



BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK
BWP – 2013/8

**A közszféra bérszintje és a
magánszektorból átlépők szelekciója
1997-2008-ban**

KÖLLŐ JÁNOS

**Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2013/8**

A közsféra bérszintje és a magánszektorból átlépők szelekciója 1997-2008-ban

**Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék**

Szerző:

**Köllő János
tudományos tanácsadó
Magyar Tudományos Akadémia
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
email: kollo.janos@krtk.mta.hu**

2013. február

ISBN 978 615 5243 57 8
ISSN 1785 3788

**Kiadja a Magyar Tudományos Akadémia
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézete**

A közsféra bérszintje és a magánszektorból átlépők szelekciója 1997-2008-ban

KÖLLŐ JÁNOS

Összefoglaló

A tanulmány megvizsgálja, milyen hatással voltak a versenyszféra és a közsféra közötti, rendkívül nagy mértékben változó bérkülönbségek a közsférába átlépő képzett szakemberek számára és minőségére, különös tekintettel a 2002. évi választások előtti és utáni nagy béremelésekre. A nyugdíjbiztosítóhoz bejelentett munkaviszonyokra vonatkozó, 1997-2008. évi panel adatok szerint az emelések alatt és után nem nőtt, hanem csökkent az átlépők száma, különösen a fiataloké. Ugyanakkor, az ismételt keresztmetszeti és panel becslések szerint is átmenetileg javult az átlépőknek a magánszektorbeli reziduális bérükkel mért minősége. Az adott nem és életkor esetén várható közsférabeli bér egy százalékos emelkedése több mint fél százalékkal emelte a magánszektorból átlépők átlagos bérszintjét a maradékhhoz képest. A hatás jóval erősebb volt a fiataloknál, mint az idősebbeknél. A nagy mértékben csökkenő belépési mobilitás azonban erősen korlátozta a pozitív szelekciónak a közsféra munkaerő-állományára gyakorolt kezdvező hatását.

Tárgyszavak: közsféra, bérek, mobilitás

JEL kódok: J45, J62

Köszönetnyilvánítás:

A kutatás az OTKA NK 78 255 számú pályázat pénzügyi támogatásával valósult meg.

Public sector pay and flows from the private to the public sector in 1997-2008

JÁNOS KÖLLŐ

Abstract

The paper looks at the effect of exceptionally large fluctuations in the level of public sector pay on the number and quality of workers moving from the private to the public sector in Hungary. Special emphasis is put on the unique pay rises taking place before and after the 2002 elections. The study is based on a large panel of administrative data covering 1997-2008. The data suggest that flows to the public sector fell during and after the wage hikes. Repeated cross-section and panel wage regressions suggest that the quality of entrants, measured with their residual wages achieved in the private sector prior to their departure, temporarily improved. A one per cent increase in the expected public sector pay increased the mean residual private-sector wage of those leaving for the public sector by more than half per cent. This selection effect was significantly stronger in the case of young workers. However, the decline of inward mobility substantially reduced the potentially benign impact of positive selection on the total workforce of the public sector.

Keywords: public sector, wages, mobility

JEL: J45, J62

A közsféra és a versenyszféra közötti kereseti rés hullámzásai számos területen éreztetik a hatásukat: erőteljesen befolyásolják a jövedelemeloszlást, közvetlenül és erősen hatnak a férfi-női kereseti különbségre és javíthatják vagy ronthatják a közalkalmazotti állomány és a közszolgáltatások minőségét. Ezek a hatások esetenként könnyen előre jelezhetőek (lásd a férfi-női bérkülönbség példáját), de ez nem vonatkozik a kereseti rés szelekciós hatására. A nagyon alacsony bér – amit a közalkalmazotti, köztisztviselői státusszal járó nem bérjellegű előnyök sem tudnak ellensúlyozni – rosszabb jelentkezőket ígér és a versenyszférában is boldoguló, tehetséges szakemberek elvándorlásával fenyeget. Ugyanakkor a magas bér a pozitív szelekciónak csak egy szükséges, de nem elégséges feltételét teremti meg: lehetővé teszi ugyan, hogy a közsféra jó minőségű munkaerőt csábítson át a vállalatoktól, de maradásra ösztönzi a meglévő alkalmazottakat is, így – ha a bennfentesek elég erősek – nem feltétlenül javítja a közsféra munkaerejének minőségét.

A fenti hatások azonban empirikusan nehezen vizsgálhatók, mert a két szféra közötti kereseti rés a legtöbb országban szűk sávban ingadozik, hiányoznak azok az egzotén sokkok, melyek egyáltalán lehetővé teszik a mobilitási és szelekciós hatások azonosítását. A magyar kormányok azonban, mint annyi más kérdésben, ezen a területen is a kutatók segítségére siettek: az elmúlt húsz évben egymást váltó megszorításoknak és ajándékozási hullámoknak köszönhetően kivételesen széles határok között mozgott a közalkalmazottak relatív bére.

Ez a tanulmány egyetlen kérdésre összpontosít e szerteágazó problémakörön belül: *hogyan változott a magánszektorból a közsférába átlépők száma és minősége a 2002. évi választások előtt és után végrehajtott nagy béremelések hatására?*¹

Az elemzéshez egy rendkívül nagy méretű, viszonylag hosszú időt átfogó, de változóiban szegény és csak bizonyos részkérdések vizsgálatára alkalmas, eredetileg nem kutatási célokra létrehozott államigazgatási panel adatbázist használunk. Ennek megfelelően, csak a legegyszerűbb, de a kivételes mintaméretnek köszönhetően még csoportszinten is pontosan mérhető folyamatokkal foglalkozunk. Kerülni fogjuk azokat a problémákat, melyek vizsgálatához gazdagabb változókészletre vagy a szelekciós torzítások kiküszöbölésére lenne szükség. Ami a mintát illeti, a figyelmet azokra korlátozzuk, akik a megfigyelt tizenkét éves életszakaszuk alatt legalább egyszer dolgoztak felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozásban és/vagy vezetőként, azaz, a közsféra alaptervékenységét végző, jellemzően diplomás munkaerőre.

Megvizsgáljuk magukat a pozitív és negatív kereseti sokkokat, majd a belépési és kilépési mobilitás alakulását. Ezután megbecsüljük a magánszektorból a közsférába átlépők magánszektorbeli reziduális bérét, és az átlagos reziduális bér időbeni változásaiból vonunk le az átlépők minőségének időbeni változásaira vonatkozó következtetéseket. Végezetül egy,

¹ A szerző ezúton mond köszönetet Göndör László kiváló asszisztensi munkájáért.

a szektorok közötti kereseti rés és az átlépők megánszektorbéli reziduális bérei közötti kapcsolatot közvetlenül számszerűsítő panel becsléssel zárjuk az elemzést.

SZAKIRODALMI ELŐZMÉNYEK ÉS MÓDSZERTANI MEGFONTOLÁSOK

A közsférában fizetett bérek mobilitási és szelekcíós hatásaival meghökkentően kevés kutatás foglalkozott az elmúlt évtizedekben. Ennek egyik okát – az erős egzogén sokkok hiányát – már említettük. További akadályt jelent az információhiány: ha léteznek is olyan adatfelvételek, melyek egyidejűleg tartalmazznak a szektorok közötti mobilitásra és a bérekre vonatkozó adatokat, ezek általában túl kicsik a megbízható elemzéshez. Az itt vizsgált időszakban például a magyarországi alkalmazottaknak mintegy 2-3 százaléka váltott szektort egy-egy évben, ami egy 2000 főre kiterjedő kérdőíves háztartási felvétel esetében irányonként legfeljebb 20-30 átlépési esetet jelentene. Bizonyára hozzájárul a kérdéskört övező érdektelenséghez, hogy a közsféra döntéshozóinak céljait nem lehet olyan egyszerűen megfogalmazni, mint a magántulajdonosokét, ezért nehéz (nem *ad hoc* feltevéseken nyugvó) magatartási modelleket írni és azokat tesztelni, ami súlyos hátrányt jelent a publikációs versenyben.

Magáról a kereseti résről számos empirikus elemzés látott napvilágot, különösen terjedőben vannak a szektorokon belüli bérelaszások eltéréseit is figyelembe vevő elemzések, például a kvantilis regresszió alapuló dekompozíciók, vagy azok, amelyek a szektorközi kereseti arányoknak a nemek közti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatásával foglalkoznak. Ennek irodalmáról lásd Altwicker-Hámori és Lovász (2012) írását ugyanebben a folyóiratszámomban.

Néhány tanulmány magukból a kimutatott kereseti különbségekből von le a szelekcíós hatásokra vonatkozó következtetéseket, a nélkül, hogy rendelkezne mobilitási adatokkal (lásd például Foguel és szerzőtársai 2012 cikkét Brazíliáról, Tansel 2005 írását Törökországról, vagy Assad 1997 kutatását Egyiptomról). Más tanulmányok (Bellante és Link 1981, Blank 1984-1985) közvetlenül a szelekcíót elemzik, de béradatok nélkül. Természetesen az ilyen „féloldalas” vizsgálatok is szolgálhatnak érvényes következtetésekkel a bérek és a szelekcíó közötti kapcsolatról, különösen, ha képesek megbízható becslést adni arra, vajon mennyit keresnének a közalkalmazottak a versenyszférában, és viszont. Ilyen (*switching regression*) keretben vizsgálja a problémát például Stelcner, van der Gaag és Vijverberg (1989), Heitmüller (2006), vagy Gimpelson és Lukyanova (2009).

Más tanulmányok a kereseti rés és különféle minőség-indikátorok *idősorainak összehasonlításából* vonnak le következtetéseket. Nickell és Quintini (2002) kiskamaszkori teszteredményekkel mérik a minőséget, és annak erőteljes hanyatlását mutatják ki a brit közsféra bérpozíciójának romlásával párhuzamosan. Katz és Krueger (1993) erős pozitív

összefüggést mutatnak ki a relatív közsféra-bér és a közalkalmazotti-közfizetési munkakörökön *belüli* iskolázottsági szint változásai között az Egyesült Államokban.

Jelen tanulmány számára egyértelműen Borjas (2002) írása jelenti a legalkalmasabb kiindulópontot. Hozzá hasonlóan, egyidejűleg rendelkezünk mobilitási és béradatokkal egy nagy mintában, így követhetjük őt abban, hogy a közsférába átlépők minőségét a *magánszektorban elért reziduális bérükkel* ragadja meg, feltételezve, hogy az valamilyen mértékben tükrözi a termelékenységüket. Borjas e tanulmánya lényegében a Roy-modell (Roy 1951, Borjas 1987) adaptációja a magánszektor és az állami szektor közötti választás esetére. Ennek megfelelően, fő tárgya a belépők minősége és a szektorokon belüli bérszóródás közötti kapcsolat. Ha a két szektor nagyjából ugyanazokat a készségeket díjazza és a közsférában a bérek szórása jelentősen csökken, az kontraszelekcióhoz vezet, még akkor is, ha a két szektor átlagbérei azonosak - ez a Roy-modell Borjas-féle átíratának egyik fontos üzenete. A magyar esetben azonban nem érdemes a Borjas (2002) modell szó szerinti adaptálására törekedni, mert a szektorokon belüli szórások egyáltalán nem változtak a vizsgált időszakban, a két szféra közötti átlagbérkülönbség viszont nagyon széles sávban ingadozott, érdemes tehát ez utóbbinak a hatására összpontosítani, megtartva a Borjas-tanulmány mérési módszerét.²

A reziduális bér minőség-indikátorként történő felhasználásával kapcsolatban néhány pontosító megjegyzést kell tenni. Az átlépők tényleges bére számos meg nem figyelt tényező miatt térhet el a nemük, életkoruk és iskolázottságuk alapján várttól. (A rendelkezésünkre álló adatbázisban lényegében csak ezeket az alapvető személyes jellemzőket ismerjük). A csak ezekre a tényezőkre kontrollált reziduális bérek tükrözhetnek ugyan a termelékenységgel összefüggő jellemzőket is, mint amilyen a vezető beosztás, vagy a szorgalom és a tehetség, de bizonyosan tartalmaznak különféle, a nem bérjellegű hátrányokat vagy előnyöket kiegyenlítő kompenzációs tételeket, ágazati járadékokat, szakszervezeti bérhozamokat, vagy az aktuális bért az aktuális határtermelékenységtől eltérítő kvázi-biztosítási „járulékokat” és „járadékokat”. Természetesen nem állítható, hogy két személy összehasonlításában a magasabb reziduális bér magasabb termelékenységre utalna.

Az átlépők összességére vagy nagyobb csoportjaira becsült *átlagos reziduális bér időbeni változásai* esetében azonban – különösen, ha ezek a változások nem trendszerűek – joggal gyanakodhatunk az átlagos termelékenység növekedésére vagy csökkenésére, ha közben nem változik, vagy trendszerűen változik a magánszektor ágazatok, vállalatméret, tulajdon vagy szakszervezeti szervezettség szerinti összetétele. Az átlépők átlagos reziduális bérének hirtelen, nagymértékű növekedése vagy csökkenése ilyen stabil viszonyok között várhatóan azt a pozitív vagy negatív szelekciós hatást tükrözi, ami az elemzésünk középpontjában áll.

² A két szektorban fizetett bérek belső szórásának időbeni alakulásáról lásd az 1. Függelékét!

