



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK

BWP – 2008/9

Életpálya-kereseti profilok és keresetingadozás

GÁBOR R. ISTVÁN

Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2008/9

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

Szerző:

Gábor R. István
egyetemi tanár
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék
1093 Budapest Fővám tér 8.
E-mail: igaborr@uni-corvinus.hu

2008. október

ISBN 978 963 9796 37 9

ISSN 1785 3788

Kiadja
a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

Életpálya-kereseti profilok és keresetingadozás

Gábor R. István

Összefoglaló

Ez a tanulmány az Állami Foglalkoztatási Szolgálat 1992–2003 közötti rendszeres évi Tarifa felvételeinek adataira támaszkodva azt vizsgálja egyszerű statisztikai eszközökkel, hogy mennyiben mutathatók ki eltérések a különböző iskolázottságú és gyakorlati idejű dolgozók keresetingadozásának mér-tékében, s ha kimutathatók eltérések, kapcsolatban állnak-e az életpálya-kereseti profilok alakjával: a keresetek munkaerőpiaci 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 dolgozó csoportonként eltérő viszonylagos merevsége nyilvánul meg, s hogy e merevség a munkanélküliség egyik meghatározója, kézenfekvő arra gyanakodni, hogy a munkanélküliség iskolázottsági csoportok közötti (és talán országközi) szisztematikus eltérései is részben az életpálya-kereseti profilok jellegzetességeivel hozhatóak kapcsolatba.

Tárgyszavak: iskolázottság és gyakorlati idő; keresetkülönbségek; életpálya-kereseti profil; keresetalakulási trendek; konjunkturális keresetingadozás

Köszönetnyilvánítás: A tanulmány kéziratához fűzött észrevételeikért, tanácsaikért és biztatásukért köszönettel tartozom Bódis Lajosnak, Cseres-Gergely Zsombornak, Fazekas Károlynak, Galasi Péternek, Köllő Jánosnak, Nagy Gyulának és Simonovits Andrásnak.

Experience/earnings profiles and earnings fluctuations

István R. Gábor

Summary

Built upon data from 11 subsequent waves of yearly wage surveys carried out by the National Labour Center in Hungary from 1992 to 2003, the paper examines, with the use of elementary statistical tools, whether or not earnings fluctuations differed in size among groups of employees with different degrees of schooling and experience, and if they did, whether the observed differentials might be related to differences in the respective experience/earnings profiles of those groups.

Findings suggests that earnings fluctuations did differ in size across those groups, and that, moreover, they appear to have done so in association with group-specific experience/earnings profiles.

Assuming that differences in the observed size of earnings fluctuations are at least partly due to differences in the flexibility/rigidity of the attained market rates of earnings, and that flexibility/rigidity of those rates is a determinant of unemployment, it seems reasonable to suspect that long-discovered systemic differences in unemployment across groups with different degrees of schooling and experience (and, perhaps, across countries as well) might also be related in part to the particular shapes of their experience/earnings profiles.

JEL: E24, E32, J31

Keywords: education and experience, earnings differentials, experience-earnings profiles, trends in earnings, fluctuations of earnings

BEVEZETÉS

Ez a tanulmány azt a hipotézist veti fel és igyekszik magyar adatokon – az Állami Foglalkoztatási Szolgálat 1992-2003 közötti évi Tarifatelvételeire támaszkodva¹ – ellenőrizni, hogy az egyéni keresetek ledolgozott szolgálati évektől (a továbbiakban: munkaerőpiaci gyakorlati időtől) való függésének (az ún. életpálya-kereseti, rövidebben: életkereseti profilnak) befolyása lehet a keresetek konjunkturális ingadozásának mértékére.

Ennek megfelelően először azt vizsgálom meg, hogyan festett 1992-2003 között Magyarországon a különböző iskolázottsági csoportok életkereseti profilja, és milyen okoskodással vélelmezhető, hogy az életkereseti profilnak kihatása lehet a piaci bérszint merevségére – értsd: az egyensúlyi bérszint változásaihoz való igazodásának nehézkességére–lomhaságára – s ezen keresztül a konjunkturális kereset-ingadozás mértékére. Azután áttérek ugyanezen csoportok 1992-2003 közötti kereset-ingadozásának s életkereseti görbéjükkel való kapcsolatának adatszerű vizsgálatára. A tanulmány a vizsgálódás eredményeinek összefoglalásával és lehetséges munkanélküliségi tanulságaival zárul.

ÉLETPÁLYA-KERESETI PROFILOK MAGYARORSZÁGON 1992-2003 KÖZÖTT

Az 1. ábra a dolgozók nyolc alcsoportjára – négy összevont iskolai végzettségi csoportjukra (0-8 osztály; szakmunkásképző és szakiskola; érettségi; főiskola és egyetem), nemenként külön-külön – *regressziós becsléssel*² kapott „stilizált” életkereseti görbét mutat be.

A különböző iskolai végzettségű és nemű dolgozókra kapott görbéket külön-külön 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, illetőleg a férfiak görbéi a nők megfelelő görbéinél az ábrán jól láthatóan rendre *magasabbról* indulnak.³

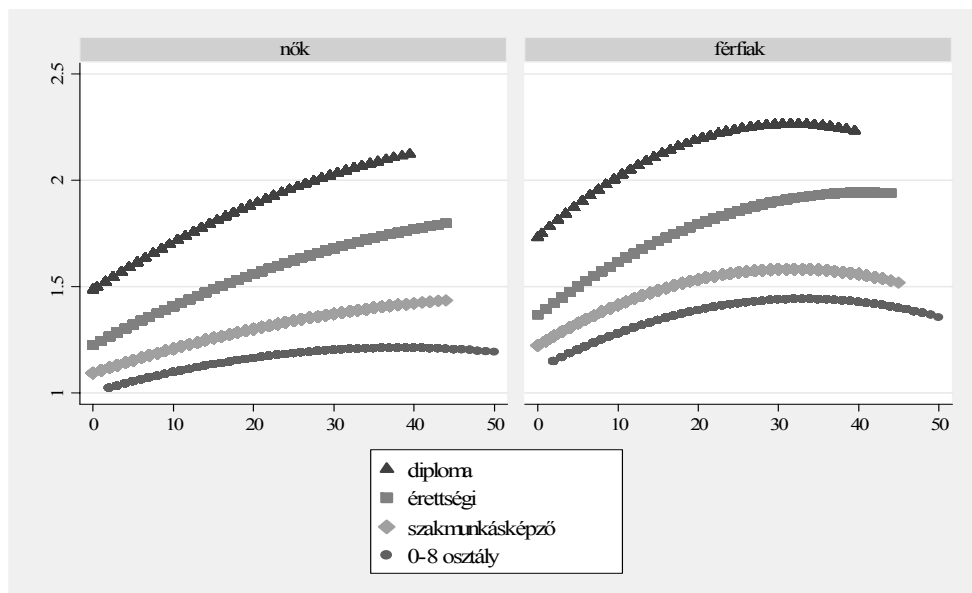
¹ Azért korlátozódik a vizsgálódás az 1992-2003 közötti időszakra, mert 1992 előtt csak háromévente került sor ilyen felvételekre, a 2003 utáni felvételek átsúlyozott adatai pedig egyelőre nem állnak rendelkezésemre.

