Káros és hasznos minimális nyugdíjmodellek

Simonovits András

MTA KRTK KTI, BME MI

Tartalom

Bevezetés

Motiváció

- Manapság egyre bonyolultabb modellek divatosak a közgazdaságtanban
- különös az empirikus verifikáció miatt
- Mégis érdekesek *minimális modellek*,
- amelyekből semmi sem hagyható el a teljes érdektelenné válás nélkül
- Ötven év alatt sok *rossz és jó* minimális modellel találkoztam
- Angol nyelvű könyvem a témáról: Simple models of income redistribution (Palgrave, 2018)

Mire jók a minimális modellek

- Oktatásban nélkülözhetetlenek
- Könnyebben ellenőrizhetők, mint a bonyolult modellek
- Példa: A.S. Edlin–P. Jaraca-Mandic (2007): Erratum, JPE: nem 220, hanem csak 113 mrd dollárt hoznának a Pigou-adók
- Ok: gépelési hiba a programban: $-1.09E-07$ helyett tévedésből $-1.09E-17$

Mikor rosszak a minimális modellek

- Ha a bonyodalmak figyelembe vételekor kiderül: elfogadhatatlanul durva a közelítés hibája
- Gyakran a kivánt eredményhez szabják a modellt
- Téves hivatkozás M. Friedmanra (1953): minden feltevés jó, ha az előrejelzés jó
- Ellenpélda: hogy találta ki az öttalátos lottó legkisebb számát? $2 \times 2 = 5$
- Rodrik (2015): a *kritikus* feltevés legyen realista

Vázlat

- Hogyan becsülte alá Feldstein az optimális tb-nyugdíjrendszer mértékét?
- Nők40 és a töredezett munkaviszony
- Ideiglenes reálbérugrás átmeneti hatása a nyugdíjrendszerre
- Hogyan befolyásolja a szakmai nyugdíjelképzeléseket, hogy a nyugdíjazáskor várható élettartam egyre erősebben függ az életpálya-jövedelemtől? Érdemes visszahozni a *nyugdíjdegressziót*
- A nyugdíjak *árindexálása* kevésbé okoz perverz jövedelemújraelosztást, mint a bérindexálás

Miért becsülte le Feldstein (1985) az optimális tb-nyugdíjat?

Irreális kritikus feltevések – téves ítélet

- Kérdés: mekkora a társadalmilag optimális nyugdíjjárulék-kulcs, ha a dolgozók a) teljesen, b) nagyon, de nem teljesen rövidlátók
- Feldstein válasza: a) 0,5; illetve b) 0,2 (mindkettő félrekalibrált, mert nyugdíjban töltött idő = munkában töltött idő
- Trükk: a b) esetben a dolgozók hitelt vehetnek föl a tb-járulék törlesztésére,
- és mivel nem hiszik, hogy kapnak nyugdíjat, mégis takarékoskodnak
- Hiba kijavítása után visszaáll a rend (vö. Andersen–Bhattacharya, 2011 visszafogott bírálat)

A modell dióhéjban

- Fiatal- és időskori fogyasztás

$$c = 1 - \tau - s \text{ és } \tilde{d} = \alpha\tau + \rho s$$

  s = magánmegtakarítás, τ = járulékkulcs,
  $\alpha =$ nyugdíjpesszimizmus foka ($0 \le \alpha \le 1$)

- Egyénileg optimális megtakarítás (Feldsteinnél lehet negatív is)

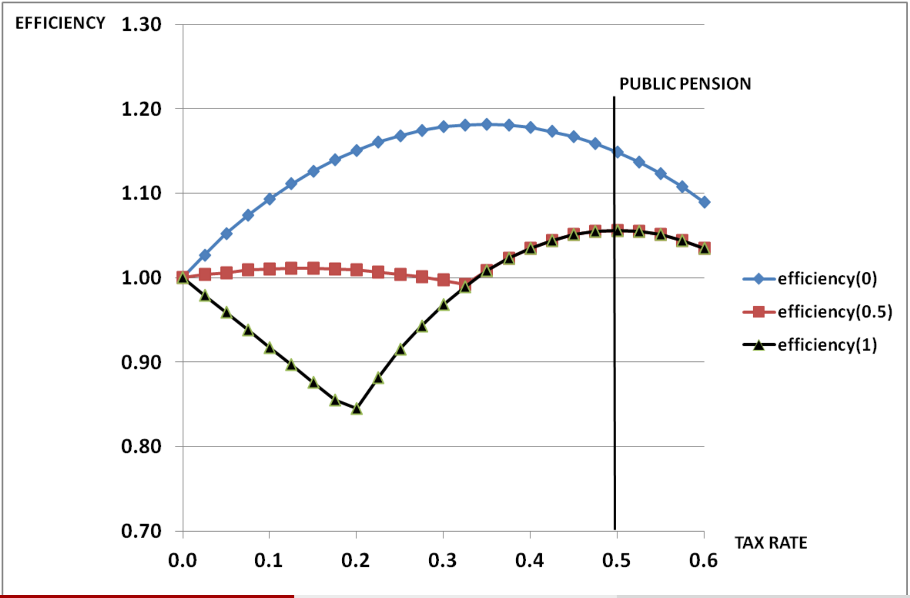
$$U(\tau, s) = \log c + \delta \log \tilde{d} \to \max$$