Két további kérdés is felmerül. Az egyik, hogy a kereseti résen kívül nincsenek-e olyan további tényezők, amelyek hirtelen változásokat okozhatnak az átlépni szándékozók számában és összetételében? A közsférába történő átlépést a legkülönbözőbb megfontolások motiválhatják. Ezek között említhető a kockázattűrésnek, valamint a pénzbeni és nem pénzbeni előnyökkel kapcsolatos preferenciáknak a változása az életkorral és a családalapítással. (A kockázattűrésnek a szektorválasztásban játszott szerepéről lásd például: Bellante és Link 1981, Pfeiffer 2008, Buurman, Dur és Van den Bossche 2009). Továbbá, előfordulhat, hogy az állásukat elvesztő emberek egy része a *munkanélküliséggel* szemben értékeli és választja a magánszektorbeli munkahelyét, és a későbbiekben, amikor lehetősége nyílik rá, ezt a döntését korrigálva lép át egy, a preferenciáinak jobban megfelelő közalkalmazotti állásba. És viszont: a magánszektorbeli állásának elvesztésével fenyegetett egyén számára jobb választás lehet egy közsférabeli állás azonnali elfogadása, mint a munkahely elutasítása esetén várható tényleges állásvesztés és munkanélküliség, még akkor is, ha szabad mérlegelés esetén ugyanilyen bér mellett a magánszektorra választaná. Ezek a tényezők azonban minden időszakban ott rejlenek az átlépési döntések mögött, és a súlyuk nem mozog fel-le, ha stabil (vagy monoton változik) a munkaerő-állomány életkori összetétele és a munkaerőpiac egyensúlyközeli helyzetben van. Ezzel szemben a közsféra relatív bérének nagymértékű, hirtelen növekedése hirtelen nyereségessé teszi az átlépést a viszonylag jól fizetett, termelékenyebb munkavállalók sokasága számára is.

Másodszor, kérdéses, hogy az átlépési *szándékok* változása tetten érhető-e a tényleges mobilitásra vonatkozó idősorokban. A kínálati hatás csak akkor mutatható ki a megvalósult átlépésekre vonatkozó adatokból, ha a költségvetési intézmények a legjobb jelölteket akarják kiválasztani az adott bérek mellett jelentkezők közül. Ez, a kifejezetten politikai szempontok szerint betöltött munkaköröket leszámítva, ésszerű feltevésnek tűnik.

A fenti megfontolások alapján a tanulmányban az alábbi eljárást követjük. Egy hosszú időszakban (1997-2007) megfigyelünk minden olyan esetet, amikor egy, a t . évben a magánszférában dolgozó, „bérből és fizetésből elő” diplomás $t+1$ -ben közbeeső munkanélküliség és egyéb kitérők nélkül átlép a közsférába. A rendkívül magas esetszámnak köszönhetően nemenként és akár korévenként is megfigyelhetjük a mobilitási ráta változását, valamint azt, hogy a magánszektorból kilépők hogyan kerestek a *magánszektorban* az alapvető jellemzőik (nem, kor, iskolázottság) alapján várható bérhez képest. Előbb elemi módszerekkel és keresztmetszeti regressziókkal megvizsgáljuk, hogyan alakult a belépők száma, összetétele és reziduális bére az időben, majd egy összegző panel regressziót becsülünk:

$$(1) \ln w_{ikt}^M = \alpha \mathbf{X}_{ikt} + \beta_1 \text{ÁTLÉPÖ}_{ikt} + \beta_2 \text{ÁTLÉPÖ}_{ikt} \times (\ln \bar{w}_{kt}^K - \ln \bar{w}_k^K) + \gamma \mathbf{t} + u_{ikt}$$

ahol a bal oldalon a k -ik csoportba tartozó i -ik magánszektorbeli alkalmazott t -ik évi bére szerepel, \mathbf{X} a nem, az életkor és az éven belüli munkaidő indikátorait tartalmazza, \mathbf{t} pedig az

egyes megfigyelt naptári évekre vonatkozó kétértékű (dummy) változók vektora. A felső K és M indexek a két szférát jelzik. Megkülönböztetjük azokat, akikről tudjuk, hogy a $t+1$. évben dolgoztak a közszférában (ÁTLÉPŐ). Az ezzel interakcióba hozott kifejezés csoportszinten méri, mennyivel tér el az adott csoport adott évi közszférabeli bére a saját intertemporális átlagától. A becsléshez 640 korév-nem-év interakcióra számítjuk ki a közszférabeli átlagkeresetet, és külön becslést is készítünk a fiatalokra és idősebbekre.

A becslést az általánosított legkisebb négyzetek módszerével (GLS) végezzük, véletlen egyedhatásokat (random effects) feltételezve. A rögzített egyedhatásokat feltételező (fixed effects) modell ugyanis nem a minket érdeklő kérdésre válaszolna – vajon a magasabb bérűek választódnak-e ki, ha átmenetileg magas a közalkalmazottak bére – hanem arra, hogy megnőnek-e az átlépők bérei az átlépés évében a saját, egyéni átlagukhoz képest, ha nő a közsféra bérelőnye (csökken a hátránya) az átlagos előnyéhez (hátrányához) képest. Úgy is fogalmazhatnánk: nem kiszűrni, hanem megmérni szeretnénk az átlépők nem véletlen kiválasztódásából adódó szelekciós hatást.

Az interaktív tagban szereplő bérkomponenst azért az (1) egyenletben látható formában szerepeltetjük, mert a csoportszintű átlagbéreknek csak az időbeni varianciáját akarjuk kihasználni. (Az átlag eltávolítása nélküli közsféra-bér változót használó egyenletben a β_2 paraméter egyszerűen azt mérné, hogy amely csoportban magas a közbér, és valószínűleg a magánbér is, ott az átlépők bére is magasabb.) Az (1) egyenletben az átlépők átlagos magánszektorbeli reziduális bérszintjét β_1 , a közsféra időbeni bérhullámzásainak erre gyakorolt hatását pedig β_2 méri.

ADATOK ÉS VÁLTOZÓK

Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság (ONYF) 1997 óta elektronikusan, az úgynevezett KELEN adatbázisban tartja nyilván a járulékköteles jogviszonyokra vonatkozó adatokat. Ebben a tanulmányban a KELEN-ben 1997 és 2008 között regisztrált egyénekből vett 20%-os egyszerű véletlen mintából indulunk ki, ami 1 288 742 egyén 15 464 904 éves rekordját tartalmazza.³

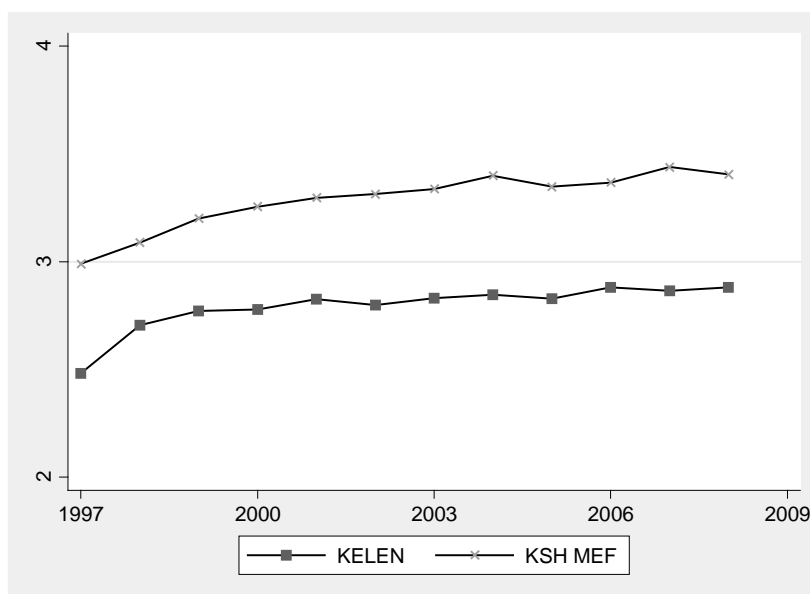
Az alapul szolgáló minta összesen 2.2 millióról 2.7 millióra növekvő alkalmazotti állományt jelez 1997 és 2008 között. (Az éves átlagos állományt úgy számítjuk ki, hogy az év során munkaviszonyban és közalkalmazottként vagy köztisztviselőként jogosultságot szerezettek számát megszorozzuk $t/365$ -tel, szökőévben $t/366$ -tal, ahol t a munkában töltött napok száma.) Ez elmarad a KSH Munkaerő-felmérésében (MEF) mért szinttől, nagyrészt azért, mert ez utóbbi 10-15 százaléknyi fekete munkát is magába foglal, mint arra több, a

³ Az adatbázis a Nyugdíj- és Idősügyi Kerekasztal (2006-2008) számára készült. Jelen tanulmány az ott indult kutatásoknak egyik kései mellékterméke, melynek tartalmáért azonban csakis a szerző visel felelősséget.

MEF és ONYF-adatokat összehasonlító elemzés is felhívta a figyelmet. (Erről lásd Benedek, Elek és Köllő 2012 összefoglalását). Az átlagosan 14 százalékos elmaradás megfelel a más kutatások által jelzett értéknek, a foglalkoztatás dinamikája pedig hasonló a két adatbázisban (1. ábra).

1. ábra

Az alkalmazásban állók száma két adatbázisban 1997-2008 (millió fő)



Az anonimizált adatbázis tartalmazza a jogszerző nemét, születési évét, éves járulékköteles jövedelmét és éves jogszerző napjait 1997 és 2008 között. Az említettekén kívül két - igen sajátosan kódolt - kulcsfontosságú változónk van. Az egyik a „12 év alatt betöltött legmagasabb FEOR”, a másik az „adott évben betöltött legmagasabb státusz”, ezeket használjuk az iskolázottság illetve a mindenkorai foglalkoztatási státusz mérésére.

A „legmagasabb FEOR” meghatározásához az adatgazda egy olyan 17 elemű foglalkozási kódrendszert használt, ami a foglalkozási csoportokat a megkívánt iskolázottság szerint rendezi. Egyszerű munkák: (1) takarítók (2) egyszerű munkát végzők (3) összeszerelők és gépkezelők (4) portások és őrök (5) gépjárművezetők. Fizikai szakmunkák: (6) mezőgazdasági (7) építőipari (8) ipari (9) kereskedelmi és (10) szolgáltató. Szellemi foglalkozások: (11) irodai foglalkozásúak (12) technikusok és asszisztensek (13) ügyintézők (14) vezetők (15) egyéb diplomás foglalkozásúak (16) tanárok és orvosok (17) fegyveres erők alkalmazottai.⁴ A megfigyelt egyénhez az így kódolt foglalkozásai közül a legmagasabb sorszámút rendelték, tehát például a 4-es érték azt jelenti, hogy nem dolgozott ennél magasabb kódszámú foglalkozásban a megfigyelt 12 év alatt. A sajátos kódolás alapján három

⁴ Ebbe a csoportba a 11-14-es és 21-29-es kétjegyű FEOR kódok foglalkozásai tartoznak, az 1997-es nomenklatúra szerint.

csoport különíthető el: sosem dolgozott szakképzettséget igénylő foglalkozásban (1-4), legalább egyszer dolgozott diplomás foglalkozásban vagy vezetőként (14-16) és a többiek. Az így kapott kódot az iskolázottság közelítő indikátorának tekintjük. A tanulmányban a 14-16-os kódot viselőkre korlátozzuk a figyelmet és őket „diplomás foglalkozásúnak” fogjuk nevezni. A leszűkített minta 278 697 egyén 2 159 116 éves rekordját tartalmazza

Az adatbázisban a fenti módszerrel 1997-ben 738 ezer, 2008-ban 852 ezer alkalmazásban álló „diplomás foglalkozásút” találunk, átlagos állományi létszámban mérve, míg a KSH Munkaerő-felmérése (MEF) ugyanezekben az években 773 ezer illetve 900 ezer főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkező foglalkoztatottat mutatott ki.⁵ Természetesen az adatbázisunkban „diplomásnak” minősítettek egy része valójában nem rendelkezik ilyen végzettséggel, az egyetemi-főiskolai végzettek egy része pedig a munkatörténete alapján nem minősülne diplomás foglalkozásúnak, a nagyságrendek azonban megnyugtatóan közel esnek egymáshoz.

1. táblázat

A diplomás foglalkozású alkalmazottak éves átlagos állománya a jogszerzők száma és a jogszerző napok alapján becslve (ezer fő)

	Magánszféra	Közsféra	Összesen
1997	449	289	738
1998	505	284	789
1999	529	286	815
2000	535	290	825
2001	550	290	840
2002	551	293	844
2003	555	304	858
2004	562	306	868
2005	561	302	863
2006	571	296	867
2007	566	284	850
2008	574	279	852

Forrás: Kelen, 20%-os minta. A táblázatban szereplő értékek 5-ös súlyal teljeskörűsítettek. Megjegyzés: a magánszférára vonatkozó adat azokat tartalmazza, akik az adott évben csak munkaviszony alapján szereztek jövedelmet. A közsférára vonatkozó adat azokat tartalmazza, akiknek az adott évben volt közalkalmazotti vagy köztisztviselői státuszból származó jövedelmük. Egyik adat sem tartalmazza azokat, akiknek az adott évben volt transzferekből vagy vállalkozásból illetve megbízási díjból származó jövedelmük.

A szűkebb mintánkat alkotó diplomás foglalkozásúak átlagos éves állománya az 1. táblázatban látható módon alakult az egyes években: a magánszektorban lényegében mindvégig növekedett, a költségvetési szektorban pedig 1998-2004-ben nőtt, majd csökkent.

⁵ A szerző számítása a MEF nyers adatai alapján.

Ennél is sajátosabb az „adott évben betöltött legmagasabb jogviszony” változója. Nyugdíj-jogszerzés az alábbi státuszok valamelyikében történhet:

- 1 Munkaviszony
- 2 Közalkalmazotti jogviszony
- 3 Megbízási jogviszony
- 4 Munkanélküli ellátásban részesülő
- 5 Egyéni vállalkozó
- 6 GYES, GYED, GYET
- 7 Társas vállalkozó
- 8 Közszolgálati jogviszony
- 9 Biztosítás megszűnését követő pénzbeli ellátás
- 10 Egyéb

Minden egyén minden évben azt a kódot (S) kapta, amelyik a legmagasabb sorszámú az általa betöltött státuszok közül az adott évben. Ha valaki végig munkaviszonyban dolgozott, akkor S=1. Ha közben volt munkanélküli és biztosítási alapú munkanélküli járadékot kapott (majd visszatért a munkahelyére), akkor S=4. Ha a munkanélküliség után még az adott évben közszolgálati jogviszonyba lépett, akkor S=8, és a többi. Ez a fajta kódolás erősen korlátozza az elemzésbe bevonható esetek és a megvizsgálható események körét.

