

---

BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK

BWP – 2009/4

**Nyugdíj-jogszerzés a teljes  
életpályára vonatkozó adatok  
alapján**

Jelentés a KSH-ONYF adatfelvételtől

**BÁLINT MÓNIKA - KÖLLŐ JÁNOS – MOLNÁR GYÖRGY**

Budapest Working Papers On The Labour Market  
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek  
BWP – 2009/4

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerzők:

Bálint Mónika  
kutatási asszisztens  
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet - Adattár  
E-mail: balintm@econ.core.hu

Köllő János  
tudományos főmunkatárs  
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
E-mail: kollo@econ.core.hu

Molnár György  
tudományos főmunkatárs  
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
E-mail: molnar@econ.core.hu

2009. szeptember

ISBN 978 963 9796 69 0  
ISSN 1785 3788

Kiadja  
a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

# **Nyugdíj-jogszerzés a teljes életpályára vonatkozó adatok alapján**

Bálint Mónika - Köllő János – Molnár György

## **Összefoglaló**

A Nyugdíj- és Idősügyi Kerekasztal (NYIKA) kezdeményezésére, a KSH és az ONYF együttműködésének eredményeként páratlan értékű adatgyűjtemény jött létre, ami több mint nyolcezer ember teljes eddigi munkatörténetét és számos más, egyéni és környezeti jellemzőjét tartalmazza. Ezzel lehetővé vált egyfelől az 1997 előtti – az ONYF KELEN adatbázisában nem tárolt – jogszerzés tanulmányozása, másfelől annak vizsgálata, hogyan függ a szolgálati idő különféle, az adminisztratív adatbázisokban nem rögzített egyéni és környezeti tényezőktől. Az adatbázis tartalmazza a mintabeli egyének jogszerzéseit 1958-ig visszamenően, továbbá a KSH Munkaerő-felmérésében 2008 első negyedében felvett adatokat.

**Tárgyszavak:** foglalkoztatás, nyugdíj, Magyarország

**JEL:** J14, J26

## **Köszönetnyilvánítás:**

A tanulmány a Nyugdíj- és Idősügyi Kerekasztal megbízásából készült.

A szerzők köszönetet mondanak Augusztinovics Máriának, Borlói Rudolfnak, Gyombolai Mártonnak, Lakatos Juditnak, Máté Leventének, Rába Ferencnek és Tóth Renátának az adatfelvételt és az elemzést segítő munkájukért, tanácsaikért.

# **Accrual years over the life-cycle in Hungary**

Report on the KSH-ONYF Survey

Mónika Bálint - János Köllő – György Molnár

## **Abstract**

Thanks to a joint effort of the Central Statistical Office (KSH) and the National Pension Insurance Directorate (ONYF) a special survey conducted in January-March 2008 provided information – for the first time – on the total accrual years of the non-pensioner population of Hungary. The data base was created by supplementing the CSO's Labour Force Survey (wave 2008 January-March) with data on the respondent's labour market histories as registered at the ONYF. The data allows the study of work histories dating back to 1958 as well as the estimation of models explaining the variations in cumulated accrual years. Unlike the administrative data sets the KSH-ONYF Survey contains information on important covariates like education and family status. The paper was commissioned by the Roundtable on Pensions and Old-Age People, a think-tank working on the present and future problems of the pension system. The paper is organised so as it can provide useful information for the modelling work undertaken by the Roundtable.

JEL: J14, J26

**Keywords:** employment, pensions, Hungary

## 1. A KSH-ONYF ADATFELVÉTELÉRŐL

A Nyugdíj- és Idősügyi Kerekasztal (NYIKA) kezdeményezésére, a KSH és az ONYF példás együttműködésének eredményeként páratlan értékű adatgyűjtemény jött létre, ami közel kilencezer ember teljes eddigi munkatörténetét és számos más, egyéni és környezeti jellemzőjét tartalmazza. Ezzel lehetővé vált egyfelől az 1997 előtti jogszerzés tanulmányozása, másfelől annak vizsgálata, hogyan függ a szolgálati idő különféle – az adminisztratív adatbázisokban nem rögzített – egyéni és környezeti tényezőktől.

### 1.1. AZ ADATFELVÉTEL MÓDSZERE

A KSH Munkaerő-felmérése (MEF) 1992 óta negyedévente vesz fel a munkaerő-piaci aktivitásra vonatkozó adatokat, számos, az egyénre és a családra vonatkozó háttérváltozóval együtt. A MEF véletlen háztartási mintákra vonatkozik, és negyedévente 50-80 ezer főre terjedt ki az elmúlt 17 évben.

A MEF kérdezőbiztosai a 2008. első negyedévében felkeresett személyeknek felajánlották a lehetőséget, hogy egy előrenyomtatott levél aláírásával, bérmentesített borítékban kérjenek az ONYF-től betekintést a róluk tárolt okmányokba. Aki élni kívánt a lehetőséggel, annak a levelére rávezették a MEF-beli azonosító számait. Az ONYF-hez összesen 9611 ilyen kérelem érkezett.

Az érdeklődők alfanumerikusan még nem tárolt okmányait az ONYF rögzítette, majd kiegészítette a már alfanumerikusan is meglévő adatokkal. Összesen mintegy 190 ezer okmányról több mint három millió adatot dolgoztak fel, majd az érdeklődő ügyfeleknek választ küldtek. A nem azonosítható, illetve ONYF okmánnyal nem rendelkező, valamint a visszakérdező ügyfelek által még vitatott eseteket kiszűrve, az ONYF 9452 személy 2007-ig tartó munkatörténetét tárta fel. Ezek közül 8528 személy MEF-beli adatait a KSH átadta az ONYF-nek.

Az adatkérők és a MEF-adattal rendelkezők száma közötti eltérés abból adódik, hogy 925 olyan személy is küldött levelet az ONYF-nek, aki *nem szerepelt* a MEF mintakeretben: olyan, a nyugdíjkiállításuk iránt érdeklődő szomszédok, rokonok, barátok, akiknek a mintabeli személyek átadták vagy lefénymásolták a levelet. Őket ebben a tanulmányban figyelmen kívül hagyjuk.

További esetszám-veszteség származott abból, hogy a kérdezettek egy részének neve illetve kora nem egyezett meg a MEF-ben és a Kelenben. A kérdezett *neme* 309 esetben tért el, a *születési évben* pedig 242 esetben találtunk két évnél nagyobb különbséget. (Ennél kisebb differenciát még megengedhetőnek tartottunk, tekintetbe véve, hogy a kérdőívet nem

mindig a célszemély válaszolja meg). A kétféle hiba összesen 565 fővel csökkentette az elemzésbe vonható minta méretét, ami végül is 8032 főből áll.

Az adatfelvétel elsődleges célja a még nem nyugdíjas népesség teljes életpálya mentén teljesített szolgálati idejének felmérése volt, és nem is vártuk, hogy a saját jogon nyugdíjban részesülők adatot kérnek. Ez a várakozás meglepő módon nem teljesült, mint az 1. táblázatban látható, a MEF-mintában lévő öregségi nyugdíjasok 1,3 százaléka (161 fő), a rokkantnyugdíjasok 8,3 százaléka (477 fő) kért adatot. Az özvegyi-szülői nyugdíjasok, valamint az ideiglenes özvegyi nyugdíjban részesülők esetében az adatkérési halandóság (a két csoportban együttesen 10,1 százalék) nem sokkal maradt el a mintaátlagtól (14,2 százalék).

1. táblázat

### Adatkérők a MEF-minta 15-74 éves tagjai között

(fő, sorszázalék)

	Kért-e ONYF-adatot?		
	Nem	Igen	Összesen
Nem kap nyugdíjat	30 634	7 350	37 984
%	81	19	100
Öregségi nyugdíjat kap	12 432	161	12 593
%	99	1	100
Rokkantsági nyugdíjat kap	5 158	477	5 635
%	92	8	100
Özvegyi/szülői nyugdíjat kap	352	32	384
%	92	8	100
Ideiglenes özvegyi nyugdíjat kap	38	12	50
%	76	24	100
Összesen	48 614	8 032	56 646
%	86	14	100

#### 1.2. A MINTA SÚLYOZÁSA A MEF ADATAI SEGÍTSÉGÉVEL

Nyilvánvaló, hogy az ONYF-től adatot kérők nem véletlenszerűen választódtak ki a magyar népességet reprezentáló MEF-mintából, ezért az adatok csakis a rendelkezésünkre álló minta megfelelő súlyozásával – torzultságának korrigálásával – adhatnak képet a teljes népesség nyugdíj-jogszerzéséről. Megfelelő súlyok kialakításához figyelembe kell venni a mintába kerülésre ható különféle tényezőket. Az eljárás során azzal a feltevéssel élünk, hogy a megfigyelt változók (nem, kor, iskolázottság, lakóhely és a többi) alapján képezhető csoportokon *belül* a mintába kerülés véletlenszerű volt. (A későbbiekben, az 1.3. pontban ezt

a feltevést részben feloldjuk). Ha sikerül megbecsülnünk, hogy a mintába ki milyen eséllyel került be, akkor a bekerülési esély reciproka megfelelő súly: a nagy valószínűséggel bekerülő egyének alacsony, a kis eséllyel bekerülők magas súlyt kapnak.<sup>1</sup> A súlyozott mintában az előbbiek kevés, az utóbbiak sok magukhoz hasonló - hasonlóan feltételezett – egyént reprezentálnak.

*Milyen tényezőket célszerű figyelembe venni a súlyozás alapjául szolgáló becsléshez?*

A legfontosabb hatótényező nyilvánvalóan az *életkor*: a korhatár felé közeledőket az átlagosnál jobban érdekli a várható nyugdíjuk. Az összefüggés nem feltétlenül lineáris: elképzelhető, hogy a közvetlenül korhatár előtt állók már informálódtak a várható nyugdíjukról, vagy hozzávetőlegesen kiszámolták, számíthatnak-e nyugdíjra, és mekkorára. A valamivel fiatalabbak esetében sincs már messze a korhatár, ugyanakkor az adatkérésben való érdekeltségüket fokozza, hogy az aktív életpályájuk viszonylag nagy része már a rendszerváltás utáni, a jogszerzés szempontjából bizonytalanabb időszakra esett.

Egy másik alapvető tényező az iskolázottság, ami két úton, közvetlenül és közvetve is befolyásolhatja a mintába kerülést. A közvetlen hatás növeli az adatkérés valószínűségét: az iskolázottabbak gazdasági döntéseiben nagyobb szerepet játszanak a jövőre vonatkozó várakozások (ezért is jártak többet iskolába), emiatt az ONYF-től kapott tájékoztatás számukra értékesebb, továbbá minden bizonnyal könnyebben értelmezhető is. A közvetett hatás várhatóan inkább csökkenti a részvételi hajlandóságot: minél képzetesebb rétegről van szó, annál magasabb azok aránya, akik - bejelentett munkahelyeken - végigdolgozták az iskola elhagyása óta eltelt időt, ezért maguk is tisztában vannak azzal, mennyi szolgálati időt halmoztak fel.

Az adatkérési hajlandóság függhet attól, hogy a kérdezettnek vannak-e eltartott családtagjai, vagy olyan hozzátartozói, akikre számíthat a jövőben, és befolyásolhatják a jövőbeni munkapiaci pályára vonatkozó várakozások, bizonytalanságok is.

Végül, de nem utolsó sorban, az adatkérés valószínűsége függ a kérdés körülményeitől, attól, hogy a kérdezőbiztos ténylegesen járt-e a lakásban, ha igen, kivel beszélt, mennyi időt fordított a kérdésre, milyen szigorú a kérdezőbiztosok ellenőrzése az adott megyében, és a többi.

---

<sup>1</sup> Véletlen kiválasztódás esetén a célsokaság minden tagja azonos eséllyel kerül a mintába, ezért minden egyén súlya 1.

A felsorolt hatótényezők egy része pontosan, más része közelítő változókkal mérhető, és megállapítható, hogy milyen befolyást gyakoroltak az adatkérés valószínűségére. E célra probit modellt használunk, egy olyan – maximum likelihood módszerrel becsült - regressziós függvényt, melynek baloldalán egy kétértékű változó áll (kért adatot=1, nem kért=0), a jobboldalán pedig különféle, az egyénre és környezetére vonatkozó változók. A 2. táblázatban bemutatott együtthatók azt mérik, hogyan befolyásolta az adott változó egységnyi változása az adatkérés valószínűségét a magyarázó változók átlagértékénél.<sup>2</sup> Így például a férfi változó sorában szereplő -0,0121 érték azt jelenti, hogy más tényezőket az átlagértéküknél rögzítve egy férfi (nem=1) 1,21 százalékkal kisebb valószínűséggel kért ONYF-adatot, mint egy nő (nem=0). Az „interjú hossza” változóhoz tartozó 0.019 érték azt jelenti, hogy ha az aktivitási kérdőív lekérdezése egy perccel tovább tartott, az 0,19 százalékkal növelte az adatkérés valószínűségét, más tényezőket azonosnak véve.

2. táblázat

### Az adatkérés valószínűségének becslése (probit)

Függő változó: 1, ha kért adatot, 0 egyébként

Minta: 15-74 éves MEF-kérdettek

	Marginális hatások
A 2008-as nyugdíjkorhatárig hátralévő évek száma	0,008 (18,96)**
A 2008-as nyugdíjkorhatárig hátralévő évek számának négyzete	-0,000 (28,05)**
Iskolázottság: 0-8 osztály	-0,009 (2,24)*
Iskolázottság: szakmunkásképző	0,004 (1,09)
Iskolázottság: középiskola	0,009 (2,49)*
Férfi	-0,012 (5,43)**
Házas	0,009 (2,80)**
Egyéb rokonként él a háztartásban	-0,008 (1,95)
Gyermekként él a háztartásban	0,003 (0,73)
Nem magyar állampolgár	-0,051 (4,37)**
Nappali tagozaton tanul	-0,040 (7,47)**

<sup>2</sup> A probit becslőfüggvény nem-lineáris, ezért a magyarázó változók marginális hatása eltér azok különböző értékeinél. A becslést a Stata programcsomag *dprobit* eljárásával készítettük.



