

GÁBOR R. ISTVÁN

A hiányzó láncszem? Életpálya-keresetek és keresetingadozás

A tanulmány az 1992–2003 közötti évi bértarifa-felvételek adataira támaszkodva, egyszerű statisztikai eszközökkel azt vizsgálja, hogy mennyiben mutathatók ki eltérések a különböző iskolázottságú és gyakorlati idejű dolgozók keresetingadozásának mértékében, s ha kimutathatók eltérések, azok kapcsolatban állnak-e az életpálya-kereseti profilok alakjával: a keresetek munkaerő-piaci gyakorlati időtől való függésével. A vizsgálódás eredményei arra engednek következtetni, hogy az egyes dolgozói csoportok keresetingadozásában jellegzetes, az életpálya-kereseti profilokkal kapcsolatba hozható különbségek vannak. Feltételezve, hogy e keresetingadozásbeli különbségekben részben a piaci bérszint dolgozócsoportonként eltérő viszonylagos merevsége nyilvánul meg, s hogy e merevség a munkanélküliség egyik meghatározója, kézenfekvő arra gyanakodni, hogy a munkanélküliség iskolázottsági csoportok (és talán országok) közötti szisztematikus eltérései is részben az életpálya-kereseti profilok jellegzetességeivel hozhatók kapcsolatba.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: E24, E32, J31.

A tanulmány azt a hipotézist igyekszik – az Állami Foglalkoztatási Szolgálat és jogelődjei 1992 és 2003 közötti bértarifa-felvételeire támaszkodva – ellenőrizni, hogy a keresetek munkaerő-piaci gyakorlati időtől függésének – az úgynevezett élet(pálya)-kereseti profilnak – befolyása lehet a keresetek konjunkturális ingadozásának mértékére.¹

Ennek megfelelően először azt vizsgáljuk meg, hogyan alakult 1992–2003 között Magyarországon a különböző iskolázottsági csoportok életkereseti profilja, és milyen okoskodással vélelmezhető, hogy az életkereseti profilnak hatása lehet a piaci bérszint merevségére – azaz az egyensúlyi bérszint változásaihoz való igazodásának nehézkességére/lomhaságára – s ezen keresztül a konjunkturális keresetingadozás mértékére. Majd áttérünk ugyanezen csoportok 1992–2003 közötti keresetingadozásainak adatszerű vizsgálatára. A tanulmány a vizsgálódás eredményeinek összefoglalásával és lehetséges munkanélküliségi tanulságaival zárul.

* A tanulmány kéziratához fűzött észrevételeikért, tanácsaikért és biztatásukért köszönettel tartozom Bódis Lajosnak, Cseres-Gergely Zsombornak, Fazekas Károlynak, Galasi Péiernek, Köllő Jánosnak, Nagy Gyulának és Simonovits Andrásnak. Külön köszönöm a névtelen lektortól kapott hasznos észrevételeket és tanácsokat, valamint az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének azt, hogy a gondozásában lévő adatállományokat önzetlenül rendelkezésemre bocsátották.

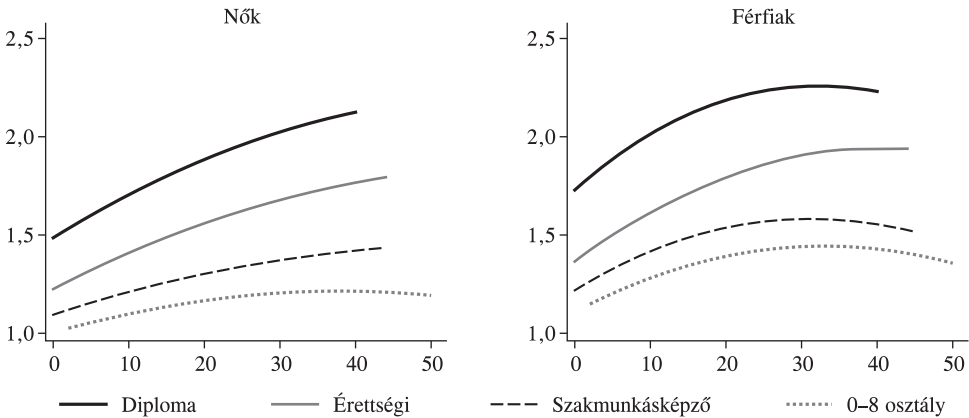
¹ Azért korlátozódik a vizsgálódás az 1992–2003 közötti időszakra, mert 1992 előtt csak háromévente került sor ilyen felvételekre, a 2003 utáni felvételek elemzéséhez pedig egyelőre nem állnak rendelkezésre a korábbi adatfelvételekkel való egybevetéshez szükséges átdolgozott egyéni súlyok.

Életpálya-kereseti profilok Magyarországon 1992–2003 között

Az 1. ábra a dolgozók nyolc alcsoportjára – négy összevont iskolai végzettségi csoportjukra (legfeljebb nyolc osztályt végeztek; szakmunkásképzőt vagy szakiskolát végeztek; érettségizettek; főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkezők) nemenként külön-külön – regressziós becsléssel kapott „stilizált” életkereseti profilokat mutat be.

1. ábra

Becsült életkereseti görbék iskolai végzettség szerint nemenként*



* A vízszintes tengelyen az adott iskolázottság megszerzésének tipikus életkora és az egyén tényleges életkora közötti különbség (az úgynevezett számított vagy potenciális gyakorlati idő) években; a függőleges tengelyen a bruttó kereset természetes alapú logaritmus, 1-nek véve a 0–8 osztályt végzett, nulla gyakorlati idejű nők mindenkor becsült adatát.

A becslések az 1992–2003 közötti bértarifa-felvételek egybevont adatállományára épültek, s ennek megfelelően az alkalmazott becselőfüggvény a számított gyakorlati idő és ennek négyzete mellett független változóként az adatfelvételi éveket mint kétértékű változókat (*dummy*) is tartalmazta. (Az egyes évekre külön-külön is elvégzett becslések feltűnően változatos – a költségvetési szektorbeli dolgozók iskolázottsági adatai híján 1993-re csak a vállalati szektorra korlátozódó – eredményeiről a Függelék *F1. ábrája* tájékoztat.) Mind a gyakorlati időnek, mind a gyakorlati idő négyzetének becsült együtthatója mind a nyolc alcsoport esetében a várt előjelűnek (a gyakorlati idő pozitív, a gyakorlati idő négyzetéé negatív) s a két együttható egymáshoz viszonyított abszolút nagysága is a várttal összhangban állónak (az előbbi az utóbbinál több nagyságrenddel nagyobb) adódott, s mindkettő mindegyik becslésben erősen (legalább $p = 0,000$ szinten) szignifikánsnak mutatkozott.

A különböző iskolai végzettségű és nemű dolgozókra kapott görbék egyenként szemügyre véve és egymással összehasonlítva, a – témában valamennyire jártas olvasónak biztosan nem meglepő – következő megállapítások tehetők.

1. A magasabb iskolázottságúak görbéi az alacsonyabb iskolázottságúak görbéinél, illetve a férfiak görbéi a nők megfelelő görbéinél az ábrán jól láthatóan rendre *magasabbról* indulnak.²

² A figyelmes szemlélőnek emellett az is feltűnhet, hogy a 0–8 osztályt végzettek csoportjából – a másik három dolgozócsoporthoz eltérően – hiányoznak az egészen rövid gyakorlati idejűek: görbéjük nem a nulla gyakorlati idő feletti, hanem attól jobbra lévő pontból indul. Ennek egyszerű technikai oka, hogy a számított (potenciális) gyakorlati idő nyolc osztályt végzett egyén esetében akkor adódna nullának, ha a felvétel időpontjában az illető 14 éves lenne – ez az életkor azonban a munkavállalási kor 15 évben megszabott alsó határa alatt van.

2. Szintén jól látható az ábrán, hogy mindegyik görbe – legalábbis bizonyos gyakorlati időig – emelkedő, de a gyakorlati évek számának növekedésével egyre kisebb meredekségű lesz, vagyis *konkáv* alakú.

3. Végül, a magasabb iskolai végzettségűek görbéi az alacsonyabb iskolázottságúakénál s a férfiak görbéi az ugyanolyan iskolázottságú nőkéinél – legalábbis bizonyos gyakorlati időig – *meredekebben* emelkednek, és többnyire *erősebben konkávak*.

Az életkereseti profiloknak ezeket az utóbbi, az első két pontban említettekénél talán kevésbé szembeötlő jellegzetességeit számszerűen érzékeltetik az 1. táblázat adatai (lásd a táblázat viszonylag rövid gyakorlati időre vonatkozó első és viszonylag hosszú gyakorlati időre vonatkozó második oszlopának egyazon sorokbeli adatait, illetve iskolai végzettségenként az első oszlop nőkre vonatkozó felső felének és férfiakra vonatkozó alsó felének adatait).