  ahol δ a leszámítolási eh: $0 \le \delta \le 1$,

- Paternalista jóléti függvény ($\alpha = 1 = \delta$)

$$V(\tau, \tilde{s}) = \log c(\tau, \tilde{s}) + 1 \cdot \log d(\tau, \tilde{s})$$

Három hatékonyság–járulékkulcs-görbe



Miért nem jó a szenioritási nyugdíj (Nők40)

Tények 2015

- *Szenioritási nyugdíj*: elegendő szolgálati idő után csökkentés nélküli nyugdíj jár
- Augusztinovics (2005) *töredezett* munkapálya, Augusztinovics–Köllő (2007) kiterjesztve
- Czeglédi–Simonovits–Szabó. E.–Tir (2016): Nyugdíjszabályok HU: nyertesek és vesztesek
- Nemzetközi összehasonlítás: Granseth (SW)–Keck (GE)–Nagl (AT)–SA-Tir (HU) Változatos kép, de ritka a pozitív (R, S) korreláció

Magyar kereszttábla, nők, 2016-tényleges

A 2016-ban nyugdíjba vonult nők létszámeloszlása életkor és szolgálati idő szerint

Nyugdíjkor Szolgálati idő	55	... ...	62	63
20	0	0	0	+
...	0	...	0	+
39	0	0	0	+
40	+	+	+	+
41-45	+	+	+	+

Magyar adatok, nők, 2016-stilizált

A 2016-ban nyugdíjba vonult nők eloszlása életkor és szolgálati idő szerint

Nyugdíjkor Szolgálati idő	$r = 58{,}6$ év	$R^* = 63$ év
$s = 31{,}4$ év	0	0,36
$S^* = 40$ év	0,55	0,09

A korai nyugdíjasok életkor-szórása: $\delta_R = d_R/(R^* - r)$
A rövid szolgálati idősök szolgálati idő szórása: $\delta_S = d_S/(S^* - s)$

Modell

- Nincs se egyéni, se társadalmi optimalizálás
- Egységnyi kereset (feloldás lásd későbbi modell) Ha egy nő $S^* = 40$ évet dolgozik (jogviszonyt szerez), akkor csökkentés nélkül nyugdíjba mehet, $r < R^*$ normális korhatár alatt is (arányuk: p_1)
- Ha egy nő $s(< S^*)$ évet dolgozik, akkor még csökkentéssel sem mehet nyugdíjba R^* normális korhatár alatt (arányuk: p_2)
- Maradék: Nők S^* szolgálati idővel R^* korhatáron vonulnak vissza (arányuk: $p_3 = 1 - p_1 - p_3$)
- Időleges egyszerűsítés: (i)-ben mindenki ugyanolyan életkorban megy nyugdíjba a Nők 40-ben és (ii)-ben mindenki ugyanannyi szolgálati idővel megy nyugdíjba, kivéve (iii)-ban
- Méltánytalan: (i) jutalmat kap, (ii)–(iii) büntetést

Korreláció mint jelzés

- Jelzés: $\rho(R, S)$ korrelációs együttható *negatív*
- Lineáris összefüggést jelez, de óvatosan nem lineáris esetben is használható