² A becslések az 1992-2003 közötti Tarifatelvételek *egybevon*t adatállományára alapozódtak, s ennek megfelelően az alkalmazott becslőfüggvény a számított gyakorlati idő és ennek négyzete mellett független változóként az adatfelvételi éveket mint dummy-változókat is tartalmazta. Mind a gyakorlati időnek, mind a gyakorlati idő négyzetének becsült együtthatója mind a nyolc alcsoport esetében a várt előjelűnek (a gyakorlati idője pozitívnek, a gyakorlati idő négyzetéje negatívnek) 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 legalább $p=0,000$ szinten szignifikánsnak mutatkozott.

Fontos hangsúlyozni, hogy a becslést – eltérően például Kézdi [2004] becslésétől – kontrollváltozók (ágazat, régió stb.) bevonása *nélkül* végeztem, azt feltételezve, hogy a szokásos kontrollváltozókban foglalt keresetbefolyásoló körülmények megválasztása a dolgozó számára *döntési* változó.

³ A figyelmes szemlélőnek emellett az is feltűnhet, hogy a 0-8 osztályt végzettek csoportjából – a másik három dolgozóscsoporttól eltérően – hiányoznak az egészen rövid gyakorlati idejűek: görbéjük nem a zéró gyakorlati idő feletti, hanem attól jobbra eső pontból indul. Ennek egyszerű technikai oka, hogy a számított (potenciális) gyakorlati idő nyolc osztályt végzett egyén esetében akkor adódna 0-nak, ha a felvétel időpontjában az illető 14

Becsült életkereseti görbék iskolai végzettség szerint nemenként*



*A vízszintes tengelyen az adott iskolázottság megszerzésének tipikus életkora és az egyén tényleges életkora közötti különbség években; a függőleges tengelyen a bruttó kereset természetes alapú logaritmus, a 0-8 osztályt végzett, zero gyakorlati idejű nők becsült adatát 1-nek véve.

2. Ugyancsak jól látható az ábrán, hogy mindegyik görbe – legalábbis bizonyos gyakorlati időig – emelkedő, de a gyakorlati évek számának növekedésével egyre kisebb meredekségűvé váló, vagyis konkáv alakú.

3. Végül, a magasabb iskolai végzettségűek görbéi az alacsonyabb iskolázottságúakénál s a férfiak görbéi az ugyanolyan iskolázottságú nőknél – legalábbis bizonyos gyakorlati időig – meredekebben emelkedőek, és többnyire konkávabbak.

A görbéknek ezeket az utóbbi, az előző két pontban említettekénél talán kevésbé szembeötlő jellegzetességeit számszerűen érzékeltetik az 1. táblázat adatai – vesd össze egymással a táblázat viszonylag rövid (10. percentilis) gyakorlati időre vonatkozó első és viszonylag hosszú (90. percentilis) gyakorlati időre vonatkozó második oszlopának egyazon sorokbeli adatait, illetőleg iskolai végzettségenként az első oszlop nőkre vonatkozó felső felének és férfiakra vonatkozó alsó felének adatait.

éves lenne – ez az életkor azonban a munkavállalási kor alsó határa alatt van. (A 0-8 osztályt végzettek esetében eszerint a potenciális gyakorlati időt talán célszerűbb lenne az életkor és – az adott iskolázottság megszerzésének tipikus életkora helyett – a munkavállalási kor alsó határa közötti különbséggel egyenlőnek venni.)

Nem szükséges itt belemenni annak taglalásába, hogy milyen okok állhatnak a görbék említett jellegzetességei mögött; aki erre kíváncsi, megtudhatja bármelyik neoklasszikus szemléletű alapozó munkagazdasági tankönyvből⁴. Ehelyett, a görbék vázolt jellegzetességeit adottságnak véve, e jellegzetességeknek csak a piaci bérszintek viszonylagos merevségét érintő lehetséges kihatását igyekszem most megvilágítani (amelyre vonatkozóan nem sikerült szakirodalmi előzményre találnom).

1. táblázat

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

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

⁴A magyarázatok leggyakrabban a dolgozók munka közbeni *emberitőke*-gyarapodására helyezik a hangsúlyt (lásd például *Ehrenberg–Smith* [2003] 9. fejezet); ezen a megközelítésen alapszik maga az ún. Mincer-féle kereseti függvény (lásd *Mincer* (1974), amelynek egyszerű változatát az itt ismertetett becslésekben alkalmaztam. 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 ún. *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 a nők férfiakénál hosszabb időszakokra megszakított munkaerőpiaci életpályájának, amelynek következtében tényleges gyakorlati idejük a férfiakénál nagyobb mértékben térhet el lefelé az itt és a következőkben alapul vett potenciális gyakorlati időtől. Nem mondható el ugyanez arról a sajátos *Odüsszeusz-effektust* feltételező – negyedik – magyarázatváltozatról, amelynek lényege: a süllyedő vagy vízszintes alakú életpálya-kereseti profinnál vonzóbbnak bizonyulhat a dolgozók számára egy kisebb jelenértékű össz-keresetáramlást biztosító emelkedő életpálya-kereseti profil, attól való félelmük folytán, hogy nem lesz elég akaraterjük aktuális keresetük egy részének elköltését későbbre halasztani – lásd erről *Thaler* [1992]. Ennek legfeljebb annyiban lehet köze a nők laposabb életkereseti görbéjéhez, amennyiben feltételezhetnénk, hogy ők férfi társaiknál jobban bíznak akaraterjükben.

1. Az életkereseti görbe fogalmából adódóan valamely iskolázottsági csoport görbéjének egy-egy rövidebb és hosszabb gyakorlati időhöz tartozó pontját egyenessel összekötve, 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 (illetőleg az adott iskolázottsági csoport életkereseti profiljának feljebb/lejjebb tolódása – a különböző gyakorlati időkhöz tartozó reálkereseti szintek 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 emelkedő alakú az adott gyakorlatiidő-tartományban az életkereseti profil.

