

Simonovits András,

az MTA KRTK Közgazdaság-
tudományi Intézet
ny. tudományos tanácsadója,
a BME Matematikai Intézet
professor emeritusa

E-mail:
simonovits.andras@rtk.mta.hu

A nyugdíjtól függő halandóság és a nyugdíj- kiadások hosszú távú előrebecslése*

DOI: 10.20311/stat2017.04.hu0423

A nyugdíjkiadások (és -bevételek) hosszú távú előrejelzése elsőrendű gazdaságpolitikai kérdés. Az előrejelzéstől függ, hogy egy ország nyugdíjrendszere fenntarthatónak tűnik-e vagy sem. Ha az előrejelzés pontos és fenntarthatatlanságot jelez, akkor a kormánynak minél hamarabb reformot kell végrehajtania, hogy megakadályozza a nyugdíjrendszer összeomlását. Például a 2008 utáni radikális magyarországi nyugdíjcsökkentés (a 13. havi nyugdíj visszavonása, az indexálás megváltoztatása, az általános korhatár viszonylag gyors emelése és az előrehozott nyugdíjba vonulás szigorítása) hosszabb távon is fenntarthatóvá tette a nyugdíjrendszert.

Az azóta eltelt időszak nyugdíjstratégiai lépéseit vizsgáló magyar tanulmányok (*Bajkó et al.* [2015], *Freudenberg–Berki–Reiff* [2016]) megpróbálták gondosan előrebecsülni a magyar nyugdíjkiadásokat és -bevételeket. Eredményeikben közös, hogy 10-20 évi egyensúly után előrevetítik a rendszer egyensúlyának felborulását. Minden elismerést megérdemelnek ezek az írások, de folytatni kell a megkezdett munkát. Jobban figyelembe kellene venni, hogy a nyugdíjasok számának radikális csökkentése nyomán a költségvetés más szektorába került át mintegy félmillió nyugdíjas ellátása, illetve a személyi jövedelemadó reformja kielezi a nyugdíjkülönbségeket (*Cseres-Gergely–Simonovits* [2011]).

Ebben a dolgozatban csupán egy ponton vitatkozom a két cikkel: szerzőik feltételezik, hogy az adott korosztály nyugdíjba vonulóinak halandósága független az adott nyugdíjostálybeli (átlagos) nyugdíjtól. Ezért a nyugdíjkiadások alakulásánál egy adott korosztály által az átlagosan nyugdíjban töltött időt megszorozzák az általuk kapott átlagnyugdíjjal, és a megfelelő létszámmal beszorozva, megkapják az adott

* Köszönetemet fejezem ki az OTKA 108668 számú támogatásáért és *Vékás Péter* gondos javításaiért.

korosztályra fordított összes nyugdíjkiadást. Aztán az együtt élő korosztályok modelljét alkalmazva az adott évre számított nyugdíjkiadást határozzák meg.

A hazai irodalomban már *Krémer* [2013] tanulmánya rámutatott arra, hogy miközben a frissen nyugdíjba vonulók nyugdíjeloszlása a kereseteloszlást követve erősen balra dől, az összes nyugdíjak eloszlása meglehetősen szimmetrikus. Az ok egyszerű: a kisebb keresetűek hamarabb meghalnak, s ez szimmetrikussá teszi a kezdeti aszimmetrikus eloszlást. *Hollósné Marosi–Molnár D.* [2015] a magyar öregségi nyugdíjasok halandóságát vizsgálva, a nemzetközi szakirodalomból jól ismert pozitív statisztikai korrelációt talált a férfiak nyugdíja és a nyugdíjba vonuláskor még várható élettartama között. *Orosz–Kollányi* [2016] statisztikai elemzése ezenfelül megmutatta, hogy hazánkban egyre inkább polarizálódik a lakosság egészségügyi állapota. A jobbmódúak helyzete az átlagosnál sokkal gyorsabban javul, a szegényebbeké pedig lassabban, sőt esetleg stagnál is. Külön gondot okoz a munkaviszonyok töredezettsége (*Augusztinovics* [2005], *Augusztinovics–Köllő* [2007]), valamint a nyugdíjba vonulási kor és a szolgálati idő hossza közötti erős negatív korreláció (*Czeplédi et al.* [2016]). *Borlói* [2016] sokoldalúan vizsgálja az eddig említett és a további tényezők hatását a magyar nyugdíjrendszerre.