1. táblázat

Az életkereseti görbék meredeksége rövid (10. percentilis) és hosszú (90. percentilis) gyakorlati időnél (százalék/év)

Iskolai végzettség	10. percentilis	90. percentilis
<i>Nők</i>		
0–8 osztály	0,7	0,0
Szaktanulmányok	1,2	0,5
Érettségi	1,8	0,9
Diploma	2,2	1,2
<i>Férfiak</i>		
0–8 osztály	1,4	–0,5
Szaktanulmányok	1,8	–0,3
Érettségi	2,4	0,3
Diploma	2,8	–0,3

Nem szükséges itt belemenni annak taglalásába, hogy milyen okok állhatnak a görbék említett jellegzetességei mögött; aki erre kíváncsi, megtudhatja bármelyik neoklasszikus szemléletű alapozó munkagazdasági tankönyvből.³ Ehelyett, a görbék vázolt jellegzetességeit adottságnak véve, e jellegzetességeknek a piaci bérszintek viszonylagos merevségét érintő lehetséges *hatását* igyekszem most megvilágítani (amelyre vonatkozóan nem sikerült szakirodalmi előzményre találnom).

³ A magyarázatok leggyakrabban a dolgozók munka közbeni *emberitőke*-gyarapodására helyezik a hangsúlyt (lásd például Ehrenberg–Smith [2003] 9. fejezet); ezen a megközelítésen alapszik maga az úgynevezett Mincer-féle kereseti függvény (lásd Mincer [1974]), amelynek egyszerű változatán az itt ismertetett életkeresetigörbe-becslések alapulnak.

Emellett hivatkozni szoktak a gyakorlati idő növekedésével javuló *összeállásra* a munkahelyi követelmények és a dolgozók képességei között, illetőleg a munkaerő-kiválasztási, -megtartási és munkahelyi ösztönzési célú úgynevezett *halasztott javadalmazás* – kezdetben alulfizetés, később túlfizetés – alkalmazására. (Ez utóbbi és az emberitőke-elméleti magyarázat összevetését illetően lásd Lazear [1981], a munkaköri összeállítás jelentőségét hangsúlyozó kereséseméleti és az emberitőke-elméleti magyarázat szembesítését illetően pedig lásd Manning [1998].) Megjegyzem, hogy mindhárom magyarázatváltozat szerint köze lehet a nők életkereseti görbéinek férfiakénál kisebb meredekségéhez annak, hogy az előbbieket *tényleges* munkaerő-piaci gyakorlati ideje az utóbbiakénál nagyobb mértékben térhet el lefelé az itt és a következőkben alapul vett *potenciális* gyakorlati időtől (lásd még a 13. lábjegyzetet).

Nem mondható el ugyanez arról a sajátos *Odüsszeusz-effektust* feltételező – negyedik – magyarázatváltozatról, amelynek lényege: a süllyedő vagy vízszintes alakú életpálya-kereseti profilnál vonzóbbnak bizonyulhat a dolgozók számára egy kisebb jelenértékű összes keresetáramlást biztosító emelkedő életpálya-

1. Az életkereseti profil *fogalmából* adódóan valamely iskolázottsági csoport görbéjének egy rövidebb gyakorlati időhöz tartozó pontját összekötve egy hosszabb gyakorlati időhöz tartozó pontjával, a kapott egyenes meredeksége azt érzékelteti, hogy a hosszabb és a rövidebb gyakorlat közötti különbséggel megegyező idő elmúltával a rövidebb gyakorlati idejű dolgozók időben stabil életkereseti profil mellett átlagosan mekkora (illetve az adott iskolázottsági csoport életkereseti profiljának feljebb/lejjebb tolódása – a különböző gyakorlati idejűek átlagos reálkeresetének egységes arányú emelkedése/süllyedése – esetén ennél mennyivel nagyobb/kisebb) arányú reálkereset-növekedésre számíthatnak. Nyilvánvalóan annál nagyobbra, minél nagyobb a két életpálya-kereseti görbepont közötti függőleges távolság – vagyis minél meredekebben emelkedik az adott gyakorlati idő-tartományban az életkereseti profil.

E szerint ha például az $x + 1$ év gyakorlati idejű diplomások reálkeresete átlagosan 2,8 százalékkal haladja meg az x gyakorlatú diplomásokét (vagyis éppen annyival, amilyen arányú keresetnövekedést az 1. táblázat első számoszlopának legelső becült számadata szerint a 10. percentilis gyakorlati idejű férfi diplomások számára a gyakorlati idő növekedése eredményez), és az elkövetkező év során mindkét csoportjuk 1-1 százalékos reálkereset-csökkenést szenved el, akkor a most x gyakorlati idejű diplomások egy év múlva, az addigra 1-1 százalékkal alacsonyabb átlagos reálkeresetek ellenére, átlagosan mintegy $2,8 - 1 = 1,8$ százalékkal – egész pontosan: $(102,8 \times 0,99) - 100 = 1,772$ százalékkal – *magasabb* reálkeresetre számíthatnak.

Ilyen értelemben az emelkedő vagy éppen (adott gyakorlati idő-tartományban) süllyedő alakú életkereseti profil kohorszhatása eltéríti – mégpedig az emelkedő alakú görbéé felfelé (a számpéldánkbeli görbéé +2,8 százalékponttal), a süllyedő alakúé pedig lefelé – az egyes dolgozói korosztályok *keresetének átlagos* alakulását (ami példánkban +1,8 százalék) ugyanezen dolgozói korosztályok *átlagos keresetének* alakulásától (példánkban -1 százalék).

2. A piaci bérszint viszonylagos merevségét végső soron leginkább abból szokás eredeztetni, hogy a dolgozók *haszonszintje* bérüknek nem csupán az aktuális, hanem a korábban már elért, illetve másokéhoz viszonyított szintjétől is függ. Más szavakkal, ugyanakkora bért többre tartanak, ha az a korábbiánál, illetve másokénál magasabb, mint ha alacsonyabb. Részint pedig abból, hogy haszonszintjük aszimmetrikusan reagál: a bércsökkenést/bérpozíció-romlást a dolgozók nagyobb haszonvesztésként élik meg, mint amekkora haszonnyereséggé fordított irányú ugyanakkora bér(pozíció)változást.⁴

Efféle haszonfüggvényt tulajdonítva a dolgozóknak, a bérmeghatározódás bármely nem tökéletesen versenyzői modelljéből (a monoposzónikus – ezen belül a hatékonyságibérfizetési indíttatású – munkáltatói bérmegszabásból csakúgy, mint a monopol-szakszervezeti, illetve a kétoldalú kollektív bérmegszabásból) *lefelé nehezkesebben* alkalmazkodó

kereseti profil, attól való félelmük folytán, hogy hiába próbálnak ellenállni a szírének csábításának, nem lesz elég akaraterjük aktuális keresetük egy részének elköltését későbbre halasztani (lásd erről Thaler [1992] 107–121. o.), ami módot nyújt a munkáltatóknak arra, hogy emelkedő életkereseti profilt kínálva, alacsonyabb jelenértékű összes keresetáramlás kilátásba helyezésével is vonzóbbnak bizonyuljanak versenytársaiknál. Ennek legfeljebb annyiban lehet köze a nők laposabb életkereseti görbéjéhez, amennyiben feltételezhetnénk, hogy férfi társaiknál vagy kevésbé jövőorientáltak, vagy jobban bíznak önmegtartóztató képességükben.

⁴ A standard haszonfüggvény ilyen irányú kiterjesztésének elméleti megalapozását és munkaerő-piaci jelentőségét illetően lásd például Frank–Hutchens [1990] és Kahneman–Thaler [1991].

piaci bérszint,⁵ ebből pedig az egyensúlyi bérszint süllyedésekor az illető piacok túlkínálati munkanélkülisége következik.⁶

Egyberakva az 1–2. pontbeli gondolatmenetet, ha ezek helytállók, akkor az életkereseti görbe *nagyobb* (kisebb) *meredekségének* értelemszerűen rugalmasabb (merevebb) piaci bérszinttel s ennek megnyilvánulásaképpen *nagyobb* (kisebb) *amplitúdójú* konjunkturális béringadozásokkal kell párosulnia.⁷

Hogy *tényleg* érvényesül-e ilyen összefüggés életkereseti görbék és béringadozás között, a következő rész ennek eldöntéséhez próbál fogódzót adni.

Keresetalakulási trendek és keresetingadozás Magyarországon 1992–2003 között

Mielőtt a keresetek időbeli alakulásának és életkereseti görbékkel való kapcsolatának tanulmányozásába fognánk, egyetlen mondat erejéig arról, miért szerepelnek *annak ellenére* együtt a vállalati és a költségvetési szektor dolgozói, hogy a piaci és a közsféra keresetalakító mechanizmusai természetesen lényegesen különböznek egymástól. Tekintettel a dolgozók *tényleges és potenciális szektorközi mobilitására*, önkényes lett volna az egyes adatfelvételi időpontokban *történetesen éppen* a vállalati szektorban foglalkoztatott dolgozók életpálya-kereseti profiljait azonosítani az e szektor adataiból kirajzolódó profilokkal s ennek megfelelően erre a szektorra szűkítve vizsgálni az életkereseti profilok és a keresetalakulás kapcsolatát.

