Közgazdasági Szemle, L. évf., 2003. október (835–854. o.)

SIMONOVITS ANDRÁS

Öregedő népesség, medián választó és a jóléti állam mérete

Ez a cikk három olyan modellt elemez, amelyben az együttélő nemzedékek jövedelem-újraelosztó mechanizmusát a medián választó működteti, s ez magyarázza a jóléti állam méretét. A cikk első része *Razin és szerzőtársai* [2002] tanulmányával foglalkozik, amely egy általuk rejtélyesnek tartott megfigyelésről számolt be: *ceteris paribus* az eltartott/eltartó hányados és a jóléti állam mérete között negatív korreláció van. E jelenség magyarázatára egy olyan modellt szerkesztettek, amelyben *a)* a dolgozók ugyanakkora (keresettől független) járadékot kapnak, mint az idősek és *b)* a dolgozóknak exogén várakozásuk van az időskori adókulcsról, tehát nyugdíjukról. A paradoxon az, hogyan keverhették össze a szerzők a népesség öregedését az eltartottak arányának növekedésével. Az elméleti részre térve, a tényekkel ellentétes két feltételt általánosabb és valósághoz hűségesebb feltevésekkel cserélem ki. Az anomáliák egy része megszűnik, a paradoxon fennmarad, azonban reális nagyságú járadékhányad esetén a szegényebb dolgozóknak jelentős hitelt kellene felvenniük, s ez szintén ellentmond a valóságnak. A cikk második része továbbfejleszti *Casamatta és szerzőtársai* [2000] modelljét, amely a keresetfüggő nyugdíj és az optimális járulékkulcs kapcsolatát vizsgálta – *Razin és szerzőtársai* által elhanyagolt hitelkorlát figyelembevételével. Razin és szerzőtársai ötletét átmentve, bevezetjük a mérsékelt dolgozói járadékot is. Megfelelően rugalmatlan időbeli helyettesítés esetén a paradoxon eltűnik. A cikk harmadik része *Tabellini* [2000] modelljét vázolja. Ez a modell abban tér el a korábbiaktól, hogy döntésükben a szülők és gyermekeik kölcsönösen figyelembe veszik egymás fogyasztását. Bár a szerző Razin és szerzőtársaihoz hasonló exogén várakozást feltételez, a paradoxon mégis eltűnik. A következtetésekben kétségbe vonjuk, hogy az egész modellcsalád feltevései alkalmasak a kérdések megválaszolására.*

Journal of Economics Literature (JEL) kód: H55, 041, O9.

A közgazdászok között egyetértés uralkodik abban, hogy a népesség öregedésével párhuzamosan növekszik a nyugdíj- és egészségügyi kiadások együttes aránya a GDP-ben. Mivel ezeket a kiadásokat javarészt a társadalom finanszírozta és fogja finanszírozni, valamint a szociális kiadások javarésze nyugdíj- és egészségügyi kiadás, a jóléti állam nehéz jövőnek néz elébe (például *Gál* [2003] és *World Bank* [1994] 7. o., 2. ábra).

Az e folyamatokat tanulmányozó szakirodalom megkísérli megmagyarázni a népes-

* Köszönetemet fejezem ki *Köllő Jánosnak, Michael Lovellnak, Molnár Györgynek, Valentinyi Ákosnak* és *Vincze Jánosnak* a cikk egy korábbi változatához fűzött hasznos megjegyzéseikért, továbbá *Assaf Razinnak* és *Efraim Sadkának,* hogy néhány kérdésemre válaszoltak. Az esetleges hibákért természetesen kizárólag én vagyok a felelős. A kutatást az NKFP 5/62/2002 forrás támogatta.

Simonovits András az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos tanácsadója.

ségöregedés és a jóléti állam mérete közti pozitív korrelációt – mindenekelőtt az öregkori nyugdíjrendszerre összpontosítva a figyelmet (vö. *Mulligan–Sala-i-Martin* [1999*a*]). A modellek megértéséhez ismerni kell a „medián választó" modelljét, amelyet érthetően tárgyal *Stiglitz* [2000] 6. fejezete.

Browning [1975] cikkével kezdve, számos közgazdász analitikusan is bizonyította a szóban forgó összefüggést. A lehető legegyszerűbb neoklasszikus magyarázat az együttélő korosztályoknak egy olyan modelljét alkalmazza, amelyben mind a keresetek, mind a járadékok homogének. Ahogyan a népesség öregszik, a medián választó közelebb kerül a nyugdíjas korhoz, s emiatt figyelme egyre inkább a járulékok oldaláról a járadékok oldalára terelődik. Ez az eredmény megerősíthető heterogén keresetek és részben keresetarányos nyugdíjak esetén (*Casamatta és szerzőtársai* [2000]).[1]

Mulligan–Sala-i-Martin [1999*a*] azonban rámutat arra is, hogy az elmúlt ötven évben a demográfiai tényezőnél sokkal fontosabb szerepet játszott a politika (5. o.). Például miközben az Egyesült Államokban a 65 éves vagy annál idősebb népesség részaránya 1950 és 1996 között 8,1 százalékról 12,8 százalékra nőtt, addig a tb-nyugdíjkiadások aránya a GDP-ben 0,3 százalékról 4,7 százalékra ugrott.

Emellett *Casamatta és szerzőtársai* [2000] egy strukturális okot is észrevesz: minél erősebb a kapcsolat a keresetek és a nyugdíjak között, annál nagyobb a nyugdíjrendszer. Íme az *1. táblázat*.

1. táblázat

A tb-rendszer nagysága és újraelosztási foka néhány országban (százalék)

Ország	Átlag fele	Átlag-kereset	Átlag kétszerese	Típus	Nyugdíj/GDP
	helyettesítési hányad				
Franciaország	84	84	73	arányos	12,5
Magyarország (2000)	78	79	73	degresszív?	9,5
Németország	76	72	75	arányos	12,8
Egyesült Államok	65	55	32	degresszív	4,6
Nagy-Britannia	72	50	35	degresszív	4,4
Csehország	81	49	28	degresszív	9,6
Hollandia	73	43	25	alap	5,2

Forrás: P. Johnson publikálatlan adatait idézi *Casamatta és* [2000] 504. o. A magyar adatok Réti Jánostól, a cseh adatok *Mácha* [2002] 4. táblázatából (82. o.) származnak.

Ennek két oka is van. *1.* Míg az erősen újraelosztó angolszász rendszerben a magánkézben levő második és a harmadik nyugdíjpillér gondoskodik a jómódúak időskoráról, addig a kontinentális rendszerekben ezt a feladatot a közösségi első pillér látja el. *2.* Minél arányosabb a tb-nyugdíjrendszer, annál kisebb az ellenállás vele szemben.

Visszatérve a demográfiához, a fent említett ritka egyetértést kezdték ki *Razin és szerzőtársai* [2002]:[2] „Az Egyesült Államok és egyes nyugat-európai országok adatai negatív korrelációt jeleznek a függőségi hányados, illetve a tb-járulékkulcs és a tb-transzferek között, ha ez utóbbiakat befolyásoló többi tényezőt kontrolláljuk. Annak ellenére fordul elő ez a jelenség, hogy a népesség elöregedése fokozott politikai befolyást nyújt az idősek számára. A dolgozat az együttélő nemzedékek egy olyan modelljét fejleszt ki, amely-

[1] Rövidítve CCP.

[2] Rövidítve: RSS.

ben a nemzedéken belül és nemzedékek közti újraelosztás megy végbe, és amely képes az említett rejtvényt vizsgálni." (900. o.).

Nem taglalom részletesen *Razin és szerzőtársai* [2002] ökonometriai becsléseit. Csak megismétlem, hogy eredményeik ellentmondanak a józan észnek. Csupán a következő tényekkel akarom gyengíteni érvelésüket: ez a modell *1.* összetéveszti a népesség öregedését és az eltartott–eltartó arány növekedését; *2.* elfeledkezik az újraelosztás foka és a jóléti állam mérete közti bonyolult kapcsolatról; *3.* túl kicsiny hatást próbál kimutatni. Ezeket az állításokat a következőkben részletezem.

1. A modell összetéveszti a népesség öregedését és az eltartott–eltartó arány növekedését. Ahhoz, hogy megértsük a két fogalom közti kapcsolat lazaságát, mindenekelőtt ismernünk kell *Razin és szerzőtársai* [2002] definícióját: „A függőségi ráta egyenlő 1 mínusz a munkaerő aránya a teljes népességen belül"[3] (912. o.).

Bár ez a mutató inkább részarány mintsem hányados, bizonyos esetekben jól használható. Tegyük föl például, hogy minden eltartott azonos járadékot kap (mint egy kibucban), amelyet a helyettesítési arány és az átlagkereset szorzataként határoznak meg. A járadékokat a dolgozók keresetére kivetett adókból fedezik. Ekkor a makroegyensúlyi feltétel a következő: egyensúlyi adókulcs egyenlő a helyettesítési arány és az RSS-féle függőségi hányad (nem részarány) szorzatával.

A munkaerő kategóriája azonban a dolgozók mellett a munkanélkülieket is tartalmazza, akik inkább kapják a járadékot, mintsem fizetik a járulékot. Az RSS-féle kategória tartalmazza a gyermekeket is, akiknek a fogyasztását a társadalom sokkal kisebb mértékben fedezi, mint a nyugdíjasokét. Emellett a gyermekek nem is szavaznak, tehát semmi keresnivalójuk sincs egy szavazási modell statisztikai adatai között. További nehézséget jelent, hogy a főiskolai és egyetemi hallgatók egyes országokban komoly ösztöndíjakat kapnak, másutt hatalmas tandíjakat fizetnek.

Figyelemre méltó, hogy legalább az előtanulmányként szolgáló teljesebb változatban *Razin és szerzőtársai* [2001] észreveszik, hogy különbség van a demográfiai és a rendszermutató között:[4] „[ez] (…) módosítja a változót, a [teljes rendszer] függőségi [arányát] felcserélve a népesség 15 év alatti és 64 év fölötti részével – a két mutató közti korreláció 0,42; jelezve hogy hasonlók, de országonként változó [munkapiaci] aktivitás miatt részben eltérő információt nyújtanak." (15. o.)]

