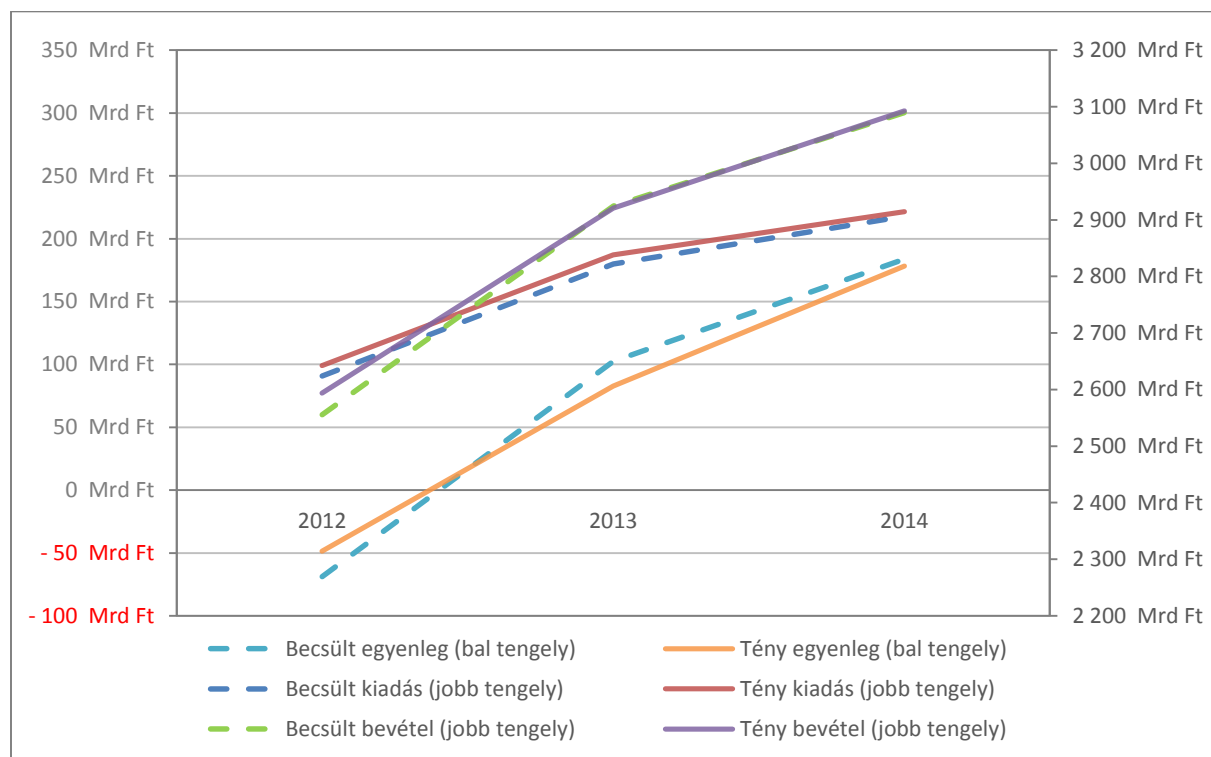
- Az alapszenárióhoz képest éves szinten 0,5 %-ponttal alacsonyabb, illetve magasabb átlagos reálbér-emelkedés hatása.
- Az alapszenárióhoz képest a foglalkoztatási arányok intenzívebb, illetve alacsonyabb ütemű javulása, ahogy az a 10. ábrán is látható. Az intenzívebb javulás esetén a nőknél 8,9 %-ponttal, a férfiaknál 4,2 %-ponttal nő a foglalkoztatottság. Ezzel szemben a lassabb javulás esetén a nőknél csak 3,5 %-ponttal, a férfiaknál pedig csak 1,2 %-ponttal lesz magasabb az időszak végén a foglalkoztatottsági arány a 2014-es értéknél.
- A nyugdíjkorhatár 2022 utáni további emelése úgy, hogy a nyugdíjkorhatár betöltésekor várható átlagos hátralévő élettartam ne változzon.

A Lee-Carter modell eredményei alapján ez utóbbi intézkedés megvalósításához 2022-2035 között évente körülbelül két hónappal kellene emelni a nyugdíjazási korhatárt. Modellünkben a számításokat jelentősen megnehezítette volna a folyamatosan emelkedő nyugdíjkorhatár kezelése, így az átláthatóbb számítások érdekében azt a lehetőséget vizsgáltuk, hogy a nyugdíjkorhatár háromévente fél évvel emelkedik. Ez alapján a nyugdíjkorhatárnak az alábbiak szerint kellene alakulnia:

- 1957-1959 közt születettek esetében 65 év,
- 1960-1961 közt születettek esetében 65,5 év,
- 1962-1964 közt születettek esetében 66 év,
- 1965-1966 közt születettek esetében 66,5 év,
- 1967-1969 közt születettek esetében 67 év lenne a nyugdíjkorhatár.

