

TELEGDY ÁLMOS

A közsféra és a vállalatok bérei közötti átterjedési hatás Magyarországon

A tanulmány a közsféra és a vállalati szektor bérei közötti átterjedési hatást vizsgálja magyarországi adatok segítségével. Az identifikációt a 2001–2002. évi nagy közalkalmazotti béremelések segítségével végezzük el, amelyek következtében a közsférában dolgozók bérei az átlagosan 10,5 százalékos lemaradásból 12,5 százalékos bérelőnyre tettek szert a vállalati bérek színvonalához képest. Az átterjedési hatást a közsférában dolgozók arányával mérjük nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozások szerint definiált munkapiaci szegmensekben. Az eredmények szerint adott munkapiaci szegmensben 10 százalékkal magasabb közsférai jelenlét 1,5 százalékkal járul hozzá