Az öregkori és a teljes demográfiai mutatók eltérő dinamikájáról számos tankönyv beszámol (például *Stiglitz* [1988], 336–337. o.). Már egy háromnemzedékes modellben is ellentétesen mozog a két mutató. (Stabil népességet és biztos élettartamot feltételezve, egy dolgozóra μ nyugdíjas és $1/\mu$ gyermek jut. A két függőségi hányados rendre μ, illetve $\mu + 1/\mu$, a második az elsőnek csökkenő függvénye $\mu < 1$ esetén.)

Mi lehet e zavar oka? Burkoltan feltéve, hogy mindenki szavaz, minden fiatal dolgozik, és minden idős nyugdíjban van, a kétnemzedékes RSS-modell az időskori függőségi hányadossal dolgozik. Az empirikus részben áttér egy háromnemzedékes keretre, és a teljes rendszerfüggőségi hányadossal számol, anélkül, hogy e jelzőket alkalmazná. Ha meg akarunk győződni arról, hogy a gyermekek tényleg benne vannak az eltartottak körében, akkor *Razin és szerzőtársai* [2001] előtanulmányhoz kell fordulnunk (15. o.).

Összegezve: *Razin és szerzőtársai* [2002] modellje képtelen volt figyelembe venni, hogy a jóléti állam különböző oldalainak a vizsgálata különböző függőségi hányadosokat igényel, amelyeknek alig van közük egymáshoz. Szerintem ez az egy hiba használhatatlanná teszi az egész empirikus részt.

2. Az RSS-modell teljesen elhanyagolja azt a jól ismert és fontos tényt, hogy a legtöbb

[3] „The dependency rate is defined as usual as one minus the labor force share of the total population"

[4] Vö. *World Bank* [1994] 146. o., 4.11. ábra.

fejlett országban, de különösen a nyugat-európai kontinentális országokban, a nyugdíjjáradék szorosan kapcsolódik a keresetekhez. Emellett minél szorosabb e kapcsolat, annál nagyobb a rendszer mérete *(1. táblázat)*.

3. A demográfiai különbségek sokkal kisebbek térben és időben, mint a többi magyarázó tényezőké (például az állami alkalmazottak aránya, a jövedelemegyenlőtlenségek és mindenekelőtt az előbb említett jövedelem-újraelosztás). Eltekintve az *1.* pontban jelzett zavartól, mennyire megbízható a következő típusú megállapítás? „A keresetet terhelő adókulcs 11 százalékpontos növekedéséből a függőségi hányados 4 százalékpontos süllyedése durván számolva 1,5 százalékpontot magyaráz” (914. o.).

Rátérünk *Razin és szerzőtársai* [2002] elméleti modelljének a boncolására.

A cikk első olvasásakor meg voltam győződve arról, hogy az elméleti rejtvényt – sőt, inkább paradoxont – egy tényellentétes, ha ugyan nem abszurd, feltevés okozta: modelljükben nemcsak a nyugdíjasok, hanem a dolgozók is ugyanazt az összeget kapják járadékként. A szerzők nem is rejtették véka alá feltevésük jelentőségét, csupán szemérmesen mentegetőztek miatta: „Vegyük észre, hogyha csak az idősek kapnak járadékot, akkor a politikai gazdaságtani egyensúlyban a fiatalok nullára szorítják le a járulékot és a járadékot. Azt sejtjük, hogy a fiatalok és az öregek járadékának »összekapcsolása« lényeges egy olyan érdekeltségi rendszer kialakításához, amelyben a mindenkori fiatalok hajlandók támogatni a mindenkori öregeket.” (905. o.).

Ezen a ponton már több olvasóm is a szerzők védelmére kelt. „Hiszen M. Friedman híres módszertani tanulmányában (*Friedman* [1953/1986]) is azt mondta: a modellben a feltevések realizmusa lényegtelen, csak az előrejelzés legyen jó.” Itt csupán jelzem, hogy ezzel az elvvel korántsem mindenki ért egyet, például *Koopmans* [1957] és *Kornai* [1971] sem. Egyrészt a tudomány nem csupán előre jelez, hanem magyaráz is. Másrészt a közgazdaságtanban – ellentétben például a fizikával – nagyon nehéz megállapítani, hogy egy előrejelzés pontos-e, vagy sem.

Könnyen belátható azonban, hogy az azonossági feltevés nehézség nélkül helyettesíthető arányossággal: minden dolgozó tb-járadéka a jelenlegi időskori járadék adott hányada, röviden *járadékhányad*, beleértve a 0 és az 1 értéket is. A szerzőkkel való levelezés során kiderült, hogy van egy második, némileg rejtett feltevés is: a dolgozók *exogén várakozás*sal élnek időskori járulékkulcsukról, következésképpen nyugdíjukról. Ilyen keretben, ha a dolgozókori jövedelem nem tartalmaz elegendő szociális járadékot, akkor még a legszegényebb dolgozók (akik közül kerül ki a medián választó) sem támogatnak semmilyen pozitív transzfert, még azonos összegűt sem. De exogén várakozások esetén a nyugdíj csupán ráadás. Ha ennyire bizonytalan a nyugdíj, akkor erősen kétséges, hogy mit értenek Razin és szerzőtársai azon, hogy a dolgozók maximalizálják életpálya-hasznosságukat az életpálya költségvetési korlátjuk mellett.

Mielőtt továbbhaladnánk, utalunk arra, hogy Razin és szerzőtársai modelljében a dolgozók különböző képességűek, és az adókulcs emelése csökkenti a képzettséget és ezzel az átlagos munkakínálatot. Visszatérve a járadékhányadoshoz, minden képességeloszláshoz létezik a járadékhányadosnak egy *kritikus értéke*: a medián választó akkor és csak akkor szavaz pozitív adókulcsra, ha a járadékhányados nagyobb, mint a kritikus érték. Minél koncentráltabb az eloszlás, annál nagyobb a kritikus érték; még 1-nél is lehet nagyobb. Ez ellentmond az RSS-modell következő állításának: „… az egyensúlyi adókulcs pozitív” (*Razin és szerzőtársai* [2002] 908. o.). Ez a hiba azért is meglepő, mert Razin és szerzőtársai tisztában vannak a szivárgás jelenségével: nemcsak a szegényebb dolgozók, de minden nyugdíjas is részesül a gazdagabb dolgozók adóztatásából (909. o.)!

Egyébként semmi alapja sincs, hogy a járadékhányadost éppen 1-nek válasszuk. A járadékhányados értékétől túlzott mértékben függnek az RSS-modell eredményei (például az optimális adókulcs értéke). A paraméter önkényessége csak aláhúzza, hogy az RSS-modell nem jó modell *(4. táblázat)*.

E nehézségektől megszabadulhatunk, ha bevezetjük a *naiv–racionális várakozások*at: a dolgozó idős korára ugyanazzal az adókulccsal számol, mint amit fiatal korában megszavazott (*Kotlikoff és szerzőtársai* [1988] és *Casamatta és szerzőtársai* [2000] 557. o.). Ekkor már megfelelően kicsi járadékhányad mellett is működik a modell, és az egyensúlyi adókulcs értéke alig függ a járadékhányad értékétől *(5. táblázat)*.

Sajnos a javított modell is elhanyagolja a *hitelkorlát*ok létét. Pedig az életkereset maximalizálása csak akkor helyettesíti a hasznosságfüggvény maximalizálást, ha a fogyasztó normális kamatláb mellett megfelelő hitelhez juthat. Ismert, hogy Chilében a dolgozók fele nem vesz részt az egyébként kötelező, jól működő és teljesen tőkésített nyugdíjrendszerben, mert nincs ideje kivárni a gyümölcsök beérését (*Simonovits* [2002] 9. fejezet). A javított RSS-modell szerény dolgozói járadékú szimulációjában (de nem a valóságban) a szegényebb dolgozók hatalmas hitelt vesznek föl, amelyet nyugdíjukból törlesztenek. Még a medián választó is életpálya-keresetének 6 százalékát veszi föl hitelbe, amelyet csak nyugdíjából törleszt.

Ezt a visszásságot próbáljuk meg kiküszöbölni a dolgozat további részében. *Casamatta és szerzőtársai* [2000] modelljére építve, általános és adókulcstól független keresetelosztást, valamint hasznosságfüggvényt maximalizáló dolgozókat feltételezve, megmutatjuk: a paradoxon kellően kicsiny járadékhányad vagy kicsiny helyettesítési rugalmasság esetén eltűnik.

Érdekességként bemutatjuk *Tabellini* [2000] modelljét. Ez a modell abban tér el a korábbiaktól, hogy döntéseikben mind a szülők, mind a gyermekek figyelembe veszik a gyermekeik, illetve szüleik fogyasztását: altruizmus (vö. *Gál* [2003]). Az RSS-modellhez hasonló exogén várakozást feltételezve a paradoxon ismét eltűnik. (Megemlítjük még *Breyer–Stolte* [2001] cikket is, amelyben a nyugdíjasok döntenek, de figyelembe veszik a dolgozók érdekeltségét is.)

Megemlítjük, hogy *Tabellini* ökonometriai becslése cáfolja az RSS-modell paradoxonát, azonban az ő eljárása is több szempontból bírálható. *a)* A jóléti állam méretéről szóló statisztikái ellentmondanak a megszokott képnek. A *2. táblázat* 1. sora *Tabellini*, a 2. sora *Stiglitz* [2000] megfelelő adatait veti össze. (A 3. sorra később lesz szükségünk.)