Korrelációs együttható–általában

- Definíció

$$\rho(R, S) = \frac{E(RS) - E(R)E(S)}{D(R)D(S)}$$

ahol $E(X) =$ várható érték, $D(X) =$ szórás

- Tulajdonság: standardizált valószínűségi változók

$$Y = \frac{S - E(S)}{D(S)} \quad \text{és} \quad X = \frac{R - E(R)}{D(R)}$$

- Optimum: $f(\beta) = E(Y - \beta X)^2 \to$ min: $\beta^* = \rho$
- Levezetés: $E(X) = E(Y) = 0$, $D(X) = D(Y) = 1$.
- Elsőrendű feltétel

$$0 = f'(\beta) = 2E(Y - \beta X)X = 2E(XY) - 2\beta$$

Korrelációs együttható–speciálisan

- Ha nincs (iii) és nincs szórás, akkor $\rho = -1$
- De van (iii), egyszerűen függ ρ
- Eredmény:

$$\rho = -\sqrt{\frac{p_1 p_2}{(1-p_1)(1-p_2)}} = -0.83$$

- Korrekció: az (i)-en és (ii)-n belüli szórásokkal
- Eredmény ($\delta_R = 0{,}390$ és $\delta_S = 0{,}547$):

$$\rho = -\sqrt{\frac{p_1 p_2}{(1-p_1+\delta_R^2)(1-p_2+\delta_S^2)}} = -0.58$$

Kiegyensúlyozott nyugdíjszorzó γ^*

- Nyugdíj (független R_i-től)

$$b_i = \gamma S_i, \qquad i = 1, 2, 3$$

- Életpálya egyenleg

$$z_i = \tau S_i - b_i(D - R_i) = S_i[\tau - \gamma(D - R_i)], \qquad i = 1, 2, 3.$$

- Makróegyenleg

$$p_1[\tau - \gamma(D - R^*)]s + p_2[\tau - \gamma(D - r)]S^* + p_3[\tau - \gamma(D - R^*)]S^* = 0$$

- Kiegyensúlyozott nyugdíjszorzó:

$$\gamma^* = \tau \frac{(p_1 + p_3)S^* + p_2 s}{p_1(D - r)S^* + (p_2 s + p_3 S^*)(D - R^*)} = \zeta ES$$

Perverz újraelosztás

- Egyéni várható életpálya-egyenleg

$$z_1 < 0 < z_2 < z_3$$

- nyertes
  $z_1 = \zeta[p_2 S_2(R_1 - R_2) + p_3 S_3(R_1 - R_3)] = -\zeta(p_2 s + p_3 S^*)(R^* - r) < 0$
- kisebb vesztes
  $z_2 = \zeta[p_1 S_1(R_2 - R_1) + p_3 S_3(R_2 - R_3)] = \zeta(p_1 + p_3)S^*(R^* - r) > 0$
- nagyobb vesztes
  $z_3 = \zeta[p_1 S_1(R_3 - R_1) + p_2 S_2(R_3 - R_2)] = \zeta(p_1 S^* + p_2 s)(R^* - r) > 0$

Pontosítás

- A magyar nyugdíjrendszerben $b(S)$ szakaszosan lineáris
- $b(20) = 0{,}53$; $b(30) = 0{,}68$; $b(40) = 0{,}8$
- A kereset $R^* = 63$ előtt kettéágazik: $S \geq S^*$-re nagy; $S < S^*$-re kicsi

Nyugdíjvalorizálás és -indexálás

- Hosszabb távon a reálbérek nőnek, néha megugranak
- Ha a már megállapított nyugdíjak nem követik a béreket, akkor átmenetileg felborul a nyugdíj/nettóbér átlagos helyettesítési arány
- Például 2016-2018: 8%-os reálbérnövekedés

Nyugdíjak: helyettesítési arány és reálérték

Év t	Helyette-sítés b_t/v_t	Nyugdíj b_t	Év t	Helyette-sítés b_t/v_t	Nyugdíj b_t
2000	59,1	79,9	2009	67,2	120,9
2001	59,1	84,1	2010	65,1	119,4
2002	57,3	92,5	2011	64,7	121,4
2003	56,8	100,3	2012	67,0	121,6
2004	60,0	104,7	2013	67,6	126,5
2005	61,1	113,2	2014	67,6	130,5
2006	62,3	119,5	2015	66,9	134,7
2007	66,8	122,3	2016	63,7	137,9
2008	69,1	127,4	2017		

Minimodell-stacionárius népesség

- Minden nettókereset kortól és beosztástól független: $v_t = gv_{t-1}$, $g > 1$
- Kezdő nyugdíj: $b_t = \beta v_{t-1}$
- Átlagos nyugdíj (T éves állomány):

$$B_t = \frac{b_{t-1} + \cdots b_{t-T}}{T} = \beta \frac{v_{t-1} + \cdots v_{t-T}}{T}$$