Mióta dolgozik az adott helyen (év)	0,000 (1,24)
Mióta nem dolgozik (év)	-0,003 (12,98)**
Nem kap nyugdíjat	0,014 (0,50)
Öregségi nyugdíjat kap	-0,099 (4,79)**
Rokkantsági nyugdíjat kap	-0,051 (2,29)*
Özvegyi-szülői nyugdíjat kap	-0,011 (0,36)
Járadékot kap	0,016 (1,73)
Szociális segélyt kap	0,005 (0,82)
Gyest, gyedet, gyeteket kap	0,013 (2,15)*
2007. 4. negyedévi kistérségi munkanélküliségi ráta	-0,000 (1,15)
Lakóhely: közepes népsűrűségű terület	0,030 (6,46)**
Lakóhely: ritkán lakott terület	0,063 (15,66)**
Az aktivitási kérdőív kitöltésére fordított idő (perc)	0,002 (7,98)**
A felkeresés sorszáma (1-6)	-0,003 (4,28)**
Budapest	-0,001 (0,08)
Baranya	0,037 (4,02)**
Bács-Kiskun	0,078 (8,54)**
Békés	0,102 (9,34)**
Borsod-Abaúj-Zemplén	0,079 (8,25)**
Csongrád	0,038 (3,92)**
Fejér	0,070 (7,23)**
Győr-Moson-Sopron	0,048 (5,01)**
Hajdú-Bihar	0,030 (3,39)**
Heves	0,073 (7,28)**
Komárom-Esztergom	0,022 (2,32)*

Nógrád	0,062 (5,82)**
Pest	0,041 (5,15)**
Somogy	0,018 (1,98)*
Szabolcs-Szatmár-Bereg	0,065 (6,78)**
Jász-Nagykun-Szolnok	0,077 (7,49)**
Tolna	0,044 (4,43)**
Vas	0,054 (5,40)**
Veszprém	0,097 (9,36)**

Megfigyelések száma

57 168

Zárójelben a Z-statisztika abszolút értéke. Pszeudo-R<sup>2</sup> = 0,2157

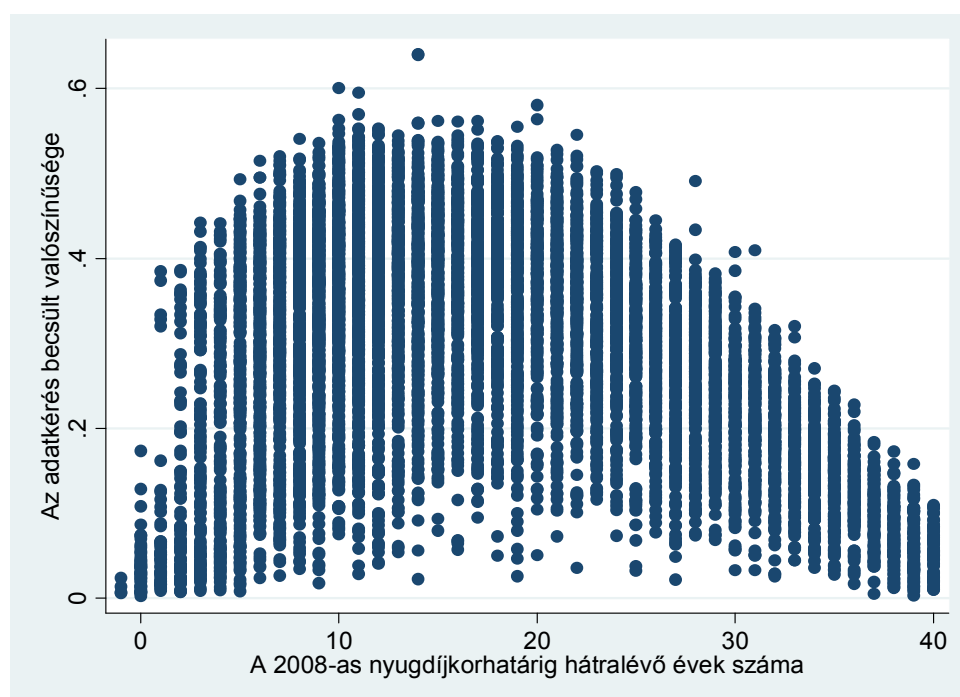
Szignifikáns \* 5%-os; \*\* 1%-os szinten

Referencia-kategóriák: diplomás, nő, egyedülálló, ideiglenes özvegyi nyugdíjat kap, nem kap transzfert, sűrűn lakott településen él, Zala megye

Az adatkérési valószínűséget igen erősen, de nem lineárisan befolyásolta a nyugdíjkorhatárig hátralévő évek száma. Mint azt az adatkérőkre prediktált valószínűségek mutatják (1. ábra) legnagyobb eséllyel a nyugdíj előtt 10-20 évvel állók kerültek be a KSH-ONYF mintába, körükben az adatkérési valószínűség egyeseknél megközelítette a 60 százalékot.

1. ábra

### Becsült adatkérési valószínűség a KSH-ONYF minta tagjainál



A nyugdíjig hátralévő idő adott értéke mellett kisebb valószínűséggel kértek adatot a férfiak, az egyedülállók, az alacsony iskolázottságúak, a nem magyar állampolgárok, a nyugdíjasok és rokkantnyugdíjasok, valamint azok, akik régóta nem dolgoztak. Ami az utóbbit illeti, egy szórás egységnyi, 8,8 éves különbség a munka nélkül töltött időben 2,4 százalékos eltérést implikált az adatkérési hajlandóságban.

A magas népsűrűségű, városias településekhez viszonyítva 3, illetve 6 százalékkal magasabb volt az adatkérők aránya a közepes illetve alacsony népsűrűségű falvakban – ez összhangban áll a városiak és falusiak együttműködési hajlandóságáról a szociológiai kutatásokban leszűrt tapasztalattal.

A kistérségi munkanélküliség hatása, ami igen erőteljesnek tűnik egy egyváltozós probit modellben (az együtttható 0,033, a Z-érték 12,1) elenyészik a településtípusra illetve a megyékre vonatkozó dummy változók bevonása után.

Az adatkérési arány összefüggött a felvétel körülményeivel. Az aktivitási kérdőív kitöltésére szánt idő minden többletperce 0,19 százalékkal növelte az adatkérés valószínűségét. Bár a hatás szignifikáns, nem tekinthető nagyon erősnek: egy szórás egységnyi, 4,9 perces eltérés nagyjából 1 százalékos különbséget jelez előre az adatkérési valószínűségben. Szignifikáns és negatív a felkeresés sorszámának hatása is. A MEF kérdezettjeit összesen hatszor keresik fel a kérdezőbiztosok, negyedévente egyszer, és sokadszori felkereséskor előfordulhat, hogy nem mennek be a lakásba. Az is ilyen irányba hathat, ha a kérdezettek együttműködési készsége erősebb az első, mint az ötödik-hatodik találkozásnál. Akármi legyen is az ok, az adatok arra utalnak, hogy a hatodik alkalommal felkeresettek adatkérési hajlandósága 1,5 százalékkal alacsonyabb volt, mint az első ízben felkeresetteké, más tényezőket azonosnak véve.

Elképzelhető, hogy a megyék közötti különbségek előidézésében is szerepet játszanak a Munkaerő-felmérés technikai részletei. A megyék közötti eltérések a kistérségi munkanélküli rátára való kontrollálás után is jelentékenyek. Azon megyék között, ahol az átlagnál nagyobb volt az adatkérési hajlandóság, előfordulnak rossz munkaerő-piaci helyzetben lévők (Borsod-Abaúj-Zemplén, Békés, Szabolcs-Szatmár-Bereg), de kifejezetten jó helyzetűek is (Fejér, Veszprém), ami összefügghet a kérdezőbiztosok megyénként eltérő intenzitású ellenőrzésével.

Noha a probit-modell esetében az illeszkedés mérésére nem állnak rendelkezésre olyan jól értelmezhető mutatók, mint a lineáris regresszióból ismert  $r^2$ , az elérhető indikátorok viszonylag pontosnak mutatják a becslést. A 0,22 értékű pseudo- $R^2$  kifejezetten magasnak mondható a bináris választási modellek világában, és a helyesen klasszifikált esetek aránya (85 százalék) is magas.

A probit modell alapján a MEF-minta minden tagjára megbecsülhető az adatkérés valószínűsége - ennek reciprokát használjuk fel súlyként. A súlyok 1,5 és 534,5 közé esnek, az átlaguk 5,33, a szórásuk 10,6.

### 1.3. AZ ENDOGÉN SZELEKCIÓBÓL ADÓDÓ PROBLÉMÁK

Az életkor, az iskolázottság és más exogén tényezők szerinti válaszadási arányok figyelembe vétele sajnos nem feltétlenül elegendő a mintaszelekció torzító hatásának kiszűrésére. Az igazi problémát az jelenti, hogy a szelekció nem kis részben az érdeklődésünk tárgyát képező változó (az eddig befutott életpálya során felhalmozott szolgálati idő) szerint történik.

Feltehető, hogy minél instabilabb, szaggatottabb a kért munkaeerő-piaci pályája, annál értékesebb lehet számára az ONYF-tól kapott információ. Azok, akik egyáltalán nem dolgoztak, vagy egész életükben bejelentett állásban dolgoztak, kevésbé érdekeltek az adatkérésben, mint azok, akik a rendelkezésre álló időnek a harmadát vagy felét töltötték munkában, az idő egy részében nem bejelentett állásban dolgoztak, gyakran változtattak munkahelyet, és a többi. Feltehető, hogy azonos életkor esetén nagyobb eséllyel kerültek a mintába olyanok, akik a fenti értelemben közepes mértékben kötődtek/kötődnek a munkapiachoz. Az sem mindegy, hogy a pálya töredezettségéről milyen hosszú időszakban beszélhetünk, hogy valaki két évből dolgozott-e egyet, vagy 40 évből 20-at. A munka ( $m$ ) és az iskola elhagyásától mért idő ( $k$ ) hányadosa mindkét esetben  $m/k=0,5$ , de az utóbbi egyén erősebben érdekelt az adatkérésben. Valószínűsíthető tehát, hogy a mintában erősen felülreprezentáltak azok az idősebb személyek, akik egy hosszabb időszakban lazán kötődtek a piachoz.

Endogén – a minket érdeklő célváltozó, a kumulált szolgálati idő értéke által befolyásolt – mintaszelekció esetén viszonylag bonyolult eljárásokhoz, vagy pótlólagos információkhoz kell folyamodni ahhoz, hogy a minta torzultságát megfelelő súlyozással mérsékelhessük. Az egyszerűség kedvéért – az iskolázottság közvetlen hatását és az életút hosszával összefüggő, az előző bekezdés végén tárgyalt interaktív hatást elhanyagolva - tegyük fel, hogy az adatkérésből származó haszon ( $y$ ) az alábbi additív függvény szerint függ az életkortól ( $k+x$ , ahol  $x$  az iskolában,  $k$  a munkapiacon töltött évek száma) és a munkában töltött idő arányától ( $m/k$ ). Az egyénre utaló indexet elhagyva:

$$(1) \quad y = \alpha(k + x) + \beta \frac{m}{k} \left(1 - \frac{m}{k}\right) + u, \quad m \leq k$$

Azoknál, akik sohasem dolgoztak ( $m=0$ ) vagy egész aktív életükben dolgoztak ( $m=k$ ) a haszon csak az életkortól, valamint az egyénre jellemző reziduális tényezőktől ( $u$ ) függ, azaz  $y=\alpha(k+x)+u$ . A haszon az (1) egyenlet szerint adott életkorban  $m=k/2$  esetén maximális. A haszon második komponensét  $m/k$  függvényében egy fordított U-alakú görbe írja le, aminek a konkrét alakja változatos lehet. Itt az ezt megengedő paramétereket elhagyva egy szabályos

parabola-formát feltételezünk, szintén a tárgyalásnak - a következtetéseket nem érintő - egyszerűsítésére törekedve.

Sajnos,  $m/k$ -ról nem rendelkezünk még pontatlan, a MEF-ből származó információval sem, azonban feltételezhető, hogy  $m/k$  korrelált bizonyos személyes és környezeti jellemzőkkel, mint a települési munkanélküliség szintje, az iskolázottság vagy a képzettség iránya. Még tovább egyszerűsítve a tárgyalást a levonható következtetések sérelme nélkül, tegyük fel, hogy  $m/k$  csak az iskolázottságtól és egy sor meg nem figyelhető változótól ( $v$ ) függ:

$$(2) \quad \frac{m}{k} = \gamma x + v$$

A behelyettesítések elvégzése és azonos átalakítások után a megfigyelhető változókra ( $k$ ,  $x$ ) rendezett hasznfüggvény az alábbi alakot ölti:

$$(3) \quad y = \alpha k + (\alpha + \beta\gamma)x - \beta\gamma^2 x^2 + [\beta v(1-v-2\gamma x) + u]$$

A részvételből származó haszon tehát függ a munkapiacon töltött (potenciális jogszerző) időtől ( $k$ ), valamint az iskolázottságtól ( $x$ ), egyrészt, mert adott potenciális jogszerző idő esetén az iskolázottabb ember közelebb van a nyugdíjkorhatárhoz, másrészt, mert az iskolázottság növeli  $m/k$ -t és ezen keresztül befolyásolja  $y$ -t. A szögletes zárójelben lévő utolsó tag a munkapiachoz való kötődést illetve a részvételi hasznot befolyásoló meg nem figyelhető egyéni tényezőkön kívül egy meg nem figyelhető változóval összeszorozott  $x$ -es tagot is tartalmaz. Ha tehát rendelkeznénk  $y$  valamilyen mércéjével, és a (3) függvényt az életkor és az iskolázottság megfigyelhető változóit ( $k$  és  $x$ ) felhasználva megbecsülnénk, a maradéktag korrelált lenne a modell egyik magyarázó változójával ( $x$ ), ami torzított paramétereket és megbízhatatlan makro-beclést eredményezne.

Természetesen magát  $y$ -t nem tudjuk és nem is akarjuk megfigyelni, hanem feltételezzük, hogy a MEF kérdeztje akkor kért adatokat az ONYF-tól, ha az ebből származó haszna meghaladta a kérés – nem jelentős – költségeit. Ez valamilyen bináris választási modellhez (probit vagy logit) vezet, melynek segítségével megbecsülhető az adatkérési valószínűség minden egyénre, a valószínűségek reciprokával pedig elvégezhető a teljeskörűsítő súlyozás, ahogy azt az előző alfejezetben tárgyaltuk. Csakhogy a bináris választási modellek is arra a feltételezésre építenek, hogy a mögöttes strukturális modell (a 3. hasznfüggvény) reziduuma független a magyarázó változóktól. Hiába becsüljük meg az adatkérés valószínűségét a MEF-minta egészében az ott megfigyelt változók (például  $k$  és  $x$ ) segítségével, a becsült valószínűségek torzítottak, a súlyok hibásak lesznek.

A minta torzultságának figyelembe vételére elvileg három út kínálkozik, ebből az egyiket elszalasztottuk, a másik gyakorlatilag járhatatlan, a harmadik azonban elfogadható kompromisszumok árán helyreállíthatja a minta reprezentativitását.

(a) A legegyszerűbb eljárás az lett volna, amit a kutatás elindulása előtt javasoltunk: a MEF-minta összes tagjának fel kellett volna tenni 1-2 (nem több) rövid kérdést arról, hogy ők maguk mit gondolnak a felhalmozott szolgálati idejükéről. Ez lehetőséget teremtett volna arra, hogy megállapítsuk a mintába kerülés valószínűségét az életkor, az iskolázottság és a (szubjektív) kumulált szolgálati idő szerint képzett csoportokban, ami pontosabb súlyokat és megbízhatóbb makro-becslést tett volna lehetővé.