2. táblázat

Közösségi kiadások/GNP 1982-ben és a Gini-együttható 1990–1994-ben (százalék)

Megnevezés	Egyesült Államok	Franciaország	Németország	Olaszország	Ausztrália
Tabellini	22,2	39,8	30,2	41,9	25,0
Stiglitz	35,1	51,4	49,8	54,3	32,3
Gini-együttható	36,8	32,4	30,0	25,5	30,8

Forrás: *Tabellini* [2000] 535. o. 1. táblázat, 1978–1982 átlaga és *Stiglitz* [2000] 44. o., 2.2. ábra. Gini-együttható: *Gottschalk–Smeeding* [2000] 279. o. 4. ábra.

Nemcsak az aggasztó, hogy Tabellini számai rendre kisebbek, mint Stiglitzé, hanem hogy arányuk 0,6 és 0,77 között ingadozik. Kétségeinket tovább fokozza, hogy Tabellini Svédországra mindössze 40,7 százalékot ad, míg Hollandiára 53,8 százalékot. A Gini-együtthatók 23,0 és 24,9.

b) Meglepő Tabellini logikus, de tényszerűen téves állítása: minél egyenlőtlenebb az eredeti jövedelemeloszlás, annál nagyobb a jövedelem-újraelosztás, ezt *Bénabou* [2000] is cáfolja. Érdemes összehasonlítani az 1. és a 2. sort a 3. sorral, ahol a jövedelemegyenlőtlenséget jelző Gini-együttható szerepel, igaz, jóval későbbi időszakra. Elegendő az Egyesült Államok és Svédország példájára utalni: a fejlett országok közül az elsőben a legegyenlőtlenebb az eredeti jövedelemeloszlás (36,2 százalék) és a legkisebb az újraelosztás (35,1 százalék). Ezzel szemben Svédországban vagy Hollandiában a Gini-együttható 28 százalék körül van, és jóval nagyobb az újraelosztás.

A következtetésekre hagyjuk az egész modellcsalád feltevéseinek a részletesebb bírálatát. Itt felhívjuk a figyelmet *Mulligan–Sala-i-Martin* [1999*a*], 1999*b*], [1999*c*] cikkhármasára, amely minden nyugdíjelméletet bonckés alá vesz.

A jobb áttekinthetőség érdekében a *3. táblázat*ban összefoglaljuk a dolgozatban vizsgált modellek legfontosabb tulajdonságait.

3. táblázat

Modellek: feltevései és következtetései

Modell	Eredeti RSS	Javított RSS	Eredeti CCP	Módosított CCP	Tabellini
Altruizmus	nincs	nincs	nincs	nincs	van
Keresetek	speciális	speciális	általános	általános	általános
Adótorzítás	van	van	van	nincs	nincs
Várakozás	exogén	naiv–racionális	naiv–racionális	naiv–racionális	exogén
Járadékhányad	1	tetszőleges	0	kicsiny	?
Hitelkorlát	van	nincs	van	van	nincs
Paradoxon	van	van	?	nincs	nincs

A cikk további szerkezete a következő: először általánosítjuk és kiigazítjuk az RSS-modellt, majd kiegészítjük a vizsgálatot a CPP-modell általánosításával, és körvonalazzuk Tabellini modelljét. Végül levonjuk következtetéseinket. A függelék tartalmazza a medián választó modelljét. A cikk megértéséhez szigorúan véve nem szükséges a három elemzett modell ismerete, de természetesen nem árt.

Az RSS-modell bírálata és javítása

Ebben a pontban általánosítjuk és kijavítjuk *A. Razin, E.Sadka* és *P. Swagel* (RSS) modelljét. Helytakarékosság miatt, ahol szükséges, módosítjuk az RSS-modell jelöléseit. Legyen e egy adott dolgozó született képességének skalár jellemzője, amely éppen azt mutatja, hogy a dolgozónak teljes munkaidejének mekkora részét kell tanulásra fordítania a képzettség megszerzéséhez: $0 \le e \le 1$. Legyen $l = 1 - e$ az esetleges tanulás után maradó idő! Legyen az $e = 0$ adottságú képzett dolgozó életpálya-keresete 1! Legyen q $(0 < q < 1)$ a képzetlen dolgozó életpálya-keresete és γ a képzett dolgozó tanulásra fordított erőfeszítésének pénzbeli értéke! Ekkor a képzett és a képzetlen dolgozó nettó életkeresete rendre $(1 - \tau)l - \gamma$ és $(1 - \tau)q$. A képzés és a képzetlenség közti l^* választóértéket az $(1 - \tau)l^* - \gamma = (1 - \tau)q$ egyenlet határozza meg:

$$l^*(\tau) = q + \frac{\gamma}{1-\tau}. \tag{1}$$

Föltesszük, hogy még $\tau = 0$ adókulcsnál is vannak képzetlenséget választó egyének: $0 < l^*(0) < 1$, azaz $0 < \gamma + q < 1$.

Ez a modellrész jól megragadja, hogy a kereseti adó csökkenti a munkakínálatot. (Más modellezési lehetőséget kínál *Casamatta–Cremer–Pestieau* [2000] VII. pont (CCP-modell), illetve jelen cikk következő fejezete.) Ugyanakkor tényellentétesen bináris kereseti struktúrát származtat: minden szakképzett, illetve minden szakképzetlen dolgozó órabére azonos: $1/E$, illetve q/E, ahol E a teljes életpálya óraszáma. Bár a szakképzett dolgozók életpálya-keresete az eltérő tanulási idők miatt szóródik, a képzetleneké nem.

Legyen $F(l)$ a velünk született képességek valószínűségi eloszlásfüggvénye. Ekkor az *átlagkereset*

$$\overline{w}(\tau) = \int_{l^*(\tau)}^{1} l dF + qF(l^*(\tau)), \tag{2}$$

következésképpen az *átlagadó*

$$T(\tau) = \tau \overline{w}(\tau). \tag{3}$$

Ezen a ponton kitérek az RSS és a jelen cikk közti jelölési különbségekre: Az e tanulási idő helyett a munkával töltött l időt használva, képleteink rövidebbekké válnak, azonban l^* jelentése megváltozik: itt a legkevesebbet dolgozó képzett dolgozó kritikus értéke, míg az RSS-beli [11] alatti az átlagkeresetet jelölte (ez nálunk $\overline{w}$). Nem hiba, de suta, hogy $l^{*\prime}(\tau) = -\gamma/(1-\tau)^2$ nincs alkalmazva az RSS-beli [11]-ben és a továbbiakban.

Eddigi feltevéseinkből következik, hogy $T(0) = 0$, $T(\tau^*) = \tau^* q$, ahol $l^*(\tau^*) = 1$, azaz $\tau^* = 1 - \gamma/(1-q)$. Azt is feltesszük, hogy $T(\tau)$ konkáv függvény a $[0, \tau^*]$ részintervallumon, amelyről tudjuk, hogy először nő, és feltesszük, hogy később csökken. Az (1)-ből kiszámítható $T'(\tau)$:

$$T'(\tau) = \overline{w}(\tau) + \tau \overline{w}'(\tau). \tag{4}$$

(1) és (2) deriváltját véve és bevezetve az $f(l) = F'(l)$ sűrűségfüggvényt,

$$\overline{w}'(\tau) = \frac{\gamma^2 f(l^*(\tau))}{(1-\tau)^3}. \tag{5}$$

A (2) értelmében $\overline{w}(\tau)$ csökkenő, és az (5) miatt $\overline{w}'(\tau)$ is csökkenő a sűrűségfüggvények egy széles osztályára nézve, beleértve az egyenletes eloszlását is. A (4) értelmében ekkor T' csökkenő, azaz T tényleg konkáv.

Feltesszük, hogy minden idős b nyugdíjat kap, és általánosítva az RSS-modellt, hozzátesszük, hogy minden dolgozó ennek θ-szorosát, θb-t kapja: $\theta \geq 0$. Az RSS-modelben $\theta = 1$.

Szükségünk lesz a μ *időskori függőségi hányados*ra, amely a nyugdíjasok és a dolgozók létszámának hányadosa. Stabil népességű OLG modellünkben n a népesség növekedési üteme, $\nu = 1 + n$ a növekedési tényező, végül $\mu = 1/\nu$. Mivel minden dolgozóra μ nyugdíjas jut, az egy dolgozóra vetített makromérleg a következő:

$$\theta b + \mu b = T(\tau), \text{ azaz } b(\tau) = \frac{T(\tau)}{\theta + \mu}. \tag{6}$$

Elkülönítjük a nyugdíjasok és a dolgozók választását. A nyugdíjasok nyilvánvalóan a $b(\tau)$-t maximalizáló adókulcsot szavazzák meg, mert ők már nem fizetnek. Bonyolultabb az egyes dolgozók optimális adókulcsát meghatározni, mert az az újraelosztás miatt függ az egyéni keresettől.

Föltesszük, hogy kis, nyitott gazdaságot modellezünk, ahol a kamatlábat a külvilág határozza meg. Mivel a nyugdíjrendszer egyensúlyban van, eltekinthetünk a hosszú távú eladósodástól.