Ezt a (minden bizonnyal vitatható) indokolást előrebocsátva, a 2. *ábra* felső fele a bruttó nominális⁸ átlagkeresetek *tényleges* alakulását, alsó fele a keresetalakulás *becsült trendjeit* érzékelteti.

Az *ábra felső* része nem igényel különösebb magyarázatot: az ott látható görbék egyszerűen az azt érzékeltető pontokat kötik össze nemek szerint külön-külön grafikonon, hogy a vizsgált időszak egymást követő éveiben iskolázottsági csoportonként mekkora volt az átlagkereset természetes alapú logaritmus. Egyetlen rövid megjegyzés: a görbék 1993. évi pontjainak elhelyezkedését jelentősen befolyásolhatta, hogy miután a rendelkezésünkre álló bértarifa-felvételi adatokból arra az évre sajnos (mint már jeleztük) nem állapítható meg a költségvetési szektorbeli dolgozók iskolai végzettsége, e görbepontok *csak a vállalati* szektor dolgozóinak akkori átlagkereseteit érzékeltetik. A diplomások görbéjének akkori – a nők esetében különösen szembeszökő – kiugrása mögött jelentős részben e mintaösszetétel-torzulás hatása állhat.

Az *ábra keresetalakulási trendgörbéket* bemutató *alsó* részéhez kicsit hosszabb előzetes megjegyzést szükséges fűzni.

⁵ Talán nem felesleges ehhez hozzátenni: természetesen amely piacon *lefelé* rugalmasabb a bérszint, ott *felfelé* is rugalmasabbnak kell lennie. Különböző logikai képtelenséghez vezető „racsnihatással” kellene számolnunk – azzal, hogy két olyan piac esetében, amelyek egyensúlyi bérszintje egymáshoz képest időben állandó, az egyensúlyi bérszint mindkét piacot egyformán érintő konjunkturális hullámzásainak eredőjeképpen hullámvásárlásról hullámvásárlásra romlania kellene a lefelé berrugalmasabb piac bérpozíciójának.

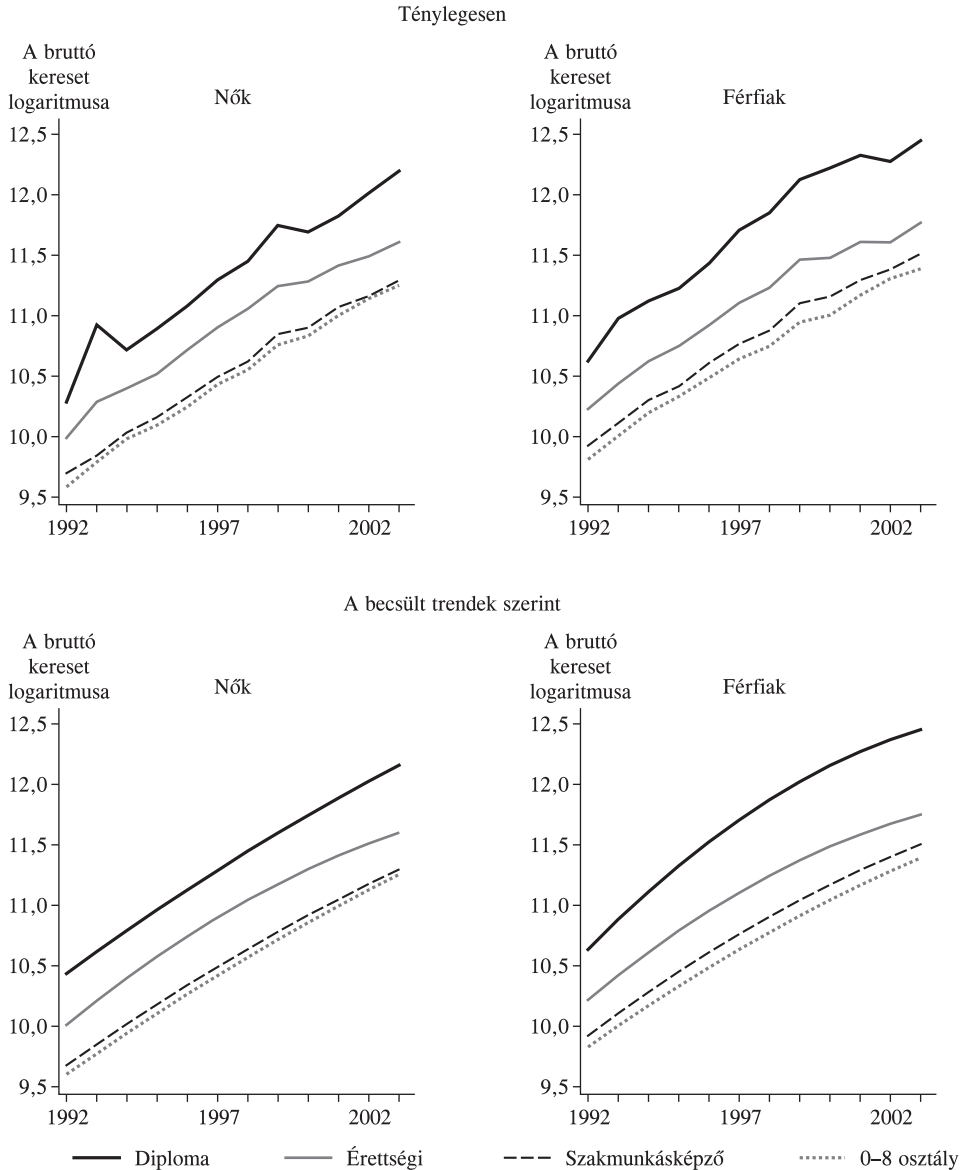
⁶ A lefelé merev bérszint összefüggéseiről a nem tökéletesen versenyzői bérmegegyezéssel lásd például *Klaas-Ullman* [1995].

⁷ Az 1–2. pontbeli okoskodásból mellel az is következhet, hogy ha hasonló életkorú, de eltérő iskolázottságú két dolgozó csoport átlagkeresete történetesen ugyanolyan arányban átmenetileg visszaesik, ez kevésbé ront a meredekebb életkereseti profilú, iskolázottabb csoport tagjainak keresettel való elégedettségén. Így van-e, vagy sem, megfelelő közvélemény-kutatási adatsor birtokában elvileg ellenőrizhető.

⁸ Azért a nominális, nem pedig a fogyasztói árindexszel deflált reálkereseteket, mert az itt vizsgálandó keresetingadozásbeli *különbségek* szempontjából akkor kapnánk szisztematikusan más eredményt, ha dolgozócsopontonként eltérő árindexszekkel végeznénk a deflálat.

2. ábra

A bruttó átlagkereset alakulása iskolai végzettség szerint nemenként



Mint köztudott, a gazdasági növekedés – így a béralakulás – trendjeinek becsléseit többnyire vagy mozgó átlagolással, vagy *exponenciális* függvényformát alkalmazó analitikus eljárással végzik. Az előbbit esetünkben el kellett vetni, mert tovább rövidítette volna az amúgy is rövid idősorainkat. Az utóbbi eljárás, tekintettel a keresetadatok logaritmusalakjára, esetünkben *lineáris* függvényforma alkalmazását jelentette volna. Az itt ismertetendő becslési eredmények lineáris helyett *parabolisztikus*, mégpedig a megfigyelési éveket első és második hatványon is tartalmazó becslőfüggvényen alapulnak. E függvényformát a ke-

resetnövekedésnek a tényadatok alakulásából látható – és a kapott trendgörbék kisebb-nagyobb mértékben csökkenő meredeksége által igazolt – *lassulása* indokolta.

Ettől persze még megtehetjük volna, hogy egyszerűség kedvéért lineáris trendvonalakat becsülünk. Ez esetben azonban az ábránkon *erősebben konkáv* trendgörbéjű (vagyis az időszak elejéhez képest nagyobb mértékben lassuló keresetnövekedésű) dolgozócsoportokra *pusztán emiatt* – tehát a linearitásra „kényszerített” trendvonal parabolisztikusnál rosszabb illeszkedése folytán – nagyobb trendtől való eltérések adódhattak volna, mint a lineárist jobban megközelítő (kevésbé konkáv) becsült trendgörbéjű csoportokra.