(b) A torzítás az elemzés fázisában (annak vizsgálatában, hogy a személyes és környezeti jellemzők hogyan hatnak a kumulált szolgálati időre) enyhíthető olyan segédváltozók, instrumentumok felhasználásával, melyek eleget tesznek két feltételnek: (a) korreláltak a magyarázó változókkal, például az iskolázottsággal, de (b) nem korreláltak a munkapiaci kötődést adott iskolázottság mellett befolyásoló, meg nem figyelt tényezőkkel. Sajnos, a MEF-ben nem állnak rendelkezésre olyan egyéni szintű változók, melyek eleget tesznek a fenti feltételeknek. A rendelkezésre álló adatok alapján családi, települési vagy foglalkozási változók jöhetnek szóba. A család más tagjainak iskolázottsága például korrelált a megfigyelt egyén iskolázottságával, de a munkapiaci kötődés függhet a házastárs iskolázottságától: egy érettségizett asszony nagyobb valószínűséggel dolgozik egy diplomás, mint egy általános iskolát végzett férj oldalán. Hasonlóképp, az egyén iskolázottsága korrelált a települési iskolázottság szintjével, de mint arra számos kutatás rámutatott, a foglalkoztatás valószínűsége *adott egyéni iskolázottság mellett* magasabb azokon a településeken, ahol magasabb az iskolázottság *átlagos* szintje. Esetlegesen valamilyen foglalkozási szintű mutató jöhetne számításba, mint amilyen az egyén foglalkozási csoportjának átlagos iskolázottsága, a foglalkozáshoz sorolás azonban nem minden esetben végezhető el.

(c) Szerencsére, az Augusztinovics-Gyombolai-Máté (2008), a továbbiakban AGM tanulmányban felhasznált, hatmillió főre kiterjedő, a KELEN-ből épített adatbázisban azonosíthatók a KSH-ONYF felvétel adatkérői, így megállapítható, hogy a KSH-ONYF minta szerkezete hogyan tér el az AGM-sokaságától életkor és az 1997-2006-ban felhalmozott kumulált szolgálati idő szempontjából. (Az AGM nem tartalmaz az iskolázottságra vonatkozó adatot, ennek következményeire még visszatérünk).

#### 1.4. Súlyozás az AGM-panel alapján

A súlyozás során azzal a kényszerű feltevessel élünk, hogy az 1997-2006-ban felhalmozott szolgálati idő erősen korrelált a teljes életpályán (2008-ig) megszerzett szolgálati idővel.<sup>3</sup> Mindkét minta esetében az 1997-2006 években felhalmozott szolgálati időt véve figyelembe az alábbi összetételt kaptuk (3. táblázat).

#### 3. táblázat

### A KSH-ONYF minta és az AGM adatbázis tagjainak megoszlása születési év és az 1997-2006-ban (azon belül az első és utolsó jogszerző év közötti időszakban) felhalmozott szolgálati idő szerint

KSH-ONYF minta (fő)										
	<1945	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	>1979	Össz.
gamma	16	82	113	91	58	46	22	8	5	441
beta4	2	36	72	62	44	36	35	27	106	420
beta3	3	23	88	103	84	64	62	80	127	634
beta2	2	47	139	173	155	151	136	176	167	1146
beta1	8	140	663	771	609	630	585	511	226	4143
alfa	2	124	652	743	503	334	235	71	4	2668
<b>SUM</b>	<b>33</b>	<b>452</b>	<b>1727</b>	<b>1943</b>	<b>1453</b>	<b>1261</b>	<b>1075</b>	<b>873</b>	<b>635</b>	<b>9452</b>
<b>csakt</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
AGM-adatbázis (ezer fő)										
gamma	40	29	41	40	27	31	35	25	0	269
beta4	79	59	83	88	81	95	112	141	309	1048
beta3	37	47	67	72	66	85	106	149	191	821
beta2	35	64	85	90	84	105	136	196	175	970
beta1	87	198	225	221	188	222	269	304	138	1852
alfa	62	128	230	214	158	142	110	42	5	1092
<b>SUM</b>	<b>327</b>	<b>511</b>	<b>706</b>	<b>700</b>	<b>592</b>	<b>669</b>	<b>753</b>	<b>853</b>	<b>855</b>	<b>5967</b>
<b>csakt</b>	<b>26</b>	<b>14</b>	<b>15</b>	<b>15</b>	<b>15</b>	<b>19</b>	<b>22</b>	<b>20</b>	<b>36</b>	<b>184</b>

Megj.: **csakt** = a jogszerzés kizárólag transzferjövedelmek utáni járulékbefizetéssel történt

<sup>3</sup> Tudjuk, hogy ez a feltevés erős, akadnak olyanok, akik 1997-2006-ban nem szereztek jogosultságot („tízéves gammák”), de korábban felhalmozták a nyugdíj megszerzéséhez szükséges szolgálati időt. A kérdést a harmadik részben részletesen vizsgáljuk.

A KSH-ONYF minta esetében nem különíthető el a munkavállalással és a transzferjövedelmek utáni állami befizetéssel történt jogszerzés, az AGM esetében viszont – egyelőre – nem tudtuk elvégezni az alfa-gamma besorolást az összes jogszerzés alapján. Ezért a „csak transzferrel szerzett jogosultságot” (*csakt*) sort az AGM-ben figyelmen kívül hagytuk, és  $N=5,967-184=5,783$  ezer fő adataival számoltunk.

Mindkét táblázatban kiszámítva a  $p_{ij}=N_{ij}/\sum N_{ij}$  cellaszázalékokat, a KSH-ONYF mintában illetve az AGM-ben kapott  $p$  értékek hányadosát használhatjuk (analitikus) súlyként.

A súlyokat a 4. táblázat mutatja. Mint látható, a várakozással ellentétben az 1997-2006-ban *magas*, illetve *nagyon alacsony* szolgálati idejű MEF-kérdezetek tekinthetők túlréprezentáltak a KSH-ONYF mintában. (Az alacsony súlyok utalnak túl-, a magasabbak alulreprezentáltságra!) Természetesen elképzelhető, hogy itt statisztikai látszatról van szó, ami más fontos magyarázó változók hiányából, illetve abból adódik, hogy nem a teljes életpályán, hanem csak az 1997-2006-os időszakban megszerzett szolgálati időt ismerjük.

#### 4. táblázat

#### A KSH-ONYF minta 54 csoportjához rendelt súlyok

	Gamma	Beta4	Beta3	Beta2	Beta1	Alfa
<1945	4.1	64.6	20.2	28.6	17.8	50.7
1945-49	0.6	2.7	3.3	2.2	2.3	1.7
1950-54	0.6	1.9	1.2	1.0	0.6	0.6
1955-59	0.7	2.3	1.1	0.9	0.5	0.5
1960-64	0.8	3.0	1.3	0.9	0.5	0.5
1965-69	1.1	4.3	2.2	1.1	0.6	0.7
1970-74	2.6	5.2	2.8	1.6	0.8	0.8
1975-79	5.1	8.5	3.0	1.8	1.0	1.0
>1979	.	4.8	2.5	1.7	1.0	2.0

Látható, hogy a legidősebb csoport súlyosan alulreprezentált, javasoljuk, hogy rájuk az elemzés ne terjedjen ki. Várakozásunknak megfelelően a fiatalok és a (részben már) nyugdíjaskorúak alul-, a néhány évvel a nyugdíj előtt állók viszont erősen felülreprezentáltak. Az átlagosnál nagyobb valószínűséggel kerültek a mintába az alfa, beta1 és beta2 csoport tagjai, ami valószínűleg az iskolázottság (rejtve maradó) közvetlen hatásának tudható be. Ugyancsak nagy számban kerültek be az idősebb korosztályokba tartozó gammák, akik 1997-2006-ban nem szerepeltek a KELEN-ben, de – mint a későbbiekben tárgyaljuk - sokuk rendelkezik nyugdíj-jogosultsággal még a szocializmus idejében felhalmozott szolgálati idejüknek köszönhetően.



## 1.5. A KÜLÖNFÉLE SÚLYOKKAL KAPOTT EREDMÉNYEK ÖSSZEVETÉSE

A súlyozatlan és a kétféleképpen súlyozott mintákat először a legerősebb torzító tényező, az életkor megoszlása szerint hasonlítjuk össze, majd az érdeklődésünkre leginkább számot tartó változó, a kumulált szolgálati idő értékeit és eloszlását vetjük egybe.

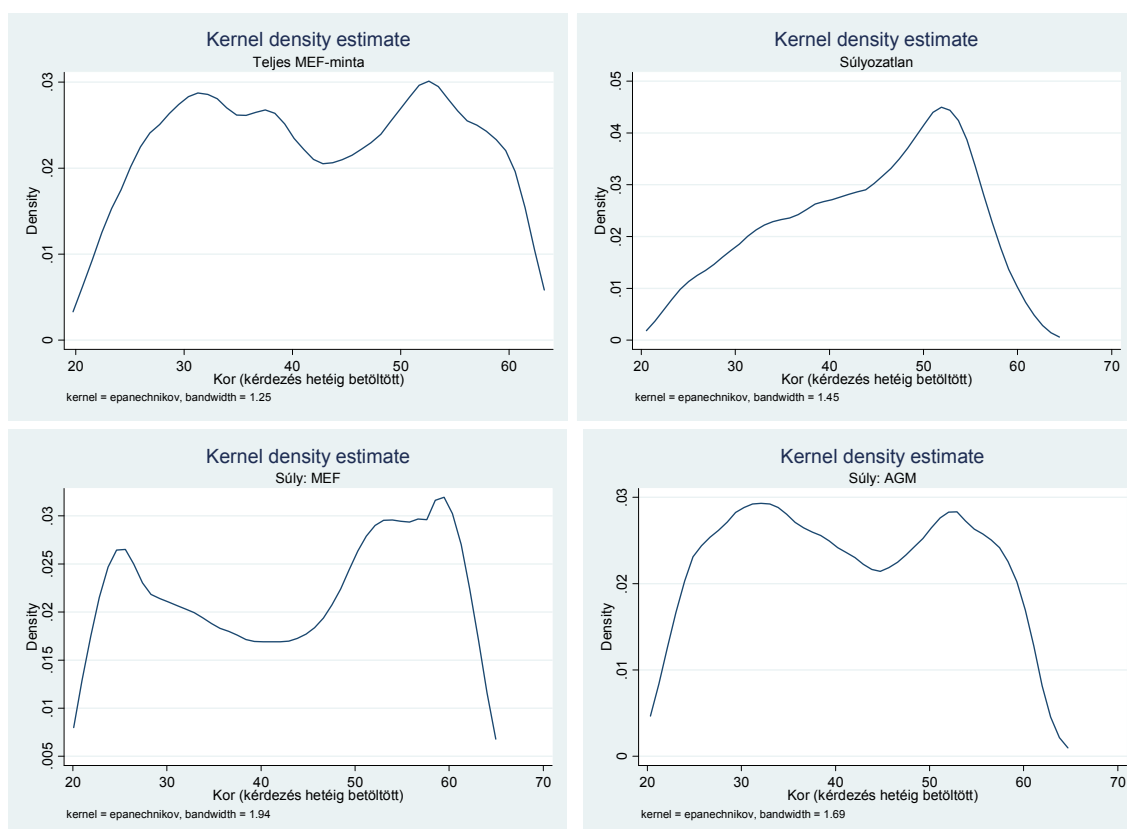
A 2. ábrán látható, hogy a súlyozatlan minta koreloszlása erősen eltér a MEF-ben mérttől, míg a súlyozott mintákban viszont látjuk a Ratkó-korosztályhoz és a Ratkó-ekhához tartozó csúcsokat.<sup>4</sup>

A 3. ábra a kumulált szolgálati idő eloszlását mutatja a súlyozatlan és súlyozott KSH-ONYF mintákban. Látható, hogy a súlyozott minták szerkezete erősen eltér a súlyozatlantól, ugyanakkor egymáshoz hasonló.

2. ábra

### Kormegoszlás a súlyozatlan és súlyozott KSH-ONYF mintákban, valamint a teljes MEF-mintában

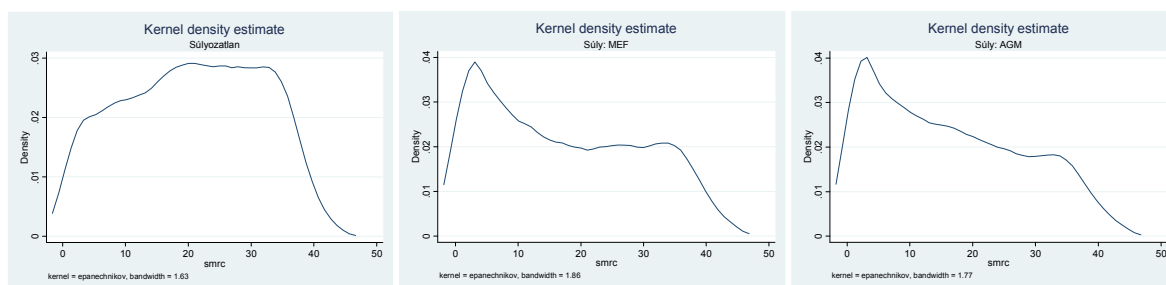
Kernel sűrűségfüggvények



<sup>4</sup> A teljes MEF-mintából csak a 22-63 éveseket vesszük figyelembe, alkalmazkodva ahhoz, hogy az adatkérők között nincsenek ennél fiatalabbak, illetve idősebbek.

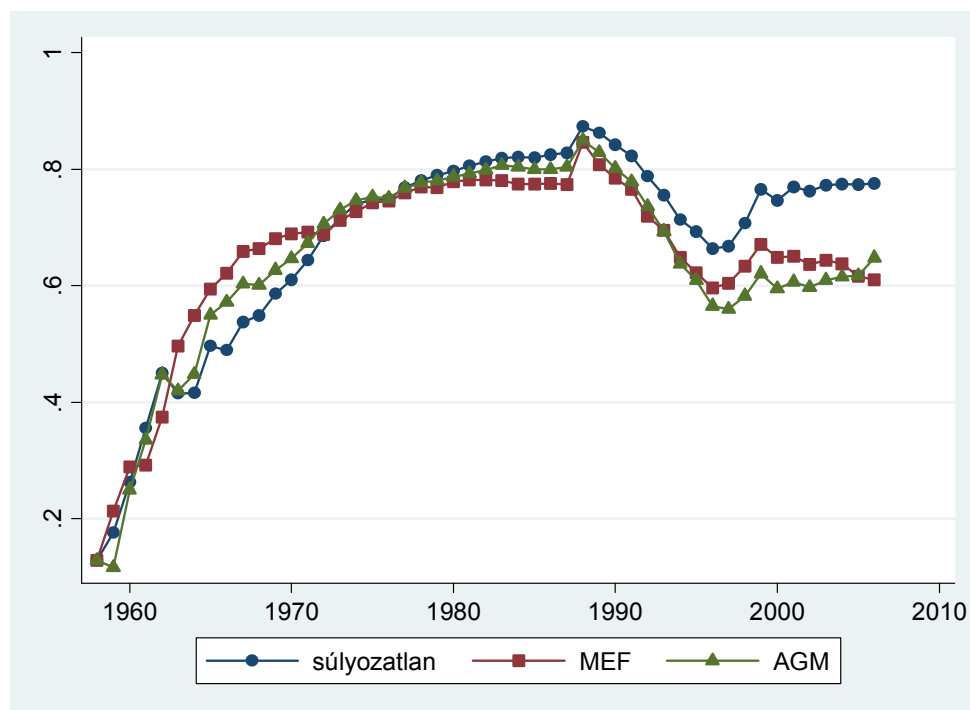
### A súlyozatlan és kétféleképpen súlyozott KSH-ONYF minta eloszlása az életpályán megszerzett szolgálati idő szerint (1958-2007)

#### Kernel sűrűségfüggvények



A súlyozás jelentőségét végül a 4. ábrával érzékeltetjük, mely a minta tagjai által átlagosan megszerzett szolgálati időt mutatja az első jogszerző év és 2006 között, évenként. (Egész éves jogszerzés a minta összes tagjánál =1). Az egymást követő kohorszok belépése és az iskola elhagyását követő első években alacsony szolgálati idő miatt a görbe alacsonyról indulva emelkedik, majd 1980 táján eléri a 80 százalékos szintet. A rendszerváltás után, egészen 1997-ig zuhanásszerű csökkenést látunk, amit részleges regenerálódás követ. A súlyozatlan mintában a szolgálati idő az ezredforduló után visszatérni látszik a rendszerváltás előtti szintre, ez azonban a minta nem véletlen szelekciójából eredő látszat. A súlyozott mintákban a szolgálati idő a rendszerváltás előtti szintnél mintegy 15-20 százalékponttal alacsonyabb szinten stabilizálódott 1997 után, ami megfelel a más források alapján várt értékeknek.