A nevezett korreláció nem csak a magyar társadalmat jellemzi. A társadalombiztosítási nyugdíjak bírálói (*World Bank* [1994] 131. old.) és hívei (*Ország–Stiglitz* [2001]) egyaránt hangsúlyozzák, hogy „a degresszív amerikai nyugdíjak ellenére viszonylag szerény az életpálya egészére számított nyugdíj-újraelosztás a gazdagoktól a szegények felé, mert a jobban keresők később kezdenek el dolgozni és tovább élnek”. Frissebb adatokat ismertet *Bosworth–Burtless–Zhang* [2016] – idézi *Czeplédi et al.* ([2016] F6. táblázat). Az optimális német nyugdíjrendszer vizsgálatakor *Fehr–Kallweit–Kindermann* [2013] három halandósági csoportot különböztet meg. Vélhetőleg az eredményt valamennyire befolyásolja, hogy a szerzők nem egy, de nem is az eredetileg rendelkezésre álló hat csoporttal számolnak.

Ebben a cikkben megvizsgálom, hogyan hat a nyugdíjkülönbségek és a nyugdíj-specifikus halandóság figyelembe vétele a nyugdíjkiadások becslésére. Nem tudok versenyezni az említett szerzőkkel a nyugdíjmodell kidolgozottságában, de képesnek érzem magam arra, hogy egy nagyon kezdetleges modellben bemutassam a specifikus és átlagos halandósággal működő becslés közötti különbséget. A férfiak négyosztályos modelljében mindössze 2,5 százalékos relatív hibát találtam, és alig nőtt e hiba, amikor kétszer finomabb felosztást alkalmaztam.

Külön hangsúlyozom, hogy a degresszivitás kivezetése miatt 1998 óta erősödik a nettó kereset és a nyugdíjak közötti kapcsolat, továbbá 2011 óta ugyanez zajlik a bruttó és a nettó keresetek között. Ez a folyamat az idő előrehaladtával polarizálja a nyugdíjakat. Ezért a cikkben talált szerény relatív hiba a továbbiakban többszöröződhet. További hibalehetőség a jövőbeli nyugdíjkiadások (vö. a 2013 és 2016 közötti 8 százalékos körüli extra emelést) és a várható élettartam növekedésének alábecslése.

Tanulmányom felépítése a következő. Az első fejezetben bemutatom a modellt. A másodikban a rendelkezésre álló nyugdíj- és nyugdíjfüggő halandósági adatokkal elvégzem a nyugdíjkiadás kétféle becslését, és meghatározom az alulbecslés mértékét. A harmadik fejezetben levonom a következtetéseket.

1. Modell

Már említettem, hogy eltérő nyugdíjuk és nyugdíjban töltött élettartamuk miatt a férfiakat és nőket külön kell vizsgálni, de ezt a különbségtételt itt nem jelölöm. $I > 1$ részre osztom az egy adott évben született, adott nemű népeiséget, és legyen a típusindex $i = 1, 2, \dots, I$, az i -edik osztályba tartozó nyugdíjasok relatív gyakorisága pedig $f_i > 0$. (A naptári évet sem jelölöm.) Életpályájukra átlagolt és valorizált bruttó keresetük w_i , kezdő nyugdíjuk b_i , nyugdíjba vonulási életkoruk R_i , a várható halálozási koruk D_i , a nyugdíjban töltött átlagos idő $T_i = D_i - R_i$. Célszerű összemérhető létszámú osztályokat kialakítani, és a bruttó kereset szerint besorolni a nyugdíjasokat az egyes osztályokba. Eltekintünk a valóságos bonyodalmaktól, és feltesszük, hogy reálértékben az egyes osztályok nyugdíja időben változatlan és közös a tényleges korhatár. Ekkor az adott évjáratra szánt (diszkontálatlan) nyugdíjspecifikus halandósággal dezaggregáltan (felbontva) becsült nyugdíjkiadás:

