

KÖLLŐ JÁNOS

## A közsféra bérszintje és a magánszektorból átlépők szelekciója 1997–2008 között

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 közalkalmazotti béremelésekre. A nyugdíjbiztosítóhoz bejelentett munkaviszonyokra vonatkozó, 1997–2008. évi paneladatok szerint az emelések idején és után nem nőtt, hanem csökkent az átlépők száma, különösen a fiataloké. Ugyanakkor az ismételt keresztmetszeti és panelbecslések szerint is átmenetileg javult az átlépőknek a magánszektorbeli reziduális bérükkel mért minősége. Az adott nem és életkor esetén várható közsférabeli bér egyszázalékos emelkedése több mint fél százalékkal emelte a magánszektorból átlépők átlagos bérszintjét a maradékhhoz képest. A hatás jóval erősebb volt a fiataloknál, mint az idősebeknél. A nagymértékben csökkenő belépési mobilitás azonban erősen korlátozta a pozitív szelekciónak a közsféra munkaerő-állományára gyakorolt kedvező hatását.\*  
Journal of Economic Literature (JEL) kód: J45, J62.

A közsféra és a versenyszféra közötti kereseti rés hullámvázai számos területen érzetik 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 jelezhetők (lásd a férfi–női bérkülönbség példáját), de ez nem vonatkozik a kereseti rés szelekciós hatására. A nagyon alacsony bér – amit a közalkalmazotti, köztisztviselői státussal járó nem bér jellegű előnyök sem tudnak ellensúlyozni – gyengébb 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 szerző ezúton mond köszönetet Göndör Lászlónak kiváló asszisztensi munkájáért. A kutatást az OTKA 78 255. sz. programja támogatta.

A fenti hatások azonban empirikusan nehezen vizsgálhatók, mert a két szféra közötti kereseti rés a legtöbb országban szűk sávban ingadozik, hiányoznak azok az exogén sokkok, amelyek 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 közszférába átlépők száma és minősége a 2002. évi választások előtt és után végrehajtott nagy közalkalmazotti béremelések hatására?*

Az elemzéshez egy rendkívül nagy méretű, viszonylag hosszú időt átfogó, de változóban szegény és csak bizonyos részkérdések vizsgálatára alkalmas, eredetileg nem kutatási célokra létrehozott államigazgatási paneladatbázist használunk. Ennek megfelelően, csak a legegyszerűbb, de a kivételes mintaméretnek köszönhetően még csoportszinten is pontosan mérhető folyamatokkal foglalkozunk. Kerülni fogjuk azokat a problémákat, amelyek 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 közszféra alaptevékenységét végző, jellemzően diplomás munkaerőre.

Megvizsgáljuk magukat a pozitív és negatív kereseti sokkokat, majd a belépési és kilépési mobilitás alakulását. Ezután megbecsüljük a magánszektorból a közszférába átlépők magánszektorbeli reziduális bérét, és az átlagos reziduális bér *időbeli változásaiból* vonunk le az átlépők minőségének *időbeli változásaira* vonatkozó következtetéseket. Végezetül egy, a szektorok közötti kereseti rés és az átlépők magánszektorbeli reziduális bérei közötti kapcsolatot közvetlenül számszerűsítő panelbecsléssel zárjuk az elemzést.

## Szakirodalmi előzmények és módszertani megfontolások

A közszférában fizetett bérek mobilitási és szelekciós hatásaival meghökkentően kevés kutatás foglalkozott az elmúlt évtizedekben. Ennek egyik okát – az erős exogén sokkok hiányát – már említettük. További akadályt jelent az információhiány: ha léteznek is olyan adatfelvételek, amelyek 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 közszféra 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 kvantilisregresszió alapuló dekompozíciók, vagy azok, amelyek a szektorközi kereseti arányoknak a nemek közti egyenlőtlenségekre gyakorolt hatásával foglalkoznak. Ennek irodalmáról lásd *Altwicker-Hámori Szilvia* és *Lovász Anna* írását ugyanebben a folyóirat-számban.

Néhány tanulmány magukból a kimutatott kereseti különbségekből von le a szelekciós hatásokra vonatkozó következtetéseket – anélkül, hogy rendelkezne mobilitási adatokkal (lásd például *Foguel és szerzőtársai* [2012] cikkét Brazíliáról, *Tansel* [2005] írását Törökországról, vagy *Assad* [1997] kutatását Egyiptomról). Más tanulmányok (*Bellante-Link* [1981], *Blank* [1985]) közvetlenül a szelekciót elemzik, de bér adatok nélkül. Természetesen az ilyen „féloldalas” vizsgálatok is szolgálhatnak érvényes következtetésekkel a bérek és a szelekció közötti kapcsolatáról, különösen ha képesek megbízható becslést adni arra, vajon mennyit keresnének a közalkalmazottak a versenyszférában, és viszont. Ilyen keretben vizsgálja a problémát például *Stelcner és szerzőtársai* [1989], *Heitmueller* [2006] vagy *Gimpelson-Lukyanova* [2009].

Más tanulmányok a kereseti rés és különféle minőségindikátorok *idősorainak összehasonlításából* vonnak le következtetéseket. *Nickell-Quintini* [2002] kiskamaszkori teszteredményekkel méri a minőséget, és annak erőteljes hanyatlását mutatják ki a brit közszféra bérpozíciójának romlásával párhuzamosan. *Katz-Krueger* [1993] szoros pozitív kapcsolatot mutatnak ki a közszféra relatív bérei és a közalkalmazotti-közszolgálati 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 bér adatokkal egy nagy mintában, így követhetjük őt abban, hogy a közszférába 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. Kontraszelekcióhoz vezet, ha a két szektor nagyjából ugyanazokat a készségeket díjazza, és a közszférában a bérek szórása jelentősen csökken, 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.<sup>1</sup>

A reziduális bér minőségindikátorkénti 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 jel-

<sup>1</sup> A két szektorban fizetett bérek belső szórásának időbeli alakulásáról lásd a *Függelék F1. ábráját*.

lemzőket ismerjük). A csak ezekre a tényezőkre szűrt 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 bér jellegű hátrányokat vagy előnyöket kiegyenlítő kompenzációs tételeket, ágazati járadékokat, szakszervezeti bérhozamokat vagy az aktuális bért az aktuális határtermelékenységtől eltérítő kvázibiztosítási „járulékokat” és „járulékokat”. Természetesen nem állítható, hogy két személy összehasonlításában a magasabb reziduális bér magasabb termelékenységre utalna.

Az átlépők összességére vagy nagyobb csoportjaira becsült *átlagos reziduális bér időbeli 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, amely az elemzésünk középpontjában áll.

Két további kérdés is felmerül. Az egyik az, 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 legkülönfélébb megfontolások motiválhatják. Ezek között említhető a kockázattűrésnek, valamint a pénzbeli és nem pénzbeli előnyökkel kapcsolatos preferenciáknak a változása az életkorral és a családalapítással. (A kockázattűrésnek a szektorváltásban játszott szerepéről lásd például *Bellante–Link* [1981], *Pfeifer* [2008], *Buurman és szerzőtársai* [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.

A másik kérdés az, 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, észszerű feltevésnek tűnik.

E megfontolások alapján a tanulmányban a következő eljárást követjük. Egy hosszú időszakban (1997–2007) megfigyelünk minden olyan esetet, amikor egy,

a  $t$ -edik évben a magánszférában dolgozó, „bérből és fizetésből élő” diplomás a  $t + 1$ -edik évben közbeeső munkanélküliség és egyéb kitérők nélkül átlép a közszférába. A rendkívül magas esetszámnak köszönhetően nemenként és akár korévenként is megfigyelhetjük a mobilitási ráta változását, valamint azt, hogy a magánszektorból kilépők kereste hogyan alakult a *magánszektorban* az alapvető jellemzőik (nem, kor, iskolázottság) alapján várható bérhez képest. Előbb elemi módszerekkel és keresztszektusi regressziókkal megvizsgáljuk, hogyan alakult a belépők száma, összetétele és reziduális bére az időben, majd egy összegző panelregressziót becslünk:

$$\ln w_{ikt}^M = \alpha X_{ikt} + \beta_1 \hat{ATLEP}\ddot{O}_{ikt} + \beta_2 \hat{ATLEP}\ddot{O}_{ikt} \times (\ln \bar{w}_{kt}^K - \ln \bar{w}_k^K) + \gamma t + u_{ikt}, \quad (1)$$

ahol a bal oldalon a  $k$ -adik csoportba tartozó  $i$ -edik magánszektorbeli alkalmazott  $t$ -edik évi bére szerepel,  $X$  a nem, az életkor és az éven belüli munkaidő indikátorait tartalmazó mátrix,  $t$  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  $t + 1$ -edik évben dolgoztak a közszférában (*ÁTLEPŐ*). Az ezzel interakcióba hozott kifejezés csoportszinten méri, mennyivel tér el az adott csoport adott évi közszférabeli bére a saját intertemporális átlagától. A becsléshez  $640 \text{ korév} \times \text{nem} \times \text{év}$  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 közszféra 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 időbeli varianciáját akarjuk kihasználni. (Az átlag eltávolítása nélküli változót használó egyenletben a  $\beta_2$  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  $\beta_1$ , a közszféra időbeli bérhullámzásainak erre gyakorolt hatását pedig  $\beta_2$  méri.