A magánszektorban dolgozónak azt tekintettük, aki az adott évben csak munkaviszony alapján szerzett nyugdíj-jogosultságot – azaz, nem kapott munkanélküli járadékot vagy gyermektámogatást, nem dolgozott a közszférában és/vagy vállalkozóként, továbbá nem végzett munkát megbízási jogviszony keretében sem – tehát munkaviszonyból származó „bérből és fizetésből” élt egész évben.

A magánszektorból közvetlenül a közszférába átlépőként határoztuk meg azokat, akik a megfigyelt évben a fenti definíció szerint a magánszférában dolgoztak, a rákövetkező évben pedig dolgoztak valamennyit közalkalmazottként (anélkül, hogy munkanélkülivé váltak volna, gyesre mentek volna, vagy vállalkozói illetve megbízási szerződéses jövedelemmel rendelkeztek volna) vagy köztisztviselőként (anélkül, hogy biztosítás megszűnését követő pénzbeli ellátásban vagy egyéb nyugdíj-jogszerzésre alkalmas transzferben részesültek volna).

Meglehet, az igényes olvasók egy része e ponton a cikk abbahagyását fontolgatja, pedig a fenti, kényszerűségben fogant és zavarosnak ható leszűkítések nem vezetnek olyan mértékű torzításhoz, hogy e miatt lemondjunk egy páratlanul értékes, hiánypótló adatbázis elemzéséről. Ennek megvilágítását kezdjük a 2. táblázattal, ami a 2008. évi jogszerzők megoszlását mutatja a „legmagasabb státuszuk” szerint!

2. táblázat

**A diplomás foglalkozású jogszerzők megoszlása
a 2008. évi „legmagasabb státuszuk” szerint**

Jogszerző státusz	Fő	%
Munkaviszony	132,333	52.29
Közalkalmazotti jogviszony	51,190	20.23
Megbízási jogviszony	4,509	1.78
Munkanélküli ellátásban részesülő	5,030	1.99
Egyéni vállalkozó	8,610	3.40
GYES, GYED, GYET	3,953	1.56
Társas vállalkozó	29,859	11.80
Közszolgálati jogviszony	12,017	4.75
Biztosítás megszűnését követő pénzbeli ellátás	52.5	0.21
Egyéb	5,070	2.00
Összesen	253,096	100.00

Forrás: Kelen, 20%-os véletlen minta

Diplomásokról lévén szó, a munkanélküli ellátásban részesültek aránya alacsony, a két százalékot sem éri el, a gyermekellátásban részesülteké pedig még alacsonyabb, csupán másfél százalék. A megbízási jogviszonnal (is) foglalkoztatottaké is alacsonyabb 2 százaléknál.

Komoly torzítás abból adódhat, hogy vállalkozóként tűnnek fel azok, akik munkaviszony vagy közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony *mellett* tettek szert vállalkozói jövedelemre. A 2. táblázat szerint 2008-ban az összes megfigyelt egyén 15.2 százaléka vallott be egyéni vagy társas vállalkozói jövedelmet a nyugdíjbiztosítónak, egy részük nyilván a főállás megtartása mellett. Hogy mekkora részről lehet szó, az a rendelkezésünkre álló adminisztratív adatok alapján eldönthetetlen, de a nagyságrend megállapítható a MEF segítségével. A 2008. 3. negyedévi MEF szerint a diplomás foglalkoztatottak 13.2 százaléka vallotta magát főállású vállalkozónak, és a vállalatnál, intézménynél alkalmazottaknak mindössze 2.1 százaléka nyilatkozott úgy, hogy másodállásban dolgozik egyéni vagy társas vállalkozóként. Úgy tűnik tehát, hogy a vállalkozói jövedelemmel rendelkezők zöme nem áll egyszersmind alkalmazotti jogviszonyban is, az ő kizárásukkal sem veszítünk annyi esetet, hogy az súlyosan torzítsa a magánszektor létszámára, béreire és kilépési mobilitására vonatkozó adatokat.

Más a helyzet a közszférában alkalmazottakkal, mert az ő esetükben csak abban lehetünk biztosak, hogy az adott évben dolgoztak *valamennyit* a közszférában, ezért az éves kereseti adataik tartalmazhatnak a magánszektorból származó keresményeket is. Továbbá, csak abban az esetben figyeljük meg a közszférából a magánszektorba történő közvetlen átlépést, ha az átlépő a rákövetkező évben mindvégig és csakis munkaviszonyban dolgozott. Ezen felül, különösen a megfigyelt időszak elején gyakori lehetett, hogy a közszférában dolgozó

valójában munkahelyváltás nélkül került át a magánszektorba, kiszervezés, privatizáció révén. Ennek mértékéről lásd Elek és Szabó (2012) e lapszámbeli írását! Ezért a közszférából a magánszektorba történő átlépéseket részletesen nem elemezzük, a kereseti adatokat pedig csak megfelelő mintakorrekció és más adatforrással való összehasonlítás után vesszük tekintetbe. Figyelmünket a magánszektorra, illetve a magánszektorból közvetlenül a közszférába átlépőkre korlátozzuk.

Tovább folytatva a kulcsváltozók bemutatását, a tanulmányban használt kereseti adat tartalmazza az év során bevallott összes járulékköteles jövedelmet és ismert, hogy a megfigyeltek ezt hány munkanap (jogszerző nap) alatt szerezték meg. A bérszintet az *egy munkanapra eső keresettel* mérjük és a mindenkori mintaátlaghoz viszonyítva fejezzük ki.

A kereseti adatról tudni kell, hogy az jelentősen különbözik a KSH intézményi munkaügyi statisztikájában (IMS) közölttől. Egyfelől, az IMS csak az öt fős vagy nagyobb vállalatokra, a költségvetési intézményekre és a jogi személyiséggel rendelkező, 50 főnél nagyobb non-profit szervezetekre terjed ki (kivéve az oktatási és egészségügyi non-profit cégeket, ahol a létszámhatár 2 fő). Másfelől, az IMS béradata teljes hónapra számított érték, tehát ha valaki mondjuk 15 nap alatt keresett 100 eFt-ot egy munkahelyen, azt a KSH 200 eFt-os keresettel és fél munkavállalóként számolja el. Ezzel szemben az itt használt adatbázis minden bejelentett munkaviszonyt tartalmaz, és a tényleges éves kereseteket méri, mely utóbbiak lényegesen (13 százalékkal) alacsonyabbak, mint az IMS-ben kimutatott átlagos havi kereset 12-szerese. Az eltérés azonban az egész évben dolgozók esetén (akiknek 364 napnál több jogszerző napjuk volt) sokkal kisebb, csupán 2.1 százalékos a megfigyelt időszak egészében.

Noha az általunk használt adat a napi és nem az éves keresetre vonatkozik, az értéke mégis változik a ledolgozott napok számával. Igen magas napi kereset adódik azoknál, akik egy hétnél kevesebbet dolgoztak az évben, de az ilyen esetek aránya elhanyagolható, 0.1 százalék volt a magánszektorban 2008-ban. Azok, akik az év összes napján munkaviszonyban voltak (a diplomás foglalkozásúak nagy többsége, 78 százalék 2008-ban a magánszektorban), 7-8 százalékkal többet keresnek az átlagnál, ami részben összetételhatást tükröz, részben azt, hogy a munkahelyet váltók gyakran elesnek az év végi prémiumoktól és jutalmaktól. Ezt figyelembe fogjuk venni a béradatak elemzése során.

Az 1997-re vonatkozó kereseti adatokat hiányosnak és megbízhatatlannak találtuk, az átlaguk és a szórásuk is sokkal kisebb, mint a későbbi években, ezért csak az 1998-2008-as időszak béradatait használjuk. Az állományi adatok időtávja 1997-2008, a mobilitásra vonatkozóké 1997-2007, a bérek és a mobilitás kapcsolatára irányuló elemzése pedig 1998-2007.

A KÖZSZFÉRA ÉS A MAGÁNSZFÉRA BÉRALAKULÁSA

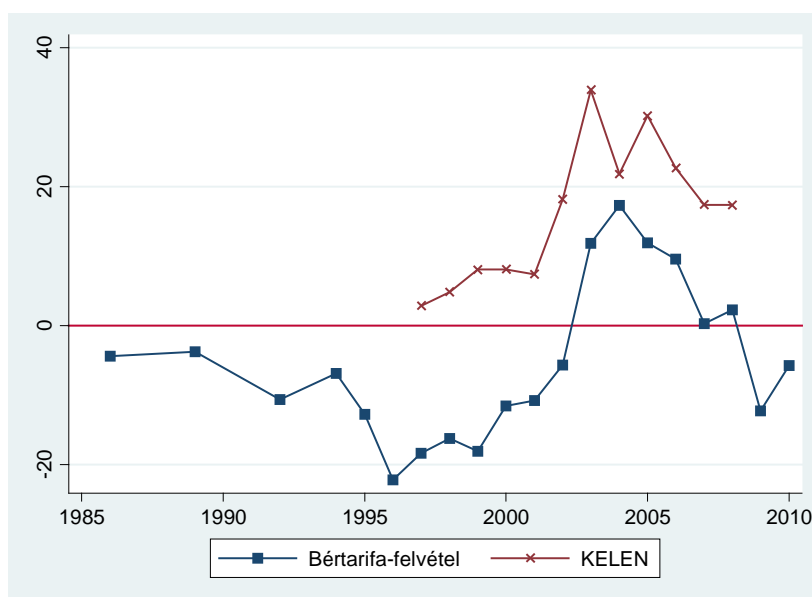
A Bértarifa-felvétel adatai szerint a költségvetési szektor alkalmazottai a szocializmus utolsó éveitől kezdve több, mint tíz éven át kevesebbet kerestek, mint a tarifa-felvételben megfigyelt versenyszféra hasonló nemű, korú és iskolázottságú munkavállalói. Különösen mélyre süllyedt a költségvetési szektor bérszintje a Bokros-csomag megszorításainak hatására. Ezt követően a kereseti rés valamelyest szűkült, de az igazán nagy változás 2002-ben következett be.

Az első Orbán-kormány a választások előtt 17 százalékkal emelte a költségvetési ágazatokban dolgozók reálkeresetét, elsősorban a köztisztviselői fizetések emelése útján, miközben a versenyszférában a bérek csak 7 százalékkal nőttek, a Medgyessy-kormány pedig a választások után, 2002 szeptemberében 50 százalékkal megemelte a közalkalmazottak alapilletményét, aminek hatására a költségvetés bérszintje 29 százalékkal nőtt reálértéken számítva, miközben a magánszektoré csak 11 százalékkal. (Az első adat a 2001 és 2002 májusa között lezajlott bérnövekedésre vonatkozik, a második a 2002 és 2003 május közöttire, a Bértarifa-felvétel alapján. A nominális változásokat a megfelelő hónapok között mért fogyasztói árindex segítségével defláltuk.)

A két szektor közötti, nemre, életkorra és iskolázottságra kontrollált kereseti különbség alakulását a Bértarifa-felvétel adatai alapján mutatja a 2. ábra négyzetekkel jelölt görbéje. Feltüntettük a nyugdíjbiztosító adataiból hasonló módon számított szektorközi különbséget is 1998-2008-ban. Az utóbbi esetben az egész évben dolgozók bérét vettük számításba mindkét szektorban, így a közszférába soroltak közül csak azoknak az adatai tartalmazzak magánszektorbeli jogszerzést is, akik egyetlen munkanap kihagyása nélkül léptek át közalkalmazott vagy köztisztviselői jogviszonyba. A közszféra bérelőnye az adminisztratív adatok alapján magasabbnak tűnik – ami természetes, mert a magánszektor adatai tartalmazzák az öt fősnél kisebb vállalatok alacsonyabb fizetést húzó alkalmazottait is – a kereseti rés időbeni alakulása azonban hasonló, kivéve 2004-et. Ez valószínűleg azzal függ össze, hogy a Bértarifa-felvétel 2004. májusi kereseti adata a 2003. évi jutalmakat és prémiumokat tartalmazza, míg a nyugdíjbiztosítónál az adott évi kifizetések az adott évben jelennek meg.⁶

⁶ A Bértarifa-felvétel kereseti adata a május havi rendszeres kifizetéseket valamint az előző évi nem rendszeres kifizetések egy hónapra eső összegét tartalmazza.

A közsférában dolgozók kereseti előnye/hátránya 1986-2010-ben
(Százalékpont. Megfigyelhető jegyeikben hasonló munkavállalók a magánszektorban = 0)



Bértarifa-felvétel: Bér: május havi bruttó kereset a nem rendszeres prémiumok nélkül, de az előző évi prámiumok 1/12 részével. Minta: 5 fős vagy nagyobb vállalatoknál, valamint közalkalmazottak és köztisztviselők a költségvetési szektorban. Függő változó: a bér logaritmus. Kontrollváltozók: nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság, fizetett munkaórák száma. A görbe a β paraméterekből számított e^β értékeket mutatja.