$$E = \sum_i f_i b_i T_i. \quad /1/$$

Elegendő finom felbontás esetén a hiba tetszőleges kicsivé tehető. Egyes tanulmányok (például *Freudenberg–Berki–Reiff* [2016]) a valóságot leegyszerűsítve a $T^* = \sum_i f_i T_i$ nyugdíjban töltött átlagos idővel aggregáltan (összevontan) „becslik” a nyugdíjkiadásokat:

$$E^* = \sum_i f_i b_i T^*. \quad /2/$$

Bár nem vizsgálom a nyugdíjrendszer egyenlegét, röviden érintem a nyugdíjjáru-lék bevételi oldalát is. Jelölje a járulékkulcsot τ , a munkába lépési kort L_i és a szolgálati időt $S_i = R_i - L_i$. Ekkor (figyelmen kívül hagyva a szolgálati idő és a kereset esetleges korrelációját) a nyugdíjjáru-lék-tömeg becslése:

$$B = \tau \sum_i f_i w_i S_i. \quad /3/$$

A dezaggregált /1/ nyugdíjkiadás /2/-beli számítási hibáját az aggregáció okozza, pontosabban az, hogy a nyugdíjak (b_i) és a nyugdíjban töltött idő (T_i) közötti korreláció erősen pozitív. Eddig az osztályok számozása önkényes volt. Célszerű olyan indexálást választani, hogy a nyugdíjak nőjenek, ekkor általában a nyugdíjban töltött idő is nő. Mielőtt valódi adatokkal számolnánk, egy viszonylag egyszerű matematikai tételből (vö. *Kőhalmi* [2014] 3. fejezet) levezetem a várható torzítást.

Tétel (Csebisev [1882]):

a) Az /1/-beli dezaggregált és a /2/-beli aggregált nyugdíjkiadás közötti különbséget, a torzítást a következő képlet adja meg, ahol j ugyanúgy osztályindex, mint i :

$$\sum_i f_i b_i T_i = \left(\sum_i f_i b_i \right) \left(\sum_i f_i T_i \right) + \sum_i \sum_{j < i} f_i f_j (b_i b_j) (T_i - T_j). \quad /4/$$

b) Ha mind b_i , mind T_i növekvő pozitív számsorozat, a /4/ jobb oldalán álló második tag pozitív, azaz az aggregáció alábecsli a kiadást:

$$\sum_i f_i b_i T_i > \left(\sum_i f_i b_i \right) \left(\sum_i f_i T_i \right). \quad /5/$$

Abban a speciális esetben, amikor az átlagnyugdíjat egységnyinek vesszük, tehát relatív nyugdíjakkal számolunk, teljesül a $\sum_i f_i b_i = 1$. Ekkor /5/ helyett

$$\sum_i f_i b_i T_i > \sum_i f_i T_i = T^* \quad /5a/$$

adódik, ahol T^* a nyugdíjban töltött átlagos idő. A továbbiakban /5a/ kétoldali értékével számolunk. Bennünket nemcsak a torzítás előjele, hanem relatív nagysága is érdekel.

Szükségünk lesz még a nyugdíjspecifikus kiadások jelölésére heterogén és átlagos halandóság esetén:

$$E_i = b_i T_i \quad \text{és} \quad E_i^* = b_i T^*, \quad /6/$$

valamint az átlagokra:

$$E = \sum_i f_i E_i \quad \text{és} \quad E^* = \sum_i f_i E_i^* = T^*. \quad /7/$$

Megismételjük: az előbbit dezaggregált, az utóbbit aggregált értéknek nevezem, holott az első szám is aggregált, de kevésbé az, mint a második. Végül a relatív becslési hiba:

$$\delta = (E^* - E) / E. \quad /8/$$

2. Adatok

Az 1. táblázat összeállításában a halandósági adatainkat *Hollósné Marosi–Molnár D.* [2015] cikkéből vettem át, és az osztályátlagos nyugdíjakat *Hollósné Marosi Judit* bocsátotta a rendelkezésemre, mindkettőt nők (*F*) és férfiak (*M*) bontásban. Három évből csak egyet emelünk ki: 2012-t, és a sajátjogú (öregségi és rokkantsági) nyugdíjakra szorítkozunk. Mivel négy egyenlő nagyságú osztállyal dolgozunk, egyszerű dolgunk van: $f_i = 1/4$, $i = 1, 2, 3, 4$.