## Adatok és változók

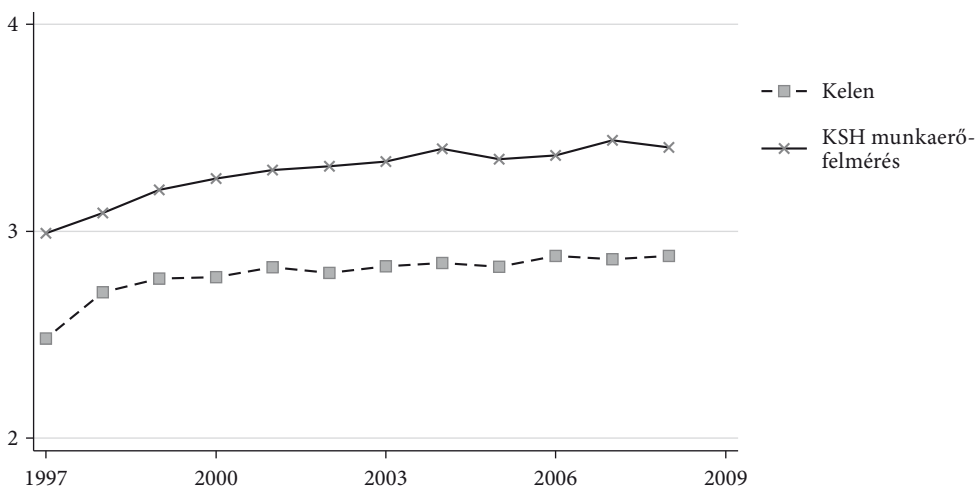
Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság (ONYPF) 1997 óta a központi nyilvántartási rendszerén (Kelen) keresztül elektronikus adatbázisban tartja nyilván a járulékköteles jogviszonyokra vonatkozó adatokat. Ebben a tanulmányban a Kelenben

1997 és 2008 között regisztrált egyénekből vett 20 százalékos egyszerű véletlen mintából indulunk ki, ami 1 288 742 egyén 15 464 904 éves rekordját tartalmazza.<sup>2</sup>

Az alapul szolgáló minta összesen 2,2 milliósról 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 szerettek számát megszorozzuk  $t/365$ -tel, szökőévben  $t/366$ -tal, ahol  $t$  a munkában töltött napok számát jelöli.) Ez elmarad a KSH munkaerő-felmérésében mért szinttől, nagyrészt azért, mert ez utóbbi 10–15 százalék feketemunkát is magában foglal, mint arra több, a munkaerő-felmérésbeli és ONYF-adatokat összehasonlító elemzés is felhívta a figyelmet. (Erről lásd *Benedek–Elek–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 említetteken kívül két – igen sajátosan kódolt – kulcsfontosságú változónk van. Az egyik a *12 év alatt betöltött legmagasabb FEOR*, a másik az *adott évben betöltött legmagasabb jogviszony*, ezeket használjuk az iskolázottság, illetve a mindenkorin 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*: takarítók (1), egyszerű munkát végzők (2), összeszerelők és gépkezelők (3), portások és őrök (4), gépjárművezetők (5). *Fi-*

<sup>2</sup> Az adatbázis a Nyugdíj és Időskor Kerekasztal (2007–2009) számára készült. Jelen tanulmány az ott indult kutatások egyik kései mellékterméke, amelynek tartalmáért azonban csakis a szerző visel felelősséget.

*zikai szakmunkák:* mezőgazdasági (6), építőipari (7), ipari (8), kereskedelmi (9) és szolgáltató (10). *Szellemi foglalkozások:* irodai foglalkozásúak (11), technikusok és asszisztensek (12), ügyintézők (13), vezetők (14), egyéb diplomás foglalkozásúak (15), tanárok és orvosok (16), fegyveres erők alkalmazottai (17).<sup>3</sup> A megfigyelt egyénhez az így kódolt foglalkozásai közül a legmagasabb sorszámút rendelték, tehát például a (4) azt jelenti, hogy nem dolgozott ennél magasabb kódszámú foglalkozásban a megfigyelt 12 év alatt. A sajátos kódolás alapján három 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) 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 ugyanezekben az években 773 ezer, illetve 900 ezer főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkező foglalkoztatottat mutatott ki.<sup>4</sup> Természetesen az adatbázisunkban „diplomásnak” minősítettek egy része valójában nem rendelkezik ilyen végzettséggel, az egyetemi-főiskolai végzettek egy része pedig munkatörténete alapján nem minősülne diplomás foglalkozásúnak, a nagyságrendek azonban megnyugtatóan közel állnak egymáshoz.

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.

Ennél is sajátosabb az *adott évben betöltött legmagasabb jogviszony* változója. Nyugdíjjogszerzés a következő státusok valamelyikében történhet:

1. munkaviszony
2. közalkalmazotti jogviszony
3. megbízási jogviszony
4. munkanélküli-ellátás
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 státusok közül az adott évben. Ha valaki végig munkaviszonyban dolgozott, akkor  $S = 1$ . Ha közben volt munkanélküli és biztosítási alapú munkanél-

<sup>3</sup> Ebbe a csoportba a (11–14) és (21–29) kétjegyű FEOR-kódok foglalkozásai tartoznak, az 1997-es nómenklatúra szerint.

<sup>4</sup> A szerző számítása a KSH munkaerő-felmérésének nyers adatai alapján.

## 1. táblázat

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

Év	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

*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 státusból származó jövedelmük. Egyik adat sem tartalmazza azokat, akiknek az adott évben volt transzferekből vagy vállalkozásból, illetve megbízási díjból származó jövedelmük.

*Adatforrás:* Kelen-adatbázis, 20 százalékos minta (a táblázatban szereplő értékek 5-ös súllyal teljeskörűsítettek).

küli-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 nyugdíjjogosultságot – azaz nem kapott munkanélküli-járadékot vagy gyermektámogatást, nem dolgozott a közsférában és/vagy vállalkozóként, továbbá nem végzett munkát megbízási jogviszony keretében sem – tehát munkaviszonyból származó „bérből és fizetésből” élt egész évben.

A *magánszektorból közvetlenül a közsférába 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 nyugdíjjogszerzésre 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 emiatt lemondjunk egy páratlanul értékes, hiánypótló adatbázis elemzéséről. Ennek megvilágítását kezdjük a 2. táblázattal, ami a 2008. évi jogszerzők megoszlását mutatja a *jogviszonyuk legmagasabb státusa* szerint!

## 2. táblázat

A diplomás foglalkozású jogszerzők megoszlása a 2008. évi legmagasabb státusuk szerint

Jogszerző státus	Fő	Százalék
Munkaviszony	132 333	52,29
Közalkalmazotti jogviszony	51 190	20,23
Megbízási jogviszony	4 509	1,78
Munkanélküli-ellátás	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	525	0,21
Egyéb	5 070	2,00
Összesen	253 096	100,00

*Adatforrás:* Kelen-adatbázis, 20 százalékos 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 KSH munkaerő-felmérése segítségével: 2008 3. negyedévében a diplomás foglalkoztatottak 13,2 százaléka vallotta magát főállású vállalkozónak, és a vállalatnál, intézménynél alkalmazottnak 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 jövedelmeket is. Továbbá csak abban az esetben figyeljük meg a közszférából a magánszektorba történő közvetlen átlépést, ha az átlépő a rákövetkező évben mindvégig és csak munkaviszonyban dolgozott. Ezenfelül különösen a megfigyelt időszak elején gyakori lehetett, hogy a közszférában dolgozó valójában munkahely-változtatás nélkül került át a magánszektorba, kiszervezés, privatizáció révén. Ennek mértékéről lásd *Elek Péter* és *Szabó Péter András* 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.