Eszerint ha például az $x+1$ év gyakorlati idejű diplomások reálkeresete átlagosan 2,8 százalékkal haladja meg az x gyakorlatú diplomásokét (vagyis épp annyival, amilyen arányú keresetnövekedést, az 1. táblázat első oszlopának legalsó becsült 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: $(102,8 \cdot 0,99)-100=1,772$ százalékkal) *magasabb* reálkeresetre számíthatnak.

Ilyen értelemben az emelkedő vagy éppen (adott gyakorlatiidő-tartományban) süllyedő életkereseti profil eltéríti – mégpedig az előbbi felfelé (a számpéldánkbeli görbe +2,8 százalékponttal), az utóbbi lefelé – az egyes dolgozói korosztályok *keresetének átlagos* alakulását (ami példánkban +1,8%) ugyanezen dolgozói korosztályok *átlagos keresetének* alakulásától (példánkban -1%).

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, illetőleg másokéhoz viszonyított szintjétől is függ. Magyarán, ugyanakkora bért szubjektíve többre értékelnek, ha az a korábbinál, illetőleg másokénál magasabb, mint ha alacsonyabb. Részint pedig abból, hogy haszonszintjük aszimmetrikusan reagál: a bércsökkenést/bérpozíció-romlást a dolgozók nagyobb haszonveszteségként élik meg, mint amekkora haszonnyereségként a fordított irányú ugyanakkora bér(pozíció)változást⁵.

⁵ A standard haszonfüggvény ilyen irányú kiterjesztésének elméleti megalapozását illetően lásd például Frank–Hutchens [1990] és Kahneman–Thaler [1991].

Efféle haszonfüggvényt tulajdonítva a dolgozóknak, a bérmeghatározódás bármely nem tökéletesen versenyzői modelljéből (a monopsonisztikus – ezen belül a hatékonyságibérfizetési indíttatású – munkáltatói bérmegszabásból csakúgy, mint a monopol-szakszervezeti, illetőleg a kétoldalú kollektív bérmegszabásból) *lefelé nehezkesebben* alkalmazkodó piaci bérszint⁶, ebből pedig az egyensúlyi bérszint süllyedésekor az illető piacok túlkínálati munkanélkülisége következik.⁷

Mármost a fenti 1-2. pontbeli okoskodásokat egyberakva: amennyiben ezek az okoskodások helytállóak, annyiban az életkereseti görbe *nagyobb* (kisebb) *meredekségének* értelemszerűen lefelé rugalmasabb (merevebb) piaci bérszinttel s ennek megnyilvánulásaképpen *nagyobb* (kisebb) *amplitúdójú* konjunkturális béringadozásokkal kell párosulnia.⁸

Hogy *tényleg* érvényesül-e ilyen összefüggés életkereseti görbék és béringadozás között, a tanulmány következő része ennek eldöntéséhez próbál valamelyes fogódnót adni.

⁶ Talán nem felesleges ehhez hozzátenni: természetesen amely piacon *lefelé* rugalmasabb a bérszint, ott *felfelé* is rugalmasabbnak kell lennie. Különben logikai képtelenséghez vezető „racsnihatással” kellene számolnunk – azzal ti., hogy két olyan piac viszonylatában, amelyek egyensúlyi bérszintje egymáshoz képest időben állandó, az egyensúlyi bérszint mindkét piacot egyformán érintő konjunkturális hullámzásainak eredőjeképpen hullámról hullámra romlania kellene a lefelé bérrugalmasabb piac bérpozíciójának.

⁷ A lefelé merev bérszint összefüggéseiről a nem tökéletesen versenyzői bérmegszabással lásd például *Klaas–Ullman* [1995].

⁸ Az 1-2. pontbeli okoskodásokról melleleg az is értelemszerűen következik, hogy ha hasonló életkorú, de eltérő iskolázottságú két dolgozócsoporthoz átlagkeresete történetesen ugyanolyan arányban átmenetileg visszaesik, ez kevésbé fog rontani a meredekebb életkereseti profilú iskolázottabb csoport tagjainak keresettel való elégedettségén. Így van-e vagy sem, megfelelő közvélemény-kutatási adatsor birtokában elvileg ellenőrizhető.

KERESETI TRENDEK ÉS KERESETINGADOZÁS 1992-2003 KÖZÖTT

Mielőtt a keresetek időbeli alakulásának és életkereseti görbékkel való kapcsolatának tanulmányozásába belefognánk, egyetlen mondat erejéig arról, miért kezeltük eddig és kezeljük továbbra is *annak ellenére* együtt a vállalati és a költségvetési szektor dolgozóit, hogy a piaci és a közsféra keresetalakító mechanizmusai természetesen lényegesen különböznek egymástól. Egyszerűen azért, mert megítélésem szerint, tekintettel a dolgozók tényleges és potenciális *szektorközi mobilitására*, önkényes lett volna az egyes adatfelvételi időpontokban *éppen* vállalati szektorbeli 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.

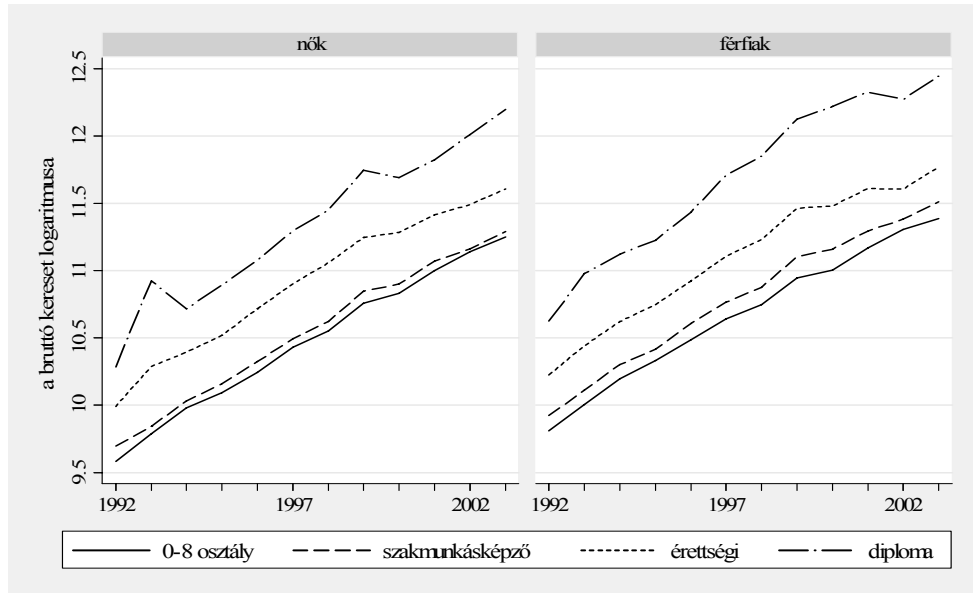
Ezt a (minden bizonnyal vitatható) indokolást előrebozsátva, a 2. ábra felső felén a bruttó nominális átlagkeresetek *tényleges* alakulását, alsó felén a keresetalakulás *becsült trendjeit* érzékeltetjük.

