

SIMONOVITS ANDRÁS–LACKÓ MÁRIA

A várható élettartam–jövedelem kapcsolat egyszerű ökonometriai becslése – újraelosztás a nyugdíjrendszerben

Régóta ismert, hogy a várható élettartam párhuzamosan emelkedik az életpálya-jövedelemmel: a leggazdagabbak és a legszegényebbek várható élettartamának a különbségét élettartamrésnek nevezzük. Ahogyan a rés tágul, úgy kap egyre nagyobb figyelmet. A kérdés önmagában is fontos, de nyilvánvalóan hat a nyugdíjrendszeren belüli jövedelem-újraelosztásra is: minél nagyobb az élettartamrés adott nyugdíjrendszeren belül, annál nagyobb a jövedelem-újraelosztás a kisnyugdíjasoktól a nagynyugdíjasok felé. A téma elemzését megkönnyítheti a kapcsolat ökonometriai becslése. Rövid tanulmányunkban egyrészt nagyon egyszerűen megbecsüljük a kapcsolatot, másrészt megmutatjuk, hogy a becslések hogyan befolyásolják a nyugdíjrendszerbeli újraelosztást.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: H55, I14.

Bevezetés

Régóta ismert, hogy az adott életkorban, például a 65 évesen várható élettartam párhuzamosan emelkedik az életpálya-jövedelemmel. Ahogyan erősödik, úgy kap egyre nagyobb figyelmet ez a kapcsolat. *Chetty és szerzőtársai* [2016] nagyon körültekintően becsülte meg ezt a kapcsolatot az Egyesült Államokra 2001 és 2014 között. A szerzők egyik legfontosabb megfigyelése cikkük 2. ábráján látható: a 65 évet megélt férfiak leggazdagabb 1 százaléka 15 évvel él tovább, mint a legszegényebb 1 százaléka, a nőknél ez a rés 10 év. Ábrájukat egy táblázat egészíti ki, amely 20, 40, 60 és 80 százalékos percentilisekre megadja a hiányolt értékeket, de az átlagokat az elektronikus változatból az olvasónak kell kiszámítania (lásd majd cikkünk 1. táblázatát és az 1. és

* Ezt a kutatást az NKF 129078 sz. pályázata támogatta. Köszönetet mondunk egy korábbi változathoz fűzött értékes megjegyzéseikért *Bíró Anikónak*, *Cseres-Gergely Zsombornak*, *Kőrösi Gábornak* és *Tusnády Gábornak*, valamint a cikk korábbi változatát véleményező névtelen lektornak.

Simonovits András, KRTK KTI, BME MI (e-mail: simonovits.andras@krtk.elkh.hu).

Lackó Mária, KRTK KTI (e-mail: lacko.maria@krtk.elkh.hu).

A kézirat első változata 2021. július 12-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2021.11.1162>

2. ábráját). Az idézett cikk elektronikus változata tartalmazza a teljes adatsort.¹ Az adott korban várható élettartam definíciója és előrejelzése meglehetősen bonyolult, de cikkünkben ezzel nem foglalkozunk (vö. *Bajkó és szerzőtársai* [2015]).

Az elmúlt években egyre nagyobb hangsúlyt kapott, hogy az élettartamrés befolyásolja a nyugdíjrendszeren belüli újraelosztást – csökkenti a degresszivitást (azaz növeli a progresszivitást). A klasszikus felfogás ugyanis eltekintett a réstől, s a nyugdíjrendszer degresszivitását leszűkítette arra, hogy a beszámított kereset emelkedésével hogyan csökken a nyugdíj és a kereset hányadosa. A valóságban azonban minél erősebb az élettartam és a jövedelem közötti kapcsolat, a *fentieken túl* annál nagyobb a kis jövedelműektől a nagy jövedelműek felé az életpálya menti újraelosztás. Például Banyár József és Mészáros József leszögezi (vö. *Liebmann* [2002] és *Whitehouse–Zaidi* [2008]):

„A rosszabb anyagi helyzetűektől áramlik szisztematikusan tőke a jobb anyagi helyzetűek felé, mert az anyagi helyzet jól korrelál a várható hátralévő élettartammal, de ezt a faktort nem veszik figyelembe a járadékok díjának megállapításakor. Vagyis a biztosításmatematikailag korrektnek számolt díjak valójában nem is korrektek.” (*Banyár–Mészáros* [2003], 111–112. o.)