Eddig nem volt szükség az időre, most egy ideig rászorulunk két időszak megkülönböztetésére: t-re és $t + 1$-re. Bevezetjük a δ *diszkonttényező*t, amely a ρ kamattényező reciproka, $\delta = 1/\rho$, ahol a $\rho = 1 + r$ összefüggésben r a kamatláb. A t-ben született dolgozó az *életpálya nettó jövedelme* leszámított jelenértékét,

$$W(l,\tau_t,\tau_{t+1}) = \max[(1 - \tau_t)l - \gamma;\ (1 - \tau_t)q] + \theta b(\tau_t) + \delta b(\tau_{t+1})$$

függvényt maximalizálja a τ_t adókulcs választásával. *Exogén várakozás*t feltételezve, a dolgozó adottnak tekinti a jövőbeli τ_{t+1} adókulcsot. Ez ekvivalens azzal, hogy a dolgozó *folyó nettó jövedelmé*t maximalizálja:

$$I(l,\tau_t) = \max[(1 - \tau_t)l - \gamma;\ (1 - \tau_t)q] + \theta b(\tau_t). \tag{7}$$

Mielőtt a (6)-ot behelyettesítenénk a (7)-be, és elhagynánk a feleslegessé vált időindexet, bevezetjük az I jövedelem T adó szerinti multiplikátorát:

$$\varphi = \frac{\theta}{\theta + \mu}. \tag{8}$$

Ekkor a (6)–(8)-ból következik

$$I(l,\tau) = \max[(1 - \tau)l - \gamma;\ (1 - \tau)q] + \varphi T(\tau). \tag{9}$$

A célfüggvények konkavitása miatt a medián választó modellje alkalmazható (lásd a függeléket). Mivel az öregkori függőségi hányadosról föltesszük, hogy kisebb, mint 1, a medián választó – dolgozó, akinek képességét $\tilde{l}$ jelöli. A medián választót a következő egyenlet definiálja: $\mu + F(\tilde{l}) = 1 - F(\tilde{l})$, azaz

$$F(\tilde{l}) = \frac{1}{2} - \frac{\mu}{2}. \tag{10}$$

Felesleges elméleti bonyodalmakat elkerülhetünk, ha eleve kikötjük, hogy a medián választó már az adómentes gazdaságban is képzetlen dolgozó: $\tilde{l} < l^*(0)$. Szemléltetésül: $\mu = 0{,}5$ esetén $F(\tilde{l}) = 0{,}25$. Szavakban: ha két dolgozó tart el egy nyugdíjast, akkor a dolgozók 3/4-e jobb adottságú, mint a medián választó, és 1/4-e rosszabb.

Ahhoz, hogy nem nulla transzferrendszerünk legyen, a medián választónak legalább egy kisméretű rendszert támogatnia kell, tehát az átlagnál szegényebbnek kell lennie. Ez az adómentes gazdaság minimális és az átlagos keresete $\Omega = q/\overline{w}(0) < 1$ arányától és a többi paramétertől függ.

1. tétel. *Exogén várakozásoknál a medián választó optimális adókulcsa akkor és csak akkor pozitív, ha a járadékhányados elegendően nagy:*

$$\theta > \overline{\theta} = \frac{\Omega\mu}{1 - \Omega}. \tag{11}$$

Ekkor az optimumot a

$$\varphi T'(\tau_o) = q \tag{12}$$

egyenlet határozza meg, és a gyök pozitív, valamint kisebb, mint a nyugdíjasok választása:

$$0 < \tau_o < \tau_R.$$

Megjegyzések. 1. Furcsa módon az RSS-modell nem is említette a (11) feltevést, pedig a szerzők tisztában voltak a szivárgással. Mivel Ω egy ideális gazdaságra vonatkozik, nehéz értelmes nagyságrendet adni. Próbálkozzunk $\Omega = 0{,}5$-del, amely $\overline{\theta} = \mu$-hez vezet, de ennél jóval nagyobb küszöbértékek is adódhatnak. Például ha $q > 2/3$, akkor $\overline{w}(0) > 2/3$, azaz $\Omega > 2/3$, tehát $\mu = 1/2$ esetén $\overline{\theta} > 1$, azaz az RSS-modell a szivárgás miatt üressé válik. A *4. táblázatban* később majd ennél sokkal kisebb q-kra is hasonlót tapasztalunk.

Bizonyítás. Felhasználva, hogy a medián választó szakképzetlen dolgozó, vegyük a folyó nettó jövedelem adókulcs szerinti parciális deriváltját:

$$I'_\tau(\widetilde{l},\tau) = -q + \varphi T'(\tau). \tag{13}$$

$I'_\tau(\widetilde{l},\tau_o) = 0$-ból következik a (12). A (8) miatt a (11) ekvivalens $q < \varphi\overline{w}(0)$-val. A (13) és a (4) figyelembevételével ebből következik $I'_\tau(\widetilde{l},0) > 0$, azaz $\tau_o > 0$. Mivel $T'(\tau_R) = 0$ teljesül, $I'_\tau(\widetilde{l},\tau_R) = -q < 0$ és a (13) összevetéséből már következik $\tau_o < \tau_R$. ■

Rátérünk a népességöregedés hatásának elemzésére. Az egyszerűség kedvéért föltesszük, hogy a modell paraméterei függetlenek μ függőségi hányados értékétől. (Ez egyáltalán nem valósághű feltevés. Mint a *World Bank* [1994] 35. o. hangsúlyozza, a termékenységcsökkenés hatására drámaian megnőhet a fiatalok képzettsége és termelékenysége.) Ekkor igaz a

2. tétel. *Az 1. tétel feltevései esetén az egyensúlyi adókulcs a függőségi hányad csökkenő függvénye*: $\tau'_o(\mu) < 0$.

Bizonyítás. Az implicit függvény tétele alapján

$$\tau'_o(\mu) = -\frac{\varphi'(\mu)T'(\tau_o)}{\varphi(\mu)T''(\tau_o)}.$$

Figyelembe véve, hogy $T'', \varphi' < 0 < T', \varphi$, adódik az állítás. ■

Az elmondottakat szemléltetendő, a legegyszerűbb feltevéssel élünk: a képességek egyenletesen oszlanak el az $[l_0, l_1]$ szakaszon. Ekkor a (2) egyszerűsödik:

$$\overline{w}(\tau) = \frac{l_1^2 - l^{*2}(\tau) + 2q[l^*(\tau) - l_0]}{2(l_1 - l_0)}. \tag{2$'$}$$

Tegyük föl, hogy $[l_0, l_1] = [0, 1]$, $q = 0{,}4$ és $\gamma = 0{,}2$. (Igaz, hogy az eredmények nagyon érzékenyek ezekre az értékekre, de csupán szemléltetésről van szó.) Ekkor $l^*(0) = 0{,}6$. A $\delta = 0{,}45$ leszámítolási tényezőt választjuk.

A szóban forgó hányad három értékét vizsgáljuk: az RSS-modellét: $\theta = 1$; a kritikus fölötti értéket: 1,2 és RSS-modell értékének kétszeresét: 2. Az „abszolút'' számok a maximális teljes életpálya-kereset értékében vannak kifejezve.

4. táblázat

A járadékhányados hatása: exogén várakozás

Járadék-hányad θ	Egyensúlyi adókulcs τ_o	Átlagos kereset $\overline{w}(\tau_o)$	Nettó életpálya-jövedelem $W(\widetilde{l},\tau_o)$	Folyó nettó jövedelem $I(\widetilde{l},\tau_o)$	Öregségi járadék b
1,0	0,000	0,560	0,400	0,400	0,000
1,2	0,079	0,556	0,411	0,399	0,026
2,0	0,340	0,534	0,442	0,409	0,073

Vegyük észre, hogy $\theta = 1$ esetén nulla az optimális transzfer, annak ellenére, hogy a képzetlen dolgozó keresete eléggé kicsi az elméleti maximumhoz képest. Figyelemre méltó, hogy az egyensúlyi adókulcs és az átlagkereset meglehetősen érzékeny az önkényesen választott járadékhányadosra, de a folyó nettójövedelem alig változik. Végül a nyugdíj nagyon kicsinek adódik.

A bevezetésben már említettük, hogy az exogén várakozást célszerű a *naiv–racionális várakozás*sal helyettesíteni: minden időszakban a dolgozók azt várják, hogy a következő időszak dolgozói ugyanazt az adókulcsot választják, mint ők: $\tau_{t+1} = \tau_t$ (*Kotlikoff és szer-*

zőtársai [1988] és *Casamatta és szerzőtársai* [2000] 507. o.). Ez a választás egyszerre naiv és racionális.

Helyhiány miatt nem ismételjük meg az összes részletet, elegendő a lényeges változtatásokra utalni.

Mivel most a dolgozók az életpálya nettójövedelmét maximalizálják, a multiplikátor módosul:

$$\varphi^* = \frac{\theta + \delta}{\theta + \mu}. \tag{8*}$$

Ekkor a (9) helyére

$$W(l, \tau) = \max[(1 - \tau)l - \gamma;\ (1 - \tau)q] + \varphi^* T(\tau) \tag{9*}$$

lép.

A nyugdíjgazdaságtanban szokásos további feltevéssel is éltünk: a kamatláb nagyobb, mint a népesség növekedési üteme: $r > n$ (dinamikus hatékonyság).

Beláthatjuk az *1. tétel* variánsát:

1.* tétel. *Naiv–racionális várakozás esetén a medián választó optimális adókulcsa akkor és csak akkor pozitív, ha a járadékhányados elegendően nagy:*

$$\theta > \bar{\theta}^* = \frac{\Omega\mu - \delta}{1 - \Omega}. \tag{11*}$$

Ekkor az optimum pozitív, és

$$\varphi T'(\tau_o^*) = q \tag{12*}$$

egyenlet határozza meg. Ha a dinamikus hatékonyság ($\delta < \mu$) áll, akkor a gyök nagyobb, mint az exogén várakozás optimuma, de kisebb, mint a nyugdíjasok választása: $0 \le \tau_o < \tau_o^* < \tau_R$.

Megjegyzések. *1.* Vegyük észre, hogy a (11*)-beli kritikus érték jóval kisebb, mint a (11)-beli társa, értéke akár negatív is lehet. A kisebb érzékenység oka az, hogy $\varphi'(\theta) < \varphi^{*\prime}(\theta)$.

2. Vegyük észre, hogy a dinamikus hatékonysági feltevés nélkül, azaz ha $\mu < \delta$ (*Samuelson* [1958] és *Simonovits* [1995]), pozitív nyugdíj megszavazásához nincs szükség semmilyen képességbeli egyenlőtlenségre.