Az ábra felső fele 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 technikai vonatkozású, de tartalmi jelentőségű észrevétel: az itt látható görbék 1993. évi pontjainak elhelyezkedését jelentősen befolyásolhatta, hogy miután a tarifafelvételből arra az évre sajnos 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 nyilván e mintaösszetétel-torzulás hatása áll.

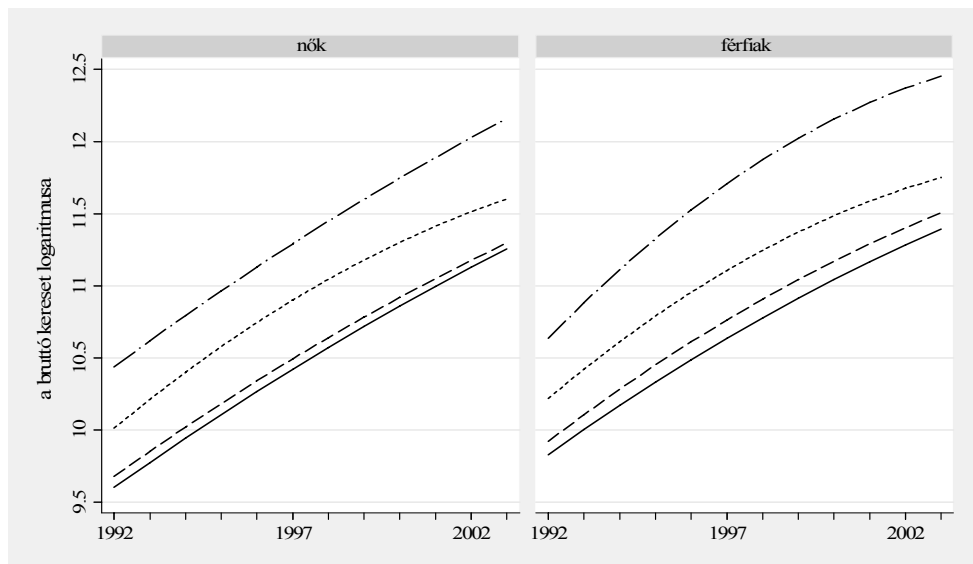
2. ábra

A bruttó átlagkereset alakulása iskolai végzettség szerint nemenként

ténylegesen



a becsült trendek szerint



Az ábra tényleges keresetalakulási görbékhez illesztett *trend*görbéket bemutató alsó feléhez viszont kicsit hosszabb előzetes megjegyzést szükséges fűzni.

Mint köztudott, a trendbecsléseket többnyire vagy mozgó átlagolással, vagy *exponenciális* függvényformát alkalmazó analitikus eljárással végzik. Az előbbit esetünkben el kellett vetni, mert továbbrövidítette volna amúgy is rövid idősorainkat. Az utóbbi eljárás, tekintettel a keresetadatok logaritmálására, esetünkben *lineáris* függvényforma alkalmazását

jelentette volna. Az itt ismertető becslési eredmények lineáris helyett *parabolisztikus* (a megfigyelési éveket nemcsak első, hanem második hatványon is tartalmazó) becslőfüggvényen alapulnak. E trendbecslésben szokatlan függvényformát a tényadatok alakulásából kitetsző – és a kapott trendgörbék kisebb-nagyobb mértékben csökkenő meredeksége által visszaigazolt – keresetnövekedés-*lassulás* indokolta.

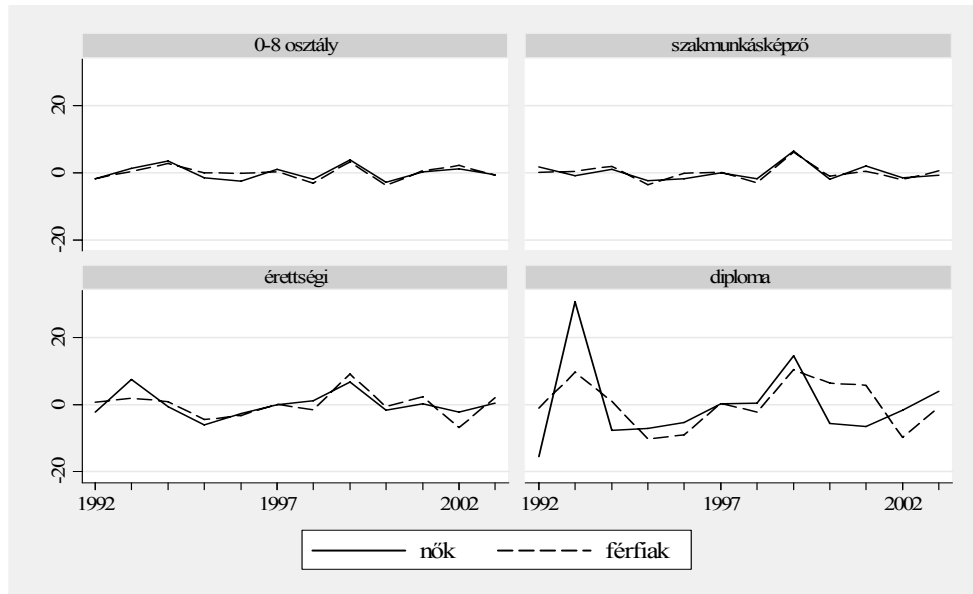
Ettől persze még megtehetjük volna, hogy egyszerűség kedvéért lineáris trendvonalakat becslünk. Ennek azonban az lett volna a következménye, hogy az ábránkon *erősebben konkáv* trendgörbéjű (vagyis az időszak eleihez képest nagyobb mértékben lassuló keresetnövekedésű) dolgozócsoportokra *pusztán emiatt*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

Mármost az itteni ábránk szerint láthatólag 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 kereset-ingadozások lineáris trendbecslésből adódó nagyságának pozitív összefüggésére a parabolisztikus becslés szerinti trendgörbék konkavitasával, könnyű belátni, hogy lineáris becslést alkalmazva akkor is a tanulmányunk előző részében valószínűsített *pozitív kapcsolat* adódhatott volna az életkereseti görbék meredeksége és a kereset-ingadozások nagysága között, ha valójában valamennyi dolgozócsoportnak az ábra alsó fele szerinti trendvonalakat pontosan követve, vagyis (trend körüli) *ingadozás nélkül* alakul az átlagkeresete. Ennek a szisztematikus észlelési hibának igyekeztem lineáris helyett parabolisztikus trendfüggvény illesztésével elejét venni.

