

2.3. A közszféra bérszintje és a magánszektorból átlépők szelekciója

KÖLLŐ JÁNOS

Az alfejezet mögött álló tanulmány (Köllő, 2013) azt vizsgálja, hogyan változott a magánszektorból a közszférába átlépő diplomások *száma* és – a magánszektorbeli relatív keresetükkel mért – *minősége* a 2002. évi választások előtt és után végrehajtott nagy béremelések hatására.¹

Az elemzés egy rendkívül nagy méretű, viszonylag hosszú időt (1998–2008) átfogó, de változókból szegény államigazgatási paneladatbázison alapul. Megvizsgálja a belépési és kilépési mobilitás alakulását, majd a magánszektorból a közszférába átlépők magánszektorbeli *átlagos reziduális bérének időbeli változásai*ból von le az átlépők minőségének időbeli változásaira vonatkozó következtetéseket. (A reziduális bér a tényleges és a nem, életkor és iskolázottság alapján várt bér különbözete). A vizsgálódás egy, a szektorok közötti kereseti rés és az átlépők magánszektorbeli reziduális bérei közötti kapcsolatot közvetlenül számszerűsítő panelbecsléssel zárul.

Szakirodalmi előzmények és módszertani megfontolások

A közszférában fizetett bérek mobilitási és szelekciós hatásaival meghökkenően kevés kutatás foglalkozott az elmúlt évtizedekben. Néhány tanulmány magukból a kimutatott kereseti különbségekből von le következtetéseket a szelekciós hatásokra – anélkül, hogy rendelkezne mobilitási adatokkal (lásd például *Foguel és szerzőtársai*, 2012 cikkét Braziliáról, *Tansel*, 2005 írását Törökországról vagy *Assad*, 1997 kutatását Egyiptomról). Más tanulmányok (*Bellante–Link*, 1981, *Blank*, 1984–1985) közvetlenül a szelekciót elemzik, de bér adatok nélkül. Természetesen az ilyen „féloldalas” vizsgálatok is szolgálhatnak érvényes következtetésekkel a bérek és a szelekció közötti kapcsolatáról, ha képesek megbízható becslést adni arra, vajon mennyit keresnének a közalkalmazottak a versenyszférában, és viszont. Ilyen keretben (*switching regression*) vizsgálja a problémát például *Stelcner–van der Gaag–Vijverberg* (1989), *Heitmueller* (2006) vagy *Gimpelson–Lukijanova* (2009).

A kereseti rés és különféle minőségindikátorok *idősorainak összehasonlításából* von le következtetéseket *Nickell–Quintini* (2002). Kiskamaszkori teszteredményekkel mérik a minőséget, és annak erőteljes hanyatlását mutatják ki a brit közszféra bérpozíciójának romlásával párhuzamosan. *Katz–Krueger* (1993) szoros pozitív kapcsolatot mutat ki a közszféra relatív bére és a közalkalmazotti-közszolgálati munkakörökön *belüli* iskolázottsági szint változásai között az Egyesült Államokban.

Borjas (2002) a közszférába átlépők minőségét a *magánszektorban elért reziduális bérukkal* ragadja meg, feltételezve, hogy az valamilyen mértékben tük-

¹ Az iskolázottságra vonatkozó adatok hiányában azokat tekintjük „diplomás foglalkozásúnak”, akik a megfigyelt tizenkét éves életszakaszuk alatt, 1997 és 2008 között legalább egyszer dolgoztak felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozásban és/vagy vezetőként.

rözi a termelékenységet. 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 közsférában a bérek szórása jelentősen kisebb, még akkor is, ha a két szektor átlagbérei azonosak – ez a Roy-modell Borjas-féle átíratának egyik fontos következtetése. Az itt ismertetett kutatás is ezt az utat követi a minőség mérésében, de nem törekszik a Borjas (2002) modell mechanikus adaptálására, mert a szektorokon belüli szórások Magyarországon 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.