KELEN: Bér: a munkaviszony illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy hónapra számított értéke. Minta: minden, egész évben dolgozó jogszerző. Függő változó: a bér logaritmus. Kontrollváltozók: nem, korév dummy változók, iskolázottsági proxy (lásd a szöveget). A görbe a β paraméterekből számított e^β értékeket mutatja. A közsférába soroltak éves jogszerzésének egy része a magánszektorban történhetett, olyan esetekben, amikor a szektorváltás munkanap kihagyása nélkül történt!

kozotka_figure1.dta

A kereseti rés ilyen mértékű hullámzására nem volt példa az Európai Unióban a 2008-ban kezdődött pénzügyi és gazdasági válságot megelőzően. (Ezt követően is csak Romániában következett be a magyarhoz mérhető előnycsökkenés, lásd Vasile 2012.) Mint a Campos és Centeno (2012) tanulmányon nyugvó 3. táblázat adatai mutatják, a kereseti rés minimális és maximális értéke közötti távolság 1993 és 2000 között – Görögországot és Franciaországot leszámítva – sehol sem haladta meg a 6.5 százalékot, miközben Magyarországon 15.3 százalékos volt ugyanebben az időszakban és 29.5 százalékos a rákövetkező nyolc évben. Tegyük hozzá, hogy Görögországban a közsféra bérelőnye monoton növekedéssel járta be a

12.2 százalékos szóródási tartományt, Franciaországban pedig egy -3 és +8 százalékpontos sávban mozgott a kereseti rés. A magyarhoz hasonló mértékű emelkedések és süllyedések – valamint a mélypontokon mért tetemes kereseti hátrány – kivételesnek számítanak a nyugati piacgazdaságok világában.⁷

3. táblázat

A közszféra és a magánszféra közötti kereseti különbség szóródási tartománya néhány országban az 1993 és 2000 közötti években (százalékpont)

	Minimum	Maximum	Különbség
Ausztria	1.5	4.3	2.8
Finnország	-1.3	0.0	1.3
Franciaország	-3.2	7.7	10.9
Görögország	9.6	21.8	12.2
Hollandia	3.6	7.5	3.9
Írország	16.3	21.9	5.6
Németország	7.9	10.4	2.6
Olaszország	10.3	12.1	1.8
Portugália	16.7	23.0	6.3
Spanyolország	13.8	20.3	6.5
Magyarország 1993-2000	-22.2	-6.9	15.3
Magyarország 2001-2008	-11.6	17.7	29.5

Forrás: Campos – Centeno (2012), 5.1. táblázata a European Community Household Panel (ECHP) alapján, kivéve Magyarországot: a szerző számítása a Bértarifa-felvétel alapján

Megjegyzések:

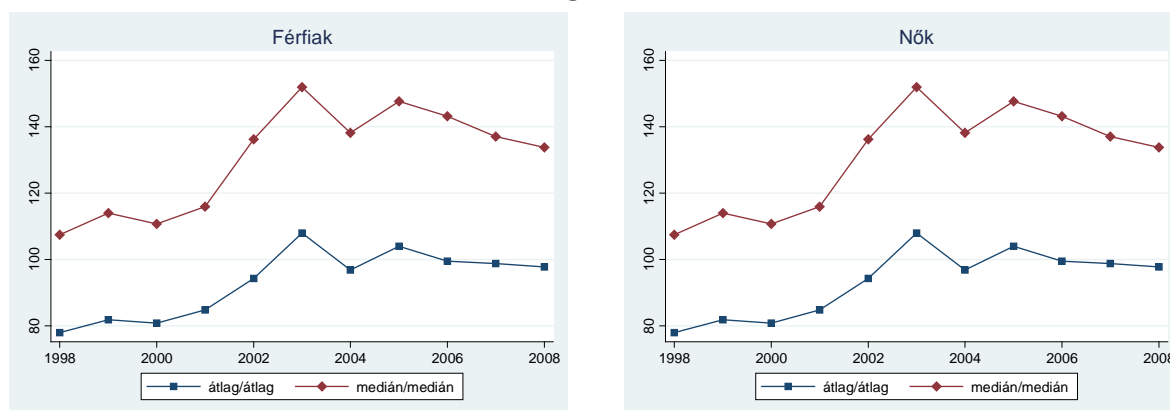
1) Ha a különbség pozitív, az a közszféra bérelőnyére utal

2) Kontrollváltozók a Campos - Centeno tanulmányban: nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság, házas, szolgálati idő. Kontrollváltozók a magyar esetben: nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság.

A közszféra kereseti szintje alapvetően mindenkit érintő béremelések és (többnyire nem hivatalos, de effektív) bérbefagyasztások miatt hullámszórt, ezért a szektoron belüli kereseti arányok csak kismértékben változtak, és a közszféra relatív bére az eloszlás minden tartományában az átlagnál látott pályát követte. Az átlagok és a mediánok alapján számított kereseti rés hasonlóképpen alakult a férfiaknál és a nőknél is, bár a közszféra pozíciójának 2005 utáni romlása valamivel erősebben érintette a férfiakat, mint a nőket (3. ábra)

⁷ Ugyanakkor Gimpelson és Lukyanova (2009) a kétezres évek elején igen jelentős (az OLS becsléseik szerint 26-28 százalékos) bérhátrányt mutatott ki az orosz közszférában.

A közszférában dolgozó diplomások foglalkozású férfiak és nők átlagos és medián keresete a magánszektorban dolgozó diplomásokhoz képest (százalék, magánszektor = 100)



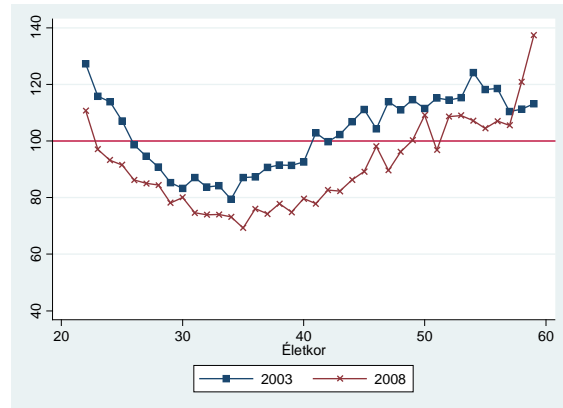
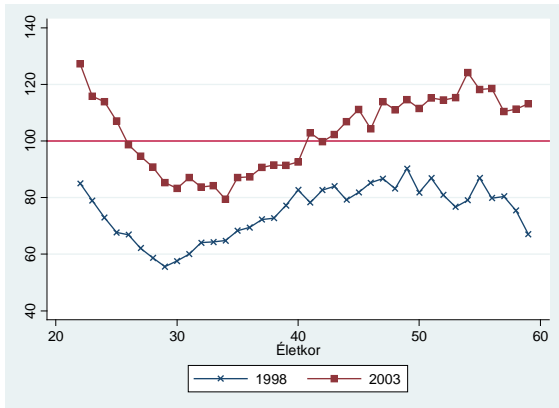
Forrás: Kelen, 20%-os minta. Mutató: a munkaviszony illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy napra számított értéke az egész évben dolgozóknál. A közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort!

A béremelések és –befagyasztások önmagukkal párhuzamosan tolták el a relatív kereset – életkor profilokat is, legalábbis 50 éves korig, akár az átlagokat, akár a mediánokat hasonlítjuk össze. A 4. ábrán az 1998-as, a bérszint szempontjából csúcspontot jelentő 2003-as, valamint a 2008-as profilokat hasonlítjuk össze, páronként. A görbék a kor-specifikus átlagbérek illetve medián bérek szektorközi különbségeit mutatják a megfelelő években. Látható, hogy 1998 és 2003 között a profil önmagával párhuzamosan felfelé tolódott, kivéve a nyugdíjhoz közeli korcsoportokat, melyek helyzete az átlagosnál jobban javult. A 2003 és 2008 közötti csökkenés is lényegében azonosan érintette az egyes kohorszokat, de az 50 felettiek relatív keresete ekkor az átlagosnál nagyobb mértékben esett vissza.

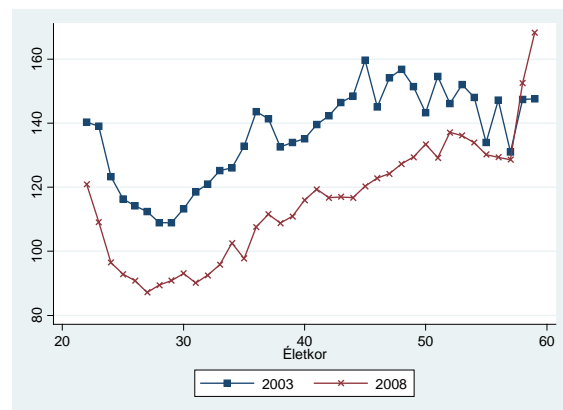
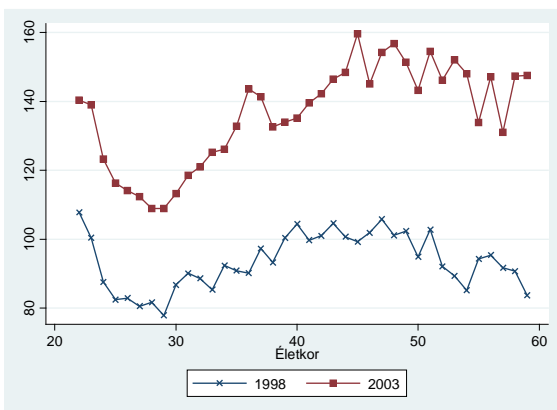
Mint arra már korábbi kutatások felhívták a figyelmet (lásd például Varga 2008 írását a tanári munkaerőpiacról), a diplomás közalkalmazottak relatív kereseti profilja U-alakú: a legfiatalabbak és a legidősebbek kereseti lemaradása jóval kisebb, mint a középkorosztályoké. Ez abból adódik, hogy a közalkalmazotti és köztisztviselői tarifa-rendszerekben a bérek lineárisan emelkednek az életkorral illetve a közszolgáltatásban eltöltött idővel, míg a magánszektorban a bérek erősen nem-lineáris pályát követnek: alacsony szintről indulva gyorsan nőnek, majd az életpálya végén csökkenni kezdenek.

A közszférában dolgozó diplomás foglalkozásuk átlagos és medián keresete a magánszektorban dolgozó diplomásokhoz képest 1998, 2003 és 2008 (százalék, magánszektor = 100)

Átlag/átlag



Medián/medián



Forrás: Kelen, 20%-os minta. Mutató: a munkaviszony illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy napra számított értéke az egész évben dolgozóknál. A közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort!

[file kozotka_rw_median.dta](#)

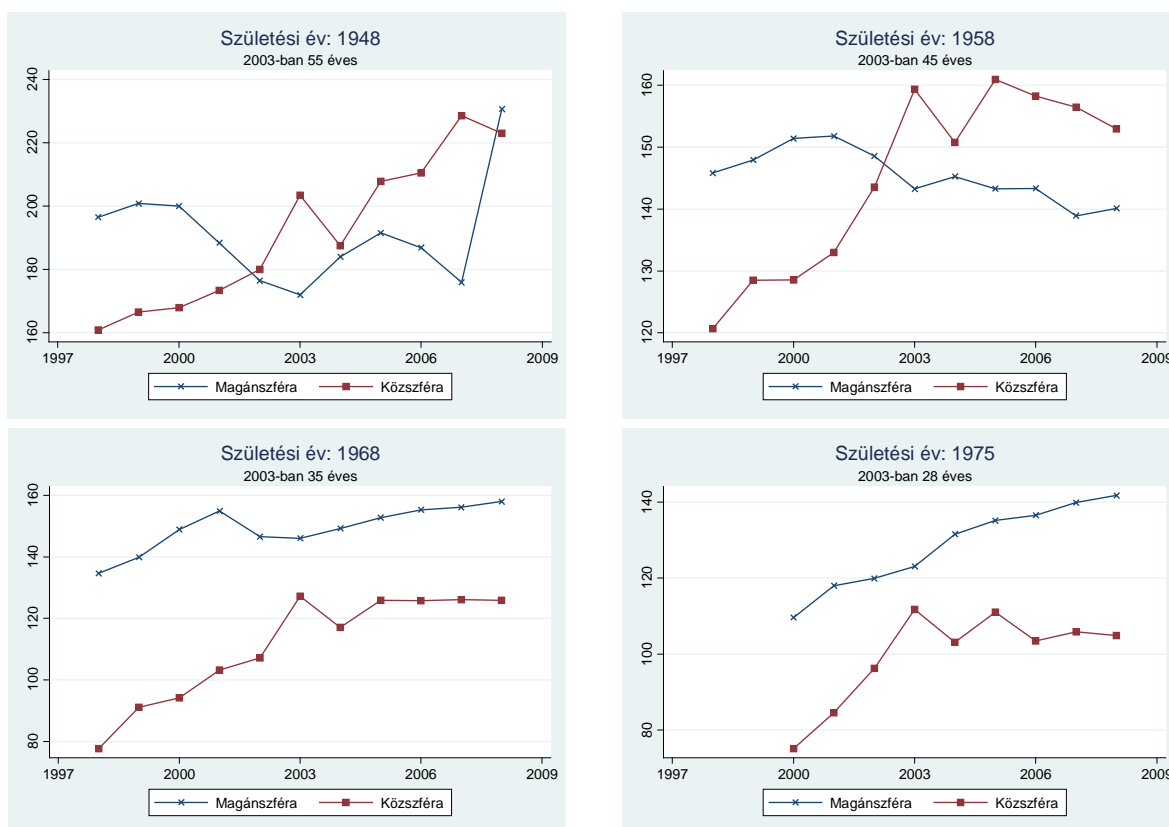
Az U-profil sajátos következményekkel jár az egyes *születési kohorszok* relatív bérének alakulására a *naptári időben*. Fiatal korban a közszféra bérszintemelkedéséből eredő pozitív hatást részben vagy egészben semlegesítheti, hogy 30-35 éves korig a közszférában dolgozó diplomások minden évben lejjebb csúsznak a magánszektorban dolgozó társaikhoz képest. Ugyanakkor idősebb korban az életkori hatás kiegészíti a béremelés hatását: 35 éves kor felett a költségvetési szektorban dolgozó diplomások szektorszintű béremelkedés nélkül is közelítenének a versenyszférában dolgozókhöz.