Az így becsült trendgörbék egyes évekhez tartozó pontjait összevetve a megfelelő évek tényleges átlagkereseti adataival – vagyis a 2. *ábra* alsó felének görbéit a felső tényleges 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” le- vagy felfelé eltérni a függőleges tengely 0 pontjának magasságában húzódó, a trend szerinti mindenkorai átlagkeresetet megjelenítő vízszintestől.

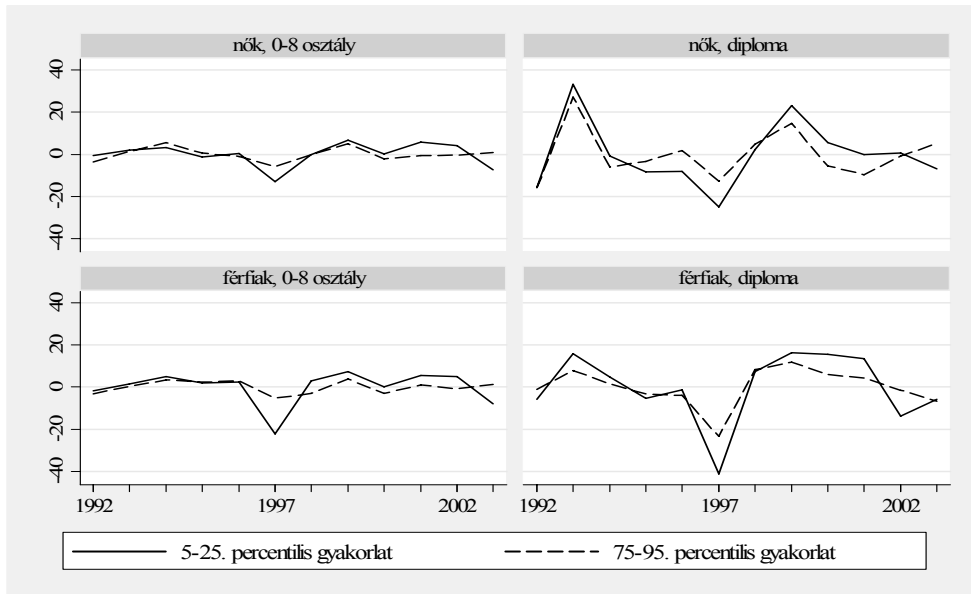
⁹ Az ábra alsó felének trendgörbéiből – a közöttük lévő függőleges távolságokból – jól érzékelhető emellett a különböző iskolázottságú dolgozók átlagkeresete közötti viszonylagos különbség időbeli alakulása. Különösen szembetűnő a férfi diplomások másik három iskolázottsági csoport mindegyikéhez képest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

A bruttó átlagkereset trendtől való eltérése iskolai végzettség szerint nemenként, százalék



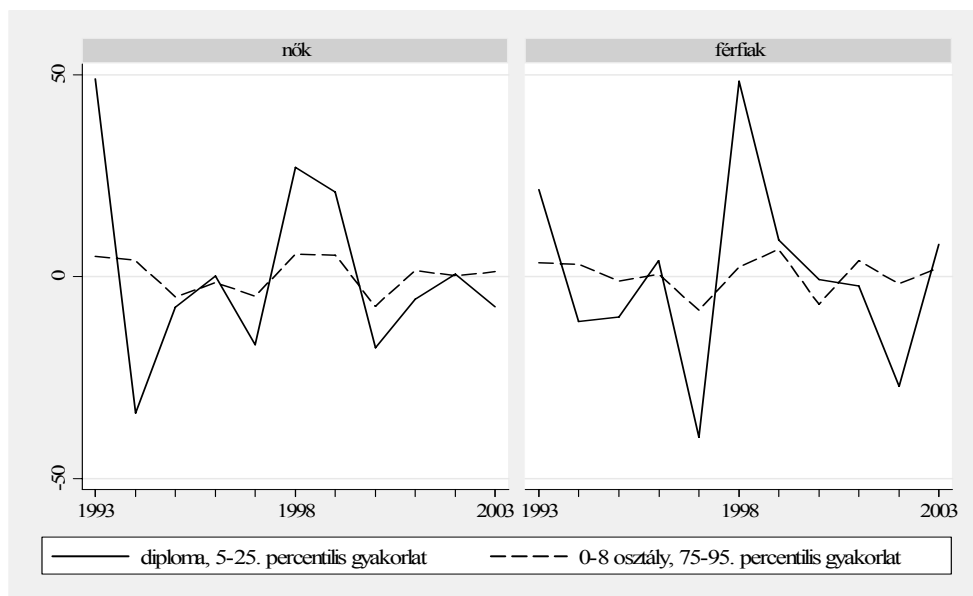
Az ugyanilyen módon megszerkesztett 4. ábrán emellett egyazon iskolázottsági csoportokon – az ábrán a 0-8 osztályt végzetteken és a diplomásokon – belül is szisztematikus különbség fedezhető fel a viszonylag rövid és a viszonylag hosszú (5-25. illetve 75-95. percentilis) gyakorlati idejűek átlagkeresetének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

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



Az 5. ábra már, az előző kettőtől eltérően, az átlagkereseteknek nem a trendtől való eltéréseiről, hanem trend körüli *ingadozásairól* tájékoztat – mégpedig a rövid gyakorlatú diplomás és 0-8 osztályt végzett hosszú gyakorlatú férfiakra és nőkre –, ingadozás alatt az egymást követő évpárok trendtől való aránylagos átlagkereset-eltéréseinek *különbségét* értve.