A reziduális bér minőségindikátorként történő felhasználásával kapcsolatban egy pontosító megjegyzést kell tenni. Az átlépők tényleges bére számos, meg nem figyelt tényező miatt térhet el attól, amit a nemük, életkoruk és iskolázottságuk alapján várnánk. 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 bér jellegű hátrányokat vagy előnyöket kiegyenlítő kompenzációs tételeket, ágazati járadékokat, szakszervezeti bérhozzamokat vagy az aktuális bért az aktuális határtermelékenységtől eltérítő kvázibiztosítási „járadékokat” 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 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 szervezetszerinti 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 elemzés középpontjában áll.

További kérdések is felmerülnek. Először is az, hogy a kereseti résen kívül nincsenek-e olyan további tényezők, amelyek hirtelen változásokat okozhatnak az átlépni szándékozók összetételében? A közsférába történő át lépést a legkülönbélebb 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.) Továb-

bá, 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 közszférabeli állás azonnali elfogadása, mint az elutasítása esetén várható 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 egyensúly közeli helyzetben van. Ezzel szemben a közszféra 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 jelöltek akarják kiválasztani az adott bérek mellett jelentkezők közül. Ez, a kifejezetten politikai szempontok szerint betöltött munkaköröket leszámítva, ésszerű feltevésnek tűnik.

E megfontolások alapján a kutatás a következő eljárást követi: egy hosszú időszakban (1997–2007) megfigyelünk minden olyan esetet, amikor egy, a t -edik évben a magánszférában dolgozó, bérből és fizetésből elő diplomás a $t + 1$ -edik évben közbeeső munkanélküliség és egyéb kitérők nélkül átlép a közszférába. Ez után megvizsgáljuk, hogyan változott az átlépők reziduális bére évről évre, majd megbecsljük, hogyan függött attól, hogy a magánszektorban dolgozók milyen bérekre számíthattak a közszférában. Az eljárást a 2.3. *Függelék* ismerteti.

Adatok és változók

Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság (ONYF) 1997 óta a központi nyilvántartási rendszerén (Kelen) keresztül elektronikus adatbázisban tartja nyilván a járulékkel köteles jogviszonyokra vonatkozó adatokat. Ebben az alfejezetben 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. Az adatbázisban 1997-ben 738 ezer, 2008-ban 852 ezer alkalmazásban álló „diplomás foglalkozásút” találunk, átlagos állományi létszámban mérve.² A rendelkezésre álló mintáról és a sajátos kódolási eljárások miatt kötött kompromisszumokról és korlátokról lásd az eredeti tanulmányt (Köllő, 2013).

A *magánszektorban dolgozónak* azt tekintettük, aki az adott évben csak munkaviszony alapján szerzett nyugdíj-jogosultságot. A *magánszektorból köz-*

2 A KSH munkaerő-felmérése ugyanezekben az években 773 ezer, illetve 900 ezer főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkező foglalkoztatottat mutatott ki. Természetesen a munkatörténetük alapján „diplomásnak” minősítettek egy része valójában nem rendelkezik ilyen végzettséggel, az egyetemi-főiskolai végzettség egy része pedig a munkatörténete alapján nem minősülne diplomás foglalkozásúnak, a nagyságrendek azonban megnyugtatóan közel esnek egymáshoz.

vetlenül a közszférába átlépőként határoztuk meg azokat, akik a megfigyelt évben a fenti definíció szerint a magánszférában dolgoztak, a rákövetkező évben pedig a nélkül dolgoztak valamennyit közalkalmazottként vagy köz-tisztviselőként, hogy munkanélkülivé váltak volna, gyesre mentek volna, vagy vállalkozói, illetve megbízási szerződéses jövedelemmel rendelkeztek volna.

A közszférában alkalmazottak esetében 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 rákövetkező évben mindvégig és csakis 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 és a közszférából a magánszektorba történő átlépésekről lásd jelen *Közlelkép* 2.4. alfejezetét és bővebben *Elek–Szabó* (2013) írását! Ezért ezeket 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.