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

A kereseti adatról tudni kell, hogy az jelentősen különbözik a KSH intézményi munkaügyi statisztikájában közölttől. Egyfelől ez utóbbi csak az ötfős vagy nagyobb vállalatokra, a költségvetési intézményekre és a jogi személyiséggel rendelkező, 50 fősnél nagyobb nonprofit szervezetekre terjed ki (kivéve az oktatási és egészségügyi nonprofit cégeket, ahol a létszámhatár 2 fő). Másfelől, a KSH intézményi statisztikájának béradata teljes hónapra számított érték, tehát ha valaki mondjuk 15 nap alatt keresett 100 ezer forintot egy munkahelyen, azt a KSH 200 ezer forintos keresettel és fél munkavállalóként számolja el. Ezzel szemben az itt használt adatbázis minden bejelentett munkaviszonyt tartalmaz, és a tényleges éves kereseteket méri. Ez utóbbiak lényegesen (13 százalékkal) alacsonyabbak, mint az intézményi statisztikában 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, 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 közsféra és a magánsféra béralakulása

A Bértarifa-felvétel adatai szerint a költségvetési szektor alkalmazottai a szocializmus utolsó éveitől kezdve több mint tíz éven át kevesebbet kerestek, mint a Bértarifa-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 emelésével –, 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 magánszektore csak 11 százalékkal. (Az első adat a Bértarifa-felvétel alapján a 2001 és 2002 májusa között lezajlott bérnövekedésre vonatkozik, a második a 2002 és 2003 májusa közöttire. 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. Feltüntetjük 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 tartalmazzák magánszektorbéli jogszerzést is, akik egyetlen munkanap kihagyása nélkül léptek át közalkalmazott vagy köztisztviselői jogviszonyba.

A közsféra bérelőnye az adminisztratív adatok alapján magasabbnak tűnik (ami természetes, mert a magánszektor adatai tartalmazzák az ötfősnél kisebb vállalatok alacsonyabb fizetést húzó alkalmazottait is), a kereseti rés időbeli 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.<sup>5</sup>

A kereseti rés ilyen mértékű hullámozására 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–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

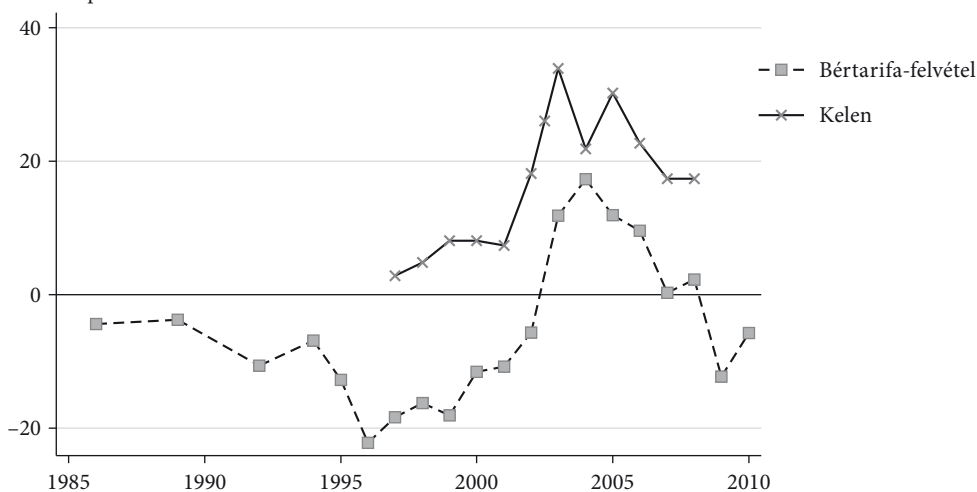
<sup>5</sup> A Bértarifa-felvétel kereseti adata a május havi rendszeres kifizetéseket, valamint az előző évi nem rendszeres kifizetések egy hónapra jutó összegét tartalmazza.

## 2. ábra

A közszférában dolgozók kereseti előnye/hátránya, 1986–2010

(százalékpont, a megfigyelhető jegyeikben hasonló munkavállalók a magánszektorban = 0)

Százalékpont



**BÉRTARIFA-FELVÉTEL.** *Bér:* május havi bruttó kereset a nem rendszeres prémiumok nélkül, de az előző évi prémiumok 1/12 részével. *Minta:* ötfős vagy nagyobb vállalatoknál, valamint közalkalmazottak és köztisztviselők a költségvetési szektorban. *Függő változó:* a bér logaritmus. *Kontrollváltozók:* nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság, fizetett munkaórák száma.

**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 kétértékű változók, iskolázottság közelítő változója (lásd a főszöveget).

*Megjegyzés:* A görbe a  $\beta$  paraméterekből számított  $e^\beta$  értékeket mutatja. A közszférába soroltak éves jogszerzésének egy része a magánszektorban történhetett, olyan esetekben, amikor a szektorváltás munkanap kihagyása nélkül történt.

kereseti rés. A magyarhoz hasonló mértékű emelkedések és süllyedések – valamint a mélypontokon mért tetemes kereseti hátrány – kivételesnek számítanak a nyugati piacgazdaságok világában.<sup>6</sup>

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

<sup>6</sup> Ugyanakkor *Gimpelson–Lukiyanova* [2009] a kétezres évek elején igen jelentős (OLS becsléseik szerint 26–28 százalékos) bérhátrányt mutatott ki az orosz közszférában.

## 3. táblázat

A közszféra és a magánszféra közötti kereseti különbség\* szóródási tartománya néhány országban, 1993–2000 (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

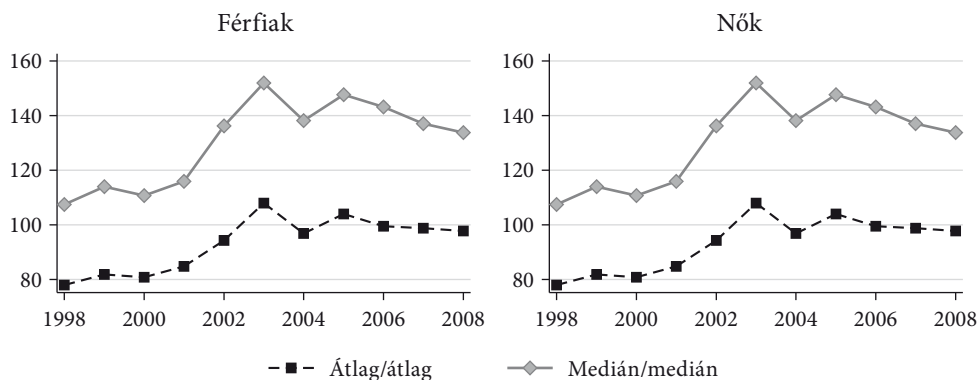
Kontrollváltozók: a *Campos–Centeno* [2012]-ban: nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság, házasság, szolgálati idő; a magyar esetben: nem, életkor, életkor négyzete, iskolázottság.

\* Ha a különbség pozitív, az a közszféra bérelőnyére utal.

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

## 3. ábra

A közszférában dolgozó diplomás foglalkozású férfiak és nők átlag- és mediánkeresete a magánszektorban dolgozó diplomásokhoz képest (százalék, magánszektor = 100)



*Mutató:* a munkaviszony, illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy napra számított értéke az egész évben dolgozóknál.