A 2. ábra szerint a *különösen konkáv trendgörbéjű* férfi diplomások – mint korábban láttuk – egyszersmind a *legmeredekebb életpálya-kereseti* profilúak, míg a lineárist leginkább megközelítő trendgörbéjű legiskolázatlanabbak egyszersmind a leglaposabb életpálya-kereseti profilúak.⁹ Tekintettel a keresetingadozások lineáris trendbecslésből adódó nagyságának pozitív összefüggésére a parabolisztikus becslés szerinti trendgörbék konkvitásával, könnyű belátni, hogy lineáris becslést alkalmazva akkor is a tanulmányunk előző részében valószínűsített *pozitív kapcsolat* adódhatott volna az életkereseti görbék meredeksége és a keresetingadozások nagysága között, ha valójában valamennyi dolgozócsoportnak az ábra alsó része szerinti trendvonalakat pontosan követve, vagyis (trend körüli) *ingadozás nélkül* alakul az átlagkeresete. Ennek a szisztematikus észlelési hibának igyekeztünk lineáris helyett parabolisztikus trendfüggvény illesztésével elejét venni, s ilyen megfontolásból tartottunk ki e függvényforma alkalmazása mellett annak ellenére, hogy a megfigyelési éveket csak első vagy csak második hatványon tartalmazó egyszerű függvényformák alkalmazása rendre ugyanolyan magas (0,91–0,99 közötti) R^2 -értékű becsléseket eredményezett.¹⁰

Az így becsült trendgörbék egyes évekhez tartozó pontjait összevetve a megfelelő évek tényleges átlagkereseti adataival – vagyis a 2. ábra alsó részének görbéit a felső térfél megfelelő görbéivel –, a 3. ábra szerinti trendtől való eltérések adódnak. Jól látható, hogy minél magasabb a dolgozók iskolázottsága, átlagkeresetük az egyes években annál nagyobb *viszonylagos* mértékben „szokott” eltérni a függőleges tengely 0 pontjának magasságában húzódó, a trend szerinti mindenkor átlagkeresetet megjelenítő vízszintestől.

Az ugyanilyen módon megszerkesztett 4. ábrán emellett egyazon iskolázottsági csoportokon – az ábrán a 0–8 osztályt végzettek és a diplomásokon – belül is szisztematikus különbség fedezhető fel a viszonylag rövid és a viszonylag hosszú (5–25., illetve 75–95. percentilis) gyakorlati idejük átlagkeresetének trendtől való eltérésében: a hosszabb gyakorlatúak átlagkeresete mindkét nem mindkét iskolázottsági csoportja esetében láthatóan kisebb viszonylagos mértékben „szokott” eltérni a trendvonalától, mint a rövidebb gyakorlati idejüké.

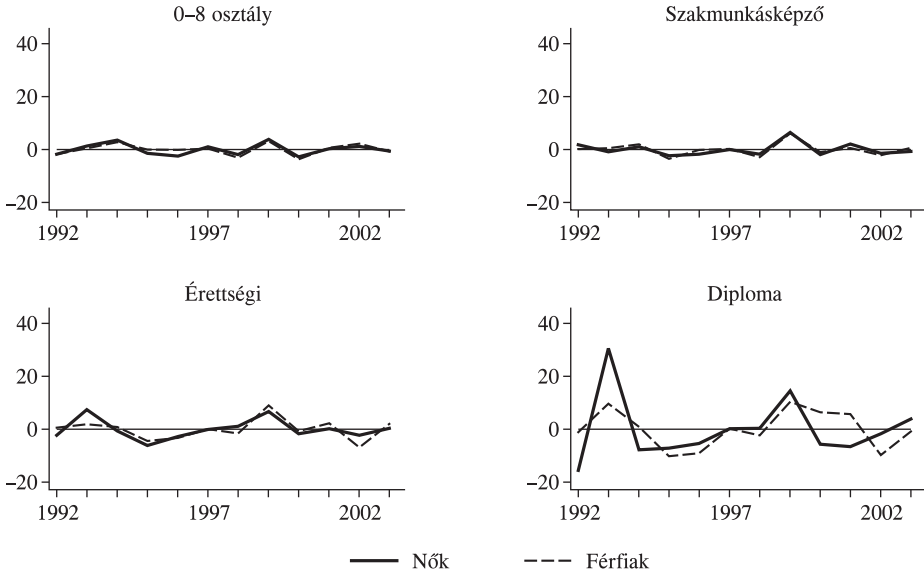
Az előző kettőtől eltérően az 5. ábra már az átlagkereseteknek nem a trendtől való

⁹ Az ábra alsó részének trendgörbéiből – a közöttük lévő függőleges távolságokból – jól érzékelhető emellett a különböző iskolázottságú dolgozók átlagkeresete közötti viszonylagos különbség időbeli alakulása. Különösen szembetűnő a férfi diplomások másik három iskolázottsági csoport mindegyikéhez képest egyre növekvő, majd az időszak végére a legkevésbé iskolázottakhoz képest nagyjából stabilizálódó s csak az akorra már egy ideje romló kereseti pozíciójú érettségizettekhez képest továbbnövekvő kereseti előnye. A nők trendgörbéiből is hasonló, csak kevésbé markáns bérpozíció-átrendezőési irányzatok érzékelhetők. Az iskolázottsági hozamok átrendezőési irányzatainak mélyebb elemzéséről lásd Galasi [2004], Kertesi-Köllő [2006], Kézdi [2004] és Tóth [2005], 4. fejezet.

¹⁰ Megjegyezzük ugyanakkor, hogy míg mindkét utóbbi függvényforma esetében a becsült együttműködés mindegyik munkavállalói csoportra erősen szignifikánsnak mutatkoztak ($p = 0,000$ szinten), az itt alapul vett függvényváltozat lineáris és négyzetes tagjára becsült együttműködés külön-külön egyik csoportra sem, csak együttesen bizonyultak – szintén $p = 0,000$ szinten – mindegyik csoportra szignifikánsnak. (Ha a lineáris tagra szignifikáns együttműködésbebecslést kapunk, a négyzetes tagra viszont nem, ez természetesen az illető dolgozócsoportha lineáris függvényforma alkalmazása mellett szólt volna.)

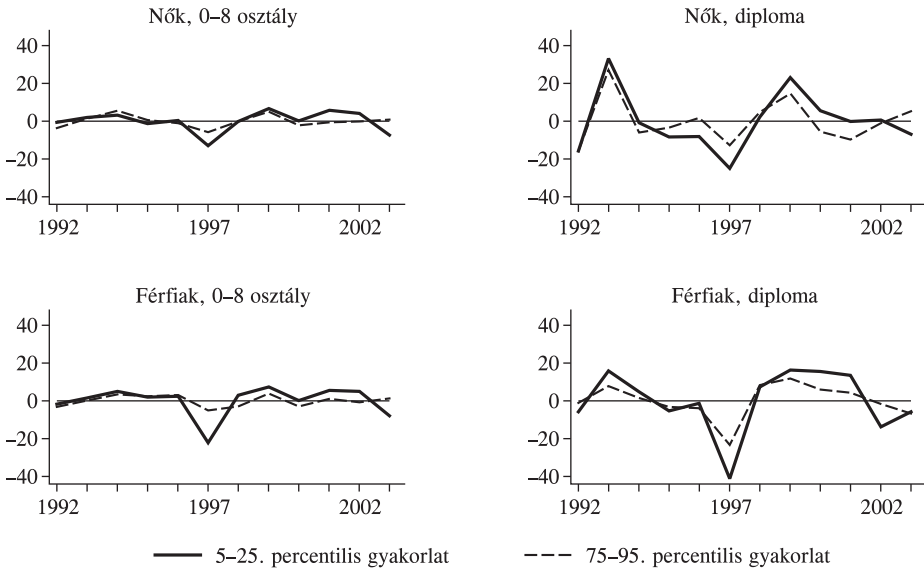
3. ábra

A bruttó átlagkereset trendtől való eltérése iskolai végzettség szerint nemenként (százalék)



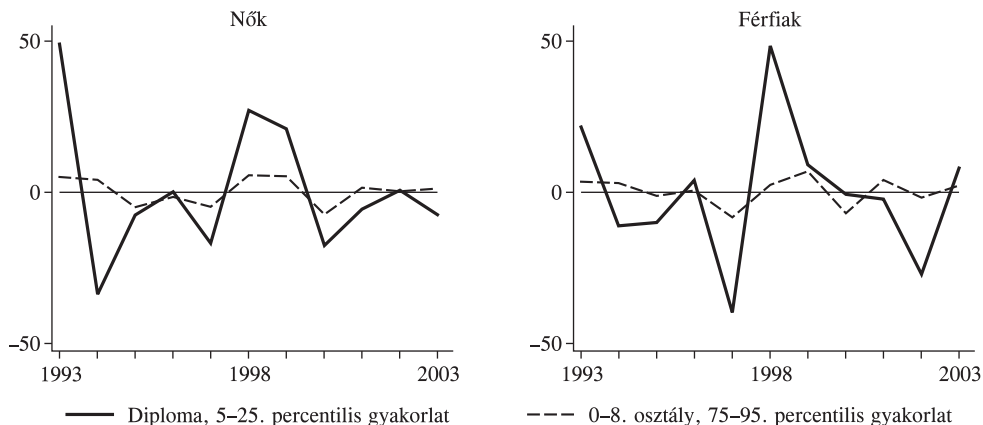
4. ábra

A 0-8 osztályt végzettek és a diplomások bruttó átlagkeresetének trendtől való eltérése gyakorlati idő szerint nemenként (százalék)



5. ábra

A rövid gyakorlati idejű diplomások és a hosszú gyakorlati idejű alacsony iskolázottságúak trend körüli kereset-ingadozása nemenként (százalék)



eltéréseiről, hanem trend körüli *ingadozásairól* tájékoztat – mégpedig a rövid gyakorlati idejű diplomás és a 0–8 osztályt végzett hosszú gyakorlati idejű férfiakra és nőkre –, ingadozáson az egymást követő évpárok trendtől való aránylagos átlagkereset-eltéréseinek *különbségét* értve.