Az itt 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.³

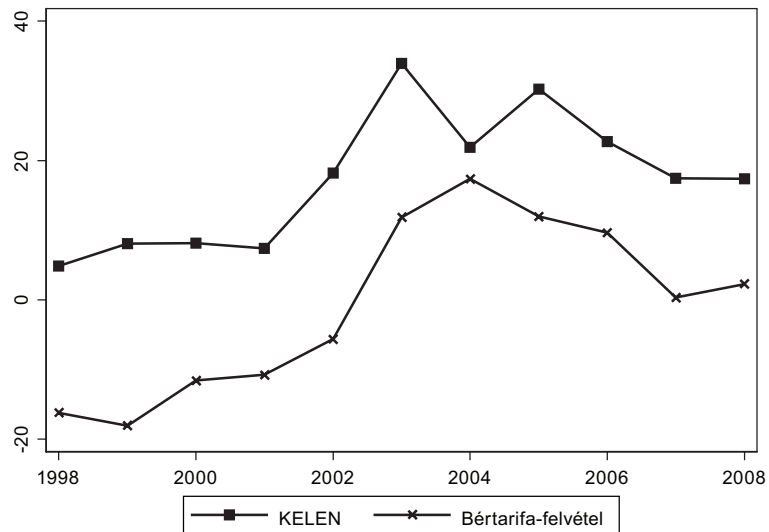
A közszféra és a magánszféra béralakulása

A két szektor közötti, nemre, életkorra és iskolázottságra kontrollált kereseti különbség alakulását a Bértarifa-felvétel és a Kelen adatai alapján mutatja az *2.3.1. ábra*. Az utóbbi esetben az egész évben dolgozók bérét vettük számításba mindkét szektorban. A közszféra bérpozíciója 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.⁴

3 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 közötti időszak béradatait használjuk. Az állományi adatok időtávja 1997–2008, a mobilitásra vonatkozóké 1997–2007, a bérek és a mobilitás kapcsolatára irányuló elemzésé pedig 1998–2007.

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

2.3.1. ábra: A közszférában dolgozók kereseti előnye/hátránya, 1998–2008 (százalékpont, a megfigyelhető jegyeikben hasonló munkavállalók a magánszektorban = 0)



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

Bértarifa-felvétel. Bér: május havi bruttó kereset a nem rendszeres prémiumok nélkül, de az előző évi prémiumok 1/12 részével. Minta: ötfős (1998–1999-ben tízfős) vagy nagyobb vállalatoknál alkalmazottak, valamint közalkalmazottak és köztisztviselők a költségvetési szektorban. Független 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. Független változó: a bér logaritmus. Kontrollváltozók: nem, korév kétértékű változók, iskolázottság közelítő változója (lásd a főszöveget).

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 egyszerszintű 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 (2.3.1. táblázat). (Ne feled-

jük, hogy a táblázat sorai a magánszektorban töltött utolsó év szerint követik egymást, tehát a 2002. év sorában szerepelnek a 2003-ban történt átlépések!) A 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 évhathatásokat látunk olyan probit modellekből, amelyek 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.⁵

2.3.1. táblázat: Átlépés a versenyszférából a közzsférába – átlépési ráták és fix évhathatások, 1997–2007 (annak valószínűsége, hogy egy versenyszférában foglalkoztatott személy a rákövetkező évben átlép a közzsférába)

Utolsó év a versenyszférában	Nyers átlépési ráták ^a			Fix évhathatások nem és kor kiszűrésével		
	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek
1997	1,95	2,14	1,68	2,24	2,13	2,13
1998	2,08	2,21	1,89	2,40	2,19	2,45
1999	1,69	1,92	1,35	1,75	1,73	1,58
2000	1,83	2,07	1,48	1,95	1,90	1,80
2001	1,79	2,12	1,28	1,85	2,00	1,48
2002	1,97	2,35	1,41	2,13	2,34	1,69
2003	1,43	1,72	0,99	1,30	1,46	0,99
2004	1,48	1,72	1,10	1,39	1,50	1,19
2005	1,41	1,69	0,96	1,28	1,47	0,94
2006	1,34	1,57	0,97	1,18	1,32	0,96
2007	1,25	1,45	0,93		referenciaév	

^a A közzsférába közvetlenül átlépők aránya a magánszektorban dolgozók százalékában.