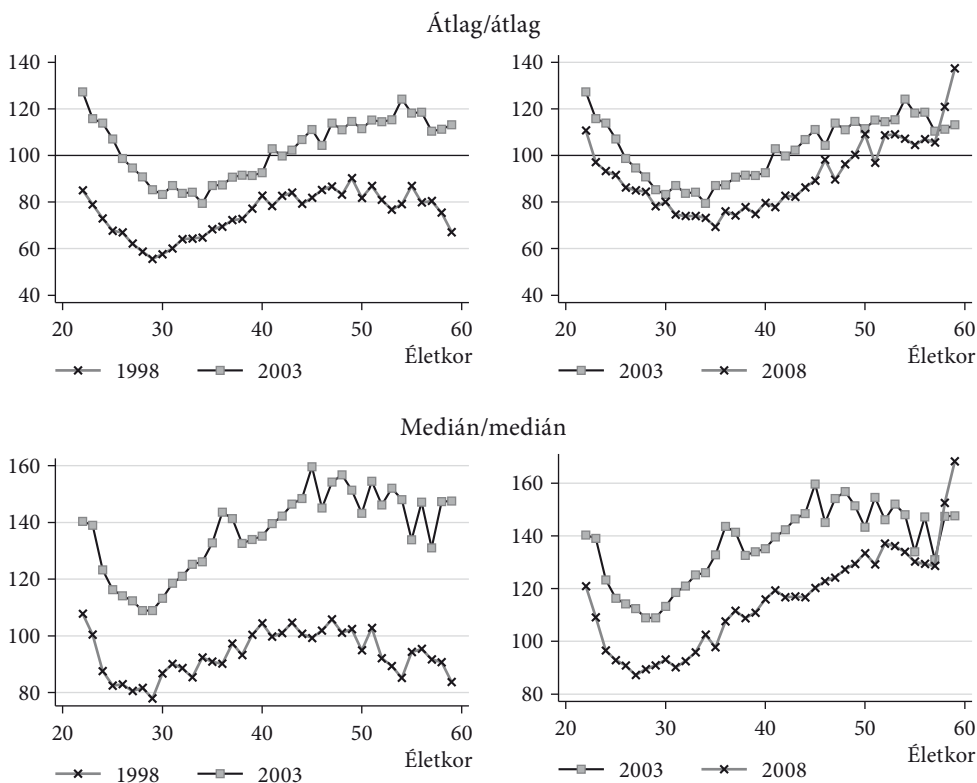
*Megjegyzés:* a közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort.

*Adatforrás:* Kelen-adatbázis, 20 százalékos minta.

A béremelések és -befagyasztások önmagukkal párhuzamosan tölték 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 korszpecifikus átlagbérek, illetve mediánbérek szektorközi különbségeit mutatják a megfelelő években. Látható, hogy 1998 és 2003 között a profil önmagával párhuzamosan felfelé tolódott, kivéve a nyugdíjhoz közeli korcsoportokat, amelyek 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.

#### 4. ábra

A közszférában dolgozó diplomás foglalkozásúak átlag- és mediánkeresete a magánszektorban dolgozó diplomásokhoz képest 1998, 2003 és 2008 (százalék, magánszektor = 100)



*Mutató:* a munkaviszony, illetve közalkalmazotti-köztisztviselői jogviszony alapján szerzett éves jövedelem egy napra számított értéke az egész évben dolgozóknál.

*Megjegyzés:* a közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort.

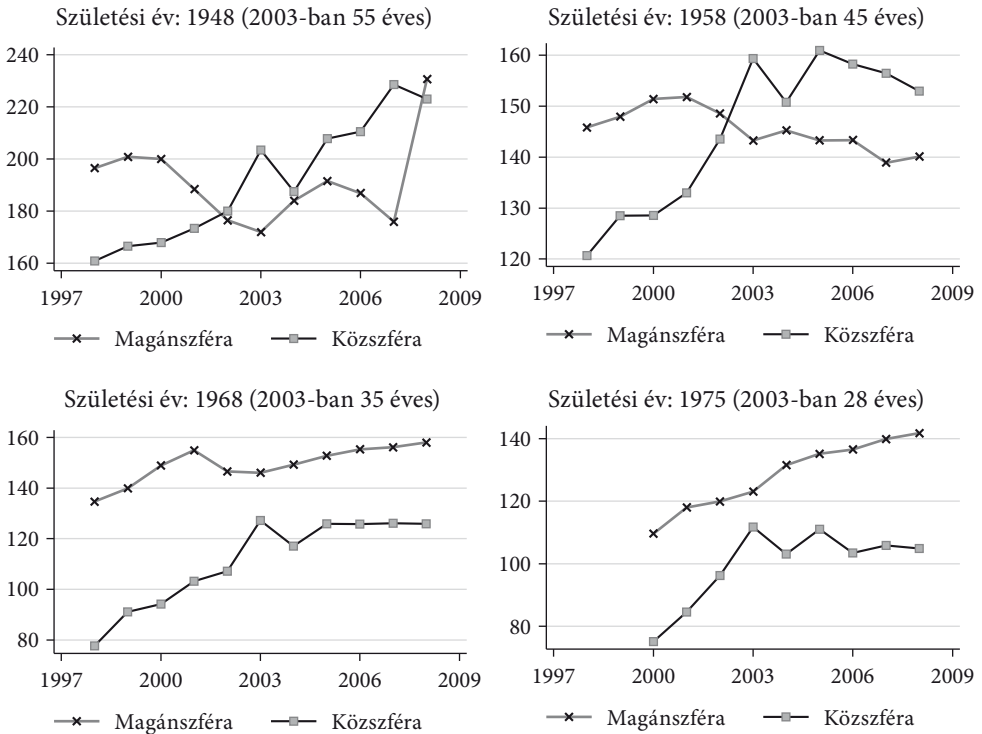
*Adatforrás:* Kelen-adatbázis, 20 százalékos minta.

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 tarifarendszerekben 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.

Az *U* alak sajátos következményekkel jár az egyes *születési kohorszok* relatív béreinek alakulására a *naptári időben*. Fiatal korban a közszféra bérszintemelkedéséből eredő pozitív hatást részben vagy egészen semlegesítheti, hogy 30–35 éves

5. ábra

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



*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.

*Megjegyzés:* a közszférába soroltak éves keresetének egy része a magánszektorból származhatott, olyan esetekben, amikor a megfigyelt egyéb munkanap kihagyása nélkül váltott szektort.

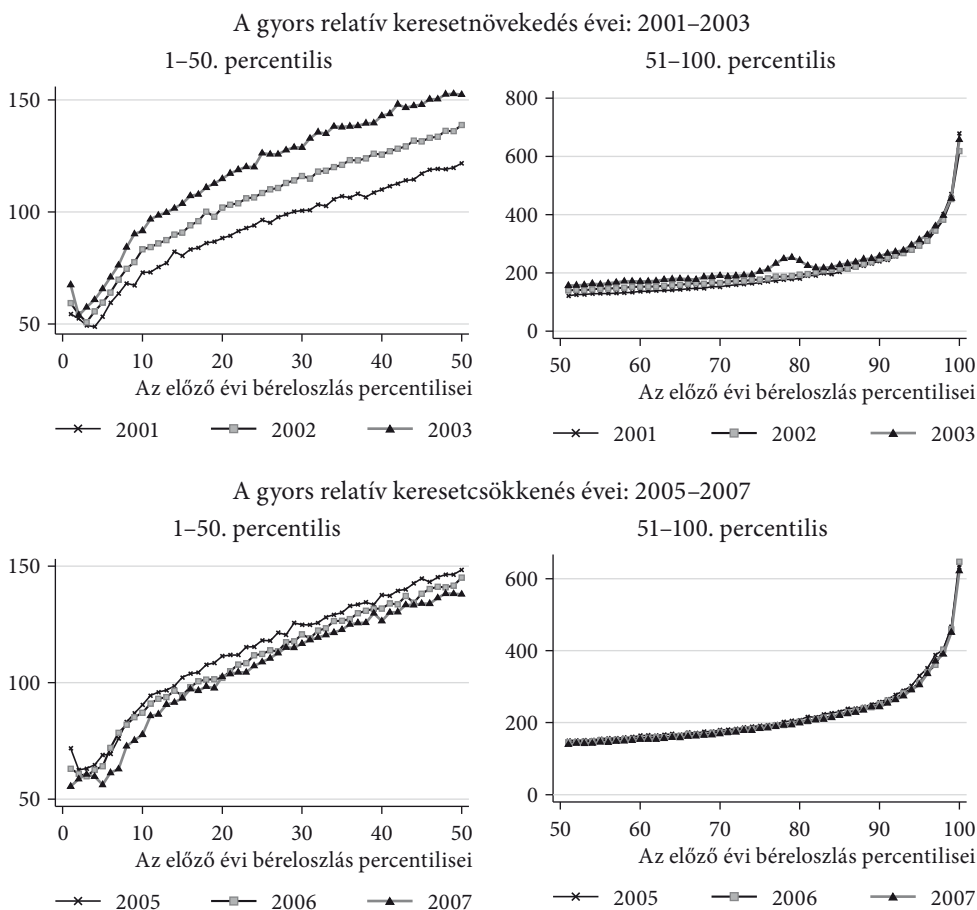
*Adatforrás:* Kelen-adatbázis, 20 százalékos minta.

korig a közszerában 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 versenyszfériban dolgozókhöz.