A nyugdíjrendszeren belüli újraelosztást legegyszerűbben az életpálya-egyenlegek relatív szórásával lehet mérni. (Felhívjuk a figyelmet arra, hogy a szórás nem tesz különbséget abban, hogy a hiba előjele pozitív vagy negatív, csak az abszolút érték számít. Ezért ez a mutató ugyanúgy kárhóztatja a magasabb jövedelműektől az alacsonyabb jövedelműekhez áramló jövedelemátcsoportosítást, mint a fordított irányút.) Az újraelosztás mérésében azonban a szokásosan percentilisen mért életpálya-jövedelmek helyett abszolút vagy még inkább relatív jövedelmet kell alkalmazni (lásd *Holzmann és szerzőtársai* [2020] 323–324. o. 14.7. ábra). A szerzők a várható élettartam és az életpálya-jövedelem közötti kapcsolatot kvadratikus és logaritmikus alakban becsülték.²

Bizonyos empirikus, de még inkább elméleti modellekben célszerű lehet az egyébként is becsült (jövedelem, élettartam) tényadatok helyett ökonometriai becslő függvényekkel számolni. Ezt tette *Sheshinski–Caliendo* [2021], amikor példászerűen kalibrált elméleti modellt alkalmazva kiszámította, hogyan csökken az Egyesült Államokban a különböző évjáratok tb-nyugdíjrendszerének a tényleges degresszivitása, és körüljárta a további csökkenés megállításának lehetőségeit. Ilyen irányban haladunk mi is. Jelen cikkünk fő eredménye: ha jól becsüljük az élettartam és a jövedelem közötti kapcsolatot, akkor jól mérjük a nyugdíjrendszerbeli újraelosztást is. A félreértést elkerülendő hangsúlyozzuk, hogy cikkünkben az ökonometriai illesztés csak elemzési célokat szolgál, és eltekintünk a probléma komplex elemzésétől.

¹ *Molnár–Hollósné* [2015], valamint *Bíró és szerzőtársai* [2021] magyar adatokon dokumentálják ezt a jelenséget.

² Talán nem felesleges hangsúlyozni, hogy Robert Holzmann hosszú éveken keresztül a Világbank vezető nyugdíjszakértője volt, és újabban nagyon önkritikusan viszonyul a Világbank és ezen belül saját korábbi tevékenységéhez, amely túlhangsúlyozta a keresetarányos nyugdíjrendszerek előnyeit.

A jelen tanulmányt megelőző *Simonovits* [2017] éppen a már idézett *Molnár-Hollósné* [2015] adatai alapján rámutatott az élettartamrés makrogazdasági következményeire. *Simonovits* [2021a] egyrészt a jelenleginél bővebben és módszeresebben áttekintette a téma irodalmát, másrészt a lehető legegyszerűbb, kétosztályos uniszex modelljében analitikusan levezette a legegyszerűbb eredményeket. Ezt és *Sheshinski-Caliendo* [2021]-et fejlesztjük tovább – feltételezett elméleti kereseti és túlélési eloszlások helyett *Chetty és szerzőtársai* [2016] fent említett, Egyesült Államokra vonatkozó 2001–2014-es adatsorára építünk. A két nem adatait az életpálya-egyenlegek összevonásával egybeolvasztjuk. A kapcsolat elemzésén túl megmutatjuk, mennyire torzítja a nyugdíjrendszeren belüli újraelosztás mérését, ha a „tényleges” adatok helyett állandó, lineáris és hatványkitevős közelítést alkalmazunk. Az állandó élettartamon alapuló közelítés elfogadhatatlan, a másik kettő elfogadható. Párhuzamosan készülők cikkünkben (*Simonovits* [2021b]) matematikailag elemezzük az élettartamrés és az újraelosztás kapcsolatát.

A cikk szerkezete a következő. Feldolgozzuk *Chetty és szerzőtársai* [2016] adatait, majd megbecsüljük a várható élettartam–relatív jövedelem lineáris és hatványkitevős függvényét, és a lehető legegyszerűbb példán bemutatjuk becsléseink hatását az egyes csoportok életpálya-egyenlegének szórására. Végül összefoglaljuk következtéseinket. A *Függelék* tartalmazza az ökonometriai becslések kiegészítő statisztikáit.