3. A *2. tétel* megfelelője is teljesül.

A bevezetésben már említettük a hitelkorlát problematikáját. Most és a következő részben tárgyalhatjuk a kérdést. Az egyszerűség kedvéért most tegyük föl, hogy a szegényebb dolgozók, beleértve a medián választót is, teljesen kockázatkerülők. Tehát a medián választó életpálya nettójövedelme helyett a Leontief-hasznosságfüggvényt akar maximalizálni:

$$U(s) = \min\,[(1 - \tau)q + \theta b - s;\ b + s/\delta].$$

Az $(1 - \tau)q + \theta b - s = b + s/\delta$ optimumfeltételt megoldva s-re:

$$s = \frac{(1 - \tau)q - (1 - \theta)b}{1 + 1/\delta}.$$

[Az állandó relatív kockázatkerülés (CRRA) általános esete az 1-nél nagyobb relatív kockázatkerülési együtthatóhoz hasonlóan tárgyalható, lásd a CCP-modellt, illetve jelen cikk következő fejezetét.) Ha $s < 0$, és van hitelkorlát, akkor a szegényebbek nem képesek elérni az optimumukat. Természetesen az RSS-modell $\theta = 1$ választása esetén a kérdés föl sem vetődik. A $0 \le \theta \le 1$ általános esetben a CCP-modellt kell általánosítani.

Hamarosan látni fogjuk, hogy a győztes koalíció ekkor nem tartalmazza a legszegényebbek dolgozókat.

A szóban forgó hányad három értékét vizsgáljuk. Hagyományos eset: $\theta = 0$; reális eset: $\theta = 0{,}2$ és RSS-modellben: $\theta = 1$. Ellentétben a *4. táblázattal,* most nincs szükség irreálisan nagy járadékhányadosokra. Az „abszolút" számok a maximális teljes életpálya-kereset értékében vannak kifejezve.

5. táblázat

A járadékhányados hatása: naiv–racionális várakozás

Járadék-hányad θ	Egyensúlyi adókulcs τ_o	Nettó életpálya-jövedelem $W(\tilde{l},\tau_o)$	Folyó nettó jövedelem $I(\tilde{l},\tau_o)$	Öregségi járadék b	Fiatalkori megtakarítás s
0,0	0,409	0,429	0,236	0,428	–0,059
0,2	0,425	0,435	0,293	0,315	–0,007
1,0	0,443	0,444	0,375	0,152	0,069

Vegyük észre, hogy az egyensúlyi adókulcs gyakorlatilag érzéketlen a járadékhányados választására. Az öregségi járadék értéke természetesen függ a járadékhányadostól, mivel θ határozza meg az életpálya-járadékok megoszlását a két szakasz között. Figyeljük meg, hogy – legalábbis a mi szimulációnkban – a valósághűen kicsi járadékhányados esetén a nyugdíj diszkontálatlan értéke majdnem akkora, mint a nettó életpálya-jövedelem, s emiatt a szegényebb dolgozóknak hatalmas hiteleket kell fölvenniük, ha ki akarják simítani a fogyasztásukat.

Összefoglalva ennek a fejezetnek az eredményeit: általánosítva és kijavítva az RSS-modellt, sikerült az RSS-modell paradoxonát igazolni: létezik olyan standard modell, amelyben a népesség öregedése nem növekvő, hanem csökkenő adókulcsot ad. A módosított modell sem kielégítő azonban, ezért áttérünk egy másik modell vizsgálatára.

A CCP-modell általánosítása

A *G. Casamatta, H. Cremer* és *P. Pestiean* (CCP) modelljének keretét alkalmazva, ebben a pontban módosítjuk és kiegészítjük az eddigieket. Egyrészt általánosítjuk a kereseteloszlást, és megszabadulunk az adókulcs nehezen kezelhető torzító hatásától. Másrészt explicit módon figyelembe vesszük a hitelkorlát létét.

A bevezetésben említett feltevés értelmében egy tetszőleges exogén $F(\cdot)$ folytonos kereseteloszlással dolgozunk. Legyen w valós szám egy dolgozó keresete, ekkor $F(w)$ annak a valószínűsége, hogy egy véletlenül kiválasztott dolgozó keresete kisebb, mint w. Az adótorzítás is modellezhető lenne (lásd *Casamatta és szerzőtársai* [2000] VII. pont), ettől azonban ebben a pontban eltekintünk.

A legtöbb OECD-országban mind a nyugdíj, mind a munkanélküliségi segély részben vagy egészben keresetarányos *(1. táblázat)*. A többi szociális transzfer többé-kevésbé egyforma. Mindenképpen célszerű az azonos összegű járadékokat részben keresetarányos járadékkal helyettesíteni. Egyszerűsítve α sokszor nagyon bonyolult szabályokat, feltesszük, hogy az időskori járadék a részben a keresettel, $1 - \alpha$ részben az átlagkeresettel arányos, ahol a Φ arányossági szorzó a *helyettesítési arány*:

$$b(w) = \Phi[\alpha w + (1-\alpha)\overline{w}], \qquad 0 \le \alpha < 1. \tag{13}$$

Föltesszük, hogy a dolgozó járadéka θ része a későbbi időskori járadékának: $\theta b(w)$. A valóságban $0 < \theta < 1$, sokkal közelebb a 0-hoz, mint az 1-hez. Az RSS-modellben $\alpha = 0$, $\theta = 1$, míg a hagyományos nyugdíjirodalomban $\theta = 0$ (vö. *Casamatta és szerzőtársai* [2000]).

A keresetarányos adó kulcsa τ, a kamattényező ρ. Először meghatározzuk az optimális (c, d) fogyasztási pályát, amelyhez nem negatív s dolgozói megtakarítás tartozik. Ehhez szükségünk lesz a CRRA-típusú $u(x) = x^{1-\sigma}/(1-\sigma)$ időszaki hasznosságfüggvényre, ahol $\sigma > 1$; valamint a diszkontált $U(c, d)$ életpálya-hasznosságfüggvényre. Tehát

$$U(c, d) = u(c) + \beta u(d) \to \max,$$

feltéve, hogy

$$c = w(1-\tau) - s + \theta b(w) \quad \text{és} \quad d = \rho s + b(w).$$

A CCP-modellt követve, most nemcsak a tökéletes időbeli helyettesíthetőséget vagy a hitel korlátlanságát vetjük el, de megköveteljük, hogy a helyettesíthetőség rugalmatlan legyen: a rugalmasság $\varepsilon = 1/\sigma < 1$, és semmilyen hitel se álljon a dolgozók rendelkezésére: $s \geq 0$.

A modellt lezárandó, fel kell írnunk a makroegyenletet is. A (6) makroegyensúlyi feltétel érvényes:

$$\tau \overline{w} = \theta b(\overline{w}) + \mu b(\overline{w}), \qquad \overline{b} = \frac{\tau \overline{w}}{\theta + \mu},$$

azaz az átlagos teljes keresetre vetített helyettesítési arány

$$\Phi = \frac{\tau}{\theta + \mu}. \tag{14}$$

Akárcsak az előző pontban, most is elkülönítjük a nyugdíjasok és a dolgozók választását. A nyugdíjasok nyilvánvalóan a maximális adókulcsot szavazzák meg, mert ők már nem fizetnek: $\tau = 1$. Bonyolultabb a dolgozók optimális adókulcsát meghatározni, mert az az újraelosztás miatt függ a keresettől. Célszerű két hozamtényezőt vagy egyszerűbben a hozamot megkülönböztetnünk: az öregségi járadékét és a teljeset. Az öregségi járadék hozama a $b(\tau,w)$ járadék és a τw járulék hányadosa – (13) és (14) alapján

$$b(\tau,w) = \pi(w)\tau w, \text{ azaz } \pi(w) = \frac{\alpha + (1-\alpha)\overline{w}/w}{\theta + \mu}. \tag{15}$$

A teljes járadéké pedig $b(w)$ öregkori járadék és a $\tau w - \theta b(w)$ nettó járulék hányadosa, (15) alapján

$$\psi(w) = \frac{b(w)}{[\tau w - \theta b(w)]_+} = \frac{\pi(w)}{[1 - \theta \pi(w)]_+}, \tag{16}$$

ahol x_+ az x valós szám pozitív részét jelöli. Könnyen látható, hogy minél kisebb a kereset, annál nagyobb mindkét hozam. Jelölje $\hat{w}$ annak a dolgozónak a keresetét, aki közömbös a magánmegtakarítás és a tb-rendszer között: $\rho = \psi(\hat{w})$, azaz (16) és (15) alapján ($\rho = 1/\delta$)

$$\hat{\pi} = \frac{1}{\theta + \delta} \quad \text{és} \quad \hat{w} = \frac{1-\alpha}{\hat{\pi}(\theta + \mu) - \alpha}\overline{w}. \tag{17}$$

Üres halmazokat elkerülendő, tegyük föl, hogy a minimális kereset kisebb, mint a közömbös dolgozó keresete: $w_m < \hat{w}$. $(\theta + \mu)/(\theta + \delta) > \mu/\delta > 1$ miatt ehhez elegendő, ha

$$w_m < \frac{1-\alpha}{\mu/\delta - \alpha}\overline{w}. \tag{18}$$

Mivel $w_m < \overline{w}$, a (18) ekvivalens az ún. *dinamikus hatékonyság*gal: $\rho > \nu$, azaz $\delta < \mu$. Egy w keresetű dolgozó optimális adókulcsa, $\tau(w)$, nulla, ha $w > \hat{w}$. Látni fogjuk, hogy a megszavazott adókulcs kvalitatíve attól függ, hogy monoton-e ez a függvény a $[w_m, \hat{w}]$ szakaszon, s ha igen, akkor növekvő vagy csökkenő.

Célszerű lesz az adókulcs–teljeshozam-függvény helyett a $Q(\pi)$ adókulcs–nyugdíjhozam-függvényt vizsgálni, amely $\tau(w) = Q[\pi(w)]$-t adja. Meghatározáson kívül tisztázni kell azt is, hogy kisebb-e, mint 1, és nő-e vagy csökken-e a releváns $[\rho, \Pi(\theta)]$ szakaszon, ahol $\Pi(\theta) = \pi(\theta, w_m)$.