Mindez nyomon követhető az 5. ábrán, ahol négy születési évjárat beralakulását láthatjuk, melyek tagjai 55, 45, 35 illetve 28 évesek voltak 2003-ban. (A 2003-ban 25 évesek a megfigyeléseink kezdetén még középiskolba jártak, ezért egy idősebb kohorszot választunk).

Az Orbán- és Medgyessy-féle béremelések hatására a két idősebb évjárat tagjai a korábbi tetemes bérhátrányukat jelentős előnyre válthatták, míg a fiatalabb évjáratok esetében ez csak a kereseti lemaradás stabilizálásához volt elegendő, és ők a legjobb éveken is jelentős hátrányban maradtak a magánszektorban dolgozó társaikhoz képest. Ezt a sajátos aszimmetriát figyelembe fogjuk venni a mobilitás illetve az átlépők béreinek elemzésében.

5. ábra

A magánszférában és a közszférában dolgozó diplomás foglalkozásúak keresete néhány évjáratban 1998-2008-ban (százalék)



Forrás: Kelen, 20%-os minta. Mutató: a munkaviszony illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy napra számított értéke az egész évben dolgozóknál, az összes foglalkozási csoportot tartalmazó mintaátlag százalékában. A közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort!

Összességében, az adatok arra utalnak, hogy a közszféra bérszintjének hullámzásai a belső kereseti arányok átrendeződése nélkül mentek végbe. Ezt összefoglalóan mutatja be a 6. ábra, ami a gyors béremelkedés (2001-2003) majd bércsökkenés (2005-2007) időszakában vizsgálja, mennyit kerestek a megelőző évi béreloszlás 1.-100. percentilisébe tartozó, minimálisan két teljes éven át a közszférában dolgozó munkavállalók. Látható, hogy 2001-2003-ban a 15. percentilistől fölfelé a bérek lényegében azonos mértékben nőttek, az eloszlás alsó régióiban azonban kisebb ütemben emelkedtek. (Ne feledjük azonban, hogy ebben a

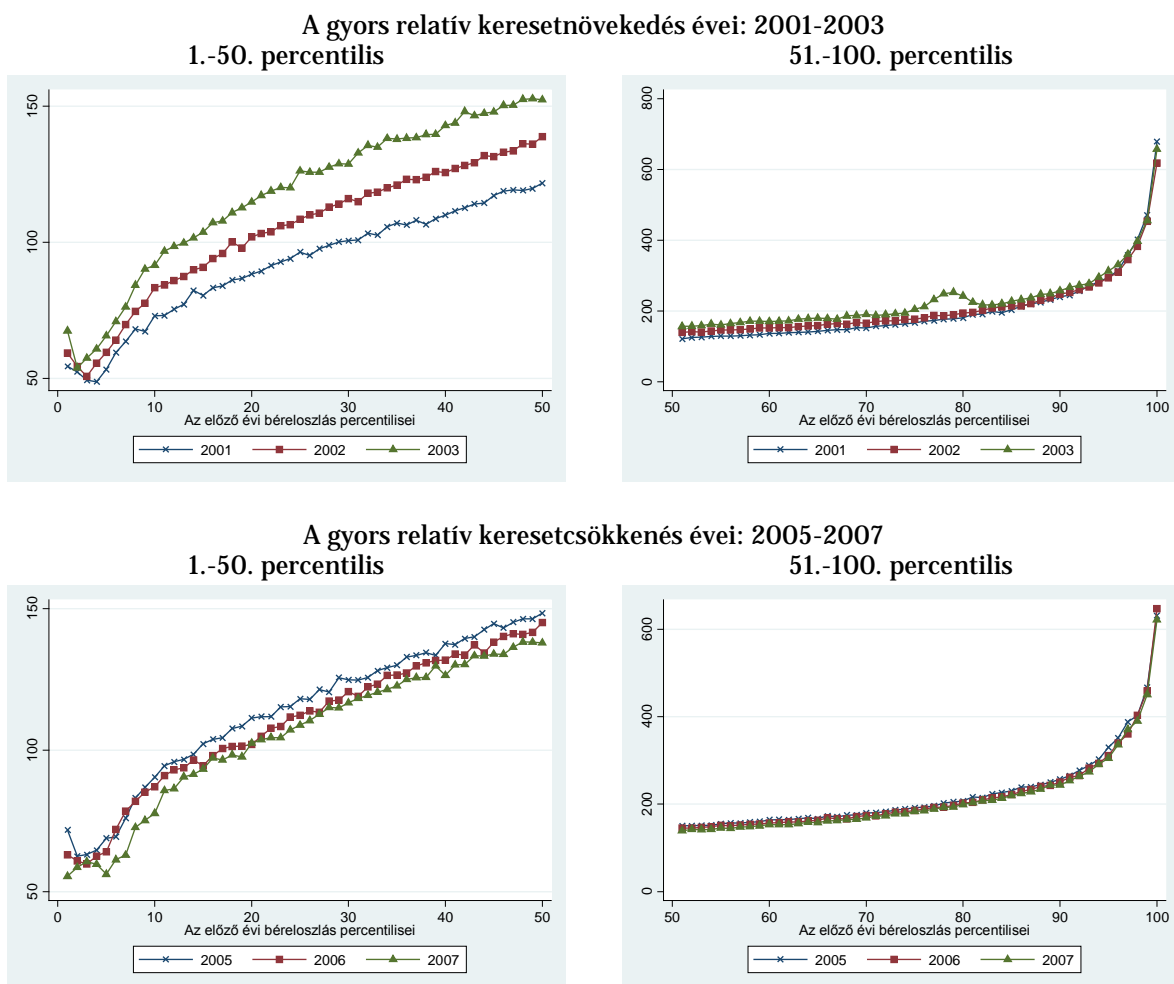
tartományban a minimálbéremelés miatt a keresetek megelőzőleg gyorsan nőttek.) Az eloszlás felső végéhez közel, a 80. percentilis táján látható 2003. évi kiugrás okát a rendelkezésünkre álló adatokból nem tudjuk megállapítani.

A relatív bérek 2005 utáni csökkenése esetében sem látunk érdemleges változást a belső béreloszlásban: ismét az alsó kereseti tized esetében figyelhető meg eltérés, ezúttal az átlagosnál kisebb bércsökkenés formájában 2006-ban, ugyanakkor az átlagosnál nagyobb csökkenés formájában 2007-ben. A 2005. és 2007. évi görbéket összevetve lényegében párhuzamos eltolódást látunk az 5.-100. percentilisek tartományában.

6. ábra

Átlagkeresetek a megelőző évi béreloszlás 1.-100. percentilisébe tartozóknál

Minta: az adott és a megelőző évben is teljes éven keresztül a közsférában dolgozó munkavállalók



MOBILITÁS

A közintézmények elvileg többféleképpen élhetnek a politikusok jóvoltából megnövekedett forrásaikkal, ami érinti a mobilitás alakulásával kapcsolatos várakozásainkat. A béremelés külön akciók nélkül is fékezheti a jó minőségű munkaerő elvándorlását, ami önmagában csökkentően hat a belépési mobilitásra. Ugyanakkor a közintézmények kihasználhatják a magasabb béreket arra, hogy több és jobb minőségű munkaerőt csábítsanak át a magánszektorból, és ezt a konkrét esetben annál is inkább megtehették volna, mert a közszféra összlétszáma, és ezen belül a diplomás foglalkozásúaké egészen 2005-ig növekedett. Ez utóbbi stratégia önmagában növeli a belépési – és stabil létszám esetén egyszersmind a kilépési – mobilitást.

Az adatok egyértelműen arra utalnak, hogy az Orbán- és Medgyessy-féle béremelések csupán egyetlen évben, 2003-ban emelték a magánszektorból a közszférába történő közvetlen átlépések számát (4. táblázat).

4. táblázat

Átlépés a versenyszférából a közszférába 1997-2007

Átlépési ráták és fix évhatások

(Annak valószínűsége, hogy egy versenyszférában foglalkoztatott személy a rákövetkező évben átlép a közszférába)

Utolsó év a verseny- szférában	Nyers átlépési ráták ¹			Fix évhatások nemre és korra kontrollálva ²		
	Mindenki	25-40 évesek	41- 61évesek	Mindenki	25-40 évesek	41-61évesek
1997	1.95	2.14	1.68	.0224	.0213	.0213
1998	2.08	2.21	1.89	.0240	.0219	.0245
1999	1.69	1.92	1.35	.0175	.0173	.0158
2000	1.83	2.07	1.48	.0195	.0190	.0180
2001	1.79	2.12	1.28	.0185	.0200	.0148
2002	1.97	2.35	1.41	.0213	.0234	.0169
2003	1.43	1.72	0.99	.0130	.0146	.0099
2004	1.48	1.72	1.10	.0139	.0150	.0119
2005	1.41	1.69	0.96	.0128	.0147	.0094
2006	1.34	1.57	0.97	.0118	.0132	.0096
2007	1.25	1.45	0.93		referencia-év	

1) A közszférába közvetlenül átlépők aránya a magánszektorban dolgozók százalékában

2) Probit marginális hatások a mintaátlagnál. Függő változó: a következő évben valamennyi ideig dolgozott a közszférában. Független változók: nem, életkor, életkor négyzete, év dummy változók. Minden évhatás szignifikáns 0.01 szinten

A 4. táblázat bal oldali blokkjában a nyers átlépési rátákat látjuk, mindenkire, valamint a mindenkori 40 év alattiakra és felettiekre külön-külön is. A jobb oldali blokkban fix évhatásokat látunk olyan probit modellekből, melyek az átlépés valószínűségét a nem és az életkor (korévek) hatásának kiszűrésével becslik. Mindkét esetben azt látjuk, hogy az átlépők

aránya enyhén csökkent, 2003-ban kissé emelkedett, majd hirtelen, nagymértékben lecsökkent egy, a korábbiaknál sokkal alacsonyabb szintre, ahol a továbbiakban szűk határok között ingadozott. (Ne feledjük, hogy a táblázat sorai a magánszektorban töltött utolsó év szerint követik egymást, tehát például a 2002. év sorában szerepelnek a 2003-ban történt átlépések!)

Az 5. táblázatban khi-négyzet próbák segítségével vizsgáljuk, hogy a probitokban becsült évhatások egymástól páronként statisztikailag szignifikánsan különböznek-e. (A táblázatot oszloponként érdemes olvasni.) Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy az 1999., 2000. és 2001. évi átlépési ráták nem, vagy csak kis mértékben különböztek egymástól. A 2003-2006-os mobilitási ráták (melyek a 2004-2007-ben megvalósult átlépések számát jelzik) egymással statisztikailag azonosak, ugyanakkor élesen különböznek a korábbi és későbbi időszakok rátáitól, mely utóbbiak statisztikailag egyenlőek. A tesztek alapján jogosnak tűnik, ha a 2000-2004-es időszak mobilitási rátáit évről-évre haladva értékeljük.

A teljes mintára vonatkozó adatokkal kezdve: az átlépési ráta hirtelen növekedését látjuk 1998-ban, feltehetően részben azért, mert az a kormányzó politikai oldal cseréjét eredményező választási év volt. A politikai hatás feltételezését támasztja alá, hogy különösen az idősebbek körében nőtt meg az 1999-ben a közsférába távozók száma. Elképzelhető, hogy ugyanez az ok közrejátszott a magas 2002-es értékben is, amikor szintén változott a kormányzó oldal.

Ami számunkra fontosabb, 2003-ban éles törés látszik mind a három idősorban, az átlépési ráta jelentősen és statisztikailag szignifikánsan csökkent a fiataloknál és az idősebbeknél is. Az ezt követő időszakon *belüli* kisebb hullámzások, ismét csak az 5. táblázat tesztjei szerint, elhanyagolhatóak voltak.

5. táblázat

A 4. táblázatban a teljes mintára becsült fix évhatások páronkénti különbözősége Khi-négyzet próbák

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1997	3.3*	25.7***	7.7***	15.2***	0.7	107.5***	86.3***	113.6***	140.2***
1998		49.4***	22.8***	36.0***	7.8***	160.6***	133.5***	168.1***	200.8***
1999			5.7***	1.7	20.7***	30.2***	18.4***	33.5***	49.1***
2000				1.3	4.6**	63.8***	48.0***	69.7***	90.9***
2001					11.0***	47.7***	33.0***	52.3***	71.4***
2002						104.3***	86.2***	112.4***	140.5***
2003							1.4	0.08	2.3
2004								2.2	7.4
2005									1.5

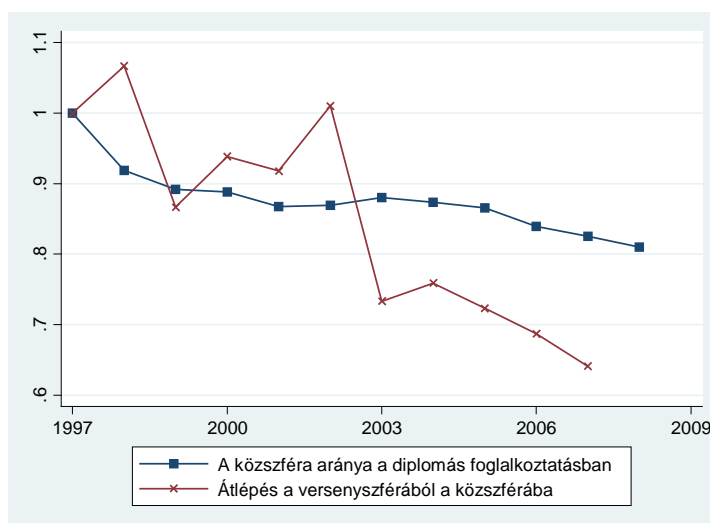
Szignifikáns *) 0.1, **) 0.05 ***) 0.01 szinten

Felmerülhet, hogy mivel a magánszektorban dolgozó diplomás foglalkozásúak száma folyamatosan nőtt, az átlépési *ráta* az átlépők abszolút számának csökkenése nélkül is visszaeshetett. A 7. ábra adatai ezt cáfolják: az átlépési ráta hirtelen és sokkal nagyobb mértékben esett vissza, mint azt a közszféra viszonylagos súlyának (éppen 2002-2003-ban kismértékű növekedéssel megszakított) folyamatos csökkenése indokolta volna.