- Helyettesítési arány:

$$\gamma = \frac{B_t}{v_t} = \beta \frac{g^{-1} + \cdots g^{-T}}{T} = \beta \frac{1 - g^{-T}}{T(g-1)}$$

Bérnövekedési ütem–helyettesítési arány

$T = 20$ év, $\beta =$0,8

Bérnövekedési ütem $100(g-1)$	0	1	2	3
Helyettesítési arány b/v_1	0,800	0,722	0,654	0,595

Minimodell-ugrással

- Keresetnövekedési ütem $[t_0 - 1, t_0 + 1]$-ben 8%, egyébként 2%.
- $$\gamma_t = \frac{\gamma_{t-1}}{g_t} + \beta \frac{1 - G_{t-1}^{-1}}{g_t},$$

  ahol
  $$G_{t-1} = \frac{g_t}{g_{t-T}} = G_{t-2} \frac{g_{t-1}}{g_{t-T-2}}$$

Dinamikus helyettesítési arányok

Év	Helyettesítés	Év	Helyettesítés
0	0,654	...	...
1	0,618	10	0,597
2	0,585	15	0,622
3	0,557	18	0,636
4	0,563	...	...

Visszatérés a nyugdíjdegresszióhoz

Miért?

- 2012-ig egyre gyengülő degresszivitás és erősen progresszív szja
- Eszmei számla nyugdíja = eszmei nyugdíjvagyon/megmaradó várható élettartam (Svédország)
- Eszmei számla elvben méltányos és hatékony
- Ha $LEXP_R(w)$ meredeken növekvő, akkor azonban perverz jövedelem-átcsoportosítás
- Három kiigazítási módszer
- Elhanyagoljuk a nemi különbségeket, megoldás: évi együttélés figyelembe vétele, özvegyi nyugdíj megszüntetése
- Vigyázat: túlzott jövedelem-újraelosztás csökkenti a munkakínálatot és növeli az adócsalást

A. táblázat. 65 évesen várható élettartam átlagtól való eltérése, év: férfi

Ország	Magas jöv.	Alacsony jöv.
Ausztrália	1,5	–3,5
Chile	1,4	–0,7
Kanada	1,9	–2,1
Új Zéland	2,2	–1,7

Megjegyzés. Magas = átlag duplája, alacsony = átlag fele, Ausztrália: 60 év. Forrás: Ayoso et al. (2016, 5. táblázat, 21. o.)

B. táblázat. 65 évesen várható élettartam átlagtól való eltérése, év: nők

Ország	Magas jöv.	Alacsony jöv.
Ausztrália	3,0	–2,4
Chile	0,9	–1,3
Kanada	1,3	–1,4
Új Zéland	1,7	–1,1

Megjegyzés: lásd A. táblázat

Heterogén LEXP hatása a nyugdíjak újraelosztására

- Például Ayuso et al. (2016)
- Ha az USÁ-ban eszmei számla lett volna, akkor mekkora relatív jövedelemátcsoportosítás lett volna
- Külön a férfiak és külön a nők!!

C. táblázat. Eszmei számla átcsoportosítása: férfi, USA, %-os

Ötöd	1	2	4	5
Kohort 1930	–5,3	–3,2	6,0	12,8
Kohort 1960	–21,9	–15,3	13,2	16,2

Megjegyzés. Ayoso et al. (2016, 2. táblázat, 7. o.)

D. táblázat. Eszmei számla átcsoportosítása: nő, USA, %-os

Ötöd	1	2	4	5
Kohort 1930	–0,3	–3,1	3,1	11,7
Kohort 1960	–12,7	–8,3	2,2	29,3

Megjegyzés: Forrás C. táblázatnál

Eszmei számla

- Nyugdíj eszmei számla alapján:

$$b^N(w,R) = \frac{\tau w(R-L)}{e_R}. \tag{1N}$$

- $R =$ nyugdíjazási kor, $L =$ munkába lépési kor
- $\tau =$ járulékkulcs
- $w =$ éves szuperbruttó kereset
- $b =$ éves nyugdíj
- $e_R =$ várható élettartam R-ben

Életpálya-egyenleg

- Keresetfüggő várható élettartam: $e_R(w)$
- Életpálya-egyenleg

$$z(w,R) = \tau w(R-L) - b(R,w)e_R(w)$$

- Eszmei számla egyenlege ($\neq 0$!!)

$$z^N(w,R) = \frac{\tau w(R-L)}{e_R}[e_R - e_R(w)] = b^N(w,R)[e_R - e_R(w)].$$

- 1. tétel. Eszmei számlánál az életpálya-egyenleg a nyugdíj és a várható élettartam eltérés szorzata

Életpálya-egyenleg–folyt.