**Átlagos éves szolgálati idő 1958-2006-ban  
a súlyozott és súlyozatlan mintákban**



Megjegyzés: Az ábra az első jogszerző évet követő szolgálati időket veszi figyelembe, ezen belül azonban a zérus jogszerzést is

A kétféle súly közötti választáshoz nincsenek támpontjaink – az egyik elhanyagolja az endogén szelekció problémáját, a másik erősen hiányos információkon alapul – ám szerencsére a szolgálati időnek és más változóknak a kétféle súllyal számított értékei igen közel esnek egymáshoz. A továbbiakban a MEF-súllyal számított eredményeket mutatjuk be.

*Egy megjegyzés a jogszerzési pályához*

A 4. ábrán az átlagos éves szolgálati idő trendjében 1987 és 1988 között törést látunk: egyik évről a másikra 4-5 százalékponttal nő meg az osztónapok száma. Az „ugrás” mögötti feltételezhetően az áll, hogy 1997-ben, a jogszabályban rögzített feltételeknek megfelelően 1988-ig visszamenően átvizsgálták és korrigálták az adatokat. (1988-tól kezdve a nyugdíj összegét az 1988 és a nyugdíjazás időpontja közötti valorizált nettó átlagkereset összegéből állapítják meg). Valójában nem is hirtelen „ugrásról” van szó, hanem arról, hogy az 1988-at megelőző évek korrigálatlan adatai lefelé torzítanak, azaz az igazi jogszerzési görbe magasabban húzódná.

A Melléklet 2. táblázatában megvizsgáltuk, kiket érintett erősen a feltételezett korrekció. Várakozásunk szerint az 1987 és 1988 közötti ugrás annál nagyobb volt, minél instabilabb a kérdezett jogszerzési pályája. Ezt a teljes életpályán, illetve az 1998 előtti életpályán mért relatív szolgálati idővel mértük. Míg a személyes jellemzők semmilyen befolyást nem gyakoroltak az 1987-88-as ugrásra, annak nagysága erősen összefüggött a hosszabb időszakban mért átlagos jogszerzési idővel, ami alátámasztani látszik, hogy valóban nem egyszeri törésről van szó, hanem arról, hogy az 1988 előtti adatok korrigálatlanok és lefelé torzítanak.

## **2. TANULSÁGOK AZ ADMINISZTRATÍV ADATOKON NYUGVÓ MODELLEZÉS SZÁMÁRA**

A KSH-ONYF adatfelvétel rendszeres megismétlésére nyilvánvalóan nincs mód, ezért különösen fontos kérdés, hogy az egyszeri felmérésből levonhatók-e az adminisztratív adatokon alapuló, rendszeres elemzést segítő tanulságok. Mint ismeretes, az elemzési célra leginkább használható KELEN adatbázis két súlyos fogyatékosága, hogy egyfelől nem tartalmaz az iskolázottságra vonatkozó információt, másfelől viszonylag rövid időre tekint vissza. Ezért azt a két kérdést tesszük fel, hogy vajon (a) a KELEN-ben is rendelkezésre álló foglalkozási kódok pótolhatják-e az iskolázottságra vonatkozó adatokat, és (b) az 1997-től elektronikusan tárolt szolgálati időadatokból milyen pontossággal következtethetünk a teljes életpályán megszerzett szolgálati évek számára?

### **2.1. KÖVETKEZTETHETÜNK-E AZ ISKOLÁZOTTSÁGRA A FOGLALKOZÁS ALAPJÁN?**

A nyugdíjrendszer modellezésének egyik nehézsége abban áll, hogy miközben a munkapiaci életút, és ezzel a nyugdíjjogosultság eltérései legerősebben az iskolázottsággal függnek össze, a KELEN nem tartalmaz az iskolai végzettségre vonatkozó adatokat. Egy lehetséges kerülő út, hogy a foglalkozási megoszlásból próbálunk következtetni az iskolázottsági megoszlásra.

Egyéni szinten a feladat nem oldható meg, ha valakiről csak annyit tudunk, hogy esztergályos, akkor bizonyos valószínűséggel lehet alapfokon, szakmunkás szinten, középfokon vagy akár felsőfokon végzett. Ha azonban rendelkezünk megbízható adatokkal az egyes foglalkozások iskolázottsági megoszlásáról, akkor:

- (a) megbecsülhető, hogy az esztergályosok közül hány ilyen vagy olyan végzettségű akad
- (b) az így kapott foglalkozás- és iskolázottság-specifikus létszámok foglalkozások szerinti összegzésével meghatározható az egyes iskolázottsági kategóriák nagysága, a népesség

egészeben vagy különböző részpopulációkban (például az alfák, a béták vagy a nyugdíjasok között).

(c) Azon erős feltevés mellett, hogy a foglalkozásokon belüli iskolázottság szerinti eltérések elhanyagolhatók, megbecsülhető valamely változó (például osztónap, napi jövedelem, és a többi) értéke egy-egy iskolázottsági kategóriára a foglalkozásokra megfigyelt értékek súlyozott átlagaként.

Az eljárás akkor védhető, ha a foglalkozási megoszlás alapján generált és ténylegesen megfigyelt iskolázottsági szerkezet egymáshoz hasonló. A NYIKA modellezési munkálatai szempontjából különösen fontos, hogy a KELEN adatbázisban elvégzett foglalkozás-iskolázottság átszámítás pontos-e. Ennek ellenőrzésére a KELEN-ben és a KSH Munkaerőfelvételben egyaránt szereplő egyének adatait vizsgáljuk meg, kihasználva, hogy a KSH-ONYF adatfelvételben ismert a KELEN-ben rögzített foglalkozás (legmagasabb FEOR) valamint a MEF-ben a kérdezett által közölt, „tényleges” iskolázottság is.

#### 5. táblázat

### Az egyes foglalkozási csoportokban dolgozók megoszlása iskolai végzettség szerint a KSH-MEF 1993-2003. évi összevont mintájában (sorszázalék)

	1964 után születettek				Idősebbek			
	o-8	Szakm	Közép	Felső	o-8	Szakm	Közép	Felső
Takarítók	66	26	8	1	75	18	6	1
Anyagmozgatók	67	27	6	0	70	22	6	1
Gépkezelők	37	48	14	1	51	35	13	2
Őrök, portások	23	54	22	1	46	34	16	3
Sofőrök	16	58	25	1	32	48	18	3
Mezőgazdasági	47	39	13	2	60	27	11	3
Építőipari	13	76	11	1	19	68	11	2
Ipari	19	61	19	1	29	49	20	2
Kereskedelmi	11	49	38	3	18	39	37	6
Szolgáltató	13	42	42	2	30	36	31	3
Irodai	7	15	72	7	16	13	64	7
Technikus	4	18	67	11	11	13	61	15
Ügyintéző	3	10	67	20	6	8	68	17
Vezető	2	16	47	35	3	9	44	43
Felsőfokú	1	3	20	75	2	2	20	76
Tanár, orvos	0	1	10	89	1	1	9	89
Ismeretlen	53	22	22	3	60	19	16	5

A foglalkozási besorolás négyjegyű feor-kódok alapján történt, a program elérhető az MTA KTI Adatbanknál: Bálint Mónika [balintm@econ.core.hu](mailto:balintm@econ.core.hu). A megfigyelések száma: 1 007 966

Első lépésben megvizsgáltuk 17 foglalkozási csoport iskolázottság szerinti szerkezetét a KSH Munkaerő-felvételéből épített panel adatbázisban, ami valamivel több mint egymillió megfigyelést tartalmaz 1993-2003-ra (5. táblázat). Az adatok a 15-64 éves, nem nyugdíjas népesség azon tagjaira vonatkoznak, akik a megfigyelés időpontjában dolgoztak vagy tíz évnél rövidebb ideje nem dolgoztak (esetükben az információ az utolsó munkahelyre vonatkozik). A foglalkozási és iskolázottsági szerkezet, valamint a kettő kapcsolatának történelmi változásai miatt a foglalkozások iskolázottság szerinti megoszlását külön-külön végeztük el az 1965 előtt születettekre (611,499 megfigyelés) és a fiatalabbakra (396 497 megfigyelés).

Második lépésben megvizsgáltuk a KSH-ONYF minta foglalkozási megoszlását a már említett életkori csoportokban (foglalkozási adat összesen 8,438 főre állt rendelkezésre). Az egyes foglalkozásokba tartozó létszámot az 5. táblázatban szereplő valószínűségek alapján iskolázottsági csoportokra osztottuk szét, majd a foglalkozások mentén összegeztük. Végül, az így generált iskolázottsági megoszlást összevetettük a minta tagjairól rendelkezésre álló iskolázottsági tényadatokkal. Az eredményt a 6. táblázat mutatja.

6. táblázat

**Megfigyelt és a foglalkozás\* alapján generált iskolázottság  
az ONYF-KSH mintában**

	Általános iskola	Szaktanácsképző	Középiskola	Főiskola, egyetem	Összesen
<b>Teljes minta</b>					
Generált	21,3	31,2	30,6	16,9	100,0
Megfigyelt	20,2	36,6	29,2	13,9	100,0
<b>Fiatalok**</b>					
Generált	15,7	36,5	32,5	15,3	100,0
Megfigyelt	16,9	37,8	30,6	14,7	100,0
<b>Idősebbek</b>					
Generált	25,4	27,4	29,2	18,0	100,0
Megfigyelt	22,6	35,8	28,1	13,4	100,0

\*) 1997-2006-ban betöltött legmagasabb FEOR. \*\*) 1964 után születettek.

Súlyozatlan minták.

A találati arányt igen jónak nevezhetjük, figyelembe véve a foglalkozási felosztás durvaságát és a felhasznált adatbázisok közötti időbeni elcsúszásokat. Komoly eltérést egy helyen látunk: a generált adatok erősen alábecslik a szaktanácsképzés végzettségűek arányát az idősebbeknél. Ez feltevésünk szerint esetleg azzal magyarázható, hogy az ONYF-től adatot kérő MEF-kérdeztettek között felülreprezentáltak voltak a szaktanácsképzés végzettséggel segéd- vagy betanított munkát végzők.

Összefoglalóan: úgy tűnik, a modellezők nem követnek el nagy hibát, ha a foglalkozási megoszlásból kiindulva vannak le következtetéseket a különböző iskolázottsági kategóriákra. Az (a)-(b) lépések esetében a tévedés kockázata kicsi, a (c) típusú számításnál azonban figyelembe kell venni, hogy az egy további, erős és sok esetben valószínűleg nem helytálló feltevessel él. Ilyen számításokhoz az 1. táblázathoz hasonló, de oszlopszázalékokat tartalmazó táblázatra van szükség (1. Melléklet).

## 2.2. KÖVETKEZTETHETÜNK-E A KELEN ADATAIBÓL A TELJES ÉLETPÁLYÁN MEGSZERZETT JOGOSULTSÁGRA?

A KELEN-en alapuló számítások másik, első látásra az előzőnél is súlyosabbnak tűnő fogyatékosága, hogy az adatok viszonylag rövid időt – jelenleg alig több, mint tíz évet – fognak át. Ebben az alfejezetben azonban megmutatjuk, hogy az 1997-2006. évi átlagadatból viszonylag kis hibával következtethetünk a teljes életpályán megszerzett szolgálati idő átlagára.

Érdeklődésünket azokra korlátozzuk, akik 1997 előtt kerültek be az ONYF regiszterébe, és 2006-ig ott is maradtak, azaz, potenciálisan tíz évnél többet dolgoztak (6147 fő). Esetükben azzal a naiv feltevessel élünk, hogy egész életpályájukon is olyan arányban szereztek szolgálati időt, mint 1997-2006-ban. Ezután megvizsgáljuk a tényadatokat (az egész életpályára vonatkozó jogszerezés) és a naiv becslés viszonyát, illetve azt, hogy az utóbbi segítségével milyen pontossággal tudjuk előrejelezni a teljes életpályán megszerzett szolgálati éveket. Végezetül, megvizsgáljuk, hogy a reziduumok csoportszinten szisztematikusan különböznek-e.

Mint a 7. táblázatban látható, az átlagokban nincs nagy különbség. A naiv becslés 24,8 éves átlagos kumulált szolgálati időt jelez előre egy 28,4 éves életpályán, míg a KSH-ONYF minta tényadatai szerint a megszerzett szolgálati évek száma 22,9.

7. táblázat

### Tényadatok és naiv előrejelzés az 1997-2006-os AGM-adatokból

	Átlag	Szórás
Szolgálati idő 1997-2006-ban	8,6	2,1
Naiv becslés a teljes életpályára	24,8	11,0
Tényleges szolgálati idő	22,9	10,3
Évek az első jogszerezéstől 2006-ig	28,3	9,8

A táblázatban azok szerepelnek, akik 1997 előtt szereztek először jogosultságot, és 2006-ig nem mentek nyugdíjba, azaz 10 évnél több szolgálati évet szereztek, vagy szerezhettek volna (N=6147 fő)

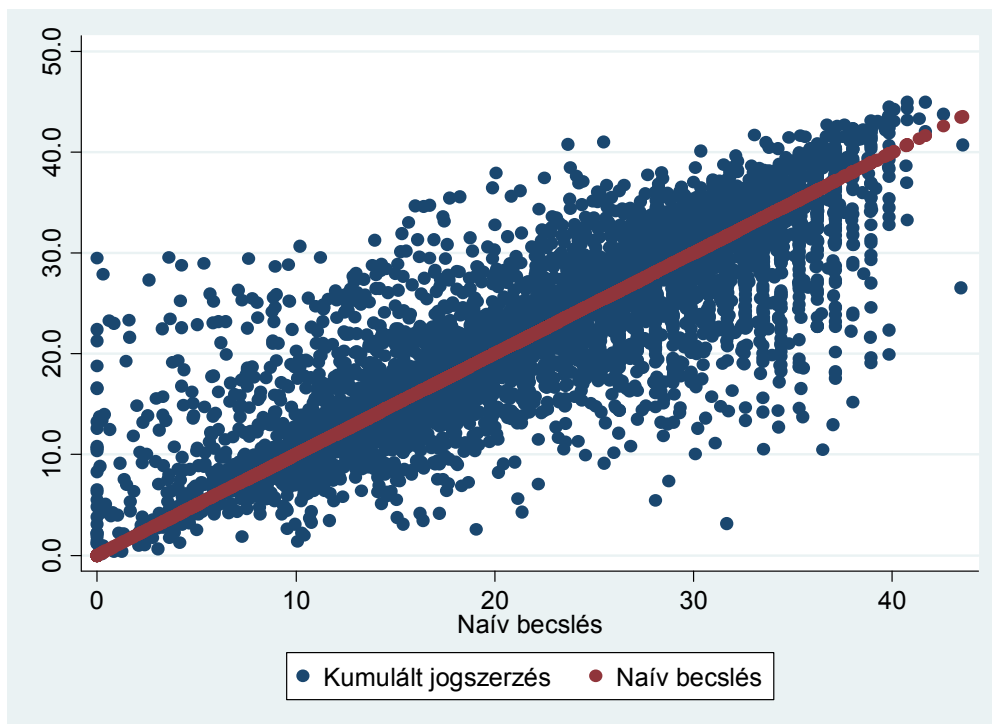
Második lépésben egy konstans nélküli egyváltozós regresszióval vizsgáljuk a naiv becslés és a tényadatok viszonyát az előző lépésben elemzett mintában. Az egyenlet baloldalán a tényleges, életpálya menti kumulált szolgálati idő (S) áll, a jobboldalán az 1997-2006. évi adatokon alapuló naiv becslés (S\*).

$$(4) S_i = \beta S_i^* + u_i$$

A kapott paraméter  $\beta=0,905$ , a t-érték 388,4, az illeszkedést mérő  $r^2$  pedig egyhez közeli: 0,961. A becslt és tényleges értékek viszonyát az 5. ábra mutatja. Látható, hogy az illeszkedés igen jó, de a naiv becslés alacsony értékeinél előfordulnak magas tényadatok, magas értékeinél pedig ennél is nagyobb számban alacsony tényleges szolgálati idők. Ezért célszerű megvizsgálni, vajon a reziduumok ( $u$ ) nem függenek-e össze az 1997 előtti életpálya hosszával. A 8. táblázat adatai szerint kohorszok szerint az eltérések nem jelentősek. Az 1945-49-es kohorsz esetében a naiv eljárás 2,2 évvel alulbecsli a tényleges szolgálati időt, az ennél fiatalabb korosztályok esetében azonban az eltérés egy évnél kisebb.