Felvetődhet a kérdés, hogy a magánszektorból való átlépések számának látványos visszaesését nem valamiféle, a béremelkedésekkel párhuzamosan bevezetett (hallgatólagos) létszámstop okozta-e? Ez kizárható, mert a közszférában dolgozó diplomás foglalkozásúak száma a 2001. évi 290 ezerről indulva, folyamatosan növekedett, 2004-ig 306 ezerre, és csak a 2006-ban kezdődő megszorítások idején indult csökkenésnek. A közszférából a versenyszférába történő átlépések – és az ilyen okból megüresedő munkahelyek – száma azonban jelentősen csökkent.

7. ábra

A közszférába átlépők aránya és a közszféra súlya a diplomás foglalkozásúak foglalkoztatásában (1997=100)



Annak, hangsúlyozásával, hogy a közszférából a magánszektorba irányuló mobilitásra vonatkozó adataink tartalmukban eltérnek az ellenirányú mozgásra vonatkozóktól, a 6. táblázatban bemutatjuk az erre vonatkozó idősorokat, a 4. táblázathoz hasonló szerkezetben. Jól látható a 2002. évi törés az átlépési rátában a teljes mintában, valamint a fiataloknál és az idősebbeknél egyaránt.

Abban a négy évben, amikor a közszféra magas béreket fizetett, a magánszektorba történő átlépések aránya a korábbi szintnél jó harminc százalékkal alacsonyabb volt, mint előtte vagy utána. A később, 2006-2007-ben bekövetkezett emelkedés már összefügghetett a közszférában megkezdődött leépítésekkel.

Átlépés a közzsférából a versenyszférába 1997-2007

Annak valószínűsége, hogy egy, a t. évben a közzsférában (is) foglalkoztatott személynek a t+1. évben csak a magánszektorból származó keresete volt

Utolsó év a közzsférában	Nyers átlépési ráták (százalék)			Fix évhatások nemre és korra kontrollálva ¹		
	Mindenki	25-40 évesek	41-61évesek	Mindenki	25-40 évesek	41-61évesek
1997	4.63	5.90	3.05	.0329	.0434	.0231
1998	3.92	5.38	2.19	.0245	.0362	.0132
1999	3.96	5.35	2.42	.0259	.0357	.0164
2000	4.17	5.81	2.41	.0290	.0418	.0168
2001	3.59	5.05	2.10	.0224	.0320	.0133
2002	2.64	3.83	1.46	.0104	.0157	.0051
2003	3.00	4.40	1.62	.0154	.0236	.0080
2004	3.03	4.32	1.79	.0164	.0230	.0106
2005	2.90	4.21	1.66	.0150	.0222	.0088
2006	3.55	5.12	2.08	.0241	.0352	.0146
2007	3.39	4.85	2.05		referencia-év	

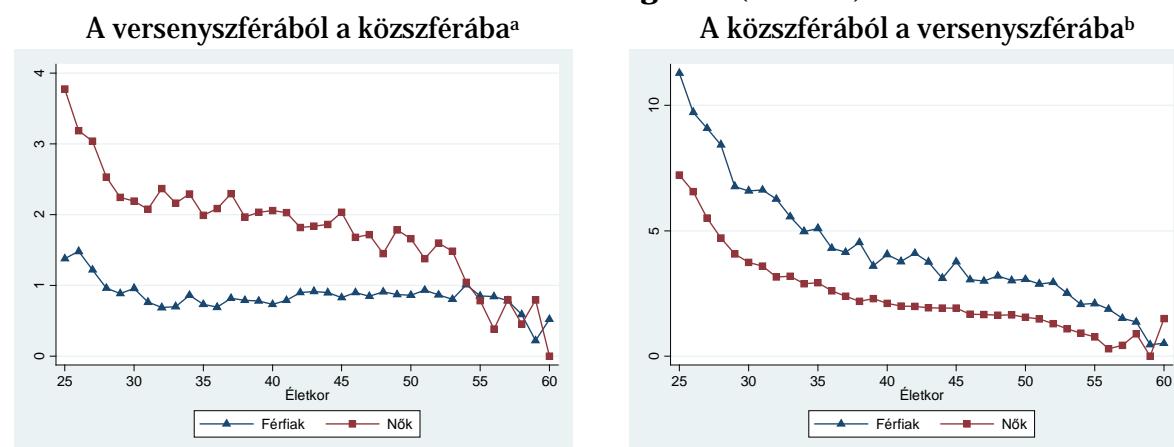
1) Probit marginális hatások a mintaátlagnál. Függő változó: a következő évben csak munkaviszonyból származó jövedelme volt. Független változók: nem, életkor, életkor négyzete, év dummy változók. Minden évhatás szignifikáns 0.01 szinten

EGY MEGJEGYZÉS AZ ÁTLÉPÉSEKRŐL NEM ÉS ÉLETKOR SZERINT

A 4. táblázatban csak a nyers, valamint a nemre és életkorra kontrollált átlépési rátákat mutattuk be, itt röviden kitérünk magukra az életkor és nem szerinti különbségekre is.

8. ábra

**A másik szektorba átlépők aránya nem és életkor szerint
1997-2007-ben átlagosan (százalék)**



- a) A t. évben csak a versenyszférában dolgozott, a t+1.-ben dolgozott valamennyit a közzsférában, és egyik évben sem szerzett nyugdíj-jogosultságot transzferek vagy vállalkozói jövedelmek után
- b) A t. évben dolgozott valamennyit a közzsférában, t+1.-ben csak a versenyszférában dolgozott, és egyik évben sem szerzett nyugdíj-jogosultságot transzferek vagy vállalkozói jövedelmek után

A 8. ábrán a teljes időszakban mért átlagos nyers átlépési rátákat látjuk nemek szerint bontva, az életkor függvényében. A közsférába történő átlépés, különösen fiatal korban, sokkal gyakoribb a nők, mint a férfiak esetében, és az átlépési ráta erősen csökken az életkorral.

Összehasonlításképpen a jobb oldali ábra bemutatja az ellentétes irányú mozgásra vonatkozó hasonló adatokat, ahol az életkori profil hasonló, de az átlépési valószínűség a férfiaknál gyakoribb. Ez természetesen nem jelenti, hogy a közsféra „férfiakat cserélne nőkre” a szektorközi áramlások során: a nemek eltérő aránya miatt abszolút számban mérve a csere közel kiegyensúlyozott, és a közsféra szemszögéből nézve mindkét nem esetében enyhén deficitese, amit a pályakezdők nagyobb arányú felvétele ellensúlyoz. Ezeket az állításokat azonban annak az ismételt hangsúlyozásával tesszük, hogy a kétféle áramlásra vonatkozó adatok tartalma eltér, és mindkét irányban csak az átlépési esetek egy (bár valószínűsíthetően döntő) részét ragadják meg. (Lásd az ábrához fűzött jegyzeteket!)

A KÖZSFÉRÁBA ÁTLÉPŐK BÉREI ÉVENKÉNT

Az átlépők béreit először évente futtatott, ismételt keresztmetszeti regressziókkal vizsgáljuk. Az elemzés a magánszektorban dolgozó „bérből és fizetésből élőkre” vonatkozik. Megkülönböztetjük közöttük azokat, akikről tudjuk, hogy a következő évben – ugyancsak bérből és fizetésből élve, és közbeeső munkanélküliség vagy más jogszerző státusz érintése nélkül – megfordultak a közsférában. Az egyenletek jobb oldalán az ezt jelző dummy változó mellett a nem, korév dummy változók és a jogszerző napok számára vonatkozó változók szerepelnek, a bal oldalon pedig a napi kereset logaritmusáé.⁸

Mint a 7. táblázatban látható, a diplomás foglalkozású átlépők nemre, életkorra és munkaidőre kontrollált (a továbbiakban: reziduális) bére 1998-2001-ben 2.5-8 százalékkal alacsonyabb volt, mint a maradóké, és a különbség a négy évből háromban legalább öt százalékos szinten szignifikáns volt. Ezzel szemben a nagy béremelések éveiben, 2002-2004-ben az átlépők bére a várakozásnak megfelelően, 4.4-5.6 százalékkal meghaladta a maradókét. A közsféra relatív bérszintjének újbóli visszaesésével párhuzamosan ez az előny először eltűnt, majd 2007-ben ismét szignifikáns és jelentősnek mondható, 6.6 százalékos hátrányra váltott. A hirtelen – és a szektorközi kereseti rés változásaival szinkronban bekövetkező – irányváltásokat nehéz lenne másnak betudni, mint annak, hogy az átmenetileg megnövekvő közbér a magasabb keresetű és rezervációs bérű magánalkalmazottak egy része számára is nyereségessé tette az átlépést, a közintézmények pedig pozitívan szelektáltak, azaz, kiválogatták a termelékenyebbnek ígérkező jelentkezőket.

⁸ A becslési minta alapstatisztikáit lásd a 2. függelékben!

**A magánszektorból a következő évben a közszférába átlépő diplomások
magánszektorbeli kereseti előnye/hátránya a maradékhoz képest, azonos nem,
életkor és éven belüli ledolgozott idő esetén**

Lineáris regressziós eredmények a legkisebb négyzetek módszerével^a

Évb	Együttható	t-érték	r ²	Esetszám
1998	-0.0512**	2.33	0.074	91439
1999	-0.0824***	3.36	0.066	97319
2000	-0.0239	1.04	0.059	100322
2001	-0.0696***	3.30	0.052	105592
2002	0.0448**	2.35	0.051	108194
2003	0.0442*	1.94	0.049	110443
2004	0.0550***	2.49	0.050	113099
2005	-0.0104	0.46	0.049	114210
2006	-0.0285	1.27	0.058	117151
2007	-0.0655***	2.95	0.062	116682

a) Független változó: a napi kereset logaritmus. Független változók: férfi, korév dummy változók, valódi jogszerző napok száma, átlépő dummy (1, ha az egyén a következő évben dolgozott a közszférában, 0 egyébként).

b) Utolsó év a magánszektorban.

Adatforrás: NYIKA-panel

Az átlépők reziduális bérének időbeni pályája hasonló volt a fiataloknál és az idősebbeknél, de az életkori csoportonként végrehajtott becslések eredményei arra utalnak (8. táblázat), hogy a szelekciós minták eltérnek.

**A magánszektorból a következő évben a közszférába átlépő diplomások
magánszektorbeli napi keresete a maradékhoz képest, azonos nem, életkor és
éven belüli ledolgozott idő esetén, életkor szerint**

Lineáris regressziós eredmények^a

Évb	Együttható	5-40 évesek			40 évnél idősebbek			
		t- érték	r ²	Esetszám	Együttható	t- érték	r ²	Esetszám
1998	-0.1082***	3.65	0.040	49480	0.0233	0.74	0.056	44756
1999	-0.1609***	5.1	0.039	53290	0.0478	1.28	0.051	46674
2000	-0.1095***	3.70	0.038	55831	0.1149***	3.22	0.051	47077
2001	-0.1427***	5.65	0.038	59617	0.0811**	2.31	0.049	48559
2002	-0.0360	1.55	0.041	62081	0.2066***	6.48	0.043	48637
2003	-0.0119	0.43	0.040	64160	0.1685***	4.32	0.040	48874
2004	-0.0159	0.59	0.043	66774	0.2016***	5.35	0.042	48972
2005	-0.0782***	2.93	0.045	68017	0.1580***	3.93	0.045	48976
2006	-0.1058***	3.90	0.055	69706	0.1427***	3.74	0.052	50427
2007	-0.1334***	4.93	0.064	69944	0.0757*	1.99	0.056	50139

a) Független változó: a napi kereset logaritmus. Független változók: férfi, korév dummy változók, valódi jogszerző napok száma, átlépő dummy (1, ha az egyén a következő évben dolgozott a közszférában, 0 egyébként).

b) Utolsó év a magánszektorban.