Az ábra megerősíti azt az előző két ábra által ébresztett gyanút, hogy miután a diplomások átlagkeresete nagyobb mértékben „szokott” eltérni a trendtől, mint a 0–8 osztályt végzeteké, és a rövid gyakorlati idejűeké nagyobb mértékben, mint a hosszabb gyakorlati idejűeké, ezért a rövid ideje diplomásként dolgozók és a csak 0–8 osztály végzett hosszabb ideje dolgozók kereset-ingadozásának mértéke között különösen markánsak lehetnek a különbségek. Valóban az látható, hogy az előbbi csoport átlagkeresete az utóbbiéénál többszörösen nagyobb kilengésekkel ingadozik.

Mielőtt a grafikonokról áttérnénk az életkereseti profilok és a kereset-ingadozás közötti kapcsolat *számszerű* vizsgálatára, talán nem felesleges megindokolni, hogy egyáltalán mi szükség volt az 5. ábrán szemléltetett – az egymást követő évpárok trendtől való aránylagos átlagkereset-eltéréseinek *különbségeként* definiált – „trend körüli kereset-ingadozás” fogalmát bevezetni, ha e kereset-ingadozásokban láthatóan hasonló csoportközi eltérések mutatkoznak, mint a megelőző ábrákon szemléltetett s a tény- és trendadatokból *egyetlen* kivonással kiszámítható „trendtől való eltérésekben”.

A kézenfekvő válasz a következő. Képzeljünk magunk elé két ábrát, mindkettőn ugyanolyan trendvonalal, de eltérően elhelyezkedő olyan átlagkeresetpontokkal, amelyekre az illető trendvonalat illesztettük. Konkrétabban, az egyik ábrán helyezkedjenek el a pontok *több éven* át a trendvonal felett, majd ugyancsak *több éven* át alatta, és így tovább, míg a másik ábrán legyenek a pontok *páratlan* években a görbe fölött, *párosakban* meg alatta. Nem nehéz e két ábrát úgy elképzelni, hogy mindkettőn nagyjából ugyanakkorának adódjon a trendvonalától való évi *abszolút* (előjel nélkül vett) eltérések összege. Aligha kérdéses ugyanakkor, hogy ahol a trendtől való eltérés *minden* páratlan évben pozitív, és *minden* azt követő évben negatív, ott a trendhez képest „ingadozóbbnak” kell minősítenünk a keresetalakulást, mint ahol hasonló nagyságú ingadozásokra csak *többévente* kerül sor. A trend körüli kereset-ingadozás fogalmán ilyen megfontolásból a kilengések nagyságát és gyakoriságát egyszerre érzékeltető fogalmat értünk.

E kitérő után folytatva a számszerű elemzést, a következő két táblázat adatai az így

értelmezett évi keresetingadozásokból előjelük figyelmen kívül hagyásával kiszámított *átlagos évi ingadozást* érzékeltetik.

A 2. táblázat adatai szerint ez a mutató, mindkét nem esetében nagyjából hasonlóan, növekszik az iskolai végzettség emelkedésével; a két nem között csak a diplomások körében mutatkozik – a nők „javára” – jelentős eltérés. Azaz a legnagyobb konjunkturális keresetingadozásnak a diplomások, közülük is főként a diplomás nők vannak kitéve, legkevésbé pedig a legalacsonyabb iskolázottságú dolgozók átlagkeresete ingadozik.

2. táblázat

Évi átlagos keresetingadozás iskolai végzettség szerint nemenként, százalék

Iskolai végzettség	Nők	Férfiak
0–8 osztály	3,2	3,0
Szaktanácsképző	3,3	3,4
Érettségi	4,7	5,0
Diploma	12,6	7,8

3. táblázat

Évi átlagos keresetingadozás iskolai végzettség és gyakorlati idő szerint nemenként, százalék

Iskolai végzettség	5–25.	75–95.	Különbség
	percentilis gyakorlati idejűek		
<i>Nők</i>			
0–8 osztály	6,2	3,8	2,4
Szaktanácsképző	4,4	4,7	–0,3
Érettségi	8,6	6,8	1,8
Diploma	17,0	15,0	2,0
<i>Férfiak</i>			
0–8 osztály	8,2	3,7	4,5
Szaktanácsképző	7,9	6,5	1,4
Érettségi	12,9	8,6	4,3
Diploma	16,5	8,5	8,0

A 3. táblázat az azonos nemű és iskolázottságú dolgozók két-két szűkebb csoportjára: a viszonylag rövid és a viszonylag hosszú gyakorlati idejűekre közöl ugyanilyen tartalmú adatokat, kiegészítve e két-két szűkebb csoport keresetingadozási adata közötti különbségeket tartalmazó adatoszloppal.

Amellett, hogy ezekre a szűkebb dolgozói csoportokra nézve is szembeűnő az átlagos keresetingadozás pozitív kapcsolata az iskolázottsággal, a gyakorlati idővel való negatív kapcsolata is szembeűnő. Egyedül a szaktanácsképző végzettségű nők esetében haladja meg – csekély mértékben – a hosszabb gyakorlati idejűek átlagkereset-ingadozása a rövidebb gyakorlatiakét.

Ami a *rövidebb gyakorlati idejűek* átlagkeresetének viszonylag nagymértvű ingadozását illeti, erre könnyűnek látszik hipotetikus magyarázatokat találni. Gondolhatunk például egyensúlyi bérszintjük keresleti és/vagy kínálati okokból nagyobb konjunktúraérzékenységére, vagy a hosszabb gyakorlati idejűekénél kisebb piaci erejükre, gyengébb érdekérvényesítő képességükre, aminek folytán, még ha egyensúlyi bérszintjük nem ingadozik is jobban a hosszabb gyakorlati idejűekénél, az utóbbiaknál kevésbé tudják ki-

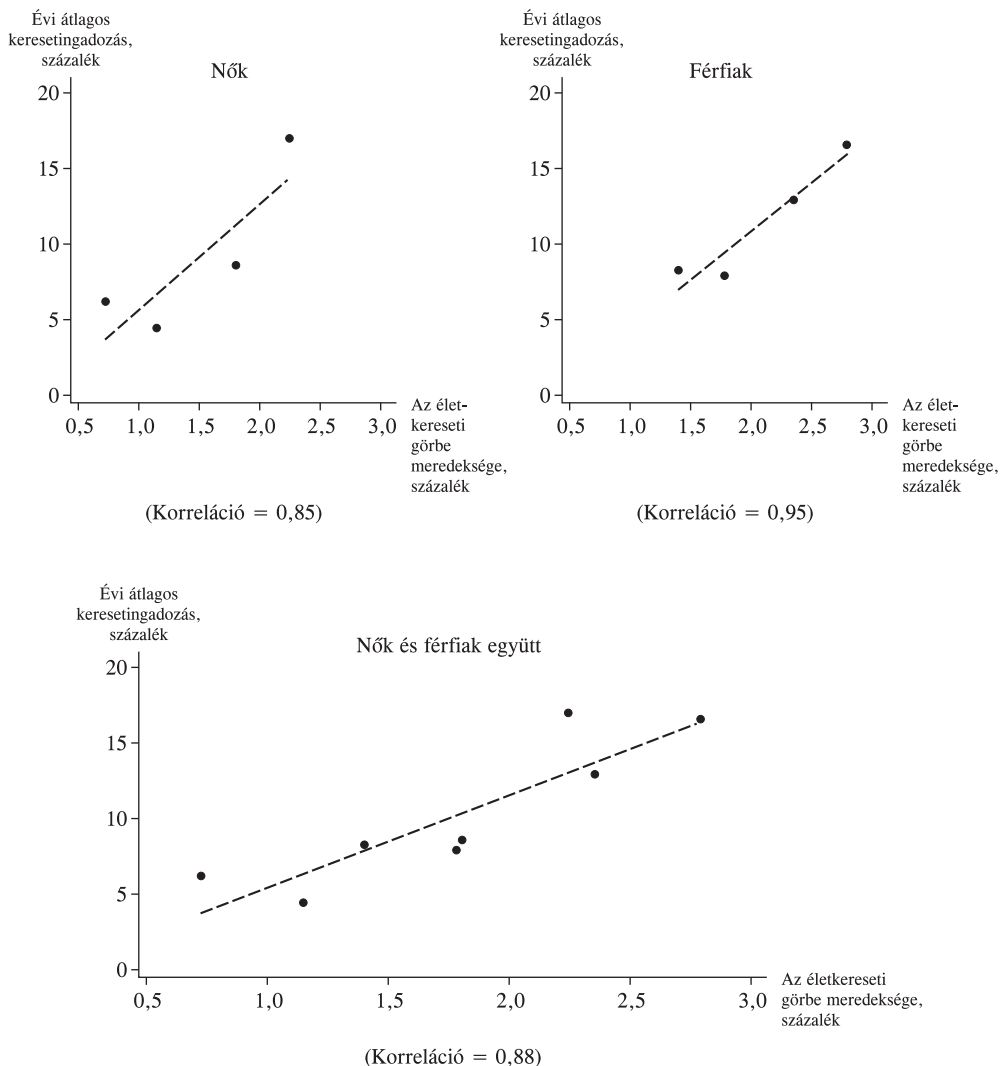
harcolni maguknak a keresetstabilitást mint „jót” és elhárítani a keresetingadozást mint „rosszat”.