5. ábra

**A naiv becslés és a tényleges életpálya menti kumulált szolgálati idő összefüggése (Tényadatok és becslt értékek egyváltozós regresszióból)**





**Reziduumok a (4) egyenletből kohorszontként (év)**

	Átlag	Szórás	Esetszám
1945-49	2,17	7,10	190
1950-54	0,74	6,53	1178
1955-59	0,79	5,47	1439
1960-64	0,13	4,79	1113
1965-69	0,35	3,42	934
1970-74	-0,39	2,75	808
1975-79	-0,48	1,96	462
1980-84	-0,86	1,66	23
Teljes minta	0,40	4,94	6147

A mintáról lásd a szöveget és a 7. táblázat jegyzetét!

Míg a becült értékek és a tényadatok átlaga igen közel esik egymáshoz, a meglehetősen magas szórás-értékek azt jelzik, hogy az életkoron kívüli, más dimenziókban a becslés igen pontatlan lehet.

Vizsgálódásunk szerint ennek fő forrása, hogy az 1997-2006-ban kevés szolgálati évet szerettek egy része ezt megelőzően viszonylag sok évet halmozott fel, és viszont. A 9. táblázat szerint az 1997-2006-os „tízéves gammák” a megelőző években átlagosan 9 szolgálati évet teljesítettek, a béta4 csoport tagjai 10 évet. A naiv eljárás erősen alábecsli a teljes szolgálati időt a tízéves időtávon gyengén teljesítőknél, és túlbecsli a jól szereplőknél.

**Tényadatok és naiv becslés az 1997-2006-os jogszerző státusz szerint (év)**

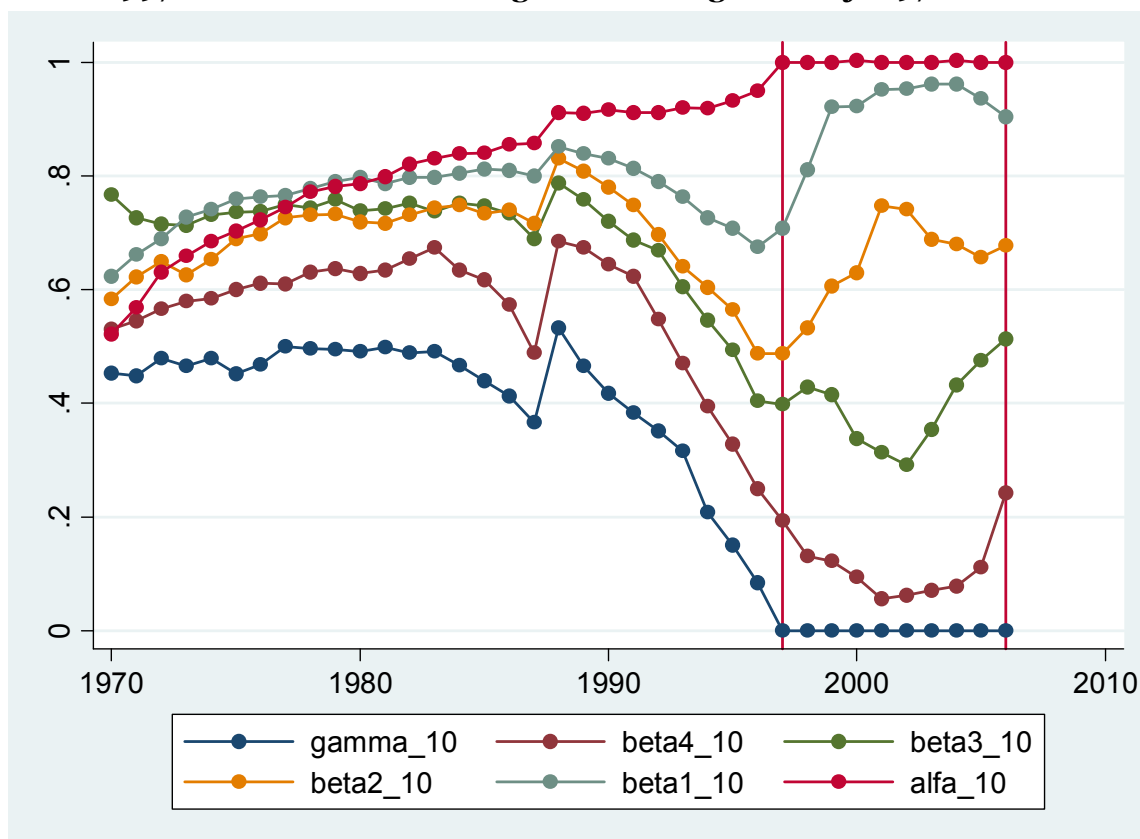
Státusz 1997-2006-ban	Kumulált szolgálati idő 1997-2006-ban	Naiv becslés a teljes életpályára	Tényleges szolgálati idő a teljes életpályán	Tény-becült különbség
Gamma	0,0	0,0	9,0	9,0
Beta4	1,3	3,2	10,1	6,9
Beta3	3,9	10,2	14,8	4,6
Beta2	6,4	16,5	17,5	1,0
Beta1	9,2	25,3	22,6	-2,7
Alfa	10,0	31,3	27,6	-3,7
Összesen	8,6	24,8	22,9	-1,9

A béta-csoportok kialakításánál használt osztópontok: 0,25; 0,5; 0,75

Az adatok rámutatnak arra, hogy egy-egy rövid időszakban (mint amilyen az 1997-2006-os) mért alfa-gamma státusz nem vetíthető ki a teljes életpályára. Az 1997-2006-os alfa-gamma csoportok hosszabb távon is jobbak/rosszabbak az átlagnál, de, ahogy azt a 6. ábra mutatja, a csoportközi különbségek 1997 előtt lényegesen kisebbek voltak, mint az osztályozás alapjául szolgáló 1997-2006-os időszakban.

6. ábra

Az 1997-2006-os tízéves alfák-gammák szolgálati ideje 1970-2006-ban



Megjegyzés: Az ábra csak az első jogszerző évet követő szolgálati időket veszi figyelembe, ezen belül azonban a zérus jogszerzést is.

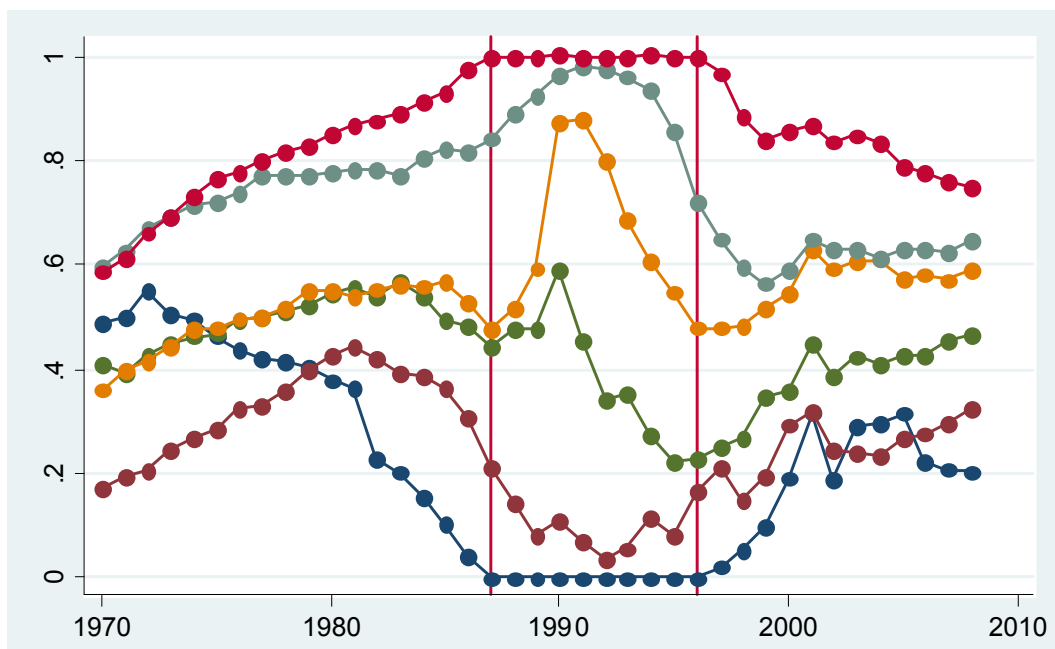
Mindez nem csak azzal függ össze, hogy a rendszerváltás előtt a szolgálati idők csoportközi különbségei kisebbek voltak, mint manapság, hanem egyenesen következik a megfigyelés módjából is. Mint a későbbiekben tárgyaljuk, „hosszabb távon valamennyien béták vagyunk”, azaz, a teljes életpályán történő 100 százalékos jogszerzés nagyon ritka, és az „örökgammák” aránya is igen alacsony. Ebből adódóan az életpálya menti jogszerzés várható értéke a tízéves alfa-státuszra, mint feltételre vetítve 100 százaléknál kisebb, a tízéves gamma státuszra, mint feltételre vetítve pedig nullánál nagyobb. Ebből adódóan az alfa-

gamma csoportok jogszerzési görbéi bármely megfigyelt rövid periódus *előtt* és *után* összetartanak.<sup>5</sup>

Annak illusztrálására, hogy majdnem mindegy, időben hol jelöljük ki a tízéves megfigyelési „ablak” helyét, mozdítsuk el azt 1987-1996-ra, soroljuk be a megfigyelt személyeket az alfa-gamma csoportokba az ez alatt a tíz év alatt megszerzett szolgálati éveik szerint, majd vizsgáljuk meg, mennyi jogosultságot szereztek 1987 előtt és 1996 után! Mint a 7. ábrán látható, a jogszerzési görbék a kijelölt időablak előtt és után is közelednek egymáshoz.

6. ábra

### Az 1987-1996-os tízéves alfák-gammák szolgálati ideje 1970-2006-ban



Az alfejezetben leírtakból két fontos következtetés adódik, az egyik jó, a másik rossz hír az adminisztratív adatokon alapuló elemzés számára. A jó hír az, hogy a KELEN még ma is csak 12 évre visszanyúló adataiból meglehetősen pontossággal következtethetünk a teljes életpályán megszerzett szolgálati idő átlagára, sőt, a kohorszokra vonatkozó becslések sem félrevezetőek. A rossz hír, hogy az utolsó két ábrán bemutatott „átlaghoz húzás” miatt a rövid időszak adatai alapján kialakított alfa-gamma csoportosítás hosszabb távon érvényét veszti. Az életpálya egészében a jogszerzési különbségek lényegesen kisebbek, mint azt valamely – akár tíz év szélességű – ablakon betekintve látjuk.

<sup>5</sup> A jelenség oka a galtoni „átlaghoz húzás” (regression to the mean). Ha a vizsgált időablakban és utána mért jogszerzés ( $x$  és  $y$ ) egyaránt tartalmaz véletlen hibát, és ezek együttes eloszlása normális,  $m^x$  és  $m^y$  az átlaguk,  $s^x$  és  $s^y$  a szórásuk, továbbá  $r$  az  $x$  és  $y$  közötti korreláció, akkor az az ablak utáni jogszerzés várható értéke az ablak alattira, mint feltételre vonatkoztatva:  $E(y|x) = m^y + r(x-m^x)(s^y/s^x)$ . Mivel  $r < 1$  a feltételes várható értékek befelé húznak. Lásd például Keuzenkamp [2000], 124-125. old.

### 3. A MINTÁBÓL SZÁRMAZÓ EREDMÉNYEK

#### 3.1. A KUMULÁLT SZOLGÁLATI IDŐ MEGHATÁROZÓI

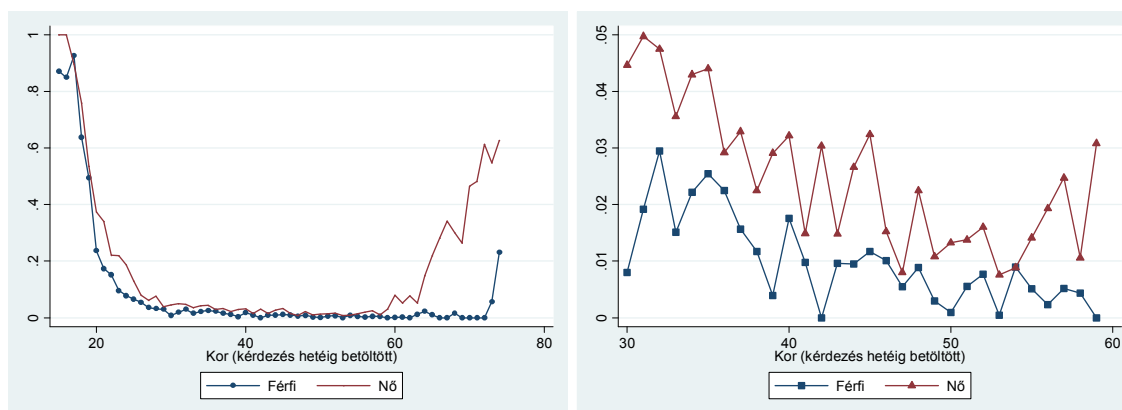
##### (a) Örökgammák, örökalfák

A 2008 január-márciusi MEF-ben megfigyelt 15-74 éves, nappali tagozaton nem tanuló népesség 8,1 százaléka nyilatkozott úgy, hogy soha nem volt rendszeres jövedelmet biztosító munkája. Az arány azonban rendkívül erőteljesen változik az életkorral, mint azt a 7. ábra két panelje mutatja. A korábban nem dolgozók aránya 100 százalék körüli értékről indulva 30 éves korig a férfiaknál 1-2 százalékra, a nőknél 4-5 százalékra esik, majd még tovább csökken: 50 éves korban már mindkét nemnél 1 százalék körül alakul. A nyugdíjkorhatárnál idősebb, *de nem nyugdíjas* népességben ismét magas arányokat látunk.