1. táblázat

Havi nyugdíj adatok, 2012
(ezer Ft)

Nyugdíjosztály (<i>i</i>)	Nők		Férfiak	
	Alsó osztópont B_{iF}	Csoportátlag B_{iF}	Alsó osztópont B_{iM}	Csoportátlag B_{iM}
1	56,6	68,9	62,6	77,5
2	78,9	86,6	88,8	101,6
3	92,3	102,4	115,3	131,5
4	117,0	151,0	150,2	190,3
Átlag	–	102,2	–	125,2

Megjegyzés. $R^* = 60$ korév, jó közelítéssel a nyugdíjba vonuláskori átlagos életkor.

Forrás: Itt és a 2. táblázatnál *Hollósné Marosi–Molnár D.* [2015] (1268–1271. old. 1–3. táblázat) és magánközlés.

A 2. táblázatban a relatív nyugdíjakra térünk át, melyek százalékosan; a nyugdíjban töltött idők viszont évben vannak megadva. Mindkét nem esetében a legmagasabb nyugdíjú negyed átlagnyugdíja több mint kétszerese a legalacsonyabbnak. Meglepő, hogy a nőknél alig függ a nyugdíjban töltött idő a nyugdíjtól, sőt a középső két osztályé rövidebb, mint a legkisebb nyugdíjasoké. (E megfigyeléshez *Vékás Péter* a következő

lehetséges magyarázatot fűzte: „ez a jelenség részben azzal magyarázható, hogy a tradicionális családokban a férfiak voltak a fő keresők, így egy ilyen családban élő feleség halandósága valószínűsíthetően kevésbé a saját, mint a férje nyugdíjától függ”. A férfiaknál már komolyabb különbség mutatkozik: osztályonként több mint 1-1 év.

2. táblázat

Nyugdíjspecifikus halandósági adatok, 2012

Nyugdíjosztály (i)	Nők		Férfiak	
	Relatív nyugdíj (%) ($100b_{iF}$)	LEXP60 (év) (T_{iF})	Relatív nyugdíj (%) ($100b_{iM}$)	LEXP60 (év) (T_{iM})
1	67,4	23,6	61,9	17,1
2	84,9	22,9	81,1	18,3
3	100,1	23,4	105,0	19,5
4	147,6	24,4	152,0	21,1
Átlag	100,0	23,6	100,0	19,0

Megjegyzés. $R^* = 60$ korév, jó közelítéssel a nyugdíjba vonuláskori átlagos életkor. LEXP60 a 60 éves korban várható hátralevő élettartam.

A 2. táblázat segítségével könnyen kiszámítható a dezaggregált és az aggregált nyugdíjkiadás. Látható, hogy az előbbi kiadás a másodiknál kisebb az alacsonyabb és nagyobb a magasabb nyugdíjak esetén.

3. táblázat

Az egy főre jutó életpálya-nyugdíjkiadás heterogén és homogén halandósággal számítva, 2012
(éves átlagbérben, százalék)

Nyugdíjosztály (i)	Nők		Férfiak	
	Dezaggregált (E_{iF})	Aggregált (E_{iF}^*)	Dezaggregált (E_{iM})	Aggregált (E_{iM}^*)
	nyugdíjkiadás			
1	15,9	15,9	10,6	11,8
2	19,4	20,0	14,8	15,4
3	23,4	23,6	20,5	20,0
4	36,0	34,8	32,1	28,9
Átlag	23,7	23,6	19,5	19,0

Egyszerű számítással adódik a relatív hiba: a nőknél $\delta_F = -0,5$ százalék, a férfiaknál $\delta_M = -2,5$ százalék. Korábban említettük, hogy a tényleges hiba ennél nagyobb lehet, ha az osztályokon belül is megmarad a változók közötti korreláció. A kísérleti számításban, ahol interpolációval megdupláztuk az osztályszámot, a hiba alig nőtt.