Adatforrás: NYIKA-panel

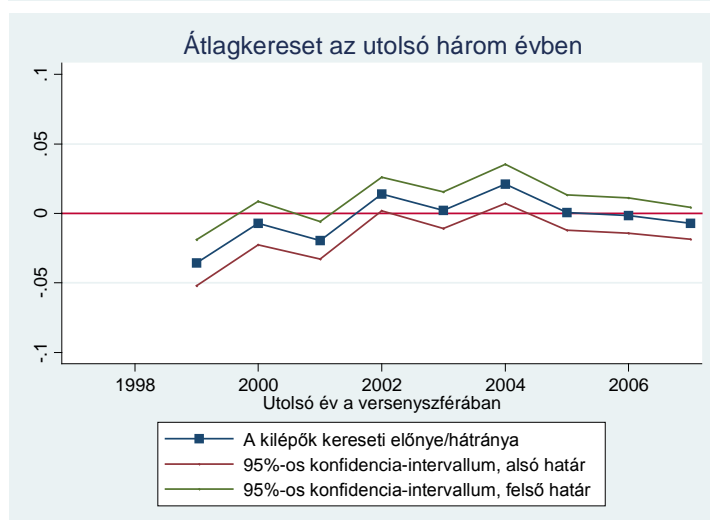
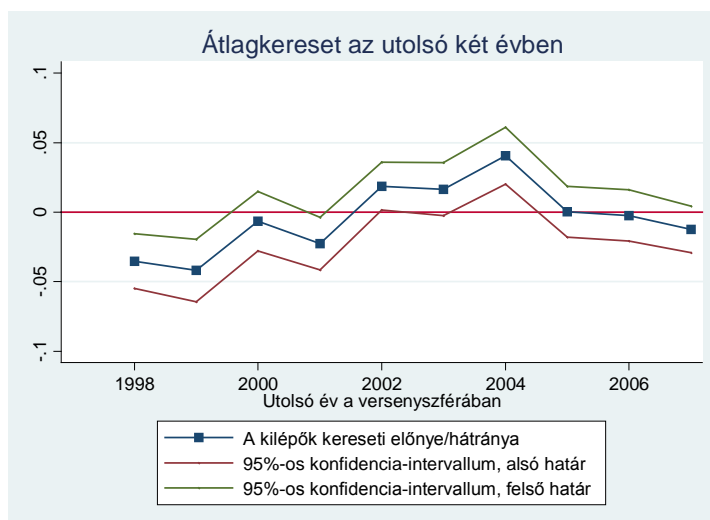
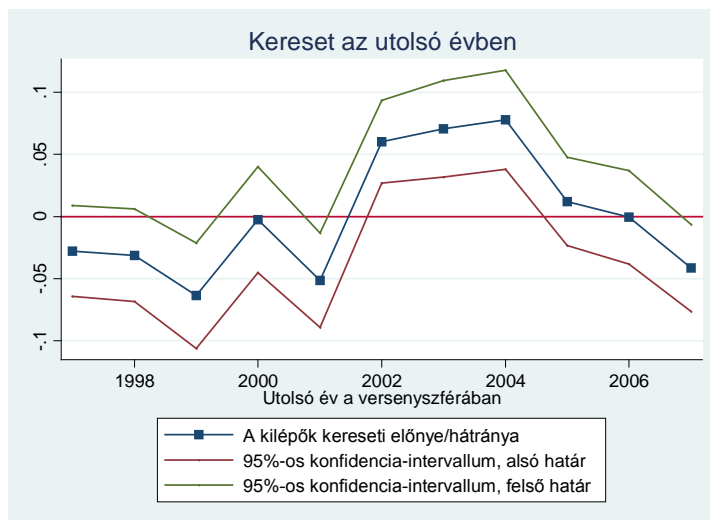
Az átlépők keresete a fiatalabbak körében, a 25-40 éveseknél minden évben *elmaradt* a szektorban tovább dolgozóképtől. A hátrányuk statisztikailag szignifikáns és jelentős mértékű, 10-16 százalékos volt 1998-2001-ben. Az Orbán- és Medgyessy-kormány által végrehajtott béremelések idején, 2002-2004-ben ez a hátrány eltűnt, az ekkor átlépők az átlagos keresetűek közül kerültek ki. A közsféra bérszintjének hanyatlásával párhuzamosan, 2005-2007-ben azonban a hátrány ismét megjelent és az átlépők – fokozódó mértékben – az alacsonyabb bérű fiatalok közül kerültek ki.

Az idősebbeknél a közszférába átlépők keresete minden évben *meghaladta* a maradékét, bár a különbség 1998-99-ben még nem volt szignifikáns. A nagy béremelések idején azonban tíz százalékpontot meghaladó emelkedést látunk az átlagos reziduális bérben. Ezt követően, 2005-től kezdve azonban, a fiatalokhoz hasonlóan, és azt megközelítő mértékben, itt is csökkenésnek indult az átlépők reziduális bére.

Az eredményekkel kapcsolatban felvethető, hogy az átlépést megelőző, a magánszektorban töltött utolsó év adata esetleg nem jól reprezentálja a kilépők kereseti szintjét, mert például a felmondás alatt állók esetében elmaradhattak az év végi jutalmak, prémiumok. Az sem elképzelhetetlen, hogy a kilépésre sok esetben éppen az alacsony, a korábbi évekhez képest csökkenő kereset miatt kerül sor, de ez az esemény éppen 2002-2005-ben, a gyors reálbér-növekedés éveiben ritkábban fordult elő. Ezért megvizsgáltuk az átlépők relatív bérének alakulását az utolsó, az utolsó kettő és az utolsó három év átlagkereseti adataival is. A részminták természetesen különböznek egymástól, mert kevesebben rendelkeznek a kilépést megelőző hosszabb munkavisztonnyal.

Az eredményeket a 9. ábra foglalja össze, a teljes mintára vonatkozó becslési eredmények alapján. Az ábra felső blokkja egyszerűen a 7. táblázatban közölt eredményeket ismétli meg, ezúttal a 95 százalékos konfidencia-intervallumok feltüntetésével. Az utolsó két év átlagos kereseti adataival dolgozó középső panel kisebb mértékű emelkedésre, majd süllyedésre utal, és ez még inkább igaz az átlépést megelőzően legalább három évig a magánszektorban dolgozók átlagbéreire is. A reziduális bérek azonban mindhárom esetben hasonló pályát követnek: emelkednek a közalkalmazotti béremelések időszakában, majd süllyednek akkor, amikor a közsféra elveszíti a 2002-es választások előtt és után megszerzett előnyét.

A versenyszférából átlépők relatív keresete 1997-2007-ben
(logaritmus pont, maradók = 0)



Megjegyzés: a következő évi kilépést jelző dummy változó együtthatója lineáris regressziókból. Kontrollváltozók: nem, korév dummy változók, ledolgozott napok. A standard hibák heteroszkedaszticitásra robusztusak.

KERESETI LEHETŐSÉGEK A KÖZSZFÉRÁBAN ÉS AZ ÁTLÉPŐK BÉREI – PANEL REGRESSZIÓK

Az eddigiekben csupán a szektorközi kereseti rés és az átlépőknél mért reziduális bér idősorainak hasonlóságára alapozva feltételeztük, hogy az utóbbi hullámváltozásai az előbbi ingadozásaira vezethetők vissza. Ebben a szakaszban a korábban már ismertetett (1) panel egyenletet segítségével megpróbáljuk megmutatni, hogy ezek közvetlen kapcsolatban álltak.

A magánszektorban dolgozók közszférabeli kereseti lehetőségeit az adott életkor és nem esetén a közszférában elért átlagbérral közelítjük. A nyugdíjazással összefüggő átlépések kizárására csak a 24-55 éveseket vizsgáljuk. A 32 évjárat valamint a két nem alapján képzett 64 csoportra és 10 évre számítjuk ki a közszférában fizetett bérek átlagát. Mivel ezeknek a csoportszintű bérátlagoknak csakis az időbeni varianciáját akarjuk kihasználni az átlépők bérére gyakorolt hatás becslése során, az egyenletben az éves csoportátlagok és a teljes időszakra számított intertemporális csoportátlagok (logaritmusos skálán mért) különbségét szerepeltetjük.

A függő változó a magánszektorban dolgozó egyén keresetének logaritmusosa. Azt várjuk, hogy ha a csoportszintű közbér a saját átlaga felett van, az megnöveli az adott csoportba tartozó átlépők átlagos keresetét a maradékhöz képest, tehát az (1) egyenletben szereplő interaktív változó β_2 paramétere pozitív lesz.

A becsült béregyenletet az egyén nemére, életkorára és annak négyzetére, a jogszerző napjai számára valamint fix évhatásokra kontrolláljuk. A fiatalokat és az idősebbeket itt – időben stabil csoportbeosztásra törekedve – nem az életkoruk, hanem a születési évük szerint különítjük el, megkülönböztetve a 2003-ban 40 évnél fiatalabbakat illetve korosabbakat.

A becslést az (1) egyenlet bemutatása kapcsán említett okokból véletlen egyedhatásokat feltételező GLS panel regresszióval végezzük. Az egyenletben szereplő számított változók miatt a standard hibákat 500 lépéses bootstrap eljárással becsüljük, figyelembe véve azt is, hogy egy-egy egyénhez több megfigyelés tartozik, azok „egyéni klaszterezettek”. A modell 1998-2007-re vonatkozik, mert 1997-re nem rendelkezünk megbízható béradatokkal, 2008-ban pedig már nem tudjuk azonosítani az átlépési eseteket.

**A közsféra bérszintjének hatása a magánszektorból a közsférába átlépők bérére
Véletlen egyedhatásokat feltételező panel becslés az általánosított
legkisebb négyzetek módszerével, 1998-2007**

Függő változó: a relatív bér logaritmus. Minta: a magánszektorban dolgozók

	Teljes minta	Fiatalok ^a	Idősebbek ^b
β_1 : Átlépő	0.0085** (2.00)	-0.0213*** (3.76)	0.0364*** (5.86)
β_2 : Átlépő $\times (w_{kt}^K - \bar{w}_k^K)^c$	0.5780*** (8.14)	0.6280*** (7.55)	0.3975*** (2.71)
Férfi	0.1655*** (49.40)	0.1687*** (42.27)	0.1543*** (26.36)
Életkor	0.0725*** (133.25)	0.1192*** (91.91)	0.0505*** (27.02)
Életkor négyzete	-0.0007*** (106.03)	-0.0015*** (73.74)	-0.0004*** (22.85)
Jogszerző napok száma (ha kisebb, mint 365 nap)	0.0006*** (65.90)	0.0006*** (56.56)	0.0002*** (9.28)
Egész évben jogszerző (365 vagy 366 nap)	0.2170*** (88.35)	0.2258*** (74.86)	0.0850*** (17.71)
1999	-0.0202*** (12.18)	-0.0474*** (18.12)	0.0058*** (2.81)
2000	-0.0233*** (14.20)	-0.0361*** (14.36)	-0.0159*** (7.72)
2001	0.0117*** (7.25)	0.0140*** (5.78)	-0.0032 (1.58)
2002	-0.0026 (1.62)	0.0011 (0.47)	-0.0243*** (11.71)
2003	-0.0429*** (26.99)	-0.0459*** (20.08)	-0.0586*** (27.65)
2004	-0.0235*** (14.82)	-0.0268*** (11.99)	-0.0405*** (18.50)
2005	-0.0409*** (25.65)	-0.0415*** (18.74)	-0.0621*** (27.18)
2006	-0.0111*** (6.96)	-0.0104*** (4.74)	-0.0323*** (13.60)
2007	0.0133*** (8.22)	0.0209*** (9.47)	-0.0159*** (6.34)
Konstans	-1.8998*** (180.58)	-2.5461*** (128.86)	-1.4033*** (31.02)
Belső R2	0.0422	0.0613	0.0052
Külső R2	0.0727	0.0611	0.0452
Teljes R2	0.0622	0.0663	0.0292
Megfigyelt évek száma átlagosan	6.7	6.5	7.0
Megfigyelések száma	1313629	783390	530239
Egyének száma	207597	126222	81375

Zárójelben a Z-értékek. * szignifikáns 10%; ** 5%; *** 1% szinten

a) 1963 után születettek

b) 1963 előtt születettek

c) $(w_{kt}^K - \bar{w}_k^K)$: a k -ik (nem és életkor szerint megkülönböztetett) csoportba tartozók t -ik évi átlagbérének eltérése annak intertemporális (1998-2007 közötti) átlagától a közsférában

A 9. táblázatban látható eredményekre térve: a teljes mintára vonatkozó becslés szerint az átlépők keresete lényegében *csak* a közsférabeli kereseti lehetőségek időbeni változásainak függvényében tért el a maradékétól. A β_1 paraméter értéke 0.0085, ami minimális, 0.85 százalékos eltérést jelez arra az esetre, ha a közbér a saját intertemporális átlagának szintjén áll. Az együtttható ráadásul a rendkívül magas, milliós esetszám ellenére is csak 5 százalékos szinten szignifikáns.

Az átlépő státusz teljes hatása a keresetre $\beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta w^K$, röviden ez utóbbi szimbólummal jelölve az átlagától megfosztott csoportszintű közsféra-bért. A β_2 paraméter igen magas, 0.6-ot megközelítő rugalmasságot jelez, azaz, ha a csoportszintű közsféra-bér egy százalékkal magasabb a szokásosnál, az 0.585 százalékkal növeli az adott csoportba tartozó kilépők maradékhoz viszonyított átlagkeresetét. Figyelembe véve, hogy Δw^K szórása 0.06, azt kapjuk, hogy a szórástartomány alsó és felső értékénél az átlépők becsült reziduális bérében 7 százaléknyi eltérés várható. A teljes szóródási tartomány szélessége 0.4, amihez 23 százalékos reziduális bérkülönbség tartozik a becslés szerint.

A közsférában fizetett bérek hatása az 1963 után született „fiataloknál” lényegesen erősebb, mint az idősebbeknél: a rugalmasság az előbbi esetben 0.6 feletti, az utóbbiban viszont nem éri el a 0.4-et sem. Ez minden bizonnyal összefügg azzal, hogy a közsférába idősebb korban átlépők gyakrabban kerülnek vezető pozícióba, az ezzel járó nem bérjellegű előnyöket azonban nem figyeljük meg. Ugyancsak nagyobb lehet azoknak a száma, akik a politikai indítékból végrehajtott vezetőcserék során váltanak szektort, vagy választott tisztségviselőként kerülnek a közsférába.

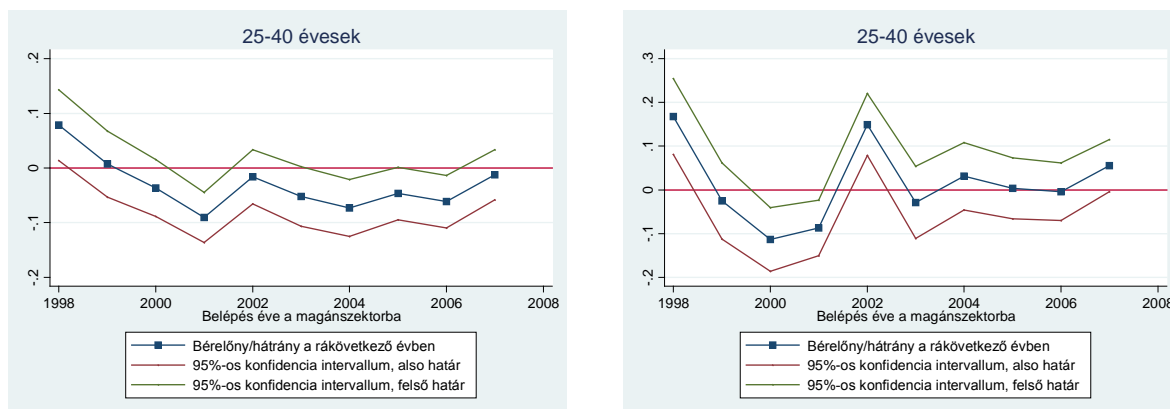
EGY MEGJEGYZÉS A KÖZSZFÉRÁBÓL ÁTVETTEK BÉREIRŐL

Az eddig bemutatott adatok arra utalnak, hogy a nagy béremelések időszakában a közsférába irányuló átlépések száma erősen csökkent, ugyanakkor a belépők összetétele javult. Azt is láttuk, hogy visszaesett a közsférát magánszektorbeli állás kedvéért elhagyók száma is, de nem vizsgáltuk az utóbbi csoport összetételében bekövetkező változásokat. Ezt az eddigiekhez hasonlóan a szóban forgó munkavállalók *magánszektorbeli* értékelése alapján próbáljuk megítélni.