Mindez nyomon követhető az 5. ábrán, ahol négy születési évjárat beralakulását láthatjuk, amelyek tagjai 55, 45, 35, illetve 28 évesek voltak 2003-ban. (A 2003-ban 25 évesek a megfigyeléseink kezdetén még középiskolába 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 évekbén is jelentős hátrányban maradtak a magánszektor-

### 6. ábra

Átlagkeresetek a megelőző évi béreloszlás 1–100. percentilisébe tartozóknál



*Minta:* az adott és a megelőző évben is teljes éven keresztül a közszerában dolgozó munkavállalók.



ban dolgozó társaikhoz képest. Ezt a sajátos aszimmetriát figyelembe fogjuk venni a mobilitás, illetve az átlépők béreinek elemzésében.

Összességében, az adatok arra utalnak, hogy a közsféra bérszintjének hullámmá-  
sai a belső kereseti arányok átrendeződése nélkül mentek végbe. Ezt összefoglalóan mutatja be a 6. ábra, amely a gyors béremelkedés (2001–2003), majd bércsökkenés (2005–2007) időszakában mutatja, hogy mennyit kerestek a megelőző évi bérelőzlás 1–100. percentilisébe tartozó, minimálisan két teljes éven át a közsférában 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 minimálbér-emelés miatt a keresetek megelőzően 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 bérelőzlásban: 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.

## 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 csökkentheti a belépési mobilitást. 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 megtehetnék volna, mert a közsféra 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 közsférába történő közvetlen átlépések számát (4. táblázat).

A 4. táblázat bal oldali blokkjában a nyers átlépési rátákat látjuk mindenkire, valamint a mindenkor 40 év alattiakra és felettiekre külön-külön is. A jobb oldali blokkban fix évhatásokat látunk olyan probit modellekből, amelyek az átlépés valószínűségét a nem és az életkor (korévek) hatásának kiszűrésével becsülik. 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!)

## 4. táblázat

Átlépés a versenyszférából a közsférába – átlépési ráták és fix évhatások, 1997–2007  
(annak valószínűsége, hogy egy versenyszférában foglalkoztatott személy a rákövetkező évben átlép a közsférába)

Utolsó év a verseny- szférában	Nyers átlépési ráták <sup>a</sup>			Fix évhatások nem és kor kiszűréssel <sup>b</sup>		
	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek
1997	1,95	2,14	1,68	0,0224	0,0213	0,0213
1998	2,08	2,21	1,89	0,0240	0,0219	0,0245
1999	1,69	1,92	1,35	0,0175	0,0173	0,0158
2000	1,83	2,07	1,48	0,0195	0,0190	0,0180
2001	1,79	2,12	1,28	0,0185	0,0200	0,0148
2002	1,97	2,35	1,41	0,0213	0,0234	0,0169
2003	1,43	1,72	0,99	0,0130	0,0146	0,0099
2004	1,48	1,72	1,10	0,0139	0,0150	0,0119
2005	1,41	1,69	0,96	0,0128	0,0147	0,0094
2006	1,34	1,57	0,97	0,0118	0,0132	0,0096
2007	1,25	1,45	0,93	referenciaév		

<sup>a</sup> A közsférába közvetlenül átlépők aránya a magánszektorban dolgozók százalékában.

<sup>b</sup> Probit marginális hatások a mintaátlagnál.

*Függő változó:* a következő évben valamennyi ideig dolgozott a közsférában.

*Független változók:* nem, életkor, életkor négyzete, év kétértékű változók. Minden évhatás szignifikáns 0,01 szinten.

Az 5. táblázatban  $\chi^2$  próbák segítségével vizsgáljuk, hogy a probit modellekben 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 kismértékben különböztek egymástól. A 2003–2006-os mobilitási ráták (amelyek a 2004–2007-ben megvalósult átlépések számát jelzik) egymással statisztikailag azonosak, ugyanakkor élesen különböznek a korábbi és későbbi időszakok rátáitól, ez utóbbiak statisztikailag egyenlők. A  $\chi^2$  próbák alapján jogosnak tűnik, ha a 2000–2004 közötti 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 cseréjével járó választási év volt. A politikai hatás feltételezését támasztja alá, hogy különösen az idősebbek körében nőtt meg 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 mind a fiataloknál, mind az idősebbeknél is. Az ezt követő időszakon *belüli* kisebb hullámzások – ismét csak az 5. táblázatbeli  $\chi^2$  próbák szerint – elhanyagolhatók voltak.

## 5. táblázat

A 4. táblázatban a teljes mintára becsült fix évhatások páronkénti különbözősége ( $\chi^2$  próbák)

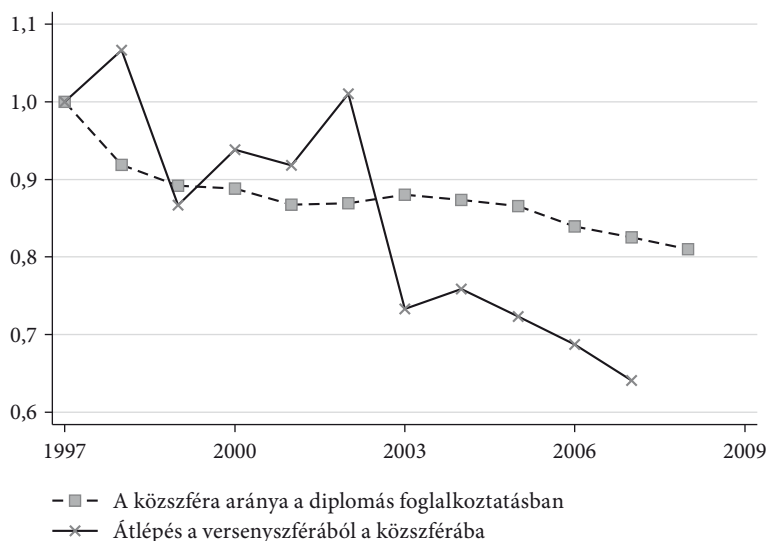
Év	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1997	3,3*	25,7***	7,7***	15,2***	0,7	107,5***	86,3***	113,6***	140,2***
1998		49,4***	22,8***	36,0***	7,8***	160,6***	133,5***	168,1***	200,8***
1999			5,7***	1,7	20,7***	30,2***	18,4***	33,5***	49,1***
2000				1,3	4,6**	63,8***	48,0***	69,7***	90,9***
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

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

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.

## 7. ábra

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



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.

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. Az átlépési rátában jól látható 2002. évi törés a teljes mintában, valamint a fiataloknál és az idősebbeknél egyaránt.

#### 6. táblázat

Átlépés a közszférából a versenyszférába, 1997–2007

[annak valószínűsége, hogy egy, a  $t$ -edik évben a közszférában (is) foglalkoztatott személynek a  $t + 1$ -edik évben csak a magánszektorból származó keresete volt]

Utolsó év a közszférában	Nyers átlépési ráták (százalék)			Fix évhatások nemre és korra kiszűrésével <sup>a</sup>		
	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek
1997	4,63	5,90	3,05	0,0329	0,0434	0,0231
1998	3,92	5,38	2,19	0,0245	0,0362	0,0132
1999	3,96	5,35	2,42	0,0259	0,0357	0,0164
2000	4,17	5,81	2,41	0,0290	0,0418	0,0168
2001	3,59	5,05	2,10	0,0224	0,0320	0,0133
2002	2,64	3,83	1,46	0,0104	0,0157	0,0051
2003	3,00	4,40	1,62	0,0154	0,0236	0,0080
2004	3,03	4,32	1,79	0,0164	0,0230	0,0106
2005	2,90	4,21	1,66	0,0150	0,0222	0,0088
2006	3,55	5,12	2,08	0,0241	0,0352	0,0146
2007	3,39	4,85	2,05		referenciaév	

<sup>a</sup> Probit marginális hatások a mintaátlagnál.

*Függő változó:* a következő évben csak munkaviszonyból származó jövedelme volt.

*Független változók:* nem, életkor, életkor négyzete, év kétértékű változók. Minden évhatás szignifikáns 0,01 szinten.