7. ábra

#### Azok aránya, akiknek nem volt rendszeres jövedelmet biztosító munkája

(15-74 évesek a nappali tagozaton tanulók és öregségi nyugdíjasok nélkül=1)



A korábban nem dolgozók egy kis része szerepelt az adatkérők mintájában, és zérusnál nagyobb jogosultságot szerzett. Arányuk a súlyozott KSH-ONYF mintában 3,5 százaléknak adódik, a kumulált szolgálati idejük átlagosan 4,4 év. Valószínűsíthető, hogy esetükben transzferjövedelmek utáni befizetésekkel történt jogszerzésről van szó – ezt a gyanút erősíti, hogy az AGM-mintában, tízéves időtávon a (csak) nem munkával jogot szerzők aránya 3 százalék volt: lásd a 3. táblázat két alsó sorát!

Még az örökgammánál is kisebb csoportot képeznek az örökalfák: 10 fő, a súlyozott KSH-ONYF minta 8 ezreléke szerzett 100 százalékos jogosultságot a 2006-ig befutott életpályáján.

*(b) Átlagos szolgálati idők*

A 2006-ig megszerzett szolgálati évek számát az öregségi nyugdíjjal nem rendelkezőkre, kohorszokként mutatja a 10. táblázat. Az idősebb korosztályok felé haladva a szolgálati idő emelkedik, az 1950-54-ben születettek esetében mért 26,6 évig. Az ennél idősebb *nem nyugdíjasok* szolgálati ideje alacsonyabb, 22,4 év, ami minden bizonnyal azzal függ össze, hogy e kohorsz jobban teljesítő tagjai már nyugdíjba vonultak.

10. táblázat

**Kumulált szolgálati idő a KSH-ONYF minta öregségi nyugdíjban nem részesülő tagjainál születési idő és iskolázottság szerint**

	0-8 osztály	Szakiskola	Középiskola	Főiskola, egyetem	Összesen
1945-49	21,0	22,5	22,8	27,8	22,4
1950-54	21,9	27,7	29,1	29,7	26,6
1955-59	21,8	26,9	26,8	25,1	25,3
1960-64	19,2	23,4	21,3	21,0	21,6
1965-69	16,8	19,2	17,7	17,0	18,0
1970-74	12,0	14,7	12,9	10,3	13,0
1975-79	7,7	9,8	8,3	6,4	8,4
1980-84	4,0	4,5	2,4	1,8	3,0
1985-89	1,9	2,4	0,7	0,0	1,5
Összesen	17,5	19,0	16,0	15,7	17,2

Figyelemre méltó, hogy az iskolázottság szerinti különbségek viszonylag kicsik. Az 1950-54-es kohorszban például a diplomások átlagosan 29,7 évet szereztek, ami a csoport átlagos tagja számára a korhatárig még hátralévő hat évben maximálisan 35,7 évre egészülhet ki. Az általános iskolát, vagy azt sem végzettek esetében a szolgálati idő átlaga 21,9 év, ami maximálisan 27,9 évre nőhet az öregségi korhatár eléréséig. E viszonylag kis különbség mögött két tényező ellentétes hatása húzódik meg. Egyfelől, az általános iskola után tovább nem tanulók potenciálisan nyolc-kilenc évvel többet tölthetnek munkával, mint a diplomások: az 1950-54-es kohorszban a végbizonyítvány megszerzéséhez szükséges minimális időt követően 40 év állt rendelkezésükre munkavégzésre, míg ez az érték a hasonló

korú diplomásoknál csak 32 év. Ez igen nagy mértékben tompítja a másik tényezőnek – az alacsonyabb relatív szolgálati időnek – az iskolázottság szerinti különbségeket növelő hatását. Mint a 11. táblázatban látható, a kohorsz 0-8 osztályt végzett tagjai a potenciális jogszerző idő 53 százalékában szereztek szolgálati időt, míg ez az érték a diplomásoknál 90 százalék.

Vegyük észre azt is, hogy a felhalmozott szolgálati idő átlaga még a legkevésbé iskolázott csoport középkorú évjárataiban is meghaladja a 15 évet (az 1965-69 éves, a felvétel idején átlagosan 40 éveseknél 16,8 év), az ennél idősebb évjáratoknál pedig eléri vagy meghaladja a 20 évet.

11. táblázat

**Szolgálati idő a potenciális jogszerző idő egy évére vetítve a KSH-ONYP minta  
öregségi nyugdíjban nem részesülő tagjainál születési idő és iskolázottság  
szerint**

(maximális jogszerzés=1)

	0-8 osztály	Szakiskola	Középiskola	Főiskola, egyetem	Összesen
1945-49	0,45	0,53	0,54	0,75	0,52
1950-54	0,53	0,73	0,79	0,90	0,71
1955-59	0,60	0,81	0,83	0,91	0,76
1960-64	0,62	0,83	0,78	0,92	0,79
1965-69	0,64	0,84	0,81	0,95	0,81
1970-74	0,57	0,82	0,76	0,82	0,75
1975-79	0,48	0,74	0,70	0,80	0,70
1980-84	0,36	0,54	0,35	0,63	0,44
1985-89	0,24	0,44	0,16	..	0,27
Összesen	0,51	0,72	0,62	0,81	0,65

Potenciális jogszerző idő: életkor – az adott végzettség megszerzéséhez minimálisan szükséges évek száma -6 év

### *(c) Jogszerzési pályák*

Az egyes kohorszok különböző iskolázottságú tagjai által az egyes naptári években megszerzett szolgálati időt a 8. ábra paneljei mutatják. Az ábra csak a legidősebb kohorsztag 18. életévét követő jogszerzéseket mutatja, csak kivételes esetben tartalmazza a szünidei diákmunkával, tanulószerveződéssel szerzett szolgálati éveket, illetve, az általános iskolát végzettek esetében az első két-három év jogszerzéseit.<sup>6</sup> A diplomások pályái oly mértékben térnek el a kevésbé iskolázottakétól, hogy azokat külön ábrán (9. ábra) mutatjuk be.

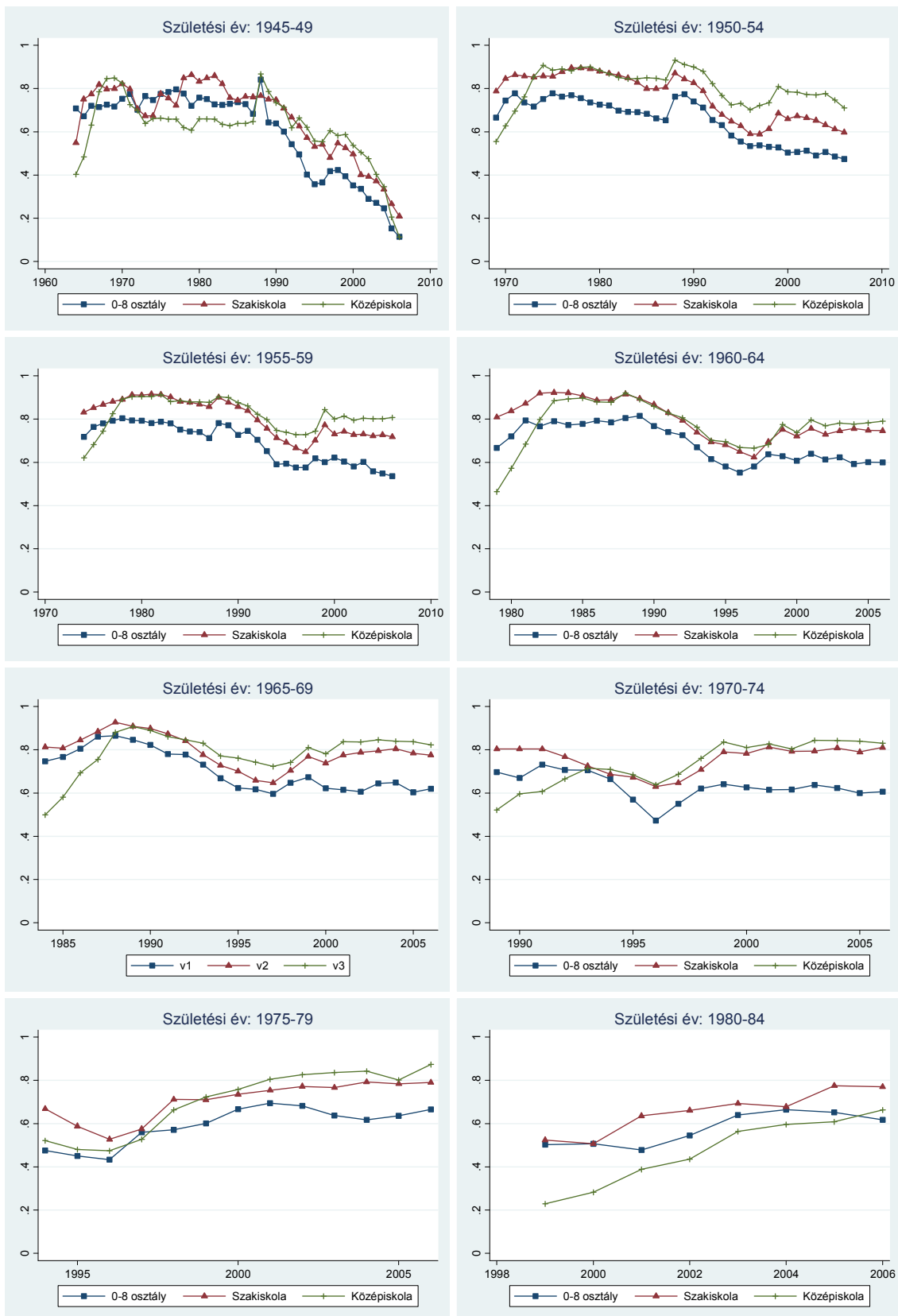
Az 1945-49-es évjárat esetében a relatív szolgálati idő a rendszerváltás pillanatától kezdve zuhanni kezdett, és a korábbi állapot részlegesen sem állt helyre. Az 1950 és 1974 között születettek különböző kohorszaiban a rendszerváltás sokkját követően részleges regenerálódást figyelhetünk meg a szakmunkás végzettségűeknél, és szinte teljes az érettségizetteknél, míg a 0-8 osztályt végzetteknél a foglalkoztatás-csökkenés tartósnak bizonyult.

Az 1975 utáni évjáratoknál a pályát a munkába állás folyamata dominálja: a jogszerzési görbék emelkednek, és az iskolázottság szerinti különbségek viszonylag kicsik.

---

<sup>6</sup> Az ezeket is tartalmazó ábrákat a NYIKA október 5-i ülésén bemutattuk, lásd a honlapon.

### Jogszerzési pályák iskolázottság és kohorszok szerint

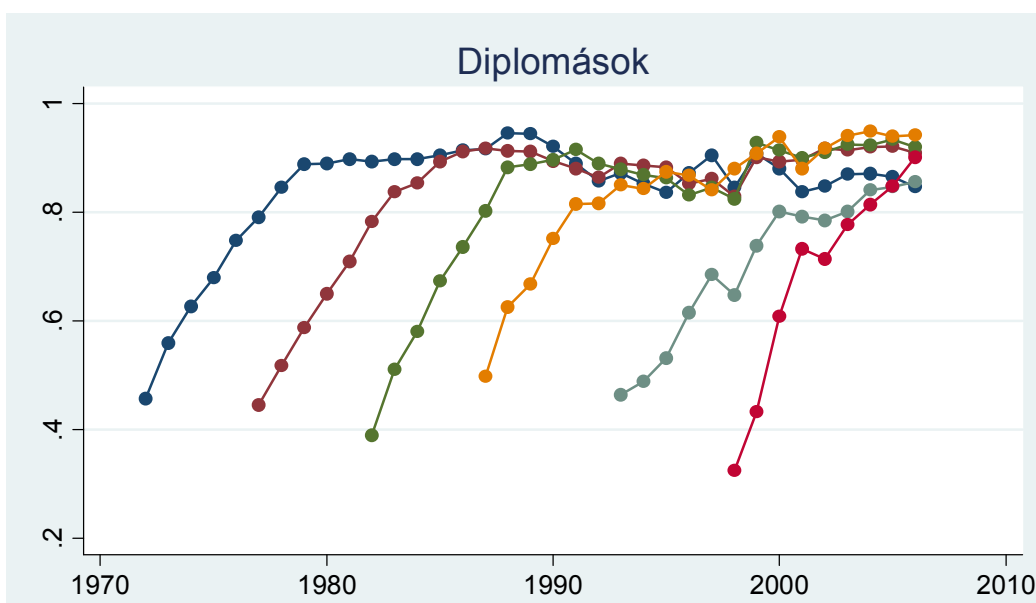




A diplomások esetében a rendszerváltás okozta sokkot sokkal kisebbnek mutatják az adatok, és a relatív szolgálati idő az ezredfordulóra visszatért a szocializmusban éveire jellemző sávba. A fiatalabb évjáratok munkába állásának lassulását is csak egy kohorszban (1975-79-ben születettek, jobbról a második görbe) figyelhetjük meg.

9. ábra

### Jogszerzési pályák kohorszok szerint a diplomásoknál



#### (d) Eltérések a kumulált szolgálati években

A megfigyelt életpályán elért összes szolgálati év szóródását regressziós egyenletekkel vizsgáljuk, melyek baloldalán a felvétel időpontjáig megszerzett jogosultság áll (években mérve), jobb oldalán pedig egy sor, az egyént és lakóhelyét jellemző változó. Az iskolázottság és az életkor (potenciális munkapiaci tapasztalat) hatását interaktív változókkal mérjük, megengedve, hogy az idő múlása iskolázottsági szintenként eltérő mértékben növelje a szolgálati évek számát. A családi helyzetet jellemző változók közül csak azokat vesszük figyelembe, melyek valószínűleg a 2006-ig befutott életpálya egészén, mindvégig jellemzőek voltak: ilyennek tekintettük a nappali tagozatos tanulói státuszt és azt, ha a megfigyelt személy gyermek minőségben élt a családban. A regionális változók közül a szelektációs probit modellben (2. táblázat) már megismerteket szerepeltetjük. A modellt a teljes KSH-ONYF mintára, férfiakra és nőkre külön-külön is, valamint az öregségi és rokkantnyugdíjasok

bevonásával és anélkül is megbecsüljük. A főszövegben az alapmodellt mutatjuk be (12. táblázat), a többi specifikációból csak a legfontosabb részleteket emeljük ki.