1. segédtétel. *a) Minden $\pi > \hat{\pi}$ esetén, ha eltekintünk a létezés és az* 1 *felső korlát kérdésétől, az egyensúlyi adókulcsot a következő kifejezés adja:*

$$Q(\pi) = \frac{\beta^{\varepsilon}}{M(\pi)}, \quad \text{ahol} \quad M(\pi) = \pi^{1-\varepsilon}(1 - \theta\pi)^{\varepsilon} + \beta^{\varepsilon}(1 - \theta\pi). \tag{19}$$

b) Van belső optimum:

$$Q(\hat{\pi}) < 1 \quad \textit{pontosan akkor, ha} \quad \theta < \theta_1(\varepsilon) = \frac{1}{\beta^{\varepsilon}\rho^{\varepsilon}}. \tag{20}$$

c) A $Q(\pi)$ függvény csökkenő $\pi = \hat{\pi}$-ban,

$$Q'(\hat{\pi}) < 0, \quad \text{ha} \quad 0 < \theta < \theta_2(\varepsilon) = \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon\rho + \beta^{\varepsilon}\rho^{\varepsilon}}. \tag{21}$$

d) A $Q(\pi)$ függvény csökken a releváns $[\hat{\pi}, \Pi(\theta)]$ szakaszon $0 < \theta < \theta_1(\varepsilon)$ *esetén*, *ha* θ_1 *kielégíti az*

$$M'[\Pi(\theta_1)] = 0 \tag{21*}$$

egyenletet.

Megjegyzések. 1. A (20) értelmében az RSS-modell választása, $\theta = 1$ csak akkor megengedett, ha a dolgozók erősen leszámítolják a jövőt: $\beta\rho < 1$. A mi szimulációnkban nem ez a helyzet.

2. Egyelőre nem tudjuk analitikusan igazolni, hogy (*c*)–(*d*) elégséges feltételeink szükségesek-e, de számításaink erre utalnak.

Bizonyítás. *a)* Egy $\hat{w}$-nál kevesebbet kereső dolgozó a tb-rendszerből $\pi > \rho$ hozamot kap, ezért nem akar megtakarítani, tehát a közvetett hasznosságfüggvénye

$$V(\tau, w) = (1 - \sigma)^{-1}\{[(1 - \tau)w + \theta\pi(w)\tau w]^{1-\sigma} + \beta[\pi(w)\tau w\,]^{1-\sigma}\}.$$

Nullává téve V függvény τ szerinti parciális deriváltját, rutinszámolással adódik a (19).

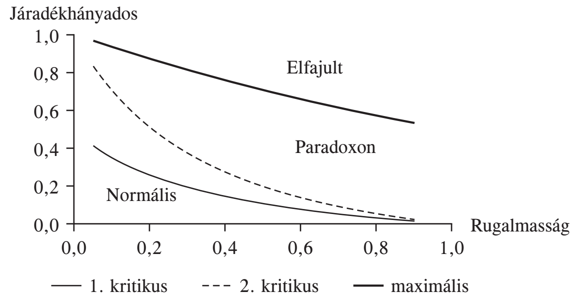
b) Egyszerű számolás.

c) Az $M(\theta, \pi)$ nevező π szerinti parciális deriváltját nullává téve, (21) adódik. Könnyű belátni, hogy $0 < \varepsilon < 1$ esetén $M'_{\pi}(0, \rho) > 0 > M'_{\pi}(\theta_M, \rho)$ áll, tehát létezik legalább egy $\theta(\varepsilon)$ gyöke (21)-nek, és $0 < \theta < \theta_2(\varepsilon)$ esetén $M'_{\pi}(\theta, \rho) > 0$ stb.

d) θ_1 definíciója szerint igaz. ■

Az *1. ábra* a legfontosabb görbéket mutatja be a következő paraméterértékekre: a keresetarányos szorzó $\alpha = 0$, a leszámítolási tényező $\beta = 0{,}9$, a függőségi hányados $\mu = 1/2$ és a diszkonttényező $\delta = 0{,}45$. Ekkor $\theta_M(\varepsilon)$ a „maximális” érték, amely még kielégíti a (20)-at (de már csak egyenlőségre); $\theta_1(\varepsilon)$ és $\theta_2(\varepsilon)$ rendre az *első kritikus* és *második kritikus* járadékhányados, amelyek elkülönítik a kétféle viselkedést, végül $\tau[\rho, \theta_2(\varepsilon)]$ a közömbös dolgozó által egyensúlyi adókulcs.

1. ábra
Tartományok a paramétersíkban



Vegyük észre, hogy minél nagyobb a rugalmasság, annál kisebbek a maximális, illetve a kritikus értékek.

Érdemes az 1. segédtételt egy példán igazolni.

1. példa. Leontief hasznosságfüggvény. $\varepsilon = 0$ esetén $M(\theta,\pi) = 1+(1-\theta)\pi$, azaz ebben a szélsőséges esetben nem is létezik első kritikus érték.

Az 1. segédtételből következik a

3. tétel. *Ha* $\theta < \theta_1$, *akkor egy* $w_m \le w \le \hat{w}$ *keresetű dolgozó optimális adókulcsa kisebb, mint 1, és a keresetnek növekvő függvénye:* $\tau(w) = Q[\pi(w)]$.

Megjegyzés. $\theta = 0$ és $0 \le \varepsilon < 1$ esetén (CCP-modell) az optimális adókulcs kisebb, mint 1 és növekvő:

$$\tau(w) = \frac{\beta^{\varepsilon}}{\pi^{1-\varepsilon}(w) + \beta^{\varepsilon}}.$$

Az egyéni optimumok megállapítása után rátérünk a választás eredményére. A hagyomány szerint a választás eredményét a medián választó optimális választásával azonosítjuk: $\widetilde{\tau} = \tau(\widetilde{w})$.

A dolgozók milyen hányadának kell a nyugdíjasokat támogatniuk ahhoz, hogy együtt pozitív adókucsot szavazzanak meg? A (10)-ben már találkoztunk egy kifejezéssel, most külön jelölést vezetünk be rá:

$$\omega = \frac{1-\mu}{2} > 0.$$

Föltesszük, hogy $F(\hat{w}) \ge \omega$ áll. Ugyanis ha $F(\hat{w}) < \omega$ teljesülne, akkor az adót elutasító gazdagabb dolgozók többségben lennének.

4. tétel. *Ha* $\theta < \theta_1$, *akkor a többségi szavazás eredménye annak a dolgozónak az optimuma, akinek a* $\widetilde{w}$ *keresete kielégíti az*

$$F(\hat{w}) - F(\widetilde{w}) = \omega \tag{22}$$

egyenletet.

Megjegyzés. Tételünk a CPP-modell 2. megállapításának általánosítása.

Bizonyítás. Mivel az adókulcs a kereset növekvő függvénye a $w_m \le w \le \hat{w}$ szakaszon *(3. tétel),* a többség a $\widetilde{w}$ keresetű dolgozó optimumára szavaz, és a nyugdíjasokkal együtt a $w_m \le w \le \hat{w}$ szakasz dolgozói éppen többséget alkotnak: a (22) teljesül. ■

Most új modellünk segítségével vizsgáljuk: hogyan hat a népesség elöregedése a megszavazott adókulcsra? Ezt modellünkben az adókulcs és a függőségi hányados kapcsolatával ragadhatjuk meg.

A bizonyításból következik, hogy a paradoxontól pontosan akkor szabadulunk meg, ha feltesszük, hogy a meghatározó kereset függőségi hányados szerinti rugalmassága megfelelően kicsi. Pontosabban:

$$(\theta + \mu)\,|\tilde{\omega}'(\mu)| < \tilde{\omega}(\mu). \tag{23}$$

Látni fogjuk, hogy (23) egyáltalán nem elfogadhatatlan feltevés.

5. tétel. *Tegyük föl, hogy a (23) feltétel érvényes. Ha $\theta < \theta_1$, akkor minél nagyobb a függőségi hányados, annál nagyobb az egyensúlyi adókulcs.*

Bizonyítás. Amint az 1. segédtételben beláttuk, $\tilde{\tau}(\pi) = Q(\tilde{\pi}(\pi))$, azaz $\tilde{\tau}'(\mu) = Q'(\tilde{\pi}(\mu))\tilde{\pi}'(\mu)$, ahol $Q' < 0$. Elegendő tehát belátni a $\tilde{\pi}'(\mu) < 0$ egyenlőtlenséget. Valóban, a (15) értelmében

$$\pi(\tilde{w}(\mu)) = \frac{\overline{w}}{(\theta + \mu)\tilde{w}(\mu)}.$$

A láncszabály és a szorzat deriválási képlete szerint

$$\pi'(\tilde{w}(\mu)) = -\frac{\overline{w}}{[(\theta + \mu)\tilde{w}(\mu)]^2}[\tilde{w}(\mu) + (\theta + \mu)\tilde{w}'(\mu)].$$

A tört utáni szögletes zárójelben lévő kifejezés pozitivitása ekvivalens a (23)-mal. ■

Az analitikus eredményünket szemléltetendő, bemutatunk egy egyszerű példát a keresetek eloszlására.

2. példa. Legyen a keresetek sűrűségfüggvénye $f(w) = \gamma/w^2$ a $w_m \le w \le w_M$ szakaszon, és 0 másutt; $\gamma > 0$ egy állandó (nem azonos az előző pontban szereplő állandóval). Egyszerű integrálással adódik, hogy

$$F(v) = \frac{\gamma}{w_m} - \frac{\gamma}{w}; \qquad 1 = \frac{\gamma}{w_m} - \frac{\gamma}{w_M} \qquad \text{és} \qquad 1 = \overline{w} = \gamma \log\left(\frac{w_M}{w_m}\right).$$

Vegyük észre, hogy bármely $w_m < 1$ esetén a két egyenlet egyértelmű megoldása γ és $w_M > 1$. Legyen $w_m = 0{,}5$, ekkor $\gamma = 0{,}625$ és $w_M = 2{,}5$ (ezek éppen a 2003-tól a magyar bruttó keresetekre érvényes korlátok, mi pedig teljes bérköltségekkel dolgozunk). Ezért a (22)

$$\frac{\gamma}{w} - \frac{\gamma}{\hat{w}} = \omega, \qquad \text{azaz} \qquad \tilde{w} = \frac{\gamma}{\gamma / \hat{w} + \omega}, \qquad \theta < \theta_1. \tag{22*}$$

Behelyettesítve (17)-et és $\omega(\mu)$-t, igazolható a (23).