Adatok és becslés

A 65 éves korban (de a születéstől mért) várható élettartam és az életpálya-jövedelem lineáris és hatványkitevős függését célszerű relatív jövedelemadatokra elvégezni. Mivel a nyugdíjrendszer uniszex, de a nők várható élettartama jelentősen hosszabb, mint a férfiaké, ezért célszerű a relatív kereseteket közös mértékegységben mérni. Legyen W_i az i -edik nem jövedelmi változója, W_i^* a megfelelő átlagjövedelem ($i = F, M$). A közös átlagjövedelem $W^* = (W_F^* + W_M^*)/2$, és $w_i = W_i/W^*$, az i -edik nemnek a relatív életpálya-jövedelme, egy 100-dimenziós vektor. A következő lineáris és hatványkitevős becslésre van szükség:

$$L_i = L_{0i} + a_i w, \quad (i = F, M), \quad (1a)$$

illetve

$$\log L_i = \log L_{0i} + a_i \log w, \quad \text{azaz} \quad L_i = L_{0i} w_i^{a(i)}, \quad (i = F, M), \quad (1b)$$

ahol L_i a w_i relatív életpálya-jövedelemmel rendelkezők várható élettartama, L_0 és a_i [vagy $a(i)$] pedig az (1a), illetve (1b) egyenletekben szereplő nemnegatív együtthatók.

Először az adatok jellemzőit adjuk meg az 1. táblázatban. Háztartásokról lévén szó, a nők és a férfiak jövedelmei alig különböznek (a szórás itt azonos jelentésű a standard hibával).

A nagy és kis jövedelműek várható élettartama közötti női és férfirésről már a bevezetésben beszéltünk, most a táblázatban az Egyesült Államok adatain láthatók a hatalmas relatív jövedelemkülönbségek.

1. táblázat

Az alapadatok jellemzői, Egyesült Államok, 2001–2014

Változók	Minimum	Átlag	Maximum	Szórás
Női várható élettartam 65 éves korban (év)	78,53	84,93	88,91	2,17
Női jövedelem*	0,0044	0,97	20,29	2,03
Férfi várható élettartam 65 éves korban (év)	72,37	81,17	87,19	3,32
Férfijövedelem*	0,0036	1,03	19,68	2,10

* Az átlaghoz viszonyított relatív jövedelem.

Forrás: Chetty és szerzőtársai [2016].

Az élettartam és a jövedelem közötti kapcsolatra vonatkozó becslések paramétereit a 2. táblázatban közöljük. Először a lineáris, majd a hatványkitevős eredményt. Mivel percentilisekkel számolunk, minden mintában az elemszám $n = 100$. 2001–2014-re átlagolt adatokkal számolunk. A Függelékben közöljük a gépi eredményeket, a főszövegben csak a lényegét. A lineáris becslések eredményei épphogy elfogadhatóknak, a hatványkitevős becsléseké jóknak tekinthetők.

2. táblázat

A várható élettartam és a relatív jövedelem közötti kapcsolat becslése, 2001–2014

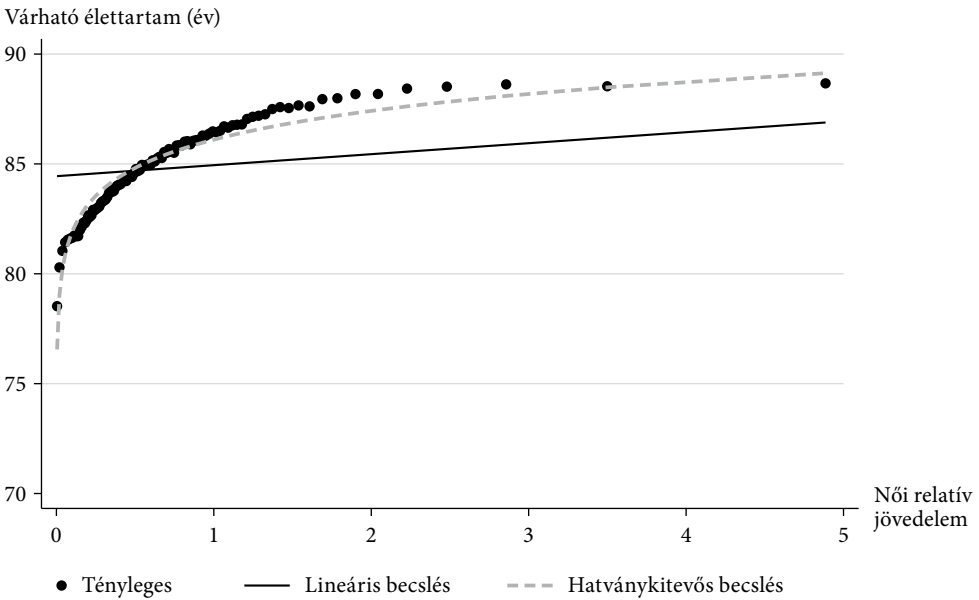
Becslés		Női			Férfi		
		becsült érték	szórás	R^2	becsült érték	szórás	R^2
Lineáris	L_0	84,44	0,27	0,22	80,4	0,42	0,22
	a	0,5	0,25		0,74	0,37	
Hatványkitevős	$\log L_0$	4,445	0,001	0,92	4,415	0,0017	0,90
	a	0,022	0,0015		0,034	0,0027	