**A rövid gyakorlati idejű diplomások és a hosszú gyakorlati idejű
alacsony iskolázottságúak trend körüli keresetingadozása
nemenként, százalék**



Az ábra megerősíteni látszik 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 gyakorlatúaké nagyobb mértékben, mint a hosszabb gyakorlatúaké, ezért a rövid gyakorlatú diplomások és a csak 0-8 osztályt végzett hosszabb gyakorlatúak keresetingadozásának mértéke között különösen markánsak lehetnek a különbségek. Valóban az látható, hogy az előbbi csoport átlagkeresete az utóbbiánál többszörte nagyobb amplitúdóval ingadozik.

Mielőtt a grafikonnézegetésről áttérnénk az életkereseti profilok és a keresetingadozás közötti kapcsolat számszerű vizsgálatára, talán nem szükségtelen megindokolni, hogy egyáltalán mi szükség volt az iménti ábrán szemléltetett – az egymást követő évpárok trendtől való aránylagos átlagkereset-eltéréseinek különbségeként definiált – „trend körüli keresetingadozás” fogalmát bevezetni, ha e keresetingadozásokban láthatólag 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 átlagkereseti pontokkal, 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 *többször* kerül sor. A trend körüli kereset-ingadozás fogalmát ilyen megfontolásból: a kilengések amplitúdóját és gyakoriságát egyszerre érzékeltető fogalomként gondoltam bevezetni.

E rövid kitérő után áttérve a számszerű elemzésre, a 2. és 3. táblázat adatai az így értelmezett évi kereset-ingadozásokból előjelük figyelmen kívül hagyásával kiszámított *átlagos évi ingadozást* érzékeltetik.

2. táblázat

**Évi átlagos kereset-ingadozás iskolai végzettség szerint
nemenként, százalék**

Iskolai végzettség	Nők	Férfiak
0-8 osztály	3,2	3,0
szakmunkásképző	3,3	3,4
érettségi	4,7	5,0
diploma	12,6	7,8

Évi átlagos kereset-ingadozás iskolai végzettség és gyakorlati idő szerint nemenként, százalék

Iskolai végzettség	5-25. percentilis gyakorlati idejűek	75-95.	Különbség
<i>Nők</i>			
0-8 osztály	6,2	3,8	2,4
szakmunkásképző	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
szakmunkásképző	7,9	6,5	1,4
érettségi	12,9	8,6	4,3
diploma	16,5	8,5	8,0

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. Magyarán, a legnagyobb konjunkturális kereset-ingadozásnak a diplomások, közülük is főként a diplomás nők vannak kitéve, legkevésbé pedig a legalacsonyabb iskolázottságú dolgozók átlagkeresete ingadozik.

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 kereset-ingadozási adata közötti különbségeket tartalmazó adatoszloppal.

Amellett, hogy e szűkebb dolgozói csoportokra nézve is szembeűnő az átlagos kereset-ingadozás pozitív kapcsolata az iskolázottsággal, a gyakorlati idővel való negatív kapcsolata is szembeűnő: egyedül a szakmunkásképző végzettségű nők esetében haladja meg – csekély mértékben – a hosszabb gyakorlatúak átlagkereset-ingadozása a rövidebb gyakorlatúakét.

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

kevésbé tudják kiharcolni maguknak a keresetstabilitást mint „jót” és elhárítani a keresetingadozást mint „rosszat”.

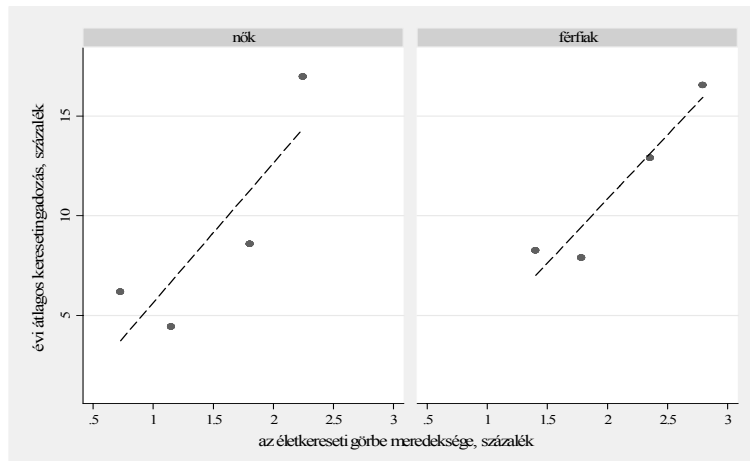
Ugyanakkor sem olyan elméleti megfontolásokat nem ismerek, sem olyan empirikus vizsgálati eredményekről nem tudok, amelyek akár a magasabb iskolázottságúak egyensúlyi bérszintjének kevésbé iskolázottakénál nagyobb konjunktúraérzékenységét, akár az alacsonyabb iskolázottságúak magasabb iskolázottságúakánál nagyobb piaci érdekérvényesítő képességét valószínűsítenék.

De vajon kapcsolatban állhatnak-e ezek az ellenmondásosnak tűnő eredmények az előző részben tárgyalt életpálya-kereseti profilokkal? Konkrétabban szólva, összhangban vannak-e ezek az eredmények az előző részbeli okoskodásnak azzal a végkövetkeztetésével, hogy az életkereseti görbe nagyobb meredekségéből nagyobb keresetingadozás adódik?

Visszatérve a grafikonyszerű 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 dolgozócsoporth viszonylag rövid (5-25. percentilis) gyakorlati idejű tagjai *keresetingadozásának* együttállásait.

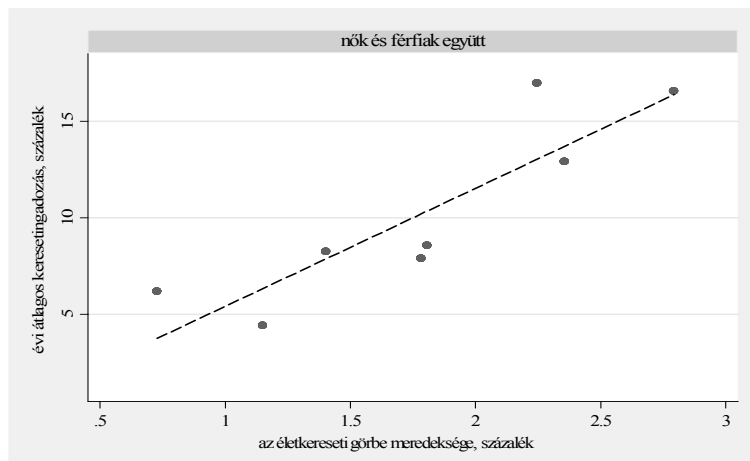
Mint a kapott pontokra lineáris regresszióval illesztett egyenesekből látszik, valóban *pozitív*, mégpedig, mint az egyes ábramezők alatt feltüntetett korrelációs hányadosok 0,85-0,95 közötti értékéből kitetszik, *igen szoros pozitív* kapcsolat mutatkozik az életkereseti görbe meredeksége és a keresetingadozás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