Ami viszont a *magasabb iskolai végzettségűek* viszonylag nagymérvű átlagkeresetingadozását illeti, nem ismertek olyan elméleti megfontolások vagy olyan empirikus vizsgálati eredmények, amelyek akár a magasabb iskolázottságúak egyensúlyi bérszintjének kevésbé iskolázottakénál nagyobb konjunktúraérzékenységet, akár a magasabb iskolázottságúak alacsonyabb iskolázottságúakénál kisebb piaci érdekérvényesítő képességét valószínűsítenek.

Vajon kapcsolatban állhatnak-e ezek az ellenmondásosnak tűnő eredmények az előző részben tárgyalt életpálya-kereseti profilokkal? Konkrétabban szólva, összhangban van-

6. ábra

Összefüggés az életkereseti görbe 10. percentilis gyakorlati időnél becsült meredeksége és az 5–25. percentilis gyakorlati idejük évi átlagos keresetingadozása között



nak-e ezek az eredmények az előző részbeli okoskodásnak a végkövetkeztetésével, hogy az életkereseti görbe nagyobb meredekségéből nagyobb keresetingszűkülés adódik?

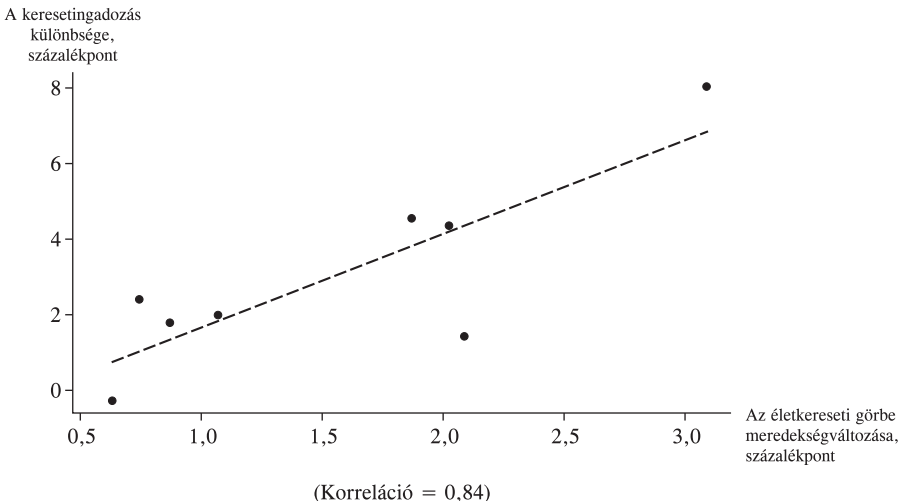
Visszatérve a grafikonoszerű ábrázoláshoz, a 6. ábra bal felső mezőjének pontjai a nőkre, jobb felső mezője a férfiakra, alsó mezője pedig nőkre és férfiakra együtt mutatja a négy iskolázottsági csoportra becsült életkereseti görbék viszonylag rövid (10. percentilis) gyakorlati időnél mért *meredekségének* és ugyanezen négy dolgozócsoporthoz viszonylag rövid (5–25. percentilis) gyakorlati idejű tagjai *keresetingszűkülésének* együttállásait.

Mint a kapott pontokra lineáris regresszióval illesztett egyenesekből látszik, valóban *pozitív*, mégpedig – mint az egyes ábramezők alatt feltüntetett korrelációs hányadosok 0,85–0,95 közötti értékéből látszik – *igen szoros pozitív* kapcsolat mutatkozik az életkereseti görbe meredeksége és a keresetingszűkülés nagysága között.

A 7. ábra grafikonja más metszeten is igazolja az életkereseti görbe meredeksége és a keresetingszűkülés nagysága közötti szoros pozitív kapcsolatot. Az itt látható pontok a négy iskolázottsági csoportra nemenként külön-külön becsült életkereseti görbék 10. és 90. percentilis gyakorlati idő közötti meredekségváltozásának *s* a rövid és hosszú (5–25. és 75–95. percentilis) gyakorlati idejű dolgozók közötti keresetingszűkülés-különbségeinek az együttállásait érzékeltetik.¹¹ A görbepontokra illesztett regressziós egyenes itt is pozitív meredekségűnek és a korreláció is hasonlóan szorosnak (0,84) adódik.

7. ábra

Összefüggés az életkereseti görbe 10. és 90. percentilis gyakorlati idő közötti meredekségváltozása *s* az 5–25. és a 75–95. percentilis gyakorlati idejű dolgozók keresetingszűkülésének különbsége között



Végül, finomabb, bár közvetettebb és részlegesebb ellenőrzési módja az életkereseti profil feltételezett keresetingszűkülési hatásának, ha *idősorelemzéssel* megvizsgáljuk a konkáv életpálya-kereseti profil viszonylag meredek tartományában lévő rövid és kevésbé mere-

¹¹ Ez utóbbi, keresetingszűkülésbeli különbségek megtalálhatók a 3. táblázat utolsó oszlopában (már hivatkoztunk is rájuk), az életkereseti görbék meredekségváltozását mint e görbék konkavitásának közelítő mérőszámát pedig ki-kí könnyen kiszámíthatja magának, egyenként kivonva az 1. táblázat első oszlopának adataiból a második oszlop ugyanazon sorbeli adatát.

dek tartományában lévő hosszú gyakorlati idejű dolgozócsoportok keresetingadozásának kapcsolatát.

Azért finomabb ellenőrzési mód ez a korrelációs számításnál, mert akkor hoz értékelhető pozitív eredményt, ha a keresetingadozásoknak nemcsak az átlagos nagysága korrelál az életkereseti profil meredekségével, hanem a keresetingadozások dolgozócsoportonként időben hasonló eloszlásban, hasonló konjunkturális sokkok folytán állnak elő. És azért közvetettebb és részlegesebb, mert nem közvetlenül magát a keresetingadozás nagyságának az életkereseti görbe meredekségével fennálló kapcsolatát ellenőrzi, hanem csak azt és csak a különböző gyakorlati idejű dolgozók összehasonlításában, hogy ténylegesen megfigyelhető-e az e kapcsolat fennállása esetén várható keresetingadozásbeli különbségek.

Tekintettel arra, hogy az időszerelemzésekben szokásoshoz képest meglehetősen rövidek a rendelkezésre álló idősorok, és emiatt nagy lehet bennük a zaj/jel arány, nem meglepő, hogy csak olyan dolgozócsoportokra adódott értékelhető eredmény, amelyek erősen konkáv életkereseti görbéje folytán markáns *különbség* volt valószínűsíthető a rövidebb és a hosszabb gyakorlati idejű dolgozók keresetingadozása között. Nevezetesen, a két nem közül a – mint korábban láttuk – konkávabb életkereseti profilú férfiakra, közülük is a különösen erősen konkáv profilú diplomásokra, szakmunkásképzőt–szakiskolát és 0–8 osztályt végzettekre.

Az e három dolgozócsoportra együtt, valamint a diplomásokra külön is elvégzett időszerelemzés eredményei¹² szerint a hosszabb gyakorlati idejű dolgozók keresetingadozásaiból meglehetősen nagy biztonsággal megjósolhatók a rövidebb gyakorlati idejű dolgozók keresetingadozásai – a kiigazított R^2 a diplomásokra 0,85, a három csoportra együtt végzett becslés 0,80 –, s a rövidebb gyakorlati idejűek keresete valóban szignifikánsan nagyobb mértékben – a diplomásokon belül 95 százalékos valószínűséggel 1,1–2,1-szer, a három csoportot együttvéve, 99 százalékos valószínűséggel 1,1–1,9-szer akkorákat – ingadozik, mint a hosszabb gyakorlati idejűeké (a megfelelő Durbin–Watson-statisztikák: 2,4, illetve 2,1).

Összefoglalás és következtetések

Első lépésként megállapítottuk, hogy a különböző iskolázottságú dolgozók 1992–2003 között Magyarországon (is) jellegzetesen különböző meredekségű és konkavitású életpálya-kereseti profilokkal szembesültek. Második lépésként logikailag azt valószínűsítettük, hogy a piaci keresetek konjunkturális ingadozása pozitív kapcsolatban áll az életkereseti profilok globális és lokális meredekségével. Végül, harmadik lépésként, egyszerű statisztikai eszközökkel megkíséreltük empirikusan ellenőrizni e logikai következtetést, és azt állapítottuk meg, hogy e következtetéssel a számszerű eredmények többé-kevésbé összhangban állnak.