A továbbiakban megpróbálom érzékeltetni, hogy az idő haladtával miképp fokozódhat az alábecslési hiba, ha folytatódik a nyugdíjpolarizáció, azaz ha a nyugdíjak és a várható nyugdíjban töltött idők közötti szóródások nőnek. Az egyszerűség kedvéért csak a férfiakra fordított nyugdíjkiadásokat vizsgáljuk.

Szemléltetésül tegyük föl, hogy a t -edik évtizedben mind a nyugdíjak, mind a nyugdíjban töltött idők az idő és az osztályindex függvényében a következőképpen nőnek (itt már az 1. táblázatban szereplő abszolút nyugdíjakkal számolunk):

$$B_i(t) = B_i(0) [1 + 0,2 t(i-1)] \text{ és } T_i(t) = T_i(0) [1 + 0,3 t(i-1)], \\ i = 1, 2, 3, 4. \quad /9/$$

Futtatásunk eredményeit a 4. táblázat tartalmazza. Látható, hogyan nő az átlagnyugdíj reálértéke 40 év elteltével 125 ezer forintról 312 ezer forintra, miközben a várható élettartam 19-ről majdnem 21 évre emelkedik. Eközben azonban a nyugdíj és az élettartam szerinti heterogenitás is erősödik, s emiatt a nyugdíjkiadás relatív előrejelzési hibája abszolút értékben 2,5-ről 8,4 százalékra nő.

4. táblázat

A nyugdíjpolarizáció és az előrejelzési hiba dinamikája

Évtized (t)	Átlagnyugdíj (ezer Ft/hó) $EB(t)$	Átlagos várható élettartam (év) $ET(t)$	Relatív előrebecslési hiba (%) $100\delta(t)$
0	125,2	19,0	-2,5
1	172,0	19,4	-4,4
2	218,8	19,9	-5,9
3	265,6	20,4	-7,2
4	312,3	20,8	-8,4

3. Következtetések

A jelenlegi magyar nyugdíj- és egészségügyi rendszerben mind a nyugdíj-, mind a várható élettartambeli különbségek jelentősek, és várhatóan tovább nőnek. Eközben az

előrejelzések a nyugdíjkiadásokat nyugdíjtól független halandósággal becslik előre. Cikkemben ennek az aggregálásnak a hatását egy nagyon kezdetleges modellel vizsgáltam, amely a nyugdíjak nagysága szerint négy egyenlő népességű osztályra bontotta a nyugdíjas népességet és a nyugdíjban eltöltött osztályátlagos időt, és ez alapján becsültem meg a nyugdíjkiadásokat. Keresztmetszeti és hosszmetzeti különbségektől eltekintve megbecsültem a nyugdíjkiadásokat, és a nők esetében 0,5; a férfiak esetében 2,5 százalékos alábecslést találtam. Önkényesen kivetítve a jelenlegi különbségeket, 40 év távlatában a férfiak esetében akár megháromszorozódhat e hiba.

Ezzel a tanulmánnyal csak fel akartam hívni a figyelmet arra, hogy még makroszinten sem szabad elhanyagolni a nyugdíj és a nyugdíjban töltött időtartam (és egyéb változók) korrelációját. Magától értetődik, hogy a makroszinten túl a társadalmi jólét is függ a nyugdíjak és a halandóság együttes eloszlásától. Ez a kérdés azonban sokkal bonyolultabb, és megválaszolása meghaladja a cikk kereteit.