12. táblázat

### A kumulált szolgálati idő regressziós becslése (OLS)

Magyarázó változók	Együtthatók
Potenciális munkaerő-piaci tapasztalat □ 0-8 osztályos végzettség	0,431 (17,47)**
Potenciális munkaerő-piaci tapasztalat □ szakmunkásképző	0,598 (18,14)**
Potenciális munkaerő-piaci tapasztalat □ érettségi	0,588 (15,82)**
Potenciális munkaerő-piaci tapasztalat □ diploma	0,734 (14,45)**
Férfi	0,828 (1,67)
Családi státusz: gyermek	-3,590 (8,33)**
Nappali tagozaton tanul	-1,781 (2,33)*
Külföldön született	-4,435 (2,24)*
Nem magyar állampolgár	-5,794 (2,38)*
2007. 4. negyedévi kistérségi munkanélküliségi ráta	-0,085 (1,05)
Közepes népsűrűségű terület	2,874 (2,39)*
Ritkán lakott terület	2,638 (2,34)*
Budapest	1,094 (0,57)
Baranya	-3,018 (1,49)
Bács-Kiskun	-0,859 (0,68)
Békés	-0,736 (0,58)
Borsod-Abaúj-Zemplén	-2,771 (1,80)
Csongrád	-1,163 (0,85)
Fejér	0,188 (0,15)
Győr-Moson-Sopron	1,221 (0,88)
Hajdú-Bihar	-0,729 (0,55)
Heves	-1,031 (0,57)
Komárom-Esztergom	-2,021 (0,91)
Nógrád	-0,330 (0,23)
Pest	-0,702

	(0,51)
Somogy	0,257 (0,16)
Szabolcs-Szatmár-Bereg	-3,204 (2,25)*
Jász-Nagykun-Szolnok	0,192 (0,13)
Tolna	0,022 (0,02)
Vas	0,855 (0,49)
Veszprém	-1,238 (0,90)
<hr/>	
Konstans	2,474 (1,48)
Megfigyelések száma	8 027
R <sup>2</sup>	0,46

Robosztus t-statisztikák zárójelben

\* szignifikáns 5% szinten; \*\* szignifikáns 1% szinten

A legfontosabb eredmény tárgyalását későbbre halasztva, a kontrollváltozók paramétereit vizsgálva azt látjuk, hogy azonos hosszúságú (potenciális) munkapiaci pálya és iskolázottság esetén kevesebb szolgálati évet gyűjtöttek a tanulók és a gyermekstátuszban élők, valamint a bevándorlók. A megyék közül Szabolcs-Szatmár-Bereg, Baranya, Borsod-Abaúj-Zemplén és (kakukktójásként) Komárom-Esztergom esetében látunk nagyjából három évvel alacsonyabb jogszerzést, más tényezőket azonosnak tekintve. A kistérségi munkanélküliség hatása a megyékre történő kontrollálás után nem szignifikáns. (A megyékre és a népsűrűségre vonatkozó változók elhagyása esetén a paraméter -0,14, egy százalékos szinten szignifikáns, azaz, egy százalékkal magasabb munkanélküliség 0,14 évvel rövidíti a megszerzett szolgálati időt). A kisvárosokban, falvakban élők közel három évvel hosszabb jogosultságot szereztek, mint a nagyvárosok lakói, más tényezők azonossága esetén.

Az érdemi eredményre térve, azt látjuk, hogy a munkapiacon (potenciálisan) eltöltött egy-egy év az általános iskolát végzetteknél 0,43 évvel, a szakiskolát és középiskolát végzetteknél 0,59 évvel, a diplomásoknál pedig 0,73 évvel növelte a megszerzett szolgálati időt.

A 13. táblázat szerint, ahol a becslést nemenként külön-külön végeztük el, a férfiaknál a jogszerzés nagyobb mértékű, az iskolázottság szerinti különbségek pedig hasonlóak a két nemnél.

**A munkapiaci tapasztalat egy-egy évének hatása  
a kumulált szolgálati időre, nemenként**

	Férfi	Nő
0-8 osztály	0,53	0,36
Szakiskola	0,69	0,52
Középiskola	0,67	0,52
Főiskola, egyetem	0,86	0,64

Valamennyi közölt együttható szignifikáns 1%-os szinten. A paraméterek a 12. táblázatban közölt modell nemenként külön-külön becsült variánsából származnak.

Megvizsgáltuk, hogyan módosulnak az eredmények, ha a potenciális jogszerzési időt nem az iskola legkorábbi lehetséges elhagyásának időpontjától mérjük. Az egyik lehetséges alternatív mérték a *legmagasabb általános végzettség illetve szakmai képzés megszerzése* óta eltelt idő, ami a MEF adataiból rekonstruálható. E mutató előnye, hogy az oktatás tényleges elhagyásának időpontjától mér, hátránya azonban, hogy a valóságosnál rövidebbnek mutatja a potenciális munkapiaci tapasztalatot, ha a szakmai képzés megszerzése felnőttkorban történt.

A másik lehetséges életpálya-hosszmutató az *első nyugdíj-jogszerzés* óta eltelt évek száma, aminek nyilvánvaló hátránya, hogy érzéketlen az iskolából való kilépés és a tényleges pályakezdés között eltelt idő különbségeire. Elsősorban a diplomások és a szakközépiskolások esetében gyakori az iskolarendszer végleges elhagyását megelőző első jogszerzés, nyári munka, bejelentett alkalmi munka, szakmai gyakorlat vagy tanulószerveződéssel végzett munka keretében. Az első jogszerzés és a tényleges pályakezdés között tátongó „lyuk” miatt egy-egy év hozama a valóságosnál alacsonyabbnak tűnik.

Ennek a hatásnak a kiküszöbölése érdekében korrigáltuk az első jogszerzés évét. Megvizsgáltuk, hogy az első jogszerzést követően volt-e egy vagy több egymás utáni év, amikor egyáltalán nem történt jogszerzés. Az ilyen éveket nevezzük 0-jogszerző időszaknak. Elsősorban a diplomások esetében fordul elő, hogy tanulmányaik megkezdése előtt, vagy az alatt egy-egy évben végeznek csekély mértékű nyári/kiegészítő munkát, így több (tipikusan két) 0-jogszerző időszak is előfordulhat pályájuk során.

Amennyiben az első, vagy első két 0-jogszerző időszak előtt szerzett jogok összességében nem érték el a teljes életpálya kumulált jogszerzésének 2 százalékát, úgy az első jogszerzés éve helyett a 0-jogszerző időszak utáni első évet nevezzük *első érdemi jogszerző évnek*. Vagyis a munkaerőpiaci karrier elején végzett elenyésző (2 % alatti) mértékű jogszerzést elhagyjuk, ha utána van nem jogszerző időszak.

**Azok aránya, akiknél az első jogszerzés nem esik egybe az első érdemi jogszerzéssel, 2 százalékos szinten, iskolai végzettség és nemek szerinti bontásban**

	Férfi	Nő
0-8 osztály	0,15	0,17
Szakiskola	0,16	0,12
Középiskola	0,28	0,28
Főiskola, egyetem	0,53	0,39

A korrekció a népesség átlagosan mintegy negyedét érintette, iskolai végzettség és nemek szerinti bontását a 14. táblázat mutatja be. Előzetesen nagyobb különbséget vártunk a legfeljebb 8 osztályt végzettek és a szakmunkások között. Azt valószínűsítjük, hogy a képzetlenek esetében is voltak sikertelen iskolai próbálkozások, illetve a képzetlen nők esetében megjelenhet a korai gyerekszülés hatása is, ami előtt nem végeztek érdemi munkát.

A különféle hosszmutatók hatását megvizsgáltuk a teljes KSH-ONYF mintára és a nyugdíjasok kizárásával is. Az eredményeket a 15. táblázat foglalja össze.

**A munkapiaci tapasztalat egy-egy évének hatása a kumulált szolgálati időre – variánsok**

	Teljes minta	Nyugdíjasok nélkül
<b>Az életpálya hosszának megragadására használt mutató:</b>		
<b>Kor-szükséges iskolai évek-6</b>		
0-8 osztály	0,43	0,71
Szakiskola	0,60	0,91
Középiskola	0,59	0,89
Főiskola, egyetem	0,73	0,99
R-négyzet	0,46	0,78
<b>Legmagasabb végzettség megszerzése óta eltelt idő</b>		
0-8 osztály	0,38	0,62
Szakiskola	0,55	0,82
Középiskola	0,56	0,81
Főiskola, egyetem	0,70	0,92
R-négyzet	0,44	0,72
<b>Első jogszerzés óta eltelt idő</b>		
0-8 osztály	0,67	0,78
Szakiskola	0,80	0,85
Középiskola	0,77	0,83
Főiskola, egyetem	0,82	0,81
R-négyzet	0,70	0,83
<b>Első érdemi jogszerzés óta eltelt idő</b>		
0-8 osztály	0,70	0,80
Szakiskola	0,82	0,86
Középiskola	0,80	0,86
Főiskola, egyetem	0,89	0,88
R <sup>2</sup>	0,72	0,84

Valamennyi közölt együttműködő szignifikáns 1%-os szinten. A paraméterek a 12. táblázatban közölt modell olyan variánsából származnak, ahol az első 4 változót végzettségi szintenként rendre az itt jelzett 4-4 változóra cseréltük ki.

Az eredmények összevetése nem könnyű feladat, és nem állítjuk, hogy az alábbi interpretáció teljes és hibamentes. Az alábbi megfigyeléseket emeljük ki:

Az első jogszerzés óta eltelt idővel végzett számítások sokkal kisebb iskolázottság szerinti különbségekre utalnak, mint amit az első két mérce alkalmazása esetén kapunk. Az első jogszerzés helyett az első érdemi jogszerzés figyelembe vétele részben helyreállítja a diplomások és a középiskolát végzettek közötti eltérést, a képzetlenek és a szakiskolai végzettségűek közöttit viszont nem.

A két első mérccével operáló számítások nagy különbséget mutatnak aszerint, hogy a becslés kiterjed-e a nyugdíjasokra is. Egy-egy év hozama lényegesen nagyobbak mutatkozik, ha csak a még aktívakat tekintjük, ami azt jelzi, hogy a szolgálati év-vesztés igen nagymértékben a nyugdíjba vonulással (az életpálya lerövidítésével) függ össze. Ez kihat az iskolázottság szerinti hatáserőségekre is: a képzetek és kevésbé képzetek közötti különbség kisebbnek tűnik a nem-nyugdíjasoknál, mint a teljes mintában.

Az az eredmény, hogy a hatások gyengébbek a második, mint az első mérce alkalmazása esetén, összefügg a lemorzsolódással. A második mérce esetében az óra a legmagasabb végzettség megszerzésének évétől ketyeg: ha valaki közben sikertelenül próbálkozott egy magasabb végzettség megszerzésével nappali tagozaton (nem munka mellett), annak a pályájában nem jogszerző, ugyanakkor magasabb iskolai végzettséget sem eredményező „lyuk” képződik, ami megmagyarázhatja az első és második modellben kapott hatáserőségek eltérését.

Ennek a megfontolásnak az alapján az első mérccét, vagyis azt, amelyik a legmagasabb végzettség megszerzéséhez szükséges minimális idő lejártától méri az életpálya hosszát mindenképp jobbnak tekintjük a másodiknál és a harmadiknál is. A végzettség eléréshez minimálisan szükséges időt követően az egyén különböző módokon mulaszthatja el a jogszerzést: iskolai évisméltéssel, a tanulmányai meghosszabbításával, második képzettség megszerzésével, álláskereséssel, gyermekápolással, betegeskedéssel, munkakerüléssel vagy feketemunkával. A kumulált szolgálati idő felhalmozása szempontjából ezek egyként improduktív életszakaszok, még ha természetesen eltérően hatnak is a nyugdíj várható nagyságára – egy olyan kimenetre, amit ebben a tanulmányban nem vizsgálunk.

Ugyanakkor a harmadik és a negyedik mérce esetében a modell illeszkedésének jóságát mérő  $R^2$  mutatók sokkal magasabbak, mint az első mérce esetében. A különbség elsősorban a teljes minta esetében szembetűnő, de a nyugdíjasok nélküli alminta esetében sem elhanyagolható.

A rendszeres nyugdíjmodellezés számára fontos következtetés, hogy a korrigálatlan adminisztratív adatok (melyek a harmadik mérccét használják) félrevezető eredményeket produkálhatnak. Megítélésünk szerint az általunk alkalmazott algoritmus – habár egy-egy egyén esetében nem feltétlenül pontos – alkalmas a tényleges munkaerő-piaci karrier kezdetének és a relatív szolgálati időnek a pontosabb megállapítására.

### 3.2. MOBILITÁS

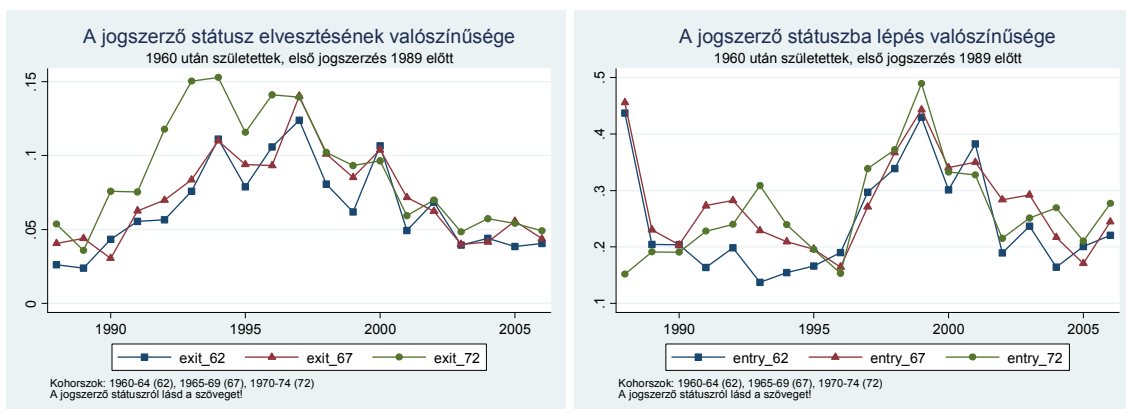
A felvett éves adatok bizonyos korlátok között alkalmasak a jogszerző és nem jogszerző státuszok közötti mobilitás elemzésére, annak megállapítására, hogy az egyének milyen valószínűséggel léptek ki abból a „kockázati csoportból” (jogszerzők, nem jogszerzők, alfák, béták, gammák, és a többi) ahová valamely évben tartoztak. A korlátot az jelenti, hogy retrospektív adatokkal dolgozunk, nem rendelkezünk a korábbi kockázati csoportok egészére vonatkozó információval. Különösen súlyos hiányosság, hogy a KSH-ONYF minta gyakorlatilag nem tartalmaz öregségi nyugdíjasokat, miközben a kockázati csoportokból való kilépés elsősorban nyugdíjba vonulás útján történik. Ezt a problémát nem kezelhetjük másként, mint úgy, ha figyelmünket a fiatal korosztályokra korlátozzuk. Ugyanakkor a vizsgált korosztályoknak elég időseknek is kell lenniük ahhoz, hogy adataink viszonylag hosszú időszakot fogjanak át.

Az elemzéshez az 1960 és 1974 között született három korcsoportot választottuk, ahol az öregségi nyugdíjasok aránya rendre 3,2, 5,3 és zérus százalék volt a felvétel időpontjában. E korosztályokon belül azokat vizsgáljuk, akiknek az első jogszerzése 1989 előtt történt, hogy kiiktassuk a pályakezdéssel összefüggő zavaró hatásokat, adataink tehát 1989-2006-ra vonatkoznak.