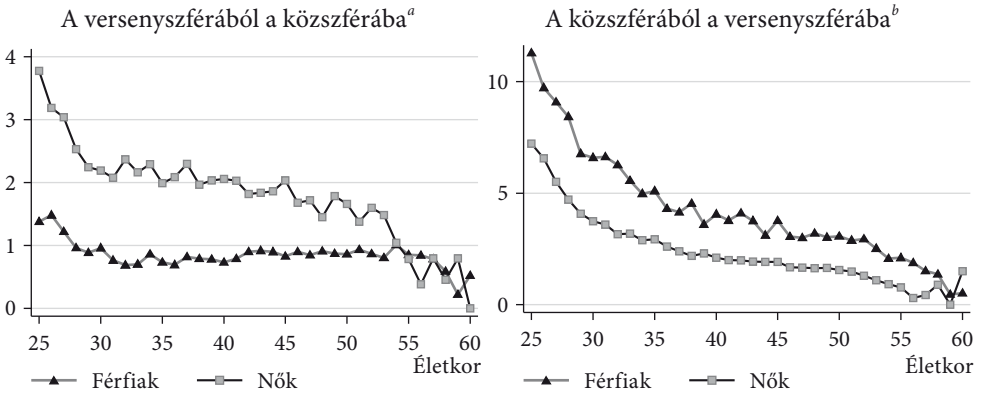
Abban a négy évben, amikor a közszféra magas béreket fizetett, a magánszektorba történő átlépések aránya a korábbi szintnél jó 30 százalékkal alacsonyabb volt, mint előtte vagy utána. A később, 2006–2007-ben bekövetkezett emelkedés már összefügghetett a közszférában megkezdődött leépítésekkel.

## Egy megjegyzés az átlépésekről nem és életkor szerint

A 4. táblázatban csak a nyers, valamint a nem és az életkor kiszűrésével kapott átlépési rátákat mutattuk be, itt röviden kitérünk magukra az életkor és nem szerinti különbségekre is. A 8. ábrán a teljes időszakban mért átlagos nyers átlépési rátákat látjuk nemek szerint bontva, az életkor függvényében. A közszférába történő átlépés – különösen fiatal korban – sokkal gyakoribb a nők, mint a férfiak esetében, és az átlépési ráta erősen csökken az életkorral.

### 8. ábra

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



<sup>a</sup> A  $t$ -edik évben csak a versenyzférában dolgozott, a  $t + 1$ -edik évben dolgozott valamennyit a közszférában, és egyik évben sem szerzett nyugdíjjogosultságot transzferek vagy vállalkozói jövedelmek után.

<sup>b</sup> A  $t$ -edik évben dolgozott valamennyit a közszférában, a  $t + 1$ -edik évben csak a versenyzférában dolgozott, és egyik évben sem szerzett nyugdíjjogosultságot transzferek vagy vállalkozói jövedelmek után.

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 közszféra „férfiakat cserélne nőkre” a szektorközi áramlások során: a nemek eltérő aránya miatt abszolút számban mérve a csere közel kiegyensúlyozott, és a közszféra szemszögéből nézve mindkét nem esetében enyhén deficitest, 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 élők*re vonatkozik. Megkülönböztetjük közöttük azokat, akikről tudjuk, hogy a következő évben – ugyancsak bérből és fizetésből élve, és közbeeső munkanélküliség vagy más jogszerző státus érintése nélkül – megfordultak a közsférában. Az egyenletek jobb oldalán az ezt jelző kétértékű változó mellett a nem, korév kétértékű változók és a jogszerző napok számára vonatkozó változók szerepelnek, a bal oldalon pedig a napi kereset logaritmus<sup>7</sup>.

### 7. táblázat

A magánszektorból a következő évben a közsférába 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)

Év <sup>a</sup>	Együttható	t-érték	r <sup>2</sup>	Esetszám
1998	-0,0512**	2,33	0,074	91 439
1999	-0,0824***	3,36	0,066	97 319
2000	-0,0239	1,04	0,059	100 322
2001	-0,0696***	3,30	0,052	105 592
2002	0,0448**	2,35	0,051	108 194
2003	0,0442*	1,94	0,049	110 443
2004	0,0550***	2,49	0,050	113 099
2005	-0,0104	0,46	0,049	114 210
2006	-0,0285	1,27	0,058	117 151
2007	-0,0655***	2,95	0,062	116 682

*Függő változó:* a napi kereset logaritmus<sup>a</sup>.

*Független változók:* férfi, korév kétértékű változók, valódi jogszerző napok száma, átlépő kétértékű változó (1, ha az egyén a következő évben dolgozott a közsférában, 0 egyébként).

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

<sup>a</sup> Utolsó év a magánszektorban.

*Adatforrás:* Nyugdíj és Időskor Kerekasztal adatbázisa.

Mint a 7. táblázatban látható, a diplomás foglalkozású átlépők – nem, életkor és munkaidő szerinti – összetételhatásoktól megtisztított (a továbbiakban: reziduális) bére 1998–2001-ben 2,5–8 százalékkal alacsonyabb volt, mint a maradéké, és a különbség a négy évből háromban legalább ötszázalékos 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 maradékét. A közsféra relatív bérszintjének újbóli visszaesésével párhuzamosan ez az előny először

<sup>7</sup> A becslési minta alapstatisztikáit lásd a *Függelék F1. táblázatában*.

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 ítélt jelentkezőket.

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

#### 8. táblázat

A magánsectorból a következő évben a közsférába átlépő diplomások magánsectorbeli napi keresete a maradékhöz képest, azonos nem, életkor és éven belüli ledolgozott idő esetén, életkor szerint (lineáris regressziós eredmények)

Év <sup>a</sup>	25–40 évesek				40 évnél idősebbek			
	együttható	<i>t</i> -érték	<i>r</i> <sup>2</sup>	esetszám	együttható	<i>t</i> -érték	<i>r</i> <sup>2</sup>	esetszám
1998	-0,1082***	3,65	0,040	49 480	0,0233	0,74	0,056	44 756
1999	-0,1609***	5,10	0,039	53 290	0,0478	1,28	0,051	46 674
2000	-0,1095***	3,70	0,038	55 831	0,1149***	3,22	0,051	47 077
2001	-0,1427***	5,65	0,038	59 617	0,0811**	2,31	0,049	48 559
2002	-0,0360	1,55	0,041	62 081	0,2066***	6,48	0,043	48 637
2003	-0,0119	0,43	0,040	64 160	0,1685***	4,32	0,040	48 874
2004	-0,0159	0,59	0,043	66 774	0,2016***	5,35	0,042	48 972
2005	-0,0782***	2,93	0,045	68 017	0,1580***	3,93	0,045	48 976
2006	-0,1058***	3,90	0,055	69 706	0,1427***	3,74	0,052	50 427
2007	-0,1334***	4,93	0,064	69 944	0,0757*	1,99	0,056	50 139

*Függő változó:* a napi kereset logaritmus.

*Független változók:* férfi, korév kétértékű változók, valódi jogszerző napok száma, átlépő kétértékű változó (1, ha az egyén a következő évben dolgozott a közsférában, 0 egyébként).

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

<sup>a</sup> Utolsó év a magánsectorban.

*Adatforrás:* Nyugdíj és Időskor Kerekasztal adatbázisa.

Az átlépők keresete a fiatalabbak körében, a 25–40 éveseknél minden évben *elmaradt* a szektorban tovább dolgozókéttól. 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.

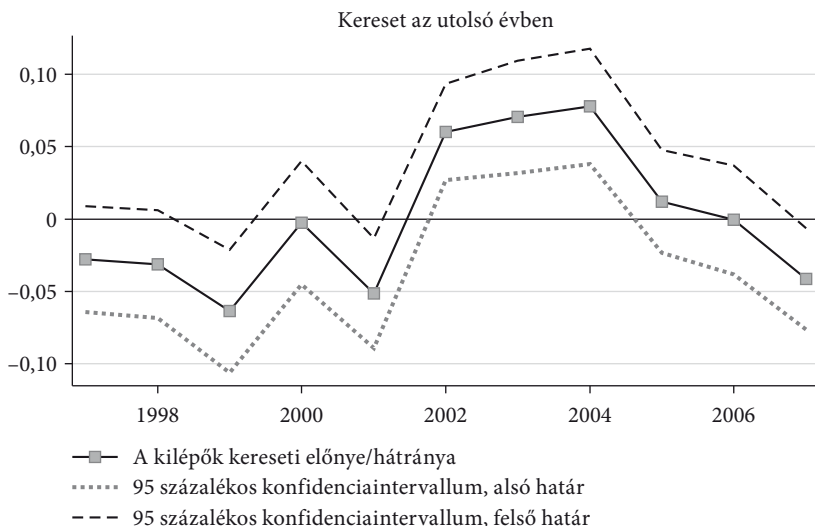
Az idősebbeknél a közsférába átlépők keresete minden évben *meghaladta* a maradókét, bár a különbség 1998–1999-ben még nem volt szignifikáns. A nagy béremelések idején azonban tíz százalékpontot meghaladó emelkedést látunk az átlagos reziduális bérben. Ezt követően, 2005-től kezdve azonban fiatalokhoz hasonlóan – és azt megközelítő mértékben – itt is csökkenésnek indult az átlépők reziduális bére.