Feltéve, hogy ez valóban az életpálya-kereseti profilok és a keresetingadozás között logikailag vélelmezett kapcsolat érvényesülésének köszönhető, és hogy a munkanélküliségnek valóban egyik fontos kiváltó oka a piaci bérszintek viszonylagos merevsége, *talán* közelebb juthatunk a munkanélküliség jelenségével foglalkozó közgazdászokat régóta nyugtalanító egy-két *rejtély* kulcsának megtalálásához.

Egyik ilyen rejtély, amelynek megoldásában talán a tanulmányunkban vizsgált kapcsolat lehet a(z egyik) még hiányzó láncszem, az alacsonyabb iskolázottságúak magasabb iskolázottságúakénál, illetve az idősebb dolgozók fiatalabb dolgozókéknál szisztematiku-

¹² A futtatások eredményeiről lásd a Függelék F1. táblázatát.

san nagyobb munkanélkülisége¹³ – fiatalabbakon nem az iskolából frissen kikerülő legfiatalabbakat értve, akiknek körében viszonylag magas a *súrlódási* munkanélküliség. Egy *másik* ilyen rejtelem pedig az a – Japán példájára hivatkozva (lásd például *Freeman–Weitzmann* [1987]) a munkanélküliség irodalmában évtizedeken át különösen nagy hangsúlyt kapott – megfigyelés, hogy az állásbiztonságot és emelkedő életpálya-kereseti profilokat garantáló, bürokratikus vállalati belső munkaerőpiacok (s más országokban a hasonló célokra törekvő szakszervezetek) kiterjedt jelenléte nem feltétlenül jár kedvezőtlen foglalkoztatási–munkanélküliségi következményekkel.

Hivatkozások

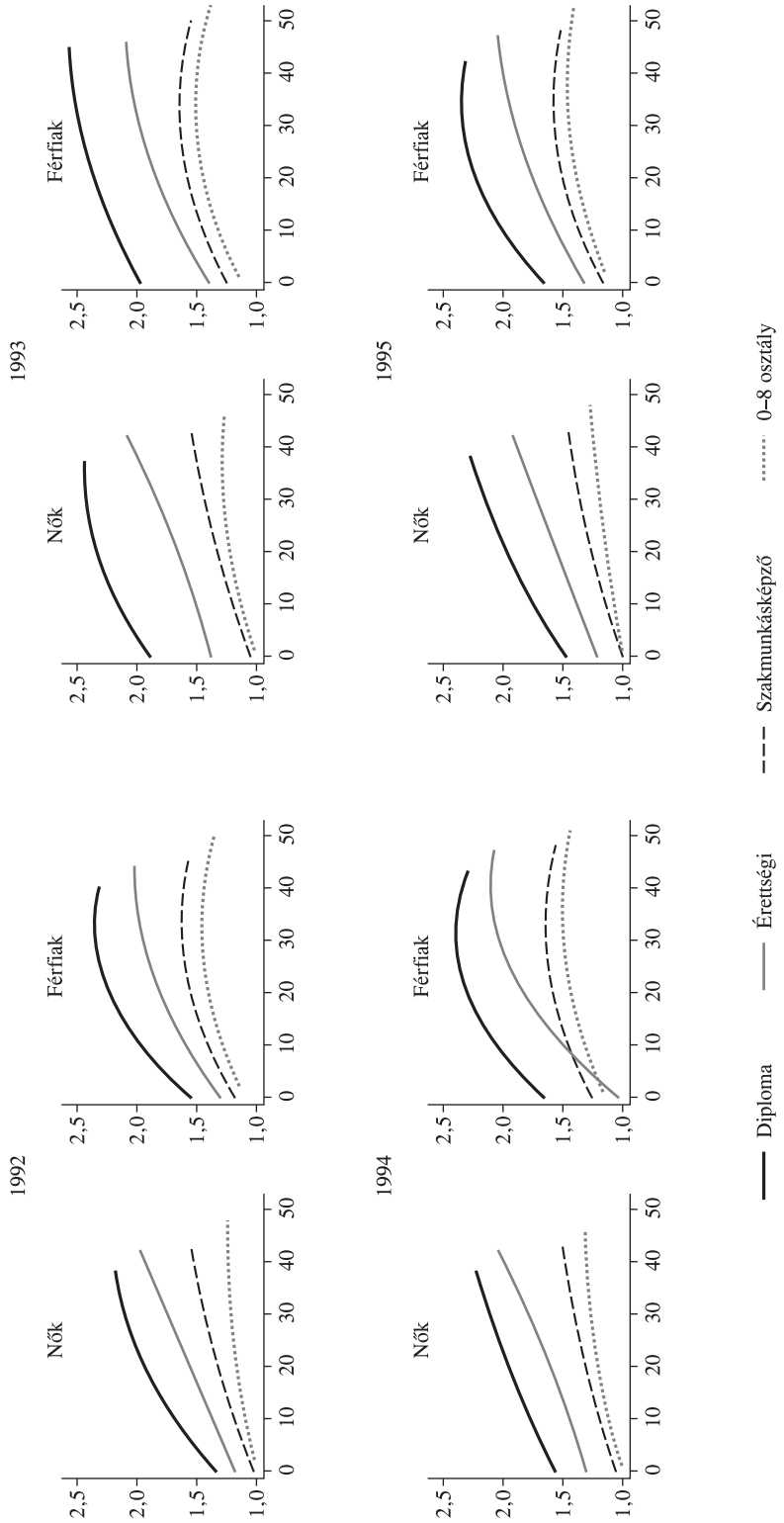
- EHRENBERG, R. G.–SMITH, R. S. [2003]: Korszerű munkagazdaságtan. Elmélet és közpolitika. Panem, Budapest, 327–338. o.
- FRANK, R.–HUTCHENS R. [1990]: Feeling good vs. feeling better: a life-cycle theory of wages. Working paper, Cornell University.
- FREEMAN, R.–WEITZMANN, M. [1987]: Bonuses and employment in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 1. No. 2. 168–194. o.
- GALASI PÉTER [2004]: Valóban leértékelődtek a felsőfokú diplomák? *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 3. sz.
- KAHNEMAN, D.–THALER, R. [1991]: Economic analysis and the psychology of utility: applications to compensation policy. *The American Economic Review*, Vol. 81. No. 2. 341–346. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2006]: Felsőoktatási expanzió, „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke. *Közgazdasági Szemle*, 3. sz. 201–225. o.
- KÉZDI GÁBOR [2004]: Iskolázottság és keresetek. Megjelent: *Varga Júlia* (szerk.): *Oktatás és munkaerőpiac. Munkaerőpiaci Tükör 2004*, MTA KTI–OFA, Budapest, 43–49. o.
- KLAAS, B. S.–ULLMAN, J. C. [1995]: Sticky wages revisited: organizational responses to a declining market-clearing wage. *The Academy of Management Review*, Vol. 20. No. 2. 281–310. o.
- LAZEAR, E. P. [1981]: Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions. *The American Economic Review*, Vol. 71. No. 4. 606–620. o.
- MANNING, A. [1998]: Movin’ on up: interpreting the earnings-experience profile. Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 380, január.
- MINCER, J. [1974]: School, experience and earnings. NBER, New York.
- THALER, R. H. [1992]: *The winner’s curse. Paradoxes and anomalies of economic life*. Princeton University Press, Princeton, N.J.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2005]: *Jövedelemeloszlás. A gazdasági rendszerváltástól az uniós csatlakozásig*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság–Századvég Kiadó, Budapest.

¹³ Az alacsonyabb iskolázottságúak tekintetében ugyanakkor a cikk lektora joggal hívta fel figyelmemet arra a *fordított irányú* lehetséges ok-okozati összefüggésre, amely szerint az alacsonyabb iskolázottságúak laposabb életpálya-kereseti profilja részben nagyobb munkanélküliségüknek – a munkából való gyakoribb és/vagy hosszabb kieséseiknek – lehet a következménye.