^b Probit marginális hatások a mintaátlagnál, százalék

Függő változó: a következő évben valamennyi ideig dolgozott a közzsférában.

Független változók: nem, életkor, életkor négyzete, év kétértékű változók. Minden évhathás szignifikáns 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. Az adatok ezt cáfolják: az átlépési ráta hirtelen és sokkal nagyobb mértékben esett vissza, mint azt a közzsféra viszonylagos súlyának (éppen 2002–2003-ban kismértékű növekedéssel megszakított) folyamatos csökkenése indokolta volna. Felvetődhet az is, hogy a magánszektorból való átlépések számának látványos visszaesését nem valamiféle, a béremelkedésekkel párhuzamosan bevezetett (hallgatólagos) létszámstop okozta-e. Ez kizárható, mert a közzsférában 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.

⁵ Az elvégzett statisztikai próbák alátámasztják, hogy 2003-ban az átlépési ráta jelentősen és szignifikánsan csökkent a fiataloknál és az idősebbeknél is. Az ezt megelőző és követő időszakon *belüli* kisebb hullámzások a tesztek szerint elhanyagolhatóak voltak.

Annak, hangsúlyozásával, hogy a közsférából a magánszektorba irányuló mobilitásra vonatkozó adatok tartalmukban eltérnek az ellenirányú mozgásra vonatkozóktól, a 2.3.2. táblázatban bemutatjuk az erre vonatkozó idősorokat, az 2.3.1. táblázathoz hasonló szerkezetben. Jól látható a 2002. évi törés az átlépési rátában a teljes mintában, valamint a fiataloknál és az idősebbeknél egyaránt. A közsférából a versenyszférába történő átlépések – és az ilyen okból megüresedő munkahelyek – száma jelentősen csökkent: abban a négy évben, amikor a közsféra 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 közsférában megkezdődött leépítésekkel.

2.3.2. táblázat: Átlépés a közsférából a versenyszférába, 1997–2007 (annak valószínűsége, hogy egy, a t -edik évben a közsférában (is) foglalkoztatott személynek a $t + 1$ -edik évben csak a magánszektorból származó keresete volt)

Utolsó év a közsférában	Nyers átlépési ráták (százalék)			Fix évhatalások nemre és korra kiszűrésével ^a		
	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek	mindenki	25–40 évesek	41–61 évesek
1997	4,63	5,90	3,05	3,29	4,34	2,31
1998	3,92	5,38	2,19	2,45	3,62	1,32
1999	3,96	5,35	2,42	2,59	3,57	1,64
2000	4,17	5,81	2,41	2,90	4,18	1,68
2001	3,59	5,05	2,10	2,24	3,20	1,33
2002	2,64	3,83	1,46	1,04	1,57	0,51
2003	3,00	4,40	1,62	1,54	2,36	0,80
2004	3,03	4,32	1,79	1,64	2,30	1,06
2005	2,90	4,21	1,66	1,50	2,22	0,88
2006	3,55	5,12	2,08	2,41	3,52	1,46
2007	3,39	4,85	2,05		referenciaév	

^a Probit marginális hatások a mintaátlagnál, százalék.

Függő változó: a következő évben csak munkaviszonyból származó jövedelme volt. Független változók: nem, életkor, életkor négyzete, év kétértékű változók. Minden évhatalás szignifikáns 0,01 szinten.