**Összefüggés az életkereseti görbe 10. percentilis
gyakorlati időnél becsült meredeksége és az 5-25.
percentilis gyakorlati idejűek évi átlagos
keresetingadozása között**



(corr = 0,85)

(corr = 0,95)

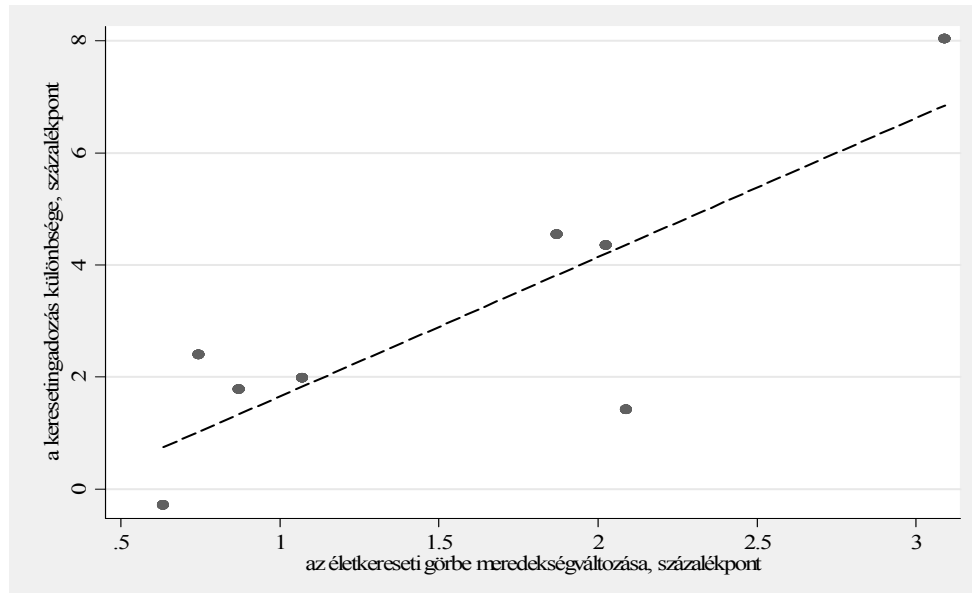


(corr = 0,88)

Az életkereseti görbe meredeksége és a keresetingadozás nagysága közötti szoros pozitív kapcsolat más metszetben is igazolódni látszik a 7. ábra grafikonján. 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 keresetingadozás-különbségeknek az együttállásait érzékeltetik.¹⁰ A görbepontokra illesztett regressziós egyenes itt is pozitív meredekségűnek és a korreláció is hasonlóan szorosnak (0,84) adódik.

¹⁰ Ez utóbbi, keresetingadozásbeli különbségek megtalálhatók a 3. táblázat utolsó oszlopában (már hivatkoztunk is rájuk), az életkereseti görbék meredekségváltozását mint e görbék konkavitásának közelítő mérőszámát pedig ki-ki könnyen kiszámíthatja magának, egyenként kivonva az 1. táblázat első oszlopának adataiból a második oszlop egyazon sorbeli adatát.

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



(corr = 0,84)

Végül, finomabb, bár közvetettebb és részlegesebb ellenőrzési módja az életkereseti profil feltételezett keresetingszűrés hatásának, ha *idősorelemzéssel* megvizsgáljuk a konkáv életpálya-kereseti profil viszonylag meredek tartományában lévő rövid és kevésbé meredek tartományában lévő hosszú gyakorlati idejű dolgozócsoportok keresetingszűrésének kapcsolatát.

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

Tekintettel arra, hogy az idősorelemzésekben 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 keresetingszűrés között. Nevezetesen, a két nem közül a

– mint korábban láttuk – konkávabb életkereseti profilú férfiakra s közülük is a különösen erősen konkáv profilú diplomásokra, szakmunkásképzőt és 0-8 osztályt végzettekre.

Az e három dolgozócsoportra együtt s a diplomásokra külön is elvégzett időszerelemzés eredményei¹¹ szerint a hosszabb gyakorlati idejű dolgozók kereset-ingadozásaiból meglehetősen nagy biztonsággal megjósolhatók a rövidebb gyakorlati idejű dolgozók kereset-ingadozásai – az idősorbecslés kiigazított R -négyzete a diplomásokra 0,85, a három csoportra együtt végzett becslése 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 DW -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 valószínűsítettem, hogy a piaci keresetek konjunkturális ingadozása pozitív kapcsolatban áll az életkereseti profilok globális és lokális meredekségével. Végül, harmadik lépésként, egyszerű statisztikai eszközökkel megkíséréltem megbizonyosodni e logikai következtetés empirikus érvényességéről, és e következtetéssel többé-kevésbé összhangban álló számszerű eredményekre jutottam.

Feltéve, hogy ez valóban az életpálya-kereseti profilok és a kereset-ingadozás között feltételezett 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, illetőleg az idősebb dolgozók fiatalabb dolgozókénál szisztematikusan nagyobb munkanélkülisége (fiatalabbak alatt természetesen nem az iskolából frissen kikerülő legfiatalabbakat értve, akiknek körében *súrlódásos* okokból természetesen viszonylag magas a munkanélküliség). Egy *másik* ilyen rejtély pedig az a – Japán példájára hivatkozva¹² 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.

¹¹ A futtatások részletes eredményeiről lásd a Függelékben közölt táblázatot.