F1. ábra

Becsült életkereseti görbék iskolázottság szerint nemenként, 1992–2003

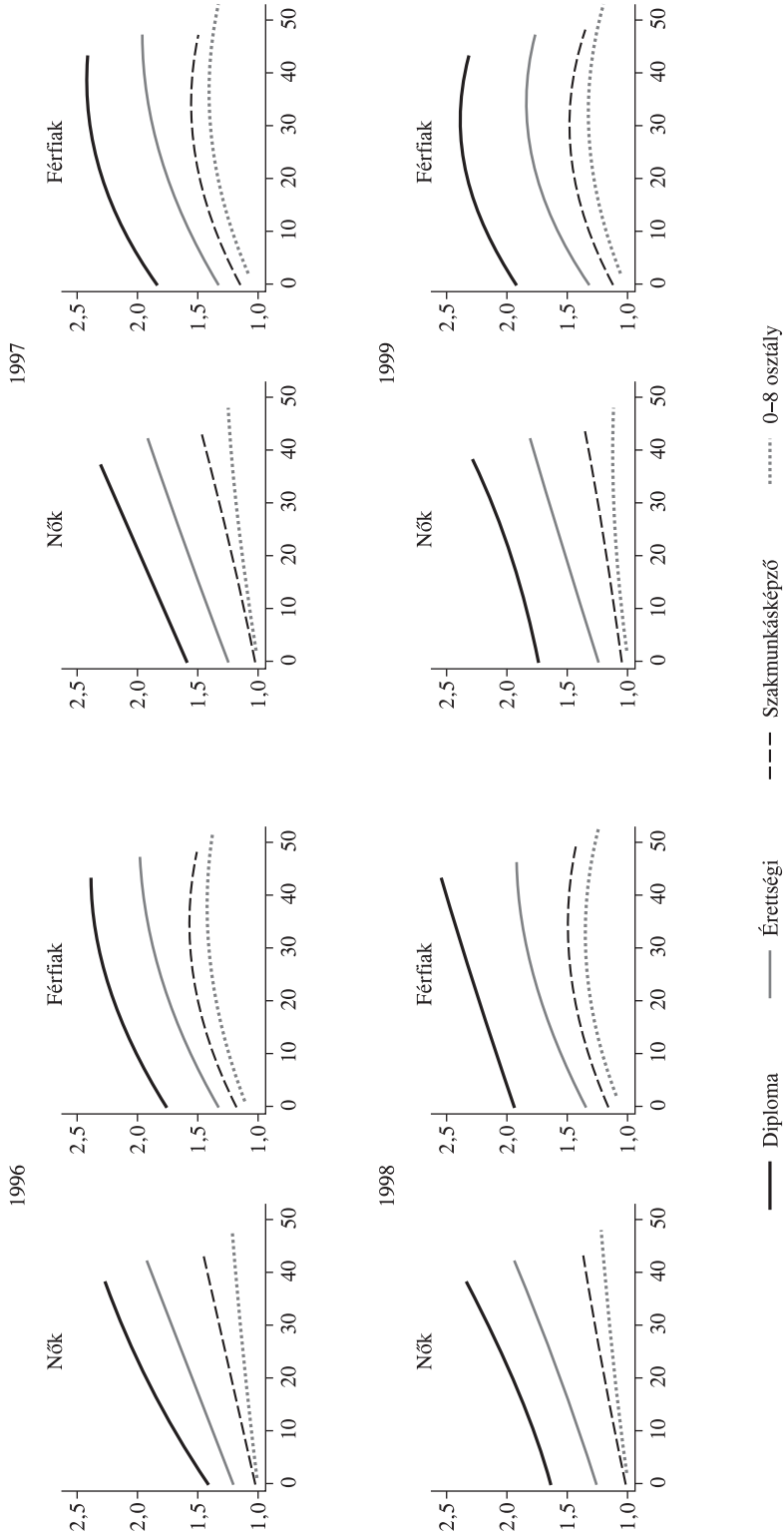
(A vízszintes tengelyen az adott iskolai végzettség megszerzésének tipikus életkora és az egyén tényleges életkora közötti különbség években, a függőleges tengelyen pedig a bruttó kereset logaritmusa, a 0–8 osztiályt végzett, minimális gyakorlati idejű nők becsült adatait 1-nek véve)



F1. ábra (folytatás)

Becsült életkereseti görbék iskolázottság szerint nemenként, 1992–2003

(A vízszintes tengelyen az adott iskolai végzettség megszerzésének tipikus életkora és az egyén tényleges életkora közötti különbség években, a függőleges tengelyen pedig a bruttó kereset logaritmusa, a 0–8 osztiályt vevett, minimális gyakorlati idejű nők becscült adatát 1-nek véve)

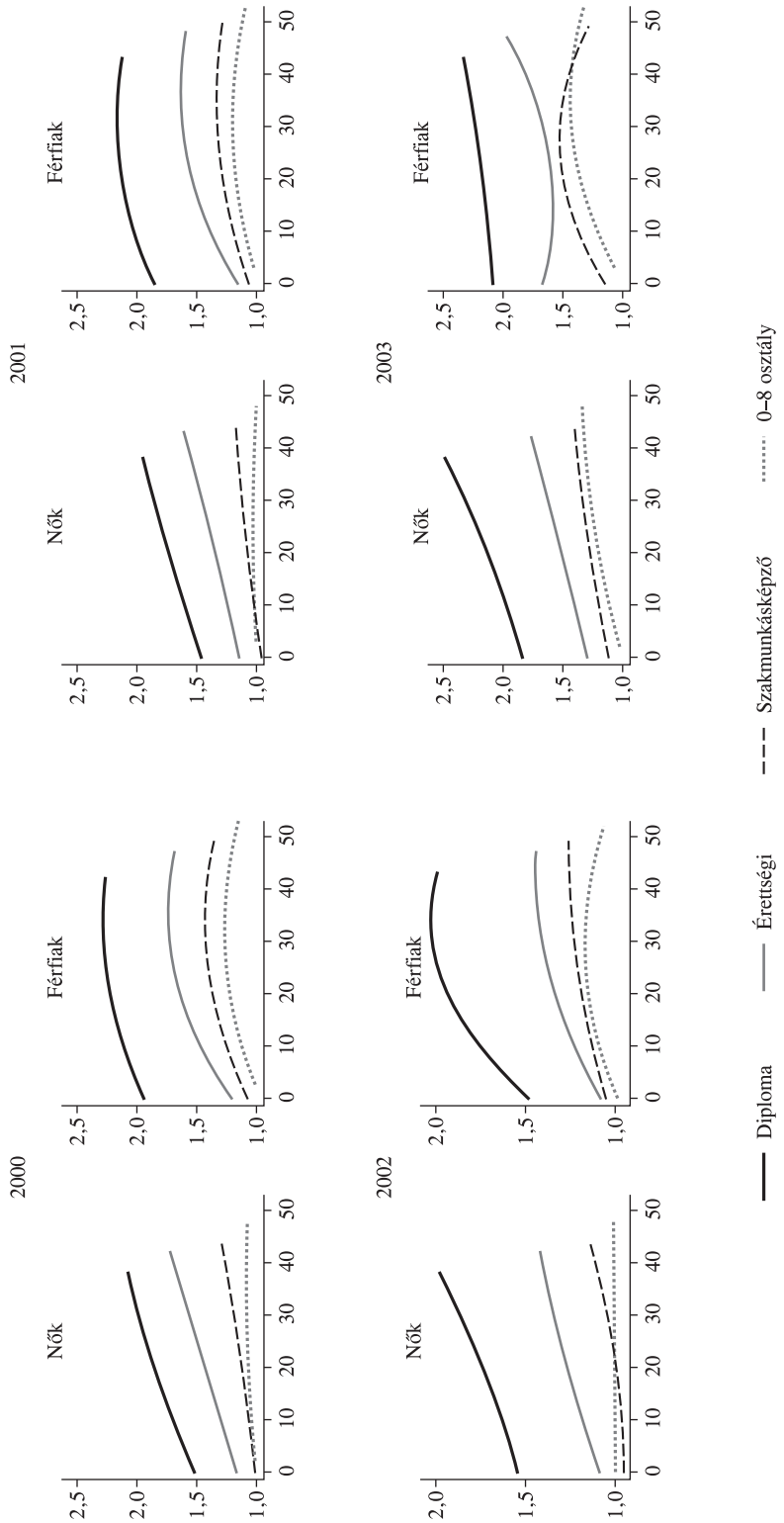


— Diploma — Érettségi --- Szakmunkásképző 0–8 osztály

F1. ábra (folytatás)

Becsült életkereseti görbék iskolázottság szerint nemeként, 1992–2003

(A vízszintes tengelyen az adott iskolai végzettség megszerzésének tipikus életkora és az egyén tényleges életkora közötti különbség években, a függőleges tengelyen pedig a bruttó kereset logaritmusa, a 0–8 osztályt végzett, minimális gyakorlati idejű nők becsült adatait 1-nek véve)



F1. táblázat

A hosszú és a rövid gyakorlati idejű dolgozók átlagkereset-ingadozása közötti kapcsolat
(Prais-Winsten-regresszió)

Függő változó: az 5–25. percentilis gyakorlati idejűek évi viszonylagos kereset-ingadozása.

Független változó (X): a 79–95. percentilis gyakorlati idejűek évi viszonylagos kereset-ingadozása.

Megnevezés	Diplomás férfiak	Diplomás, szakmunkásképzőt és 0–8 osztályt végzett férfiak együtt
Az X becsült együtthatója*	1,61 (0,23)	1,53 (0,14)
F	[1, 8] = 51,06	[1, 28] = 115,06
Prob > F	0,0001	0,0000
R^2	0,86	0,80
Kiigazított R^2	0,85	0,80
Eredeti Durbin-Watson-érték	2,34	2,49
Átalakított Durbin-Watson-érték	2,39	2,08
Megfigyelések száma	10	30

* Zárójelben a becslés standard hibája.