A 2. táblázatból egyrészt látható, hogy a lineáris becslésben az R^2 értéke 0,2 körül van, a hatványkitevős becslésben 0,9 fölött, ha a legalsó és a legfelső percentilist kizárnánk, akkor sokat javulna a lineáris illeszkedés. Másrészt a női (férfi-) minta lineáris becslésében az együttható 0,5 (0,74), azaz a relatív jövedelem egységnyi emelkedése (megduplázódása) a várható élettartamot 0,5 (0,74) évvel emeli. A hatványkitevős becslésben az együttható 0,022, illetve 0,034, azaz a relatív élettartam 1 százalékos emelkedése a várható élettartamot 0,022, illetve 0,034 százalékkal emelné.

A lineáris és a hatványkitevős becslés eredményeit ábrázoljuk az 1. és a 2. ábrán: a 65 éves korban várható női és férfi (teljes) élettartam függése az életpálya-jövedelemtől. Ha figyelembe vesszük, hogy csak a 99. és a 100. percentilisben kerül a relatív jövedelem 4 fölé, akkor az illeszkedés jónak tekinthető, a 100. percentilist az ábrán nem is tüntettük föl.

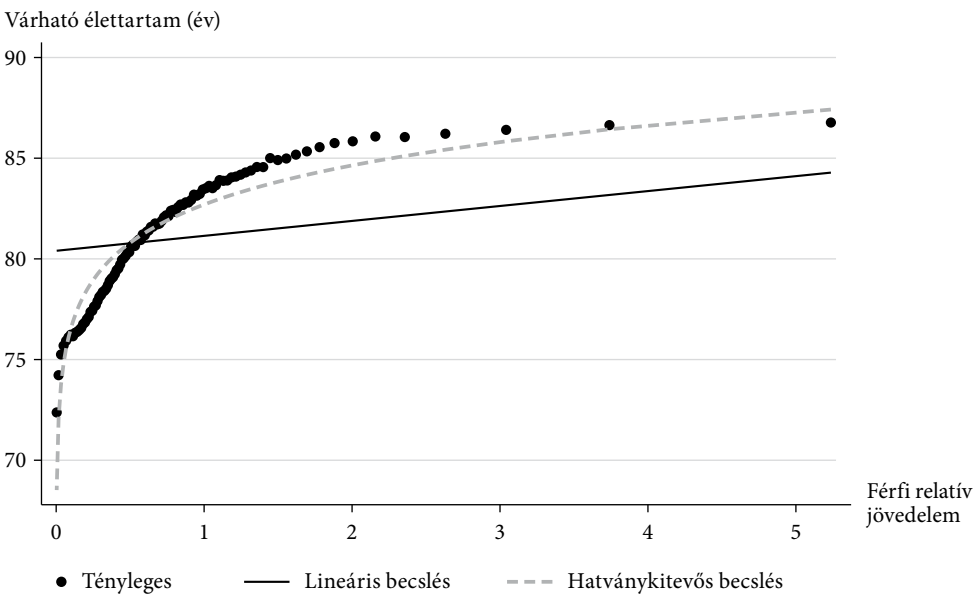
1. ábra

A várható élettartam és a relatív jövedelem közötti kapcsolat, nők



2. ábra

A várható élettartam és a relatív jövedelem közötti kapcsolat, férfiak



Újraelosztás a nyugdírendszerben

A következőkben a lehető legegyszerűbb modellben mutatjuk meg, hogyan hat a tényleges és a becsült rés a nyugdírendszerbeli újraelosztásra. Több fontos dimenzióban elvonatkoztatunk az amerikai tb- és egyéb nyugdírendszerek sajátosságaitól. Jobb híján feltesszük, hogy a tb-rendszer előzetes degresszivitását a magánrendszerek progresszivitása ellensúlyozza, ezért az életpályajövedelem-arányok megegyeznek a munkajövedelem-arányokkal, ezért a relatív életpálya-jövedelem (w) mostantól kezdve a nők (F) és a férfiak (M) megfelelő percentiliseinek relatív munkajövedelmét jelöli.