A modellünk ellenőrzését és kalibrálását úgy végeztük, hogy a nyugdíjrendszer szimulációját 2012-ből indítottuk, ezáltal a 2012-2014 közti évek szimulált adatai összevethetőek voltak a

tényadatokkal. A modell eredményeinek ellenőrzéséhez jó lett volna egy hosszabb időszakot vizsgálni, azonban a nyugdíjrendszer 2012. év elején történt jelentős átalakítása ezt nem tette lehetővé. A modellünk által szolgáltatott és az ONYF honlapján elérhető tény adatok viszonyát a 11. ábra mutatja.

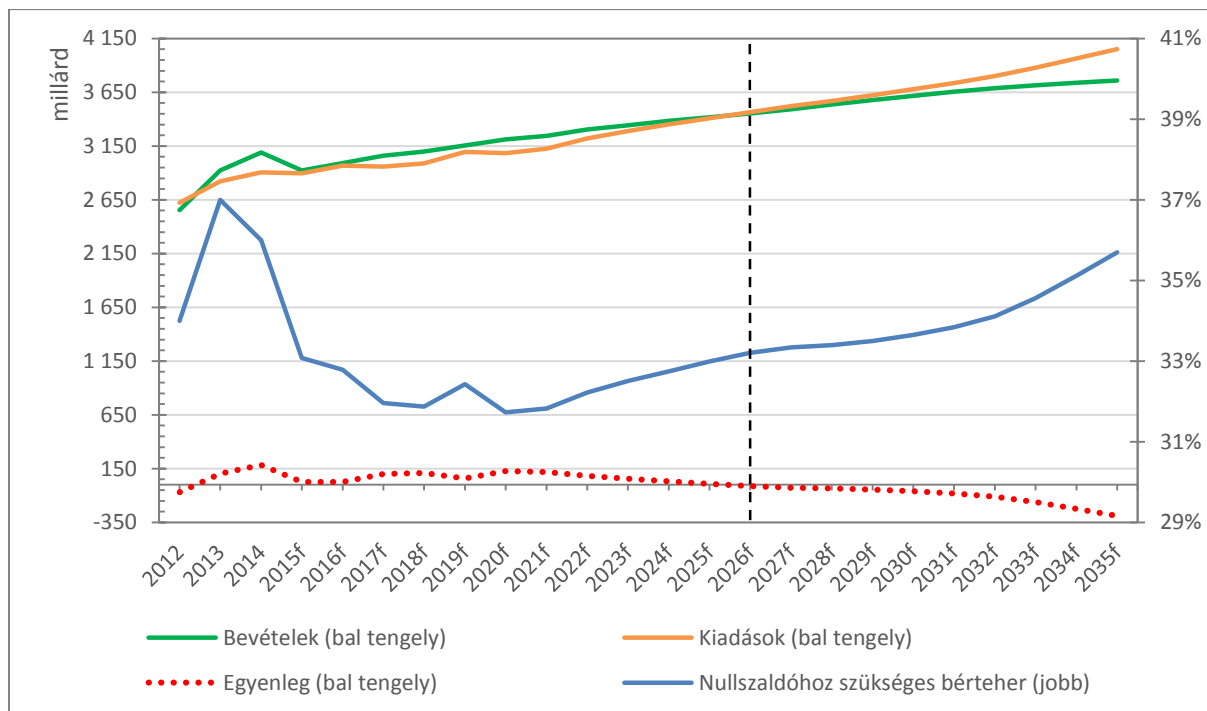


11. ábra: A modell segítségével becsült és valós bevételi, kiadási és egyenlegadatok összehasonlítása (Forrás: ONYF adatok alapján)

Az ábrán látható, hogy mind a bevételek, mind pedig a kiadások becsült értéke igen közel esik a valós adatokhoz, a legnagyobb eltérés sem haladja meg a vonatkozó tényadat 1,5 %-át. Az egyenleg esetében jelentősebbnek tűnő eltérést az okozza, hogy a nyugdíjrendszer egyenlege legalább egy nagyságrenddel kisebb a bevételeknél/kiadásoknál.

A modell eredményei

Eredményeink ismertetése előtt még egyszer röviden szeretnénk kiemelni, hogy modellünkben bevételként csak az egyéni nyugdíjbiztosítási járulékból valamint szociális hozzájárulási adóból befolyt, míg kiadásként csak az öregségi nyugdíjként, hozzátartozói ellátásként (özvegyi nyugdíj és árvaellátás), valamint a nőknek 40 év jogosultsági idő alapján járó nyugdíjként kifizetett összeget vesszük figyelembe. Ennek tükrében, az előző fejezetben bemutatott alapszenárió esetén a 12. ábrán látható módon alakulnak a nyugdíjrendszer főbb paraméterei 2014-es árakon számolva.



12. ábra: A Nyugdíjbiztosítási Alap főbb adatai az alapszenárió esetén

Az ábrán látható, hogy a 2015-2030 közti időszakban a rendszer bevételei és kiadásai igen közel alakulnak egymáshoz, csak néhány év esetében figyelhető meg kisebb rés köztük. Ezeket a réseket a nyugdíjkorhatár folyamatos emelése okozza, mivel így kialakulnak olyan félévek, amikor nem történik korhatárelérés. Ilyen év például 2017 is, amikor csak az év második félévében történik új korhatárelérés. Ennek oka, hogy az 1954-ben születettek nyugdíjkorhatára 63,5 év, így ők a korhatárt csak 2017 második félévétől kezdve érik el, míg az 1953-ban született generáció esetében még 63 év volt a nyugdíjkorhatár, amit a generáció összes tagja már 2016-ban betöltött.