Az eredményekkel kapcsolatban felvethető, hogy az átlépést megelőző, a magán-szektorban 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 került 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.

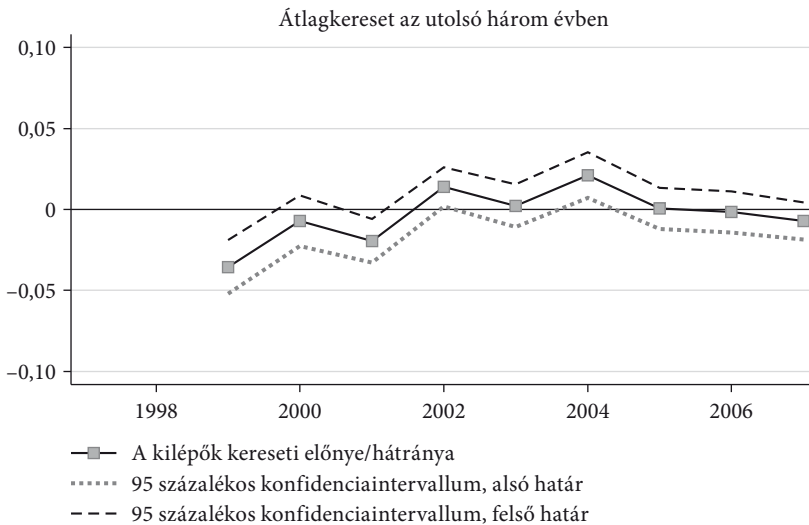
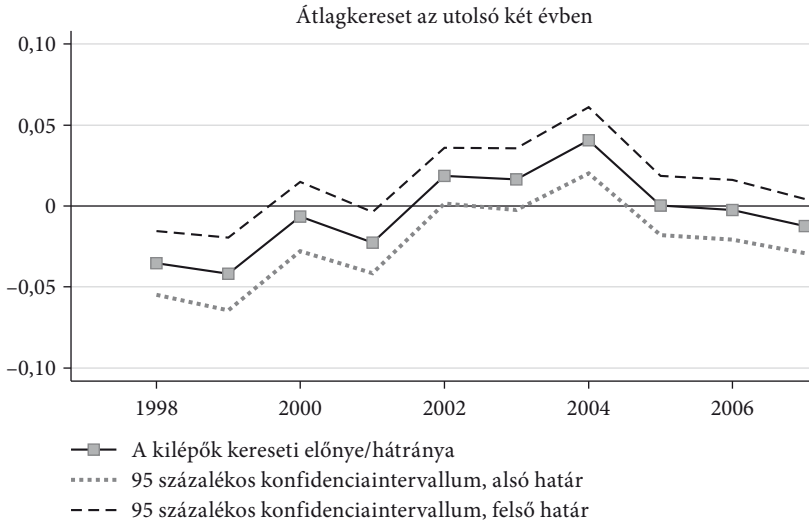
Az eredményeket a 9. ábra foglalja össze, a teljes mintára vonatkozó becslési eredmények alapján. A felső ábra egyszerűen a 7. táblázatban közölt eredményeket ismétli meg, ezúttal a 95 százalékos konfidenciaintervallumok feltüntetésével. Az utolsó két év átlagos kereseti adataival dolgozó középső ábra 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.

### 9. ábra

A versenyszférából átlépők relatív keresete 1997–2007-ben (logaritmuspont, maradók = 0)







*Megjegyzés:* a következő évi kilépést jelző kétértékű változó együtthatója lineáris regressziókból. A standard hibák heteroszkedaszticitásra robusztusak.

*Kontrollváltozók:* nem, korév kétértékű változók, ledolgozott napok.

## Kereseti lehetőségek a közszférában és az átlépők bérei – panelregressziók

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

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

A függő változó a magánszektorban dolgozó egyén keresetének logaritmus. Azt várjuk, hogy ha a csoportszintű közbér a saját átlaga felett van, az megnöveli az adott csoportba tartozó átlépők átlagos keresetét a maradékhhoz képest, tehát az (1) egyenletben szereplő interaktív változó  $\beta_2$  paramétere pozitív lesz.

A becsült béregyenletet az egyén nemére, életkorára és annak négyzetére, a jogszerező 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 panelregresszióval 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 „egyénre klaszterezettek”. A modell 1998–2007-re vonatkozik, mert 1997-re nem rendelkezünk megbízható béradatakkal, 2008-ban pedig már nem tudjuk azonosítani az átlépési eseteket.

A 9. táblázatban látható eredményekre térve: a teljes mintára vonatkozó becslés szerint az átlépők keresete lényegében *csak* a közsférabeli kereseti lehetőségek időbeli változásainak függvényében tért el a maradékétól. A  $\beta_1$  paraméter értéke 0,0085, ami minimális, 0,85 százalékos eltérést jelez arra az esetre, ha a közbér a saját intertemporális átlagának szintjén áll. Az együttható ráadásul a rendkívül magas (milliós) esetszám ellenére is csak 5 százalékos szinten szignifikáns.

### 9. táblázat

A közsféra bérszintjének hatása a magánszektorból a közsférába átlépők bérére, 1998–2007 (véletlen egyedhatásokat feltételező panelbecslés az általánosított legkisebb négyzetek módszerével)

	Teljes minta	Fiatalok (1963 után születettek)	Idősebbek (1963 előtt születettek)
$\beta_1$ : Átlépő	0,0085** (2,00)	-0,0213*** (3,76)	0,0364*** (5,86)
$\beta_2$ : Átlépő $\times (w_{kt}^k - \bar{w}_k^k)^a$	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)

## A 9. táblázat folytatása

	Teljes minta	Fiatalok (1963 után születettek)	Idősebbek (1963 előtt születettek)
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 kevesebb 365 napnál)	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 $R^2$	0,0422	0,0613	0,0052
Külső $R^2$	0,0727	0,0611	0,0452
Teljes $R^2$	0,0622	0,0663	0,0292
Megfigyelt évek száma átlagosan	6,7	6,5	7,0
Megfigyelések száma	1 313 629	783 390	530 239
Egyének száma	207 597	126 222	81 375

Függő változó: a relatív bér logaritmusa.

Minta: a magánszektorban dolgozók

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Zárójelben a Z-értékek.

<sup>a</sup>  $(w_{kt}^k - \bar{w}_k^k)$ : a  $k$ -adik (nem és életkor szerint megkülönböztetett) csoportba tartozók  $t$ -edik évi átlagbéreinek eltérése annak intertemporális (1998–2007 közötti) átlagától a közszférában.

Az átlépő státus teljes hatása a keresetre  $\beta_1 + \beta_2 \Delta w^K$ , röviden ez utóbbi szimbólummal jelölve az átlagától megfosztott csoportszintű közsférabért. A  $\beta_2$  paraméter igen magas, 0,6-ot megközelítő rugalmasságot jelez, azaz ha a csoportszintű közsférabér egy százalékkal magasabb a szokásosnál, az 0,585 százalékkal növeli az adott csoportba tartozó kilépők maradékhoz viszonyított átlagkeresetét. Figyelembe véve, hogy  $\Delta w^K$  szórása 0,06, azt kapjuk, hogy a szórásstartomány 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 bér jellegű 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 közsférából átvettek béreiről

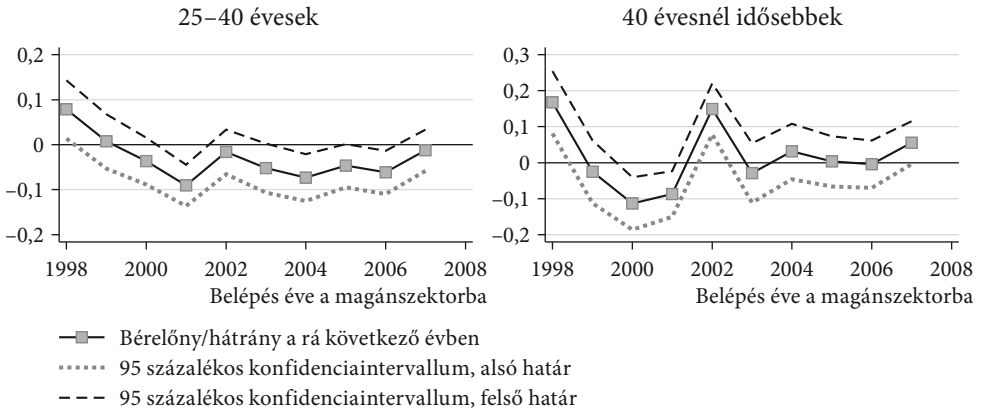
Az eddig bemutatott adatok arra utalnak, hogy a nagy béremelések időszakában a közsférába irányuló átlépések száma erősen csökkent, ugyanakkor a belépők összetétele javult. Azt is láttuk, hogy visszaesett a közsférát magánszektorbeli állás kedvéért elhagyók száma is, de nem vizsgáltuk az utóbbi csoport 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 jogszerező státusokban 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 béradatakkal. 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.