A *6. táblázatban* legyen $\varepsilon = 0{,}3$; $\theta = 0{,}2$, az *1. ábra* szerint gazdaságunk a normális tartományba esik.

6. táblázat

A népességöregedés hatása kicsi járadékhányados esetén

Függőségi hányados m	Közömbös dolgozó bére $\hat{w}$	Meghatározó dolgozó bére $\tilde{w}$	Adókulcs $\tilde{\tau}$
0,5	0,934	0,680	0,487
0,6	0,817	0,648	0,493

A függőségi hányad 0,5-ről 0,6-ra való növekedésénél a közömbös és a meghatározó dolgozó keresete egyaránt csökken, s ezért nő – bár csak csekély mértékben – a megszavazott optimális adókulcs.

Tabellini modellje

Rátérünk harmadik modellünk ismertetésére. Mint a *3. táblázatból* leolvasható, a modell fő jellegzetessége, hogy a szülők törődnek a gyermekeik jólétével (J), és a gyermekek törődnek a szüleik jólétével (H). Ezért mi is a hasznosságfüggvények leírásával kezdjük a modell ismertetését.

A t-edik időszakban az e_t keresetű gyermek hasznosságfüggvénye

$$J_t = \max\left[\frac{\kappa}{\nu}H_t + u(c_t) + E_t H_{t+1} \mid c_t, s_t\right], \tag{24}$$

ahol κ a gyermeknek a szülő iránti altruizmus-paramétere, $0 < \kappa < 1$, E_t a várakozási operátor, H_t a t-edik időszak a megfelelő szülőjének közvetett hasznosságfüggvénye. A t-edik időszakban a megfelelő szülő hasznosságfüggvénye

$$H_t = \max[d_t + \chi\nu J_t) \mid d_t], \tag{25}$$

ahol χ a szülőnek a gyermeke iránti altruizmus-paramétere, $0 < \chi < 1$. (24) és (25) értelmében az altruizmus függ a családnagyságtól: 1 gyermekre $1/\nu$ szülő jut, és 1 szülőre ν gyermek.

Rátérünk a keresetek jellemzésére. Az átlagos keresetet 1-nek vesszük, az attól való eltérést e_t-nek, eloszlásfüggvénye megint G.

Tabellini cikkéből kiderül, hogy a szülő-gyerek ajándékok és az örökség mennyisége az optimumban nulla, ezért eleve figyelmen kívül hagyjuk őket. A gyermek költségvetési feltétele

$$(1+e_t)(1 - \tau_t) \geq c_t + s_t. \tag{26}$$

A szülő költségvetési feltétele

$$a + g_t + \rho s_t \geq d_t, \tag{27}$$

ahol a a nyugdíjasok exogén jövedelme, g_t az egyforma összegű nyugdíj. A gyermekek aggregált megtakarítása nulla:

$$\int s_t dF_t(s_t) = 0,$$

ahol F_t a t-edik időszak megtakarításainak később meghatározandó eloszlása.

A nyugdíjrendszer egyensúlyban van, tehát $g_t = \nu\tau_t$. A szavazók a járulékkulcsról döntenek.

Fölírható az optimális megtakarítás feltétele:

$$\rho = u'(c_t). \tag{28}$$

Behelyettesítésekkel adódnak a hasznosságmaximumok:

$$\begin{aligned} J_t = \frac{1}{1-\chi\kappa}\Big[& u(1-\tau) + \kappa\tau_t + \rho(1-\tau_t)e_t \\ & + \frac{\kappa}{\nu}\rho_{t-1}(1-\tau_{t-1})e_{t-1} + \nu E_t\tau_{t+1} + \Psi + \chi\nu E_t J_{t-1}\Big], \end{aligned} \tag{29}$$

ahol $\Psi = \kappa a/\nu + a$; és

$$H_t = a + \nu\tau_t + \rho_{t-1}e_{t-1} + \chi\nu J_t. \tag{30}$$

Felhasználva az exogén várakozásokat, a τ_t szerint deriválva a célfüggvényeket, a képletek egyszerűsödnek (ismét alkalmazzuk a CRRA-képletet és elhagyjuk a feleslegessé váló időindexet):

$$J' = \frac{1}{1-\chi\kappa}\left[\kappa - \rho - \frac{1-\sigma}{1-\chi\kappa}\rho e\right] \tag{29'}$$

és

$$H' = \nu[1 + \chi J']. \tag{30'}$$

Az átlagos keresetű szavazóra ($e = 0$) $J' < 0 < H'$, azaz az átlagos gyermek semennyi transzfert sem akar, a szülője viszont maximálisat akar. A többi szavazóra viszont belép a nemzedéken belüli újraelosztás: az átlag felett kereső dolgozók még inkább ellenzik a transzfert, és a szüleik kevésbé lelkesen támogatják, s fordítva az átlag alattiakra.

Belátható, hogy a preferenciák most is egycsúcsúak. Meg kell keresnünk még a medián választót. Ehhez meg kell feleltetnünk egymásnak az azonos τ-t szerető gyermekeket és szülőket: például e^k-t és e^p-t. A (29′) és a (30′) értelmében

$$e^p = e^k + \frac{(1-\kappa\chi)^2}{\chi(1-\sigma)\rho}. \tag{31}$$

Mivel minden szülőnek ν gyermeke van, a két medián választó egyike az a gyermek, akinek a relatív keresete $\tilde{e}^k$; és másika az a szülő, akinek a gyermeke relatíve $\tilde{e}^p$-t keres, köztük teljesül a (31) és

$$\nu G(\tilde{e}^k) + G(\tilde{e}^p) = \frac{1+\nu}{2}. \tag{32}$$

Legyen $\tilde{e}$ a medián kereset, ekkor $\tilde{e}^k < \tilde{e} < \tilde{e}^p$. Szavakban: a medián választó dolgozó kevesebbet, a medián választó szülő gyermeke többet keres, mint a medián kereset.

Legyen c^* a szavazási egyensúlyban a gyermekek fogyasztása. Ekkor (29′)–(30′) értelmében

$$\tilde{e}^k = e^k(c^*) = \frac{(1-\chi\kappa)(\kappa - u'(c^*))}{u'(c^*) + c^* u''(c^*)} \tag{33}$$

és

$$\tilde{e}^p = e^p(c^*) = \frac{(1-\chi\kappa)(1-\chi u'(c^*))}{\chi[u'(c^*) + c^* u''(c^*)]}. \tag{34}$$

Behelyettesítve a (33)–(34)-et a (32)-be:

$$\nu G(e^k(c^*)) + G(e^p(c^*)) = \frac{1+\nu}{2}. \tag{32*}$$

A G monotonitása miatt a (32*)-nak egyetlen egy c^* megoldása van, amely pontosan akkor ad megengedett $\tau^* = 1 - c^*$ adókulcsot, ha

$$\nu G(e^k(1)) + G(e^p(1)) > \frac{1+\nu}{2}. \tag{32°}$$

Az implicit függvény tétele szerint a $c^*(\nu)$ növekszik, azaz a $\tau^*(\nu)$ csökken. Hasonló a hatása a kereseti egyenlőtlenségeknek. Kimondhatjuk utolsó tételünket:

6. tétel. *Tabellini modelljében minél idősebb a népesség vagy minél nagyobb a kereseti egyenlőtlenség, annál nagyobb méretű a társadalombiztosítás.*

Megjegyzés. Emlékeztetünk a bevezetésre: Tabellini modellje irreális feltevésekre épül, ökonometriai adatai kifogásolhatók, és következtetéseinek egy része ellentmond a tényeknek.

Következtetések

Mielőtt bárki azt gondolná, hogy jónak tartom e modellhármast, sietve leszögezem, hogy az ilyen típusú modellek nem igazán alkalmasak a kérdés vizsgálatára. Hadd említsek meg három egyszerű, de gyakran elhanyagolt nehézséget e modellek alkalmazásával kapcsolatban.

1. Az együttélő nemzedékek (OLG) gazdasága eleve rosszul kalibrált: a népességszám növekedési tényezőjének reciproka és az időskori függőségi hányados egybeesik. Ezért még stacionárius népesség esetén is úgy kell tennünk, mintha a népesség időszakonkénti növekedési tényezője legalább 2 lenne, ha a reális függőségi hányadossal akarunk dolgozni.

2. A társadalombiztosítás *biztosítás*t nyújt olyan kockázatokra (bizonytalan élettartam, infláció stb.) is, amelyekre magánbiztosítás nehezen (vagy egyáltalán nem) köthető. Amint *Mitchell és szerzőtársai* [1999] és *Wagener* [2003] igazolták, az emberek sokkal többet hajlandók fizetni egy ilyen biztosításért, mint amekkora a szolgálat biztosítási ellenértéke.

3. A szegényebbek jóval kisebb arányban vesznek részt a szavazásokon, mint a gazdagabbak (vö. *Bénabou* [2000]). Részben ennek tudható be, hogy az Egyesült Államokban jóval kisebb a szavazásokon részvevők aránya, mint Nyugat-Európában. Egyébként is kétséges, mennyire szavaznak az egyének szűken vett anyagi érdekeik szerint. *Mulligan–Sala-i-Martin* [1999*a*] egy alternatív szavazási modellt mutat be, amely – legalábbis a szerzői szerint – jobban magyarázza a tb-kiadások alakulását, mint a medián választós modellek.

Meg vagyok győződve róla, hogy gazdagabb modellekre van szükség ahhoz, hogy megbízható választ adjunk a címben szereplő kérdésre: hogyan hat a népesség öregedése a jóléti állam méretére.