Legyen τ a járulékkulcs, és $b(w_i)$ az éves tb-nyugdíj, amelyet közelítésként a következő képlettel számolunk:

$$b(w_i) = \beta[\alpha w_i + (1 - \alpha)], \quad \text{ahol } \alpha \text{ és } \beta \text{ egy } 0 \text{ és } 1 \text{ közötti szám, } (i = F, M), \quad (2)$$

ahol az α a keresetarányos nyugdíjrész súlyát mutatja, értéke lehet például 0,5, a β pedig az átlagos helyettesítési arányt, például 0,4. (Az első paraméterérték hatását vizsgálja *Simonovits* [2021b].)

Uniszex modellel dolgozunk, és megengedjük, hogy a férfiak átlagosan és egyenlegben ugyanannyival többet fizessenek be a rendszerbe, mint amennyivel a nők kevesebbet fizetnek be.

Feltételezzük, hogy mindenki $Q = 25$ évesen kezd dolgozni, és $S = 40$ évi munka után, $R = 65$ évesen megy nyugdíjba, majd a w_i életpálya-keresetű, i -edik nemű dolgozó $L_i(w_i)$ évesen hal meg, azaz $T_i(w_i) = L_i(w_i) - R$ évet tölt nyugdíjban, ahol $i = F, M$, a nemi index. Bevezetve az $u_i(w_i) = T_i(w_i)/S$ nyugdíjtartam/szolgálati idő hányadost, az i -edik nem életpálya-egyenlegének évi átlaga:

$$z_i(w_i) = \tau w_i - b(w_i) u_i(w_i), \quad (i = F, M). \quad (3)$$

Végletesen leegyszerűsített modellünkben feltesszük, hogy a két nem súlyaránya $1/2 : 1/2$. Feltesszük, hogy a két alrendszer együtt egyensúlyban van, azaz \mathbf{E} -vel jelölve a várható érték operátorát, $0,5\mathbf{E}(z_F + z_M) = 0$, azaz a (3) felhasználásával az *egyensúlyi járulékkulcs*:

$$\tau^* = 0,5\mathbf{E}[b(w_F) u_F(w_F)] + 0,5\mathbf{E}[b(w_M) u_M(w_M)]. \quad (4)$$

A rendszer *újraelosztási fokát* az átlagban *kiegyensúlyozott* életpálya-egyenlegek szórása (vagy szórásnégyzete) mutatja:

$$\sigma_z^2 = \mathbf{E}(z^2), \quad \text{ahol az összetevők } z_i^*(w_i) = \tau^* w_i - b(w_i) u_i(w_i), \quad (i = F, M). \quad (5)$$

Négy specifikáció mellett számítjuk ki az újraelosztást 2001–2014-re: 1. a klasszikus specifikáció: $L(w) = \mathbf{E}(L)$, 2. a lineáris specifikáció, 3. a hatványkitevős specifikáció és 4. az eredeti adatok mellett (tényleges adatok).

Az 1. esetet papíron kiszámíthatjuk, itt összeadhatjuk a női és a férfiadatokat:

$$T = (T_F + T_M)/2, \quad u_i = T_i/S, \quad u = (u_F + u_M)/2, \quad \tau^* = \beta u, \quad z_i^*(w_i) = (1 - \alpha)\beta(w_i - 1)u_i,$$

azaz $\sigma_z^2 = (1 - \alpha)\beta(u_F^2\sigma_{w_F}^2 + u_M^2\sigma_{w_M}^2)/2$, ahol σ_{w_F} és σ_{w_M} a női és férfi relatív bérek szórása. Szavakkal kifejezve: a nyugdíjegyenlegek varianciája (szórásnégyzete) *egyenlő* az