Jogszerzőnek a kialakult hagyomány szerint azokat tekintettük, akik egy adott évben 6 hónapot meghaladó szolgálati időt szereztek. Megvizsgáltuk, hogy egyének milyen valószínűséggel léptek át az így definiált jogszerző és nem jogszerző csoportokból a komplementer csoportba. Az eredményeket a 10. ábra mutatja be.

10. ábra

#### Mobilitási indexek három korcsoportra, 1989-2006



A három csoport görbéi egymáshoz igen közel haladnak, és azt jelzik, hogy a jogszerzésbe lépés valószínűsége 0,2 körül volt a transzformációs visszaesés időszakában. A Bokros-csomagot követő fellendülés idején a jogszerzésbe (nagyjából: állásba) lépési esély óriási mértékben növekedett, 1999-ben elérte az 50 százalékot. Ezt követően azonban, a foglalkoztatás-növekedés megtorpanásával párhuzamosan csökkenni kezdett a belépési valószínűség, és ma alig haladja meg a rendszerváltás első éveiben mért értékeket.

A jogszerző státusz elvesztésének esélye a transzformációs visszaesés éveiben nagymértékben növekedett, 5 százalékról 10-15 százalékra. Ezután az esély nem növekedett, hanem tovább csökkent, ami összhangban áll azzal a megfigyeléssel, hogy a fellendülés az állások stabilizálódásával járt, az azt követő munkaerő-piaci pangás pedig (egészen a világgazdasági válság kezdetéig) inkább az állásba lépési esélyek csökkenését, semmint az állásvesztési esélyek növekedését eredményezte.

Össességében, az adatok a felvételt megelőző hét-nyolc évben a mobilitás nagymértékű csökkenésére utalnak: mindkét mobilitási mutató nagyjából a felére csökkent a kilencvenes évek közepi-végi csúcspontjához képest.



## ZÁRÓ MEGJEGYZÉSEK

Az utóbbi években több kísérlet történt a népesség várható nyugdíjának illetve nyugdíj-jogosultságának megbecslésére adminisztratív adatok illetve ismételt keresztmetszeti survey-megfigyelések felhasználásával (Augusztinovics 2005, Augusztinovics - Köllő 2008, Augusztinovics – Gyombolai – Máté 2008). A KSH-ONYF adatfelvétel újabb lehetőséget nyitott a kérdés tanulmányozására, ezen belül első ízben nyílt mód a jogszerzés hosszú távra visszatekintő elemzésére.

Jelentésünkben a felvételtől nyerhető legfontosabb eredményeket igyekeztünk bemutatni, különös figyelmet fordítva arra, hogy egyszeri felvételtől van szó, melynek legfontosabb funkciója, hogy segítse a folyamatos – államigazgatási adatokon nyugvó – elemzést és előrejelzést. Főbb következtetéseink az alábbiak:

(a) Az ONYF-től adatot kérők nem véletlenszerűen választódtak ki a népességet reprezentáló MEF-mintából, ezért az adatok csak a rendelkezésünkre álló minta megfelelő súlyozásával – torzultságának korrigálásával – adhatnak képet a teljes népesség nyugdíj-jogszerzéséről. Kétféle súlyozási eljárást használtunk, az egyik a teljes MEF-mintából való kiválasztódási valószínűség többváltozós becslésén, a másik a mintának egy tízéves ONYF-panel szerkezetével való összehasonlításán nyugszik. A kétféle súlyrendszer egymáshoz hasonló, de a súlyozatlan mintától jelentősen eltérő eredményeket produkál.

(b) Az elemzési célra leginkább használható KELEN adatbázis két súlyos fogyatékosága, hogy egyfelől nem tartalmaz az iskolázottságra vonatkozó információt, másfelől viszonylag rövid időre tekint vissza. Ezért azt a két kérdést tettük fel, hogy vajon (1) a KELEN-ben is rendelkezésre álló foglalkozási kódok pótolhatják-e az iskolázottságra vonatkozó adatokat, és (2) az 1997-től elektronikusan tárolt szolgálati időadatokból milyen pontossággal következtethetünk a teljes életpályán megszerzett szolgálati évek számára? Az első kérdésre igen a válasz: a foglalkozási összetételből nagy biztonsággal következtethetünk az iskolázottság szerinti összetételre. A másodikra kérdésre az a válasz adható, hogy a KELEN-ben rögzített átlagos relatív szolgálati idő-adatból a tévedés kis kockázatával következtethetünk a teljes életpályán várható átlagos relatív szolgálati időre. A KELEN-adatok ugyanakkor nem alkalmasak annak megállapítására, hogy az utolsó tíz-tizenkét évben kevés vagy sok szolgálati időt felhalmozó csoportok korábban milyen jogosultságot szereztek. Az életpálya egészében a jogszerzési különbségek lényegesen kisebbek, mint azt valamely – akár tíz év szélességű – ablakon betekintve látjuk.

(c) A mintából származó legfontosabb eredmények szerint az „örökgammák” és „örökalfák” aránya elhanyagolhatóan kicsi. Az elsőprő többséget alkotó béták által felhalmozott szolgálati idő átlagosan (42 éves korban) 17 év, relatív osztónapokban mérve 67 százalék. Az átlag még a legkevésbé iskolázott csoportok középkorú évjárataiban is

meghaladja a 15 évet, az ennél idősebb évjáratoknál pedig eléri vagy meghaladja a 20 évet, ami a teljes öregségi nyugdíj jogosultság alsó határa. A jogszerzés igen erősen összefügg az iskolázottsággal, de az iskolázatlan népesség hátránya - a hosszabb potenciális jogszerző idő miatt - szolgálati években mérve nem olyan súlyos, mint relatív osztónapokban mérve. A megyék és településtípusok közötti különbségek két-három éves kumulált szolgálati idő eltérésekben nyilvánulnak meg. A nemek közötti különbségek az iskolázottságra való kontrollálás után viszonylag szerények.

(d) A felvett éves adatok bizonyos korlátok között alkalmasak a jogszerző és nem jogszerző státuszok közötti mobilitás elemzésére, annak megállapítására, hogy az egyének milyen valószínűséggel léptek ki abból a „kockázati csoportból” (jogszerzők, nem jogszerzők) ahová valamely évben tartoztak. A megvizsgálható kohorszok esetében az adatok a felvételt megelőző hét-nyolc évben a mobilitás nagymértékű csökkenésére utalnak: mind a jogszerzésbe lépésnek, mind a jogszerző státusz elvesztésének esélye nagyjából a felére csökkent a kilencvenes évek közepi-végi csúcspontokhoz képest, azaz, mind a jogszerzők, mind a nem jogszerzők csoportjai lényegesen zártabbá váltak, mint a kilencvenes években voltak.

## HIVATKOZÁSOK

Augusztinovics M. (2005): Népeség, foglalkoztatottság, nyugdíj.  
Közgazdasági Szemle, 52. 5. 429–447. o.

Augusztinovics M. – Köllő J. (2007): Munkapiaci pálya és nyugdíj: 1970-2020.  
Közgazdasági Szemle, 54.évf. 6.sz. 529-559. p

Augusztinovics M. – Gyombolai M. – Máté L.: Járulékfizetés és nyugdíjjogosultság  
1997–2006. Közgazdasági Szemle 55. évf. 7–8. sz. 2008. 665–689.

Keuzenkamp, H. A. (2000): Probability, econometrics and truth,  
Cambridge Univ. Press, Cambridge

**Az egyes iskolázottsági kategóriák foglalkozások közötti megoszlása  
a MEF 1993-2003. évi összevont mintájában (%)**

<b>1964 előtt születettek</b>					
Iskolai végzettség →	0-8 oszt	Szakm	Éretts	Diplomás	Összesen
Takarítók	7,4	1,8	0,7	0,2	2,7
Anyagmozgatók	11,2	2,8	0,8	0,1	4,0
Gépkezelők, összeszerelők	10,8	9,0	3,2	0,7	6,9
Őrök, portások	1,7	2,5	1,3	0,3	1,7
Gépjárművezetők	1,9	4,4	2,3	0,4	2,8
Mezőgazdasági	6,5	3,4	1,4	0,6	3,3
Építőipari	2,9	10,7	1,9	0,4	5,3
Ipari	12,8	26,7	10,3	1,9	16,2
Kereskedelmi	6,3	18,6	18,0	4,3	14,1
Szolgáltató	1,9	3,7	4,7	0,8	3,3
Irodai	1,5	2,0	12,5	3,6	5,1
Technikus	1,0	2,9	13,6	6,7	6,0
Ügyintéző	0,5	1,3	10,8	9,8	4,7
Vezető	0,2	1,0	3,8	8,7	2,4
Diplomás foglalkozású	0,1	0,3	2,5	28,4	3,6
Tanár, orvos	0,0	0,1	1,0	28,4	3,1
Be nem sorolt	33,3	8,8	11,2	4,7	14,9
<b>Összesen</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

<b>1965-ben vagy később születettek</b>					
Iskolai végzettség →	0-8 oszt	Szakm	Éretts	Diplomás	Összesen
Takarítók	13,0	3,6	1,3	0,3	5,5
Anyagmozgatók	8,2	2,9	0,8	0,4	3,7
Gépkezelők, összeszerelők	9,8	7,4	2,9	0,8	6,1
Őrök, portások	3,3	2,7	1,4	0,5	2,3
Gépjárművezetők	4,3	7,1	2,8	0,9	4,3
Mezőgazdasági	9,6	4,8	2,0	1,2	5,1
Építőipari	3,3	13,3	2,3	0,7	5,5
Ipari	14,2	26,6	11,9	2,5	15,6
Kereskedelmi	5,2	12,5	12,5	3,9	9,1
Szolgáltató	2,6	3,5	3,1	0,6	2,7
Irodai	2,9	2,7	14,4	3,1	6,0
Technikus	1,9	2,3	12,0	6,1	5,3
Ügyintéző	0,9	1,4	12,3	6,4	4,8
Vezető	0,6	1,9	9,6	19,1	5,8
Diplomás foglalkozású	0,2	0,3	3,3	24,8	4,3
Tanár, orvos	0,1	0,2	1,2	24,6	3,6
Be nem sorolt	19,8	6,9	6,2	4,0	10,4
<b>Összesen</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

<b>Összes korcsoport</b>					
Iskolai végzettség →	0-8 oszt	Szakm	Éretts	Diplomás	Összesen
Takarítók	11,2	2,8	1,0	0,3	4,4
Anyagmozgatók	9,2	2,9	0,8	0,3	3,8
Gépkezelők, összeszerelők	10,2	8,1	3,1	0,8	6,4
Őrök, portások	2,8	2,6	1,4	0,4	2,1
Gépjárművezetők	3,5	5,9	2,6	0,7	3,7
Mezőgazdasági	8,6	4,1	1,8	1,0	4,4
Építőipari	3,2	12,1	2,1	0,6	5,4
Ipari	13,7	26,6	11,2	2,3	15,8
Kereskedelmi	5,5	15,3	14,8	4,0	11,0
Szolgáltató	2,3	3,6	3,8	0,7	2,9
Irodai	2,5	2,4	13,6	3,3	5,6
Technikus	1,6	2,6	12,7	6,3	5,5
Ügyintéző	0,8	1,4	11,7	7,5	4,8
Vezető	0,5	1,5	7,2	15,8	4,5
Diplomás foglalkozású	0,2	0,3	3,0	26,0	4,0
Tanár, orvos	0,1	0,1	1,1	25,8	3,4
Be nem sorolt	24,2	7,7	8,2	4,2	12,1
<b>Összesen</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

## Az éves szolgálati idő 1987-88. évi változásának regressziós becslése

Függő változó: az éves osztónapok hányadosának logaritmus

Magyarázó változók	Együtthatók	Magyarázó változók	Együtthatók
Férfi	-0,0085 (-0,73)	Férfi	-0,0069 (-0,60)
8 osztály, vagy kevesebb	-0,0085 (-0,53)	8 osztály, vagy kevesebb	-0,0092 (-0,59)
Szakiskola	-0,0015 (-0,10)	Szakiskola	0,0079 (0,56)
Felsőfokú	-0,0137 (-0,73)	Felsőfokú	-0,0529 (-2,77)
Születési év (MEF-ből származik)	0,0002 (0,18)	Születési év (MEF-ből származik)	-0,0009 (-0,60)
Jogszerző státus (teljes): $\beta_4$	0,4499 (2,46)	Jogszerző státus 1998 előtt: $\beta_4$	0,3755 (7,59)
Jogszerző státus (teljes): $\beta_3$	0,1591 (3,52)	Jogszerző státus 1998 előtt: $\beta_3$	0,1602 (5,65)
Jogszerző státus (teljes): $\beta_2$	-0,0108 (-0,70)	Jogszerző státus 1998 előtt: $\beta_2$	0,0679 (4,30)
Jogszerző státus (teljes): $\alpha$	-0,0096 (-0,11)	Jogszerző státus 1998 előtt: $\alpha$	0,0040 (0,06)
Konstans	-0,5146 (-0,17)	Konstans	1,7952 (0,60)
Megfigyelések száma	3 197	Megfigyelések száma	3 197
R <sup>2</sup>	0,0065	R <sup>2</sup>	0,0294

Robosztus t-statisztikák zárójelben. \* szignifikáns 5% szinten; \*\* szignifikáns 1% szinten  
Referencia kategóriák: nő, érettségizett, jogszerző státus:  $\beta_1$

A sorozat korábban megjelent kötetei

2007

Zsombor Cseres-Gergely: Inactivity in Hungary – the Persistent Effect of the Pension System. BWP 2007/01

Szilvia Hámori: The effect of school starting age on academic performance in Hungary. BWP 2007/02

Csire András – Német Nándor: Az életminőség területi differenciái Magyarországon: a kistérségi szintű HDI becslési lehetőségei. BWP 2007/03

2008

Galasi Péter – Nagy Gyula: A munkanélküli-jövedelemtámogatások célzása Magyarországon 2004-ben. BWP 2008/01

Szilvia Hámori: Adult education in the European Union – with a focus on Hungary. BWP 2008/02

Galasi Péter: A felsőfokú végzettségű munkavállalók munkaerő-piaci helyzete és foglalkozásuk-iskolai végzettségük illeszkedése. BWP 2008/03

Anna Lovász: Competition and the Gender Wage Gap: New Evidence from Linked Employer-Employee Data in Hungary, 1986-2003. BWP 2008/04

Zsuzsa Blaskó: Does early maternal employment affect non-cognitive children outcomes? BWP 2008/05

Galasi Péter: A túl- és az alulképzés bérhozama 25 országban. BWP 2008/06

Galasi Péter - Nagy Gyula: Az aktív munkaerő-piaci programokba kerülés esélyei: képzés, bértámogatás, közhasznú munka. BWP 2008/07

Galasi Péter: The effect of educational mismatch on wages for 25 countries. BWP 2008/08

Gábor R. István: Életpálya-kereseti profilok és keresetingadozás. BWP 2008/09

2009

Istvan Gábor R.: Experience-earnings profile and earnings fluctuation: a missing piece in some labour market puzzles? BWP 2009/01

Anna Lovász – Mariann Rigó: Who Earns Their Keep? An Estimation of the Productivity-Wage Gap in Hungary 1986-2005. BWP 2009/02

Köllő János: Miért nem keresnek állást a magyar munkanélküliek? Hipotézisek az Európai Munkaerőfelvétel adatai alapján. BWP 2009/03

---

**A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek** a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg. A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>