- Empirikus feltevés: $e_R(w)$ nő w-ben, $w(R)$ közép, ahol $e_R(w) = e_R$
  1. következmény: Ha $w < w(R)$, akkor $z^N(w, R) > 0$ és fordítva
- 2. következmény: $Ez^N < 0$
- Technikai feltevés: $E(w) = 1$

Arányos kiigazítás

- A) kiigazítás: arányos csökkentés

$$b^A(w,R) = \frac{\gamma\tau w(R-L)}{e_R} = \gamma b^N(1,R)w. \qquad (1A)$$

- egyenleg:

$$z^A(w,R) = b^N(1,R)w[e_R - \gamma e_R(w)]. \qquad (3A)$$

- Várható egyenleg

$$0 = Ez^A(w,R) = b^N(1,R)E\{w[e_R - \gamma e_R(w)]\},$$

- ezért

$$\gamma^A = \frac{e_R}{E[we_R(w)]}. \qquad (4A)$$

- 1A. tétel (1A)–(4A) alapján zsugorít

LEXP szerinti zsugorítás

- Figyelem! $E[we_R(w)]$ a a korreláció számlálójában (kovarianciában) a kisebbítendő és $E(w)E(e_R(w)$ a kivonandó: $\rho(w, e_R(w)) > 0$ miatt $\gamma^A < 1$
- C) kiigazítás

$$b^B(w,R) = \frac{(R-L)w}{e_R(w)} \quad \text{és} \quad z^B(w,R) = 0. \qquad (1B)$$

- $\gamma^B(w) = e_R(w)/e_R$
- Politikailag vállalhatatlan

Keverés

- alapnyugdíj: $b^* = \gamma b(1, R)$ $1-\alpha$ súllyal keverve:
- Degresszív nyugdíj

$$b^C(w, R) = \gamma\alpha b^N(w, R) + (1-\alpha)\gamma b^*, \qquad 0 \le \alpha \le 1. \qquad (1C)$$

- Életpálya-egyenleg

$$z^C(w, R) = b^* w e_R - [\alpha\gamma b^* w + (1-\alpha)\gamma b^*] e_R(w).$$

- Várható értékben legyen 0:

$$0 = E_w z^C(w, R) = b^* e_R - \alpha\gamma b^* E[w e_R(w)] - (1-\alpha)\gamma b^* e_R.$$

Keverés/2

- Ezért a γ^C zsugorítási együttható:

$$\gamma^C = \frac{e_R}{(1-\alpha)e_R + \alpha E[we_R(w)]}. \qquad (4C)$$

- 1B-C. tétel. ....
- Számszerű szemléltetés

1. táblázat: 3 nyugdíj–3 egyenleg, közös nyugdíjazási kor

A = arányos zsugorítás, B = típusfüggő LEXP-szel, C = A+ alapnyugdíj keverése
3 típus egyenletes eloszlás

Bér w_i	LEXP(i) e_i	A-nyugdíj b_i^A	A-egyenleg z_i^A	B-nyugdíj b_i^B	C-nyugdíj b_i^C	C-egyenleg z_i^C
0,5	17	0,238	0,952	0,294	0,366	–1,220
1,0	20	0,476	0,476	0,5	0,488	0,244
1,5	23	0,714	–1,429	0,652	0,610	0,976

$L = 20$, $R = 60$, $\alpha = 0{,}5$. $z_1^B = z_2^B = z_2^B = 0$

Árkövető nyugdíjindexálás dióhéjban

A magasabb keresetűek tovább élnek
Bérindexálás: alacsonyabb kezdőnyugdíj, gorsabb emelkedés
A magasabb keresetűeket a hosszabb nyugdíjaspályájukon a bérindexálás alatt az alacsonyabb keresetűek (rövidebb élettartamúak) támogatják – perverz

Következtetések

- Irreális kritikus feltevések $\Rightarrow$ téves modell (káros)
- Reális kritikus feltevések $\Rightarrow$ hasznos modell
- Csak egy újabb vizsgálat mutatja meg, hogy hasznos-e vagy káros-e a minimális modell