alapnyugdij $(1 - \alpha)$ részaránya *szorozva* az átlagos helyettesítési aránnyal *szorozva* a nyugdíjban töltött női és férfi *relatív* élettartam négyzetével súlyozott női és férfibérek varianciájának átlagával. Ha $L = 83$ évvel számolunk, akkor $T = 83 - 65 = 18$ év, $T/S = 0,45$, $\tau^* = 0,4 \times 0,45 = 0,18$ (a jelenlegi amerikai járulékkulcs sokkal alacsonyabb, $0,126$ – de az fenntarthatatlan, és egyébként is nagyon leegyszerűsített modellel dolgozunk); és $\alpha = 1$ esetén $\sigma_z^2 = 0$, $\alpha = 1/2$ esetén pedig az egyenlegek szórásnégyzete:

$$\sigma_z^2 = 0,2 (0,5^2 \times 0,92^2 + 0,4^2 \times 0,98^2) = 0,078.$$

A 3. táblázat az 1–4. specifikáció eredményét mutatja be $\alpha = 1/2$ esetén.

3. táblázat

Élettartam–jövedelem specifikációk, járulékkulcsok és egyenlegszórások

Specifikációk $L_F(w_F), L_M(w_M)$	Egyensúlyi járulékkulcs τ^*	Egyenlegek szórása σ_z
Klasszikus	0,180	0,078
Lineáris	0,196	0,104
Hatványkitevős	0,195	0,126
Tényleges	0,193	0,156

A 3. táblázatból leolvashatjuk, hogy az egyensúlyi járulékkulcs értéke a becslések változtatásával mérsékelten emelkedik: $0,180$, *szemben* $0,193$ – $0,196$. A becslött és a tényleges egyenlegek szórása a klasszikus becsléshez képest viszont jelentősen megnő: $0,078$, *szemben* $0,104$ – $0,126$, illetve $0,156$. Az ok: ha a várható élettartam valóban független lenne a jövedelemtől, egy 50–50 százalékban kevert arányos és alapnyugdij önmagában is jelentős újraelosztást valósítana meg: megismételjük, az egyenleg szórása $0,078$ lenne. A rés létezése ezt az újraelosztást jelentősen tovább erősíti – minél jobb az $u(w)$ becslés, annál inkább.

Egy teljesebb modell nem állhat majd meg itt. Ott figyelembe kell vennünk, hogyan hat a nyugdíj-újraelosztás a dolgozók munkavállalására. Emellett mérlegelnünk kell a nyugdíjrendszer jóléti hatásait, azaz a járulékfizetés és járadékszolgáltatás mellett a fiatalkori és időskori fogyasztást módosító magánmegtakarítást is. Ez azonban túlmutat a jelenlegi cikkem.

Következtetések

Rövid tanulmányunkban *Chetty és szerzőtársai* [2016] amerikai adatállományán ökonometriai módszerekkel megbecsültük a női és férfi várható élettartam függését a relatív életpálya-jövedelemtől. A triviális állandóélettartam-közelítésen túl lineáris és hatványkitevős közelítést használtunk, és egyre jobb illeszkedést kaptunk. Az uniszex mintán bemutattuk, hogy egy stilizált nyugdíjrendszerben a három megközelítés és a tényleges érték milyen egyensúlyi járulékkulcsot és egyenlegszórást ad.

A klasszikus megközelítés elfogadhatatlan, a lineáris és a hatványkitevős közelítés elfogadható. A rés létezése az újraelosztást jelentősen tovább erősíti – minél jobb az $u(w)$ becslés, annál inkább.

A kísérlet során számos bonyodalomtól eltekintettünk: átsiklottunk a munkapálya és a munkapálya + nyugdíjéletpálya jövedelemarányok különbségein, évjáratok helyett egy 15 évjáratból képzett korosztályt vettünk, adatok hiányában homogénnek vettük a szolgálati idők hosszát és a nyugdíjba vonulási életkort. Eltekintettünk az amerikai nyugdíjszabályoktól (a szolgálati évek maximált beszámításától, a depressziótól és a bónusz/malustól). További kutatásokban ezeket pótolni kell.