A közsférából átlépettek relatív magánszektorbeli bérét a belépés utáni évben mérjük, hogy mérsékeljük a próbaidőnek és a két szektor közötti – más jogszerző státuszokban meg nem jelenő – kihagyásoknak a hatását. Ebből adódóan az 1998. évi becslés nem végezhető el, mert nem tudjuk megállapítani, hogy egy 1997-ben a magánszektorban dolgozó hol állt alkalmazásban 1996-ban (átlépő volt-e). A 2008. évi belépők azonosíthatók ugyan, de esetükben nem rendelkezünk 2009. évi béradatokkal. Ezért a becslések az 1998-2007. évi

belépők 1999-2008. évi béreire vonatkoznak. A becslőfüggvény azonos a 7. és 8. táblázatban használttal. A fiatalokra és az idősebbekre vonatkozó eredmények közötti nagy eltérések miatt csak az életkor szerint megbontott becslések eredményét foglaljuk össze a 10. ábrán.

10. ábra
A közsférából átlépettek reziduális bérei a magánszektorban
 (regressziós együtthatók, logaritmus pont)



Megjegyzés: a vízszintes tengelyen az évszámok a szektorba való belépés évét mutatják. A becslések az ezt követő évre vonatkoznak.

A fiatalokra vonatkozó eredmény alapján kizárható, hogy a nagy béremelések időszakában a korábbiaknál rosszabb minőségű munkaerő hagyta volna el a közsférát. Az átlépőknek a magánszektorban fizetett bér 1998-2001-ben csökkent, ezt követően azonban előbb nőtt, majd szinten maradt. Az idősebbeknél is magasabbak a 2003 utáni időszakra becsült értékek, mint az 1999-2001. évié, de két nagy kiugrás látható az idősorban, az 1998. és 2002. évi belépőknél. Ez gyanúnk szerint ismét csak a politikai ciklussal – a kormányzó oldal cseréjével járó választások utáni politikai tisztogatásokkal – függ össze. Ezeket az éveket különlegesként kezelve, az adatok az idősebbek esetében sem utalnak arra, hogy a közsféra a nagy béremelések időszakában a szokásosnál rosszabb minőségű (a magánszektorban kevesebbre értékelt) munkaerőtől próbált volna megszabadulni.

KÖVETKEZTETÉSEK

A köztisztviselői, majd a közalkalmazotti bérek 2002. évi hirtelen növekedése számos, a magánszektorban dolgozó magasabb bérű munkavállaló számára is vonzóvá tette a közsférát. Ugyanakkor a jelentős béremelésnek köszönhetően, ami nem járt együtt leépítésekkel, visszaesett a közsférát a magánszektor kedvéért elhagyók száma is, csökkentve az üresen maradó munkahelyek számát. A közintézmények átlagosan jobb minőségű jelentkezőkből választhattak ki kevesebb felvett, ami a beáramló munkaerő – magánszektorbeli reziduális bérrel mért – minőségének ugrásszerű javulásával járt.

A rendelkezésünkre álló adatok nem utalnak arra, hogy a közsférából ebben az időszakban távozók hasonló módon mért minősége jelentősen megváltozott volna, nem látunk a szelekció szigorodására utaló jeleket.

A 2002-ben megszerzett bérelőny erodálódásával, majd a közsféra 2006-ban kezdődő karcsúsításával a magánszektorból átlépők száma tovább csökkent, és az átlagos minősége is romlott. A nagy béremelés átmenetileg – három évig erőteljesen, további két évig kisebb mértékben – javította az átlépők *összetételét*, de ennek a munkaerő-állományra gyakorolt jótékony hatását erősen korlátozta, hogy a korábbi szint kétharmadára esett vissza a belépési mobilitás. A közsféra akkor tudott volna nagyobb hasznot húzni a megemelt bérszintből, ha egyidejűleg hozzálátott volna a meglévő munkaerő-állományának a megrostálásához is.

A szakirodalomban fellelhető, meglehetősen régi becslések szerint a közsféra munkaerő-kereslete meglepően rugalmas. Ehrenberg és Schwarz (1986) áttekintése szerint az Egyesült Államokban az oktatásban a berrugalmasság elérte a -1.0 értéket, és az összes ágazatra együtt is -0.5 körül alakult a mérések idején. A költségvetési kiadások ugyanis határt szabnak a bértömeg emelésének és előbb-utóbb kikényszerítik, hogy az intézmények létszámcsökkentéssel ellensúlyozzák a fizetések emelése miatt megnövekvő költségszintjüket. Ez Magyarországon is bekövetkezett, előbb csak a további béremelkedés korlátozásával, de 2006-tól kezdve a létszám csökkentésével is.

A gazdasági válság idején hozott intézkedések – elsősorban a 13. havi fizetés megvonása, majd a ki nem mondott, de az alapilletmények szinten tartásával is nyomatékosított és végül is effektív bérbefagyasztás – a kilencvenes évek első fele óta nem látott mélységbe taszította a közsféra relatív bérszintjét. Az ország jelenlegi növekedési és költségvetési kilátásai alapján nem valószínű, hogy a helyzet belátható időn belül érdemben megváltozzék.

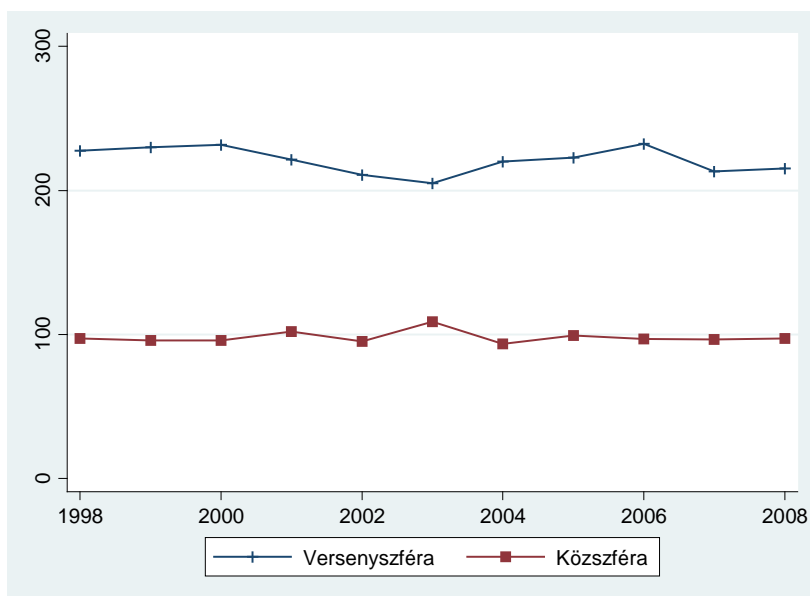
Ha hihetünk a tanulmányban közölt adatoknak és becsléseknek, akkor az előttünk álló hét (vagy több) szűk esztendőben erőteljesen romlik majd a közsféra munkaerő-vonzó képessége. Ugyanakkor abban sem lehetünk biztosak, hogy egy esetleges csodatétel, a 2002. évihez hasonló béremelkedés elvezet oda, ahol egy ilyen lépés értelmet nyerhet: a közalkalmazotti *állomány* minőségének javulásához. Ehhez az ostyába orvosságot is kell csomagolni.

HIVATKOZÁSOK

- Altwickler-Hámori Szilvia és Lovász Anna (2012): Javíthat-e hosszútávon a közalkalmazottak relatív helyzetén egy 50%-os béremelés? Az állami-magán jövedelemkülönbség elemzése Magyarországon 2002 és 2008 között, *Közgazdasági Szemle*, megjelenés alatt
- Assad, Ragui (1997): The Effects of Public Sector Hiring and Compensation Policies on the Egyptian Labor Market, *World Bank Economic Review*, Volume 11, Issue 1, Pp. 85-118
- Bellante, Don and Albert Link (1981): Are public sector workers more risk averse than private sector workers?, *Industrial and Labor Relations Review*, 1981, vol. 34, issue 3, pages 408-412
- Benedek Dóra, Elek Péter és Köllő János (2012): Adóelkerülés, adócsalás, fekete- és szürkefoglalkoztatás, in: Fazekas K. és Benczúr P. (szerk.): *Munkerőpiaci Tükör 2012*, OFA, MTA KTI, Budapest, megjelenés alatt
- Blank, Rebecca M. (1984-85): Analysis of Workers' Choice between Employment in the Public and Private Sectors, An. 38, *Industrial and Labour Relations Review*, 211
- Borjas, George J. (1987): Self-selection and the earnings of immigrants, *American Economic Review*, Vol. 77, No.4, 531-553
- Borjas, George J. (2002): The wage structure and the sorting of workers into the public sector, NBER Working Paper 9313
- Buurman, Margaretha, Robert Dur and Seth Van den Bossche (2009): Public Sector Employees: Risk Averse and Altruistic? IZA Discussion Paper No. 4401, September 2009
- Campos, Maria Manuel and Mário Centeno (2012): Public-private wage gaps in the period prior to the adoption of the Euro: An application based on longitudinal data, Banco de Portugal, WP 1/2012, January 2012, Lisboa
- Ehrenberg, Ronald and Joshua Schwarz (1986): Public Sector Labor Markets, in: *Handbook of Labor Economics*, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard. North-Holland, 1986.
- Elek Péter és Szabó Péter András (2012): A közszférából történő munkaerő-kiáramlás elemzése Magyarországon, *Közgazdasági Szemle*, megjelenés alatt
- Foguel, Miguel N., Indermit Gill, Rosane Mendonça and Ricardo Paes de Barros (2000): The public-private wage gap in Brazil, *Revista Brasileira de Economia*, vol.54 no.4, December 2000
- Gimpelson, Vladimir and Lukyanova, Anna (2009) : Are public sector workers underpaid in Russia? Estimating the public-private wage gap, IZA discussion papers, No. 3941, urn:nbn:de:101:1-20090209112 , <http://hdl.handle.net/10419/35354>
- Heitmueller, Axel (2006): Public-Private Sector Wage Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model, *Journal of Applied Economics*. Vol IX, No. 2 (Nov 2006), 295-323.
- Katz, Lawrence F. and Alan B. Krueger (1993): Public sector pay flexibility: Labour market and budgetary consideration, in: *Pay flexibility in the public sector*, 43-78, OECD, Paris
- Nickell, S. and G. Quintini (2002): [The consequences of the decline in public sector pay in Britain: A little bit of evidence](#), *The Economic Journal*, Volume 112, Issue 477, pages F107–F118, February 2002
- Pfeifer, Christian (2008) : Risk aversion and sorting into public sector employment, IZA Discussion Papers, No. 3503, urn:nbn:de:101:1-20080527239 , <http://hdl.handle.net/10419/35248>
- Roy, Andrew D. (1951): Some Thoughts on the Distribution of Earnings, *Oxford Economic Papers* Vol. 3, 1951, pp. 135-146.

- Stelcner, Morton, Jacques van der Gaag and Wim Vijverberg (1989): A Switching Regression Model of Public-Private Sector Wage Differentials in Peru: 1985-86, *The Journal of Human Resources*, Vol. 24, No. 3 (Summer, 1989), pp. 545-559
- Tansel, Aysit (2004): Public-Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey, IZA Discussion Paper No. 1262, August 2004
- Varga Júlia (2008): Az iskolaügy intézményrendszere, finanszírozása, in: Fazekas K., Köllő J., Varga J.: *Zöld Könyv a magyar közoktatás megújításáért*, Ecostat, Budapest, 235-258
- Vasile, Valentina (2012): Continuous flow of public sector reforms in Romania, in: D. Vaughan-Whitehead (ed.): *Adjustments in the Public Sector in Europe: Scope, Effects and Policy Issues*, ILO, Geneva

**A teljes éven át dolgozók napi keresetének szórása
a költségvetési és versenyszférában**



Megjegyzés: a béreket a teljes minta átlagát 100-nak véve mérjük

Látható, hogy a belső szórások időben alig változtak, leszámítva a 2001-2002. évi minimálbér-emelések átmeneti szóráscsökkentő hatását a magánszektorban, valamint a 2002. végi közalkalmazotti béremelések átmeneti szórásnövelő hatását a közsőfőrában, de az ezekből eredő hullámzás is minimális mértékű volt, és trendszerű változás sem figyelhető meg.

A magánszektorra vonatkozó becslésekben szereplő változók alapstatisztikái

Változó	Megfigyelések száma	Átlag	Szórás
Bér, teljes KELEN-minta=1	1429575	1.613	2.099
Férfiak aránya, százalék	1429575	58.0	-
Életkor, év	1429575	37.2	10.4
Jogszerző napok száma (ha<365)	1429575	52.0	108.9
Teljes évben dolgozott (365 vagy 366 nap)	1429575	76.8	-
Átlépett a közsőfőrába, százalék	1429575	1.64	-
Várható bér eltérése a csoportátlagtól az átlépőknél, logaritmus pont	17239	0.0017	0.06137