Függelék

A medián választó modellje

Ebben a függelékben röviden körvonalazom a medián választó modelljét (részletesen lásd *Stiglitz* [2000]). Condorcet már a 18. században felismerte, hogy az egyszerű többségi szavazás általában nem *tranzitív*. Ezt a felismerést általánosítva, *Arrow* [1951] bebizonyította, hogy az egyéni döntések alapján *általában* lehetetlen konzisztens demokratikus választásokat tartani. Szerencsére *speciális* esetekben az egyszerű többségi szavazás megfelelő. Ilyen szerencsés eset az egycsúcsú preferenciák esete.

Tegyük föl, hogy a szavazók legkedveltebb értékeit egy τ skalár képviseli: például mekkora legyen az idei vagy örökös nyugdíjjárulékkulcs. Tegyük föl, hogy minden választónak van egy közvetett hasznosságfüggvénye, $V(\tau,w)$, amely a τ járulékkulcs függvényében megmondja, hogy mekkora a w-vel jellemezhető egyén maximális haszna. Megfelelő korlátossági és simasági feltételek esetén minden szavazónak létezik egyetlenegy optimális járulékkulcsa, jele: $\tau(w)$, $0 \le \tau(w) \le 1$. *Egycsúcsú preferenciák*ról beszélünk, ha teljesül a következő feltétel: az egyéni optimumnál kisebb járulékkulcsok esetén a közvetett hasznosságfüggvény nő, és a nagyobbnál csökken. $G(\cdot)$-vel jelölve a szavazók jellemzőjének folytonos és növekvő eloszlásfüggvényét, belátható, hogy a medián választó választása optimális. Pontosabban: legyen $w°$ az a jellemző, amely két egyenlő részre vágja a népességet: $G(w°) = 1/2$.

A többségi szavazás azt jelenti, hogy bármely két τ_1 és τ_2 lehetőség közül a társadalom azt választja, amelyik a szavazásnál többséget kap. Képletben: τ_1 legyőzi τ_2-t, ha $\mathbf{P}(\{w|V(\tau_1,w) \geq V(\tau_2,w)\}) > 1/2$, ahol $\mathbf{P}(A)$ az A halmaz valószínűségét jelöli.

Igaz az

F1. tétel. (*Black* [1948].) *Egycsúcsú preferenciák esetén a w^o-lal jellemezhető medián választó $\tau(w^o)$ döntése egyensúlyi.*

Bizonyításvázlat. Tegyük föl, hogy a $V(\tau,w)$ függvény mindkét változójában növekvő függvény a $[0, 1] \times [w_m,w_M]$ téglalapon. Belátjuk, hogy ekkor τ_o legyőzi τ-t. Ha $\tau^o > \tau$, akkor a $w > w_o$ jellemzőjűek az egycsúcsúság miatt előnyben részesítik τ_o-t τ-val szemben, s ez többség. Hasonlóan érvelhetünk $\tau_o < \tau$ esetén. ■

A demokratikus szavazások eredményeit vizsgáló matematikai elemzések *Hotelling* [1929]-ig nyúlnak vissza. A példánál maradva, két párt verseng a szavazók kegyeiért: a baloldal (L) nagyobb, a jobboldal (R) kisebb járulékkulcsot javasol: $0 \leq \tau_R \leq \tau_L$. A τ szavazó arra a pártra szavaz, amelynek javaslata közelebb van a szavazó értékéhez: egycsúcsú preferenciák. Ezért a τ szavazó akkor és csak akkor szavaz balra, ha $|\tau - \tau_L| < |\tau - \tau_R|$. Adott (τ_L, τ_R) javaslatpár esetén a jobboldal a szavazatok $p_R = G((\tau_L + \tau_R)/2)$ hányadát kapja. Akkor győz a jobboldal, ha a szavazatok többségét elnyeri, azaz ha $p_R > 1/2$. (A folytonosság miatt elvben érdektelen az egyenlőség esete, bár a 2000. évi amerikai elnökválasztás rámutatott az idealizálás korlátjaira.)

Kérdés: mit javasoljanak az elvtelen szavazatmaximalizáló pártok? A válasz a Nash-egyensúly fogalmán alapul. Két játékos esetén a *Nash-egyensúly* egy olyan döntéspárt jelent, amelytől ha bármelyik játékos egyoldalúan eltér, akkor rosszul jár.

F2. tétel. (*Hotelling* [1929].) *Egyensúlyban mindkét párt a középen álló, medián választó értékét javasolja:*

$$\tau_L^o = \tau_R^o = G^{-1}(1/2),$$

ahol $G^{-1}(p)$ a G eloszlásfüggvény inverze.

Megjegyzések. *1.* Eredményünk paradox: egyensúlyban a két versengő párt ugyanazt ajánlja. Ez részben igaz: a fejlett kétpárti demokráciákban sokszor minimális a két párt közti különbség, és másodrendű dolgok döntenek.

2. Persze a tétel így túl egyszerű: sem a politikában általában, sem a nyugdíjpolitikában sajátosan nem igaz, hogy a szavazók csak önös érdekeiket követik. Még ha igaz lenne is a feltevés, akkor sem lehetne az egyéni érdekeket egyetlenegy skalár számmal kifejezni.

Bizonyításvázlat. Indirekt bizonyítunk. Ha $\tau_L^o > \tau_R^o$ teljesülne, akkor a baloldal a járulékkulcs elegendően kicsiny csökkentési ígéretével új szavazatokhoz jutna, anélkül hogy régieket veszítene, tehát eredetileg nem volt egyensúly. Ha fennállna az egyenlőség, de például a medián választó értékénél nagyobb (vagy kisebb) érték esetén, akkor a baloldal a jobboldallal helyet cserélve (vagy fordítva) ismét csak javíthatna a helyzetén, s ez ellentmond az egyensúlynak. ■

Hivatkozások

Arrow, K. J. [1951]: Social Choice and Individual Values. Wiley, New York.

Bénabou, R: [2000]: Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract. The American Economic Review, 90. 96–129. o. (magyarul ismerteti: *Simonovits András* [2001]: Egyenlőtlen társadalmak: Jövedelemeloszlás és a társadalmi szerződés. Esély 5. sz. 115–120. o.).

Black, D. [1948]: On the Rational Group Decision Making. Journal of Political Economy, 56. 23–34. o.

Breyer, F.–Stolte, K. [2001]: Demographic Change. Endogenous Labor Supply and the Political Feasibility of Pension Reform. Journal of Population Economics, 14. 409–424. o.

Browning, E. K. [1975]: Why the Social Insurance Budget is Too Large in a Democracy. Economic Inquiry, 13. 373–388. o.

Casamatta, G.–Cremer, H.–Pestieau, P. [2000]: The Political Economy of Social Security. Scandinavian Journal of Economics, 102. 503–522. o.

Friedman, M. [1953/1986]: A pozitív közgazdaságtan módszertana. Megjelent: *Friedman, M:* Infláció, munkanélküliség, monetarizmus. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 17–50. o.

Gál Róbert Iván (szerk.) [2003]: Apák és fiúk és unokák. Osiris, Budapest.

Gottschalk, P.–Smeeding, T. M. [2000]: Empirical Evidence on Income Inequality in Industrial Countries. Megjelent: *Atkinson, A. B.–Bourguignon, F.* (szerk.) [2000]: Handbook of Income Distribution, Vol. I. Elsevier, Amszterdam. 261–307. o.

Hotelling, H. [1929]: Stability of Competition. Economic Journal, 39. 41–57. o.

Koopmans, T. [1957]: Three Essays on the Present State of Economic Science. McGraw-Hill, New York.

Kornai János [1971]: Anti-Equilibrium. Akadémiai Kiadó, Budapest.

Kotlikoff, L.–Persson, T.–Svensson, L. [1988]: Social Contracts and Assets: A Possible Solution to the Time Consistency Problem. American Economic Review, 78. 662–677. o.

Mitchell, O. S.–Poterba, J. M.–Warshawski, M. J.–Brown, J. R. [1999]: New Evidence on Money's Worth of Individual Annuities. American Economic Review, 89. 1299–1318. o.

Mulligan, C. B.–Sala-i-Martin, X. [1999*a*]: Gerontocracy, Retirement, and Social Security. NBER WP 7117. Cambridge, MA.

Mulligan, C. B.–Sala-i-Martin, X. [1999*b*]: Social Security in Theory and Practice (I): Facts and Political Theories. NBER WP 7118. Cambridge, MA.

Mulligan, C. B.–Sala-i-Martin, X. [1999*c*]: Social Security in Theory and Practice (II): Efficiency Theories, Narrative Theories and Implications for Reforms. NBER WP 7119. Cambridge, MA.

Razin, A.–Sadka, E.–Swagel, P. [2001]: The Aging Population and the Size of the Welfare State, IMF Working Paper.

Razin, A.–Sadka, E.–Swagel, P. [2002]: The Aging Population and the Size of the Welfare State, Journal of Political Economy, 110. 900–918. o.

Samuelson, P. A. [1958]: An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or with-out the Social Contrivance of Money, Journal of Political Economy 66. 467–482. o.

Simonovits András [1995]: Együttélő korosztályok modellje. Közgazdasági Szemle, 358–386. o.

Simonovits András [2002]: Nyugdíjrendszerek: tények és modellek. Typotex, Budapest.

Stiglitz, J. E. [1988]: Economics of the Public Sector. Norton. New York–London, 2. kiadás.

Stiglitz, J. E. [2000]: A kormányzati szektor gazdaságtana. KJK–Kerszöv, Budapest, a 3. kiadás átdolgozott változata:

Tabellini, G. [2000]: A Positive Theory of Social Security. Scandinavian Journal of Economics, 102. 523–545. o.

Wagener, A. [2003]: Pensions as a Portfolio Problem: Fixed Contributions vs. Fixed Replacement Rates Reconsidered. Journal of Population Economics, 16. 116–134. o.

World Bank [1994]: Averting the Old-Age Crisis. Oxford University Press, NewYork, N.Y.