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. éviéik, 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

## 10. ábra

A közszférából átlépettek reziduális bérei a magánszektorban  
(regressziós együtthatók, logaritmuspont)



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

idősebbek esetében sem utalnak arra, hogy a közszféra 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 közszférát. Ugyanakkor a jelentős béremelésnek köszönhetően, ami nem járt együtt leépítésekkel, visszaesett a közszférát a magánszektor kedvéért elhagyók száma is, csökkentve az üresen maradó munkahelyek számát. A közintézmények átlagosan jobb minőségű jelentkezőkből választhattak ki kevesebb felvetett, ami a beáramló munkaerő – magánszektorbeli reziduális bérrrel mért – minőségének ugrásszerű javulásával járt.

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

A 2002-ben megszerzett bérelőny erodálásával, majd a közszféra 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 közszféra akkor tudott volna nagyobb hasznot húzni a megemelt bérszintből, ha egyidejűleg hozzálátott volna a meglévő munkaerő-állomány megrostálásához is.

A szakirodalomban fellelhető, meglehetősen régi becslések szerint a közszféra munkaerő-kereslete meglepően rugalmas. *Ehrenberg–Schwarz* [1986] áttekintése szerint az Egyesült Államokban az oktatásban a bérrugalmasság 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 közszféra 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 a közszféra munkaerővonzó 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

- ASSAD, R. [1997]: The Effects of Public Sector Hiring and Compensation Policies on the Egyptian Labor Market. *World Bank Economic Review*, Vol. 11. No. 1. 85–118. o.
- BELLANTE, D.–LINK, A. [1981]: Are public sector workers more risk averse than private sector workers? *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34. No. 3. 408–412. o.
- BENEDEK DÓRA–ELEK PÉTER–KÖLLŐ JÁNOS [2012]: Adóelkerülés, adócsalás, fekete- és szürkefoglalkoztatás. Megjelent: *Fazekas Károly–Benczúr Péter* (szerk.): *Munkaerő-piaci tükrök 2012*. MTA KRTK KTI–Országos Foglalkoztatási Közhasznú Nonprofit Kft.–Budapest, Budapest.
- BLANK, R. M. [1985]: An analysis of workers' choice between employment in the public and private sectors. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 38. No. 2. 211–224. o.
- BORJAS, G. J. [1987]: Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, Vol. 77. No. 4. 531–553. o.
- BORJAS, G. J. [2002]: The wage structure and the sorting of workers into the public sector. NBER Working Paper, 9313. <http://www.nber.org/papers/w9313>.
- BUURMAN, M.–DUR, R.–SETH VAN DEN, BOSSCHE [2009]: Public Sector Employees: Risk Averse and Altruistic? IZA Discussion Paper, No. 4401.
- CAMPOS, M.–CENTENO, M. [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. Lisszabon.
- EHRENBERG, R.–SCHWARZ, J [1986]: Public Sector Labor Markets. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. North-Holland, Amsterdam.

- FOGUEL, M. N.–GILL, I.–MENDONÇA, R.–BARROS, R. P. DE [2000]: The public-private wage gap in Brazil, *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 54. No. 4. 433–472. o.
- GIMPELSON, V.–LUKIYANOVA, A. [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, A. [2006]: Public-Private Sector Wage Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model. *Journal of Applied Economics*. Vol. 9. No. 2. 295–323. o.
- KATZ, L. F.–KRUEGER, A. B. [1993]: Public sector pay flexibility: Labour market and budgetary consideration. Megjelent: *Pay flexibility in the public sector*. OECD, Párizs, 43–78. o. <http://browse.oecdbookshop.org/oecd/pdfs/free/4293021e.pdf>.
- NICKELL, S.–QUINTINI, G. [2002]: The consequences of the decline in public sector pay in Britain: A little bit of evidence. *The Economic Journal*, Vol. 112. No. 477. F107–F118.
- PFEIFER, C. [2008]: Risk aversion and sorting into public sector employment. IZA Discussion Papers, No. 3503. <http://hdl.handle.net/10419/35248>.
- ROY, A. D. [1951]: Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers*, Vol. 3. 135–146. o.
- STELCNER, M.–VAN DER GAAG, J.–VIJVERBERG, W. P. M. [1989]: A Switching Regression Model of Public-Private Sector Wage Differentials in Peru: 1985–1986. *The Journal of Human Resources*, Vol. 24. No. 3. 545–559. o.
- TANSEL, A. [2004]: Public-Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey. IZA Discussion Paper, No. 1262.
- VARGA JÚLIA [2008]: Az iskolaügy intézményrendszere, finanszírozása. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János–Varga Júlia: Zöld könyv a magyar közoktatás megújításáért*. Ecostat, Budapest, 235–258. o.
- VASILE, V. [2012]: Continuous flow of public sector reforms in Romania. Megjelent: *Vaughan-Whitehead, D. (szerk.): Adjustments in the Public Sector in Europe: Scope, Effects and Policy Issues*. ILO, Genf.

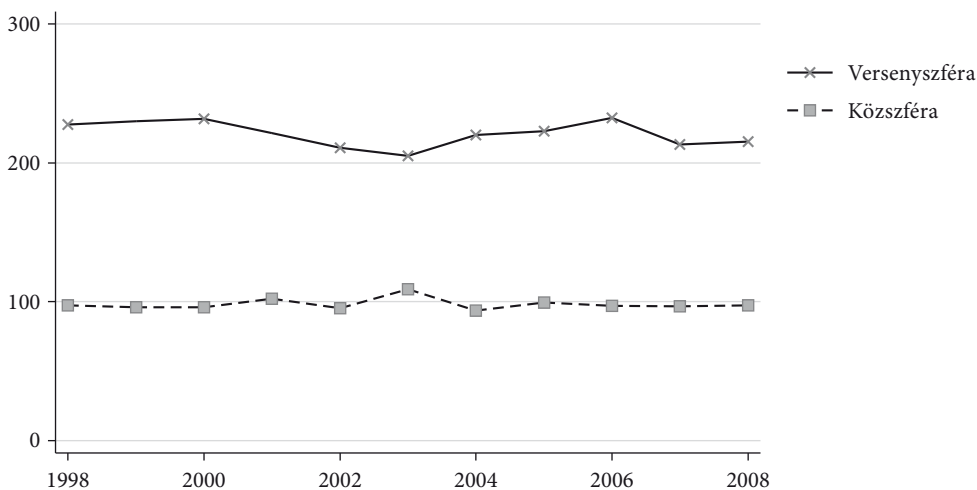
*A Függelékét lásd a következő oldalon.*

## Függelék

Az *F1. ábrából* látható, hogy a belső szórások időben alig változtak, leszámítva a 2001–2002. évi minimálbér-emelések átmeneti szórásnövekedését a magán-szektorban, valamint a 2002. végi közalkalmazotti béremelések átmeneti szórásnövekedését a közszférában, de az ezekből eredő hullámmás is minimális mértékű volt, és trendszerű változás sem figyelhető meg.

*F1. ábra*

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



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

*F1.táblázat*

A magánsectorra vonatkozó becslésekben szereplő változók alapstatisztikái

Változó	Megfigyelések száma	Átlag	Szórás
Bér (teljes Kelen-minta = 1)	1 429 575	1,613	2,099
Férfiak aránya (százalék)	1 429 575	58,0	–
Életkor (év)	1 429 575	37,2	10,4
Jogszerző napok száma (ha < 365)	1 429 575	52,0	108,9
Teljes évben dolgozott (százalék, 365 vagy 366 nap)	1 429 575	76,8	–
Átlépett a közszférába (százalék)	1 429 575	1,64	–
Várható bér eltérése a csoportátlagtól az átlépőknél (logaritmuspont)	17 239	0,0017	0,06137