A közsférába átlépők bérei

Az átlépők béreit először évente futtatott, ismételt keresztmetszeti regressziókkal vizsgáljuk. Mint a 2.3.3. táblázatban látható, a diplomás foglalkozású átlépők nemre, életkorra és munkaidőre kontrollált (a továbbiakban: reziduális) napi 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.⁶

A nagy béremelések éveiben (2002–2004-ben) ezzel szemben 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 eltűnt, majd 2007-ben ismét szignifikáns és jelentősnek

⁶ A táblázatban látható együtthatók logaritmuspontban mutatják az átlépők kereseti előnyét, illetve hátrányát. A bal felső sarokban látható érték például azt jelzi, hogy az átlépők bére 0,0512 logaritmus ponttal, azaz nagyjából 5,1 százalékkal alacsonyabb volt a maradékénál, más tényezőket azonosnak véve.

mondható, 6,6 százalékos hátrányra váltott. A hirtelen irányváltásokat nehéz lenne másnak betudni, mint annak, hogy az átmenetileg megnövekvő közbér a magasabb keresetű és rezervációs bérű magánalkalmazottak egy része számára is nyereségesé tette az átlépést, a közintézmények pedig pozitívan szelektáltak, azaz kiválogatták a termelékenyebbeknek ígérkező jelentkezőket.

2.3.3. 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 (logaritmuspont, lineáris regressziós együtthatók a legkisebb négyzetek módszerével)

Utolsó év a magánszektorban	Teljes minta		Fiatalok (25-40 éves)		Idősebbek (41- éves)	
1998	-0,0512**	(2,33)	-0,1082***	(3,65)	0,0233	(0,74)
1999	-0,0824***	(3,36)	-0,1609***	(5,10)	0,0478	(1,28)
2000	-0,0239	(1,04)	-0,1095***	(3,70)	0,1149***	(3,22)
2001	-0,0696***	(3,30)	-0,1427***	(5,65)	0,0811**	(2,31)
2002	0,0448**	(2,35)	-0,0360	(1,55)	0,2066***	(6,48)
2003	0,0442*	(1,94)	-0,0119	(0,43)	0,1685***	(4,32)
2004	0,0550***	(2,49)	-0,0159	(0,59)	0,2016***	(5,35)
2005	-0,0104	(0,46)	-0,0782***	(2,93)	0,1580***	(3,93)
2006	-0,0285	(1,27)	-0,1058***	(3,90)	0,1427***	(3,74)
2007	-0,0655***	(2,95)	-0,1334***	(4,93)	0,0757*	(1,99)

Megjegyzés: A zárójelben t -értékek láthatók.

Függő változó: a napi kereset logaritmusa.

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

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

Az esetszámok az időben monoton növekedve: 91 439 és 116 682 között változnak a teljes mintában, a fiataloknál 49 480 és 69 944, az idősebbeknél 44 756 és 50 139 között.

Az átlépők reziduális bérének időbeli pályája hasonló volt a fiataloknál és az idősebbeknél, de az életkori csoportonként végrehajtott becslések szerint a szelekciós minták eltérnek. Az átlépők keresete 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 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 – ismét az alacsonyabb bérű fiatalok közül kerültek ki.

Az idősebbeknél a közsférába átlépők keresete minden évben *meghaladta* a maradékét, 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 – a fiatalokhoz hasonlóan, és azt megközelítő mértékben – itt is csökkenésnek indult az átlépők reziduális bére.

Az eddigiekben csupán a szektorközi kereseti rés és az átlépőknél mért reziduális bér *idősorainak hasonlóságára* alapozva feltételeztük, hogy az utóbbi hullámszámai az előbbi ingadozásaira vezethetők vissza. Ebben a szakaszban a korábban már említett, 2.3. *Függelékben* ismertetett (F2.3.1.) panelegyenletet segítségével megpróbáljuk megmutatni, hogy ezek közvetlen kapcsolatban álltak. Azt várjuk, hogy ha egy adott évben, egy-egy nem és korév szerint képzett csoportban a közbér a saját átlaga felett van, az megnöveli az adott csoportba tartozó átlépők átlagos keresetét a maradékokhoz képest.