Irodalom

- AUGUSZTINOVICS M. [2005]: Népesség, foglalkoztatottság, nyugdíj. *Közgazdasági Szemle*. LII. évf. Május. 429–447. old.
- AUGUSZTINOVICS M. – KÖLLŐ J. [2007]: Munkapiaci pálya és nyugdíj, 1970–2020. *Közgazdasági Szemle*. LIV. évf. Június. 529–559. old.
- BAJKÓ A. – MAKNICS A. – TÓTH K. – VÉKÁS P. [2015]: A magyar nyugdíjrendszer fenntarthatóságáról. *Közgazdasági Szemle*. LXII. évf. December. 1229–1257. old. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.12.1229>
- BORLÓI R. [2016]: *Gondolatok a magyar nyugdíjrendszerről*. Gondolat Kiadó. Budapest.
- BOSWORTH, B. – BURTLESS, G. – ZHANG, K. [2016]: *Later Retirement, Inequality in Old Age, and the Growing Gap in Longevity between Rich and Poor*. Brookings Institution. Washington, D.C.
- CZEGLÉDI T. – SIMONOVITS A. – TIR M. – SZABÓ E. [2016]: A nyugdíjba vonulási szabályok: nyertesek és vesztesek. *Közgazdasági Szemle*. LXIII. évf. December. 1261–1288. old. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2016.12.1261>
- CSEBISEV, P. L. [1882]: *Ob otnosenyii dvuh integralov, raszprosztranennih na odnyi i tye zse velicsini peremenoj*. Szvoobs. i protokoli zaszedanyij Matem. Obscs. pri Imperator. Harkov universzitet. No. 2. Sztr. 93–98.
- CSERES-GERGELY ZS. – SIMONOVITS A. [2011]: A személyi jövedelemadó reformjának hatása a társadalombiztosítási nyugdíjakra. *Közgazdasági Szemle*. LVIII. évf. December. 1029–1044. old.
- FEHR, H. – KALLWEIT, M. – KINDERMANN, F. [2013]: Should pensions be progressive? *European Economic Review*. Vol. 63. October. pp. 94–116. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eurocorev.2013.07.004>
- FREUDENBERG, CH. – BERKI, T. – REIFF, Á. [2016]: *A Long-Term Evaluation of Recent Hungarian Pension Reforms*. Working Paper 2. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.

- HOLLÓSNÉ MAROSI J. – MOLNÁR D. L. [2015]: Az öregségi nyugdíjasok halandósága. *Közgazdasági Szemle*. LXII. évf. December. 1258–1290. old. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.12.1258>
- HOLTZER P. (szerk.) [2010]: *Jelentés a Nyugdíj és Időskori Kerekasztal tevékenységéről*. Miniszterelnöki Hivatal. Budapest. <http://docplayer.hu/32274738-Jelentes-a-nyugdij-es-idoskor-kerekasztal-tevekenysegerol.html>
- KOVÁCS E. – RÉTALLÉR O. – VÉKÁS P. [2015]: Modellpontok szerepe a nyugdíj-hatásvizsgálatban. *Közgazdasági Szemle*. LXII. évf. December. 1328–1342. old. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2015.12.1328>
- KÓHALMI K. [2014]: *Egyenlőtlenségek versenyfeladatokban: az analízis segít*. Doktori értekezés. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest. <http://abesenyei.web.elte.hu/theses/kohalmi.pdf>
- KRÉMER B. [2013]: Miért is olyan félelmetes a társadalmak számára az, ha az emberek tovább élnek? *Szociológiai Szemle*. 23. évf. 3. sz. 51–83. old.
- ONYF (ORSZÁGOS NYUGDÍJBIZTOSÍTÁSI FŐIGAZGATÓSÁG) [2015]: *2014 Statisztikai Évkönyv*. Budapest.
- OROSZ É. – KOLLÁNYI ZS. [2016]: Egészségi állapot, egészség-egyenlőtlenségek nemzetközi összehasonlításban. In: *Kolosi T. – Tóth I. Gy. (szerk.): Társadalmi Riport, 2016*. Társ. Budapest. 334–357. old.
- ORSZAG, P. R. – STIGLITZ, J. E. [2001]: Rethinking pension reform: Ten myths about social security systems. In: *Holzmann, R. – Stiglitz, J. E. (eds): New Ideas About Old Age Security: Toward Sustainable Pension Systems in the 21st Century*. World Bank. Washington, D.C. pp. 17–56.
- WORLD BANK [1994]: *Averting the Old Age Crisis*. Oxford University Press. New York.