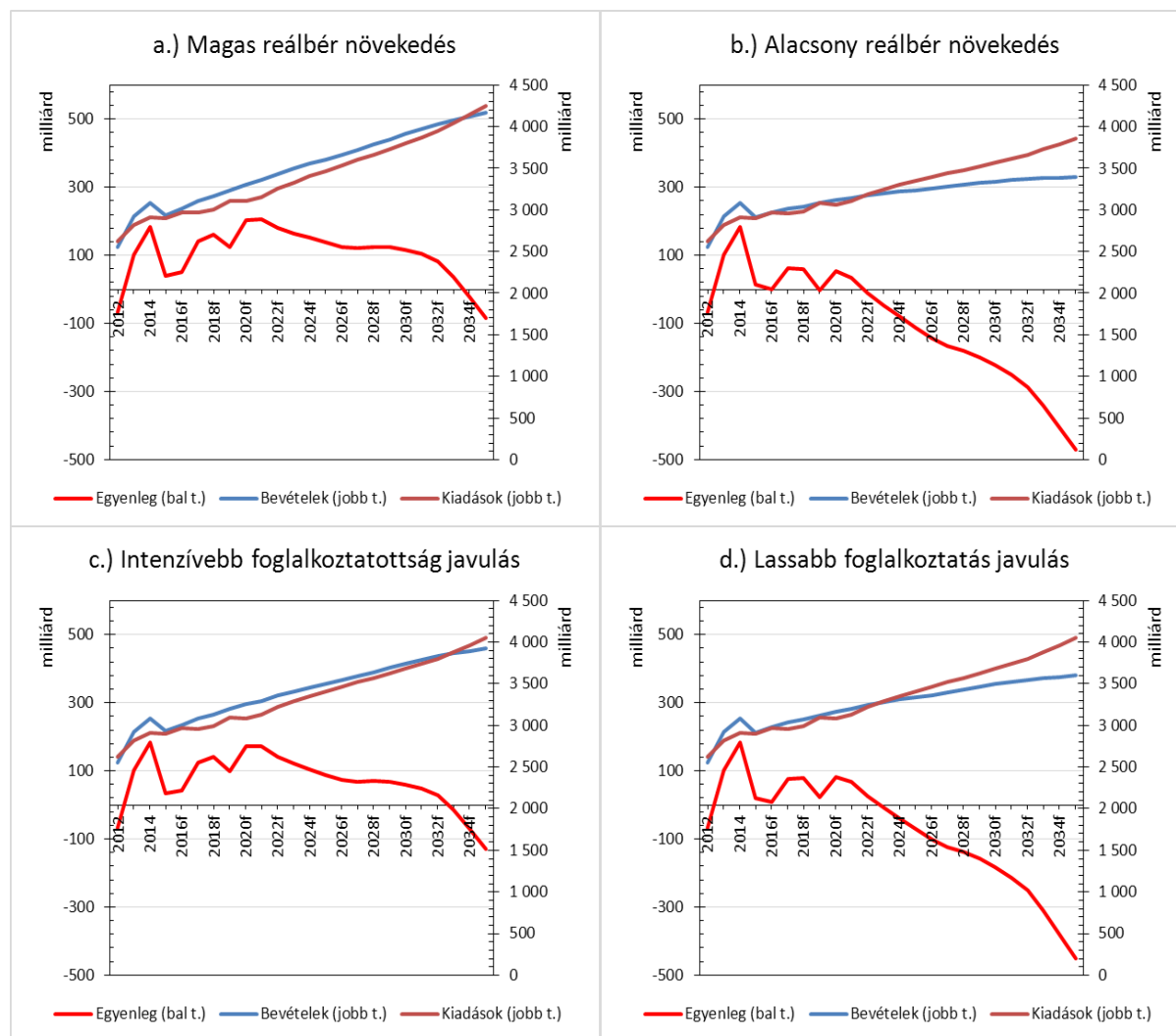
Modellünk eredményei szerint a kiadások először 2026-ban haladják meg a bevételeket, és ettől az évtől kezdve az előrejelzési időszak végéig a nyugdíjrendszer egyenlege folyamatosan negatív is marad. Az első deficités évben a hiány 13,4 Mrd Ft-ról indul, majd ezt követően egyre gyorsuló ütemben növekedve a vizsgált időszak végére már megközelíti a 300 Mrd Ft-ot is, mely az összes bevétel közel 8 %-a. Ahogy az az ábrán is látható, ennek a gyorsuló ütemben növekvő hiánynak az oka a bevételek emelkedési ütemének csökkenése. Ez az ún. Ratkó-unokák munkaerő-piaci aktivitásának csökkenésével van összefüggésben, ugyanis ezek a generációk a 2030-as évekre már az ötvenes éveik közepén járnak majd, ahol az aktivitási arány már számottevően csökken az alacsonyabb életkorokban megfigyelhetőkhöz képest.