Hivatkozások

- BAJKÓ ATTILA–MAKNICS ANITA–TÓTH KRISZTIÁN–VÉKÁS PÉTER [2015]: A magyar nyugdíjrendszer fenntarthatóságáról. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 12. sz. 1229–1257. o. <https://doi.org/10.18414/ksz.2015.12.1229>.
- BANYÁR JÓZSEF–MÉSZÁROS JÓZSEF [2003]: Egy lehetséges és kívánatos nyugdíjrendszer. Gondolat, Budapest.
- BÍRÓ ANIKÓ–HAJDU TAMÁS–KERTESI GÁBOR–PRINZ DÁNIEL [2021]: Life Expectancy Inequalities in Hungary over 25 Years: The Role of Avoidable Deaths. *Population Studies*, február 2. 1–13. o. <https://doi.org/10.1080/00324728.2021.1877332>.
- CHETTY, R.–STEPNER, M.–ABRAHAM, S.–LIN, S.–SCUDERI, B.–TURNER, N.–BERGERON, A.–CUTLER, D. [2016]: The Association between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014. *JAMA*, Vol. 315. No. 16. 1750–1766. o. <https://doi.org/10.1001/jama.2016.4226>.
- HOLZMANN, R.–ALONSO-GARCÍA, J.–LABIT-HARDY, H.–VILLEGAS, A. [2020]: NDC Schemes and Heterogeneity in Longevity. Proposals for Redesign. Megjelent: *Holzmann, R.–Palmer, E.–Palacios, R.–Robalino, D. (szerk.): Progress and Challenges of Nonfinancial Defined Contribution Schemes*. Vols. I–II. World Bank, Washington, DC, 307–332. o.
- LIEBMAN, J. B. [2002]: Redistribution in the Current U.S. Social Security System. Megjelent: *Feldstein, M. A.–Liebman, B. (szerk.): The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. Chicago University Press, Chicago, 11–48. o.
- MOLNÁR D. LÁSZLÓ–HOLLÓSNÉ MAROSI JUDIT [2015]: Az öregségi nyugdíjasok halandósága. A nyugellátási összeg, a nyugdíjazási életkor és a halandóság összefüggései Magyarországon, 2004–2012. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 12. sz. 1258–1290. o. <https://doi.org/10.18414/ksz.2015.12.1258>.
- SHEHINSKI, E.–CALIENDO, F. N. [2021]: Social Security and the Increasing Longevity Gap. *Journal of Theoretical Public Economics*, Vol. 23. No. 1. 29–52. o. <https://doi.org/10.1111/jpet.12477>.
- SIMONOVITS ANDRÁS [2017]: Nyugdíjtól függő halandóság és a nyugdíjkiadások hosszú távú előrebecslése. *Statisztikai Szemle*, 95. évf. 4. sz. 423–431. o. <https://doi.org/10.20311/stat2019.04.hu0423>.
- SIMONOVITS ANDRÁS [2021a]: Életpálya-jövedelemtől függő várható élettartam és a nyugdíjrendszer. *Statisztikai Szemle*, 99. évf. 7. sz. 632–660. o. <https://doi.org/10.20311/stat2021.7.hu0632>.

SIMONOVITS ANDRÁS [2021b]: Longevity gap and pensions: a minimal model. KRTK-KTI WP – 2021/30. <https://kti.krtk.hu/wp-content/uploads/2021/07/CERSIEWP202130.pdf>.

WHITEHOUSE, E.–ZAIDI, A. [2008]: Socioeconomic Differences in Mortality: Implications for Pension Policy. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 70. OECD, Párizs.

Függelék

F1. táblázat

Az élettartam és a jövedelem közötti kapcsolatra vonatkozó becslések

Függő változó: a várható élettartam 65 éves korban

	Nők		Férfiak	
	lineáris becslés	hatványkitevős becslés	lineáris becslés	hatványkitevős becslés
(w/w^*)	0,5**		0,74**	
Standard hiba	(0,25)		(0,37)	
Konfidenciaintervallum	0,00–1,00		0,002–1,48	
$\ln(w/w^*)$		0,022***		0,034***
Standard hiba		(0,0015)		(0,0027)
Konfidenciaintervallum		0,019–0,025		0,028–0,039
Konstans	84,44***	4,455***	80,40***	4,415***
Standard hiba	(0,27)	(0,001)	(0,42)	(0,0017)
Konfidenciaintervallum	83,91–84,98	4,453–4,458	79,56–81,24	4,417–4,418
aR^2	0,22	0,925	0,22	0,90
RMSE ^a	1,93	0,0071	2,94	0,013
F	$F(1, 98) = 3,94$	$F(1, 98) = 210,8$	$F(1, 98) = 3,96$	$F(1, 98) = 152,9$
N	100	100	100	100

^a RMSE: átlagos négyzetes hiba gyöke.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns együttható.