FÜGGELÉK

A 75-95. és az 5-25. percentilis gyakorlati idejű dolgozók átlagkereset-ingadozása közötti kapcsolat (Prais–Winsten regresszió)

Diplomás férfiak:

```
prais fluct_lnmeaner_p5_25 fluct_lnmeaner_p75_95 if nem==1 & iskveg4==4, rhotype(regress)
corc level(95)-
```

```
Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = -0.5088
Iteration 2: rho = -0.5584
Iteration 3: rho = -0.5587
Iteration 4: rho = -0.5587
Iteration 5: rho = -0.5587
```

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs =	10
Model	.386786564	1	.386786564	F(1, 8) =	51.06
Residual	.060596494	8	.007574562	Prob > F =	0.0001
				R-squared =	0.8646
				Adj R-squared =	0.8476
Total	.447383058	9	.049709229	Root MSE =	.08703

fluct_lnm~25	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fluct_lnm~95	1.609897	.2252896	7.15	0.000	1.090378 2.129416
_cons	-.0015087	.0177841	-0.08	0.934	-.0425188 .0395015
rho	-.5587321				

```
Durbin-Watson statistic (original) 2.344049
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.394667
```

Diplomás, szakmunkásképzőt és 0-8. osztályt végzett férfiak együtt:

```
prais fluct_lnmeaner_p5_25 fluct_lnmeaner_p75_95 if nem==1 & iskveg4~=3, rhotype(regress)
corc level(99)
```

```
Number of gaps in sample: 2 (gap count includes panel changes)
(note: computations for rho restarted at each gap)
```

```
Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = -0.5916
Iteration 2: rho = -0.5913
Iteration 3: rho = -0.5913
```

Cochrane-Orcutt AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	Number of obs =	30
Model	.558759189	1	.558759189	F(1, 28) =	115.06
Residual	.135976614	28	.004856308	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8043
				Adj R-squared =	0.7973
Total	.694735804	29	.023956407	Root MSE =	.06969

fluct_lnm~25	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
fluct_lnm~95	1.526008	.1422648	10.73	0.000	1.132893 1.919122
_cons	-.0018079	.0080123	-0.23	0.823	-.0239479 .0203322
rho	-.5912525				

```
Durbin-Watson statistic (original) 2.486656
Durbin-Watson statistic (transformed) 2.077371
```

¹² Lásd például Freeman – Weitzmann [1987].

HIVATKOZÁSOK

- Ehrenberg, Ronald G. – Robert S. Smith [2003]: Korszerű munkagazdaságtan. Elmélet és közpolitika. Panem, Budapest, 327-338. o.
- Frank, Robert – Robert Hutchens [1990]: Feeling good vs. feeling better: a life-cycle theory of wages. Working paper, Cornell University
- Freeman, Richard – Martin Weitzmann [1987]: Bonuses and employment in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 1. évf. 2. sz. 168-194. o.
- Galasi Péter [2004]: Valóban leértékelődtek a felsőfokú diplomák? *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 3. sz.
- Kahneman, Daniel – Richard Thaler [1991]: Economic analysis and the psychology of utility: applications to compensation policy. *The American Economic Review*, 81. évf. 2. sz. 341-346. o.
- Kertesi Gábor – Köllő János [2005]: Felsőoktatási expanzió, „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 3. sz.
- Kézdi Gábor [2004]: Iskolázottság és keresetek. Megjelent: Varga Júlia (szerk.): *Oktatás és munkaerőpiac. Munkaerőpiaci Tükör 2004*, MTA KTI–OFA, Budapest, 43-49. o.
- Klaas, Brian S. – Joseph C. Ullman [1995]: Sticky wages revisited: organizational responses to a declining market-clearing wage. *The Academy of Management Review*, 20. évf. 2. sz. 281-310. o.
- Lazear, Edward P. [1981]: Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions. *The American Economic Review*, 71. évf. 4. sz. 606-620. o.
- Manning, Alan [1998]: Movin’ on up: interpreting the earnings-experience profile. Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 380, január
- Mincer, Jacob [1974]: School, experience and earnings. NBER, New York
- Thaler, Richard H. [1992]: *The winner’s curse. Paradoxes and anomalies of economic life.* Princeton University Press, Princeton, N.J., 107-121. o.

A sorozat korábban megjelent kötetei

2006

Köllő János: A napi ingázás feltételei és a helyi munkanélküliség Magyarországon. Újabb számítások és számpéldák. BWP 2006/1

J. David Brown - John S. Earle - Vladimir Gimpelson - Rostislav Kapeliushnikov - Hartmut Lehmann - Álmos Telegdy - Irina Vantu - Ruxandra Visan - Alexandru Voicu: Nonstandard Forms and Measures of Employment and Unemployment in Transition: A Comparative Study of Estonia, Romania, and Russia. BWP 2006/2

Balla Katalin – Köllő János – Simonovits András: Transzformációs sokk heterogén munkaerő-piacon. BWP 2006/3

Júlia Varga: Why to Get a 2nd Diploma? Is it Life-Long Learning or the Outcome of State Intervention in Educational Choices?. BWP 2006/4

Gábor Kertesi – Gábor Kézdi: Expected Long-Term Budgetary Benefits to Roma Education in Hungary. BWP 2006/5

Kertesi Gábor – Kézdi Gábor: A hátrányos helyzetű és roma fiatalok eljuttatása az érettségihez. Egy különösen nagy hosszú távú költségvetési nyereséget biztosító befektetés. BWP 2006/6

János Köllő: Workplace Literacy Requirements and Unskilled Employment in East-Central and Western Europe. Evidence from the International Adult Literacy Survey (IALS). BWP 2006/7

Kiss János Péter - Németh Nándor: Fejlettség és egyenlőtlenségek, Magyarország megyéinek és kistérségeinek esete. BWP 2006/8

2007

Zsombor Cseres-Gergely: Inactivity in Hungary – the Persistent Effect of the Pension System. BWP 2007/1

Szilvia Hámori: The effect of school starting age on academic performance in Hungary. BWP 2007/2

Csibe András – Németh Nándor: Az életminőség területi differenciái Magyarországon: a kistérségi szintű HDI becslési lehetőségei. BWP 2007/3

2008

Galasi Péter – Nagy Gyula: A munkanélküli-jövedelemtámogatások célzása Magyarországon 2004-ben. BWP 2008/1

Szilvia Hámori: Adult education in the European Union – with a focus on Hungary. BWP 2008/2

Galasi Péter: A felsőfokú végzettségű munkavállalók munkaerő-piaci helyzete és foglalkozásuk-iskolai végzettségük illeszkedése BWP 2008/3

Anna Lovász: Competition and the Gender Wage Gap: New Evidence from Linked Employer-Employee Data in Hungary, 1986-2003 BWP 2008/4

Zsuzsa Blaskó: Does early maternal employment affect non-cognitive children outcomes? BWP 2008/5

Galasi Péter: A túl- és alulképzés bérhozama 25 országban BWP 2008/6

Galasi Péter - Nagy Gyula: Az aktív munkaerő-piaci programokba kerülés esélyei: képzés, bértámogatás, közhasznú munka BWP 2008/7

Galasi Péter: The effect of educational mismatch on wages for 25 countries BWP 2008/8

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>