A 12. ábrán szerepel még a kiadások és bevételek egyensúlyát biztosító bérteher-pálya is, mely a szociális hozzájárulási adóból a nyugdíjalapot megillető rész és az egyéni nyugdíjjárulék összegének bruttó bér arányában kifejezett százaléka. Eredményeink alapján a 2015-ös 33,1 %-os bérteher az elkövetkező tíz évben kissé mérsékelhető, minimumát 2020-ban éri el 31,7 %-os szinttel. A vizsgált időszak további részében a nyugdíjjal kapcsolatos bérterhek folyamatos emelése lenne szükséges ahhoz, hogy a bevételek fedezzék a kiadásokat. Egy ilyen emelés az időszak végére 35,7 %-os bérterhet eredményezne. Ez az emelkedés azonban 2035-ig még nem jelentené szükségszerűen azt, hogy emelni kell a szociális hozzájárulási adót vagy az egyéni nyugdíjbiztosítási járulékkulcsokat. A fedezet úgy is megteremthető, ha a 2014-es 96,3 %-os szint közelébe állítjuk vissza a Nyugdíjbiztosítási Alap részesedését a szociális hozzájárulási adóból. Ez azonban azt jelentené, hogy jelentős forrásokat kellene visszacsoportosítani az Egészségbiztosítási Alaptól. A kiadási és bevételi trendek, valamint a korfa alakulása azonban azt vetíti előre, hogy a nyugdíjrendszer hiányának növekedése 2035 után is folytatódni fog, így viszont a hiány fedezete már egyre kevésbé lesz megteremthető a bevételek átcsoportosításával.

Mint azt az előző fejezetben már röviden bemutattuk, modellünkkel a makrogazdasági paraméterek jövőbeni alakulásának több lehetőségét is megvizsgáltuk. Ezek eredményeit a 13. ábra mutatja. Az ábrákon feltüntetett összegek 2014-es árakon értendők.

Az 13/a és 13/b ábrán látható, hogyan alakul a nyugdíjrendszer egyenlege abban az esetben, ha a reálbérek emelkedése az 1,43%-os alapesethez képest éves szinten 0,5 %-ponttal magasabban, 1,93 %-on, vagy alacsonyabban, 0,93 %-on alakul. Bár a nyugdíjrendszer egyenlege még a magas reálbér-emelkedés esetében is negatívvá válik a vizsgált periódus vége előtt, azonban az első deficités év az alapesethez képest csak nyolc évvel később, 2034-ben következik be, és egészen

2031-ig a rendszer 100 Mrd Ft feletti bevételi többlettel rendelkezik. Amennyiben azonban az alacsony reálbér-emelkedés valósulna meg, akkor a rendszer az alapesethez képest négy évvel korábban, már 2022-től rendelkezne folyamatosan⁸ negatív egyenleggel. Ez a hiány pedig évről évre növekedve az időszak végére már a 470 Mrd Ft-ot is elérné (2014-es árakon számolva).



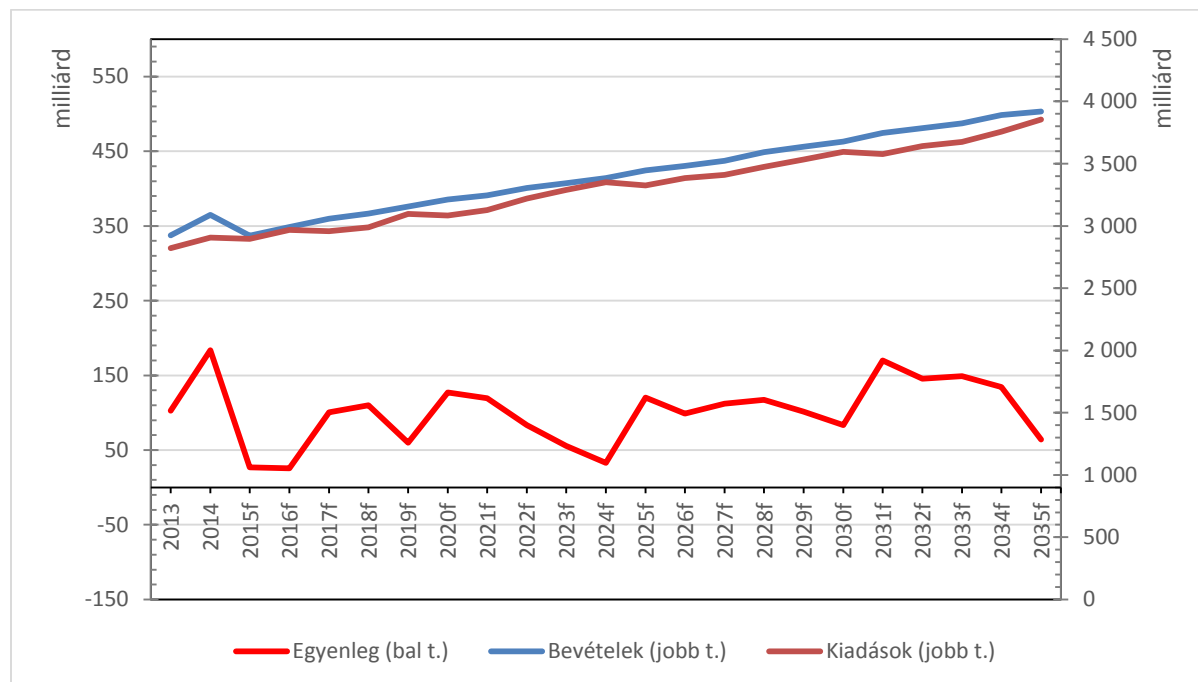
13. ábra: A nyugdíjrendszer bevételeinek és kiadásainak alkaulása a makrogazdasági paraméterek eltérő alakulása esetén

A foglalkoztatottsággal változásával kapcsolatos alternatív feltételezéseket az 13/c és 13/d ábrák mutatják. A foglalkoztatottság intenzívebb javulása mintegy 7 évvel képes késleltetni az egyenleg negatívvá válását a normál esethez képest. Az időszak végén jelentkező éves hiány pedig 160 Mrd Ft-tal lenne kevesebb, mint az alapszenárióban. Ezzel szemben lassabb javulás esetén

⁸ Alacsony reálbér-emelkedés esetén a nyugdíjrendszer egyenlege 2016-ban és 2019-ben is valamivel nulla alatt alakulna (2016-ban -0,4 Mrd Ft; 2019-ben pedig -1,7 Mrd Ft).

az alapesethez képest már három évvel korábban, 2022-től negatívvá válna az egyenleg, 2035-re pedig a hiány már elérné a 450 Mrd Ft-ot.

A bérek emelkedési ütemén és a foglalkoztatottság változásán túl megvizsgáltuk, hogyan alakulna a rendszer egyenlege az alapszcenárió feltételezése mellett abban az esetben, ha a nyugdíjkorhatár 2022 után az átlagos várható élettartam változásának megfelelően változna. Ennek eredményeit a 14. ábra mutatja 2014-es árakon.



14. ábra: A nyugdíjkorhatár változtatása a várható élettartam emelkedésének megfelelően

A 14. ábrán látható, hogy az alapszcenárióhoz képest a kiadások emelkedése mérséklődik, így a vizsgált időszakban a rendszer egyenlege végig pozitív marad. A bevételi többlet egy meglehetősen széles sávban – 33-170 Mrd Ft között – ingadozik, ezt azonban jelentős részben csak a korábban bemutatott egyszerűsítés okozza. Így amennyiben a korhatár változását lehetőségünk lett volna az eredetileg kiszámolt mérték szerint (születési évenként két hónap) figyelembe venni, akkor a rendszer egyenlege is sokkal kiegyenlítettebben jelent volna meg az ábrán.

Eredményeink alapján elmondható, hogy a jelenleg folyamatban lévő nyugdíjkorhatár-emelés az elkövetkező 10 évre hatékonyan csökkenti az alap kiadásait, így biztosítva annak fenntarthatóságát. A kedvezőtlen demográfiai helyzet azonban a 2020-as évek második felétől kezdődően egyre súlyosabb terhet ró a nyugdíjrendszerre, melyet önmagában sem az intenzív reálbér-emelkedés, sem pedig a foglalkoztatottság gyors javulása nem képes ellensúlyozni. A

rendszer fenntarthatósága érdekében érdemes lehet megvizsgálni a nyugdíjkorhatár 2022 utáni további emelését, a korhatáron várható átlagos hátralévő élettartam emelkedésének megfelelően. Ez a kiadások csökkentése által már képes lehet arra, hogy a rendszer egyenlegét végig pozitív szinten tartsa a vizsgált időszakban, miközben minden generációnak átlagosan ugyanolyan hosszú nyugdíjas időszakot biztosít. A demográfiai helyzet hosszabb távú alakulása, a Ratkó-unokák 2040-es évekbeli nyugdíjba vonulása miatt azonban feltehetően hosszú távon ez a megoldás önmagában már nem lesz elég a nulla körüli egyenleg fenntartásához. Így hosszú távon csak egy jól kidolgozott, átfogó intézkedéscsomag lehet hatásos. Egy ilyen intézkedéscsomag hosszú távú céljának a gyermekvállalás ösztönzését érdemes kitűzni, hiszen a nyugdíjrendszer problémája csak egy olyan társadalomban orvosolható tartósan, ahol az egymás után született generációk létszáma növekvő, vagy legalább stagnáló. A gyermekvállalási hajlandóság javulásának hatása azonban leghamarabb csak 20-30 év múlva kezdheti el érzékelteni hatását, így addig a közép- és rövidtávú intézkedésekkel kell fenntartani a nyugdíjrendszer egyenlegét. Ilyen, középtávon hatásos intézkedés a munkaerőpiac élénkítése lehet. Ennek fontos pontja kell, hogy legyen az ún. Ratkó-unokák generációjának munkaerőpiacon tartása, melynek alapja a munkaképességük minél hosszabb fenntartása (pl. egészségmegőrzéssel, képzésekkel). Végül a következő néhány évre tekintve a nyugdíjrendszer fenntarthatósága érdekében fontosnak tartjuk a nyugdíjak indexálási módszerének pontosabbá tételét oly módon, hogy az indexálás a jövőben már valóban csak a nyugdíjak értékmegőrzését szolgálja. Elkerülve ezáltal azokat a múltbeli eseteket, amikor a nyugdíjemelés az infláció felülbecslése miatt a nyugdíjak reálértékének emelkedését okozta.