A becslt béregyenletet az egyén nemére, életkorára és annak négyzetére, a jogszerző napjai számára valamint fix évhatásokra kontrolláljuk – ezeknek a változóknak az együttthatóit itt nem közöljük. A fiatalokat és az idősebbeket ebben az esetben – időben stabil csoportbeosztásra törekedve – nem az életkoruk, hanem a születési évük szerint különítjük el, megkülönböztetve a 2003-ban 40 évnél fiatalabbakat, illetve a korosabbakat.⁷

A 2.3.4. táblázatban látható eredményekre térve: a teljes mintára vonatkozó becslés szerint az átlépők keresete lényegében *csak* a közszférabeli kereseti lehetőségek időbeli változásainak függvényében tért el a maradékétól. Az átlépők bére csupán 0,85 százalékkal magasabb, ha a közbér a saját intertemporális átlagának szintjén áll. Ezzel szemben, ha a csoportszintű közszférabeli bér tíz százalékkal magasabb a szokásosnál, az közel 6 százalékkal növeli az adott csoportba tartozó átlépők maradékhoz viszonyított átlagos reziduális keresetét.

2.3.4. 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 ^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)
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 logaritmus.

Minta: a magánszektorban dolgozók.

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

^a 1963 előtt születettek. ^b 1963 után születettek.

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

7 A becslést az (F2.3.1) 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 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 bizonynyal 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.

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 felvetet, ami a beáramló munkaerő – magánszektorbeli reziduális bérrrel mért – minőségének javulásával járt.

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 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 eleje 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. E sorok írása idején, 2013-ban, a közsféra bérszintje 20 százalékkal marad el a versenyszféráétól, azonos nem, életkor és iskolázottság esetén, amire utoljára 1996-ban, a Bokros-csomag második évében volt példa.

A tanulmányban bemutatott becslések alapján arra számítunk, hogy az előttünk álló években erőteljesen romlik majd a közsféra munkaerővonzó képessége, sőt, ez a romlás nagyrészt már végbe is ment. (Ennek a predikciónak a közvetlen ellenőrzésére természetesen nincs mód, amíg a 2013-as évet is lefedő mikroadatok nem állnak rendelkezésre. Reményeink szerint 2020 táján kerülhet elemzésre alkalmas állapotba egy, az itt használthoz hason-

ló kapcsolt államigazgatási adatbázis.) Ugyanakkor nem lehetünk biztosak abban, hogy egy, a 2002. évihez hasonló általános béremelés elvezetne oda, ahol egy ilyen lépés értelmet nyerhet: a közalkalmazotti állomány minőségének javulásához. Ehhez a béremelésekkel párhuzamosan a teljesítményen és szaktudáson alapuló szelekcióra van szükség.

2.3. Függelék

A közsférabeli bér ingadozásának az átlépők reziduális bérére gyakorolt hatását az alábbi panel regresszióval becsüljük:

$$\ln w_{ikt}^M = \alpha \mathbf{X}_{ikt} + \beta_1 \mathit{ÁTLÉPŐ}_{ikt} + \beta_2 \mathit{ÁTLÉPŐ}_{ikt} \times (\ln \bar{w}_{kt}^K - \ln \bar{w}_k^K) + \gamma \mathbf{t} + u_{ikt} \quad (\text{F2.3.1})$$

Az egyenlet bal oldalán a k -adik csoportba tartozó i -edik magánszektorbeli alkalmazott t -edik évi bére szerepel, \mathbf{X}_{ikt} 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 $t + 1$ -edik évben a közsférában dolgoztak ($\mathit{ÁTLÉPŐ}$). Az ezzel interakcióba hozott kifejezés csoportszinten méri, mennyivel tér el az adott csoport adott évi közsférabeli bére a saját intertemporális átlagától. A becsléshez 640 korév \times nem \times év interakcióra számítjuk ki a közsférabeli 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 bér-előnye (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 (F2.3.1) egyenletben látható formában szerepeltetjük, mert a csoportszintű átlagbéreknek csak az időbeli varianciáját akarjuk kihasználni. (Az átlag eltávolítása nélküli *közsférabér* változót használó egyenletben a β_2 paraméter egyszerűen azt méri, hogy amely csoportban magas a közbér, és valószínűleg a magánbér is, ott az átlépők bére is magasabb.) Az (F2.3.1) egyenletben az átlépők átlagos magánszektorbeli reziduális bérszintjét β_1 , a közsféra időbeli bérhullámzásainak erre gyakorolt hatását pedig β_2 méri.