Konklúzió

Jelen cikkben arra kerestük a választ, hogy a magyar nyugdíjrendszer egyenlege hogyan fog alakulni a jövőben, a jelenlegi nyugdíjszabályokat és demográfiai folyamatokat figyelembe véve. Tanulmányunk további célja volt megmutatni, hogy egyes gazdaságpolitikai intézkedések illetve a gazdasági körülmények változásai várhatóan milyen hatással lesznek a nyugdíjrendszer egyenlegére a vizsgált időszakban.

A fenti kérdések megválaszolásához a mortalitás hosszú távú előrejelzésére leggyakrabban alkalmazott modellt, a Lee–Carter modellt vettük kiindulási pontnak, amellyel a magyar népesség előrejelzésén túl 2035 év végéig kiszámítottuk a nyugdíjrendszer fenntarthatósága szempontjából legfontosabb demográfiai mutatókat. A modell eredményeinek ismertetését megelőzően az alkalmazott modell elméleti felvezetésén illetve áttekintésén túl bemutattuk a főbb nyugdíjmodellezési megközelítéseket, és ezek között pozicionáltuk az általunk felépített modellt. E fejezetben a modell alkalmazhatóságát szakirodalmi előzmények alapján kiterjesztettük a fertilitási valószínűségekre, és reflektáltunk különböző nemzetközi modellezési gyakorlatokra is. A bemutatott modell számos egyéb, számításigényesebb eljárással szembeni egyértelmű és vitathatatlan előnye, hogy egyszerű lépésekben felírható és alkalmazható. A modellt a magyarországi halandósági és fertilitási adatokra alkalmazva megtudhatjuk, hogy 2035-re Magyarország népessége várhatóan a 8 648 000 főt sem fogja elérni, miközben a népesség életkor szerinti összetétele jelentősen megváltozik. Ez az átrendeződés pedig jelentős terhet jelent a nyugdíjrendszerre nézve. Az előrejelzett népességállományból várhatóan 4 451 000 fő lesz a nők és 4 197 000 fő a férfiak létszáma. A népességi adatok mellett az időskori függőségi ráta mutatja a vizsgált társadalom belső korstruktúráját. Az időskori függőségi ráta elemzése során azt kaptuk eredményül, hogy a ráta 2035-ig monoton növekedni fog, s várhatóan alulról megközelíti majd a 39 százalékot. Demográfiai előrejelzésünk eredményei – a népességszám várható jelentős csökkenése és ezzel párhuzamosan az időskori függőségi ráta várható jelentős emelkedése – igazolják a magyar nyugdíjrendszer fenntarthatóságával kapcsolatos aggodalmakat.

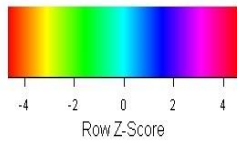
Továbbra is kérdés maradt, hogy a Nyugdíjbiztosítási Alap egyenlege hogyan alakul a jövőben. Ennek megválaszolásához felírtunk egy nyugdíjmodellt, amely előrejelzi a rendszer bevételeinek, kiadásainak valamint egyenlegének várható alakulását. A számítás pontosságát szem előtt tartva és a jelenleg érvényes nyugdíjszabályokat figyelembe véve elkészült egy éves bruttó

bértömegben alapuló program a kezdeti nyugdíjak meghatározásához. A program segítségével évről évre meghatároztuk a jövőben nyugdíjba vonulók átlagos kezdeti nyugdíját, melyet bemeneti adatsorként felhasználtunk a nyugdíjmodellünkben. Azon túl, hogy meghatározzuk a nyugdíjkassza egyenlegét a vizsgált időszakban, további célunk volt rávilágítani arra, hogy a hiány vajon szükségessé teszi-e a járulékkulcsok változtatását, vagy a probléma megoldható a korábban átcsoportosított bevételek visszacsoportosításával. Ezen túl azt is be szeretnénk mutatni, hogy hogyan változnak a nyugdíjkassza bevételei és kiadásai, ha megváltoznak a modell makrogazdasági paraméterei. Eredményeink alapján elmondható, hogy a jelenlegi feltételezések és paraméterek alapján 2026-tól válik negatívvá a nyugdíjkassza egyenlege, a deficit pedig az évek múlásával egyre gyorsuló ütemben emelkedik, a vizsgált időszak végére pedig már megközelíti az adó- és járulékbévételek 8 %-át. A probléma természetesen kezelhető a bevételek emelésével. Ehhez az általunk vizsgált időtávon elegendő a Nyugdíjbiztosítási Alap szociális hozzájárulási adóból való részesedését a 2015-ben érvényes 85,46 %-os szintről a 2014-ben érvényes 96,3 %-os szint közelébe visszaállítani. Ez az átcsoportosítás azonban az Egészségbiztosítási Alap bevételeinek csökkentésével járna.

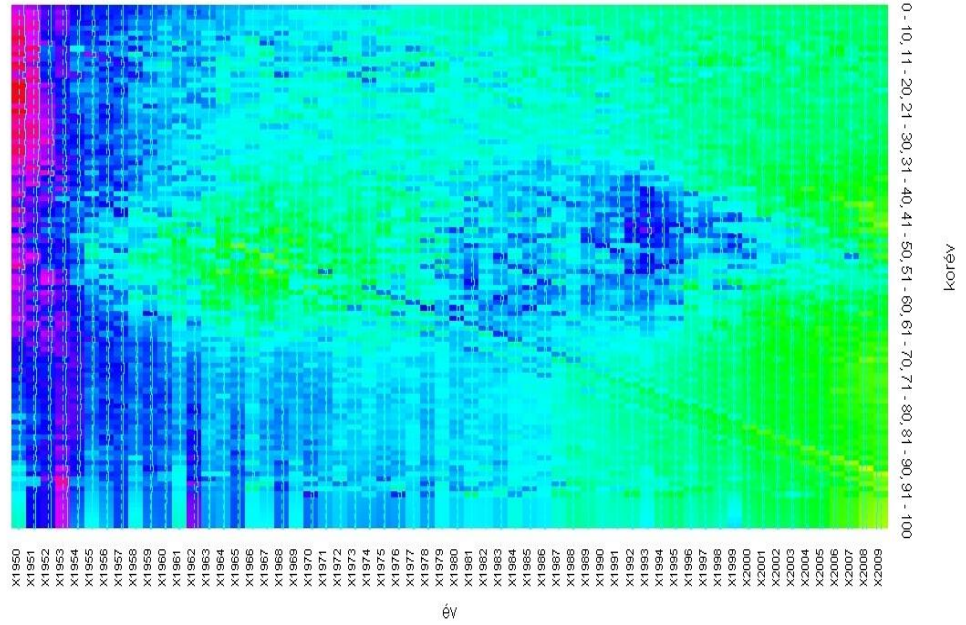
Modellünkkel az alapszenárión túl megvizsgáltuk azt is, hogy hogyan alakulna a nyugdíjrendszer egyenlege, ha a reálbérek emelkedési üteme vagy a foglalkoztatási arányok javulása eredeti feltételezéseinknél magasabb vagy épp alacsonyabb lenne. Alacsonyabb reálbér-növekedés feltételezése esetén 2022-től jelez előre negatív egyenleget modellünk. Ez a lassabb foglalkoztatási javulást feltételező szenárióhoz hasonló képet fest, amelyben 2023-tól számíthatunk egyre növekvő mértékű deficitre. Magasabb reálbér-növekedés esetén a negatív egyenleg megjelenése egészen 2034-ig eltolódik. Ebben az esetben is hasonló képet kapunk, ha a foglalkoztatási arányok gyorsabb javulását tételezzük fel, hiszen ebben az esetben az első deficit év 2033 lesz. Az érzékenységvizsgálatokon túl egy olyan hipotetikus esetet is elemeztünk, melyben 2022 után a nyugdíjkorhatár a nyugdíjazáskor várható hátralévő élettartam várt emelkedését követné. Egy ilyen feltételezett intézkedés esetén a nyugdíjrendszer egyenlege várhatóan az általunk vizsgált időszak végéig még nem válna negatívvá.

Összességében elmondható, hogy a Magyarországon is fennálló öregedő népesség problémája a következő évtizedekben komoly gondokat eredményezhet a nyugdíjrendszerben, és a nyugdíjjal kapcsolatos elvonások növekedése miatt a munkaerőpiacon is. Tehát könnyen a gazdasági egységek hatékonyságának csökkenéséhez vezethet a bérekhez kapcsolódó elvonások

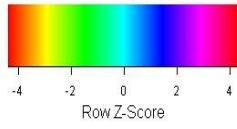
emelkedése miatt. A hatékonyság csökkenése várhatóan a makroökonómiai mutatókban is megjelenik majd, így a nyugdíjkérdés mind égetőbbé válik, nem csupán a demográfiai feszültségek miatt.



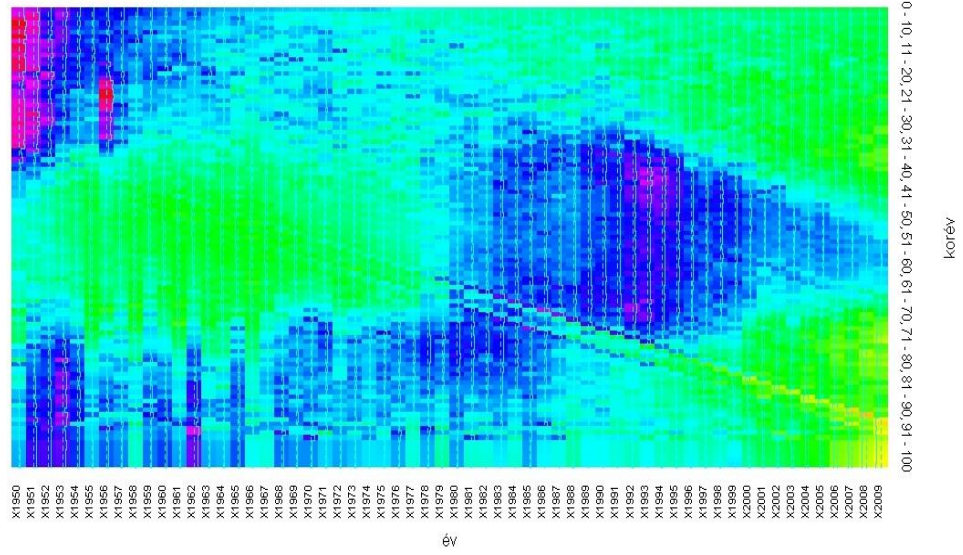
női halandóság



15. ábra Női halandóság HMD adatbázis alapján



férfi halandóság



16. ábra Férfi halandóság HMD adatbázis alapján

Hivatkozások

1. ANDREOZZI, L. – BLACONÁ, M. T. – ARNESI, N. [2011]: The Lee Carter method for estimating and forecasting mortality: an application for Argentina (műhelytanulmány). School of Statistics, National University of Rosario.
2. COELHO, E. [2001]: The Lee–Carter Method for Forecasting Mortality – The Portuguese experience. *Statistics Portugal* – Department of Demographic and Social Statistics.
3. ARATÓ, M. – BOZSÓ, D. – ELEK, P. – ZEMPLÉNI, A. [2009] Forecasting and Simulating Mortality Tables. *Mathematical and Computer Modelling*. Vol. 49. No. 3–4. pp. 805–813.
4. BARAN, S. – GÁLL, J. – ISPÁNY, M. – PAP, GY. [2007]: Forecasting Hungarian Mortality Rates Using the Lee–Carter Method. *Acta Oeconomica*. Vol. 57., No. 1., pp. 21–34.
5. HAMILTON, J.D. [1994]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press
6. HANEWALD, K. [2009]: *Mortality modeling: Lee–Carter and the macroeconomy* (Discussion Paper).
7. HOLTZER, P.(szerk) [2010]: *Jelentés a Nyugdíj és Időskor Kerekasztal tevékenységéről*. Miniszterelnöki Hivatal, Budapest
8. HYNDMAN, R. J. – ULLAH, M. S. [2006]: Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach (műhelytanulmány). Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University.
9. JACK C. YUE – SHARON S. YANG – HONG-CHIH HUANG [2008]: A study of the Lee–Carter model with Age-Shifts (konferenciaelőadás). Orlando, January 7-9, 2008.
10. MÁJER, I. - KOVÁCS, E. – [2011]: Élettartam-kockázat — a nyugdíjrendszerre nehezedő egyik teher. *Statisztikai Szemle*, 89. évfolyam 7-8. szám, pp. 790-812.
11. Központi Statisztikai Hivatal, Munkaerő-piaci statisztika:
<https://www.ksh.hu/docs/hun/modsz/modsz21.html>
12. LEE, R. [2000]: The Lee–Carter method for forecasting mortality with various extensions and applications. The Lee–Carter method for forecasting mortality with various extensions and applications. *North American Actuarial Journal*. Vol. 4. No. 1. 80-93. o.

13. LEE, R. D. – CARTER, L. R. [1992]: Modeling and Forecasting U.S. Mortality. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87. No. 419. 659–671. o
14. ORBÁN, G. – PALOTAI, D. [2005]: A magyar nyugdíjrendszer fenntarthatósága. MNB-tanulmányok, 40.
15. ORBÁN, G. – PALOTAI, D. [2006]: Kihívások előtt a magyar nyugdíjrendszer. MNB-tanulmányok, 55.
16. POLLARD, J.H. [1971]: The Application on the Chi-square test of goodness-of-fit to mortality data graduated by summation formulae. *Journal of the Institute of Actuaries (1886-1994)*, vol. 97, pp. 325-330.
17. SIMONOVITS, A. [2009]: Népeségöregedés, tb-nyugdíj és megtakarítás – parametrikus nyugdíjreformok. *Közgazdasági Szemle*, 46. évf. 4. sz. 297–321. o.
18. VARGA, G. [2014]: Demográfiai átmenet, gazdasági növekedés és a nyugdíjrendszer fenntarthatósága, *Közgazdasági Szemle*, 61. évf. 1279-1318. o.
19. WANG, J. Z. [2007]: Fitting and Forecasting Mortality for Sweden: Applying the Lee–Carter Model (műhelytanulmány). Mathematical Statistics, Stockholm University.
20. WILLKE [1998]: Global Depopulation - A Reality. *lifeissues.net*
21. WILMOTH, J.R [1993]: Computational Methods for Fitting and Extrapolating the Lee–Carter Model of Mortality Change (Technical Report). Department of Demography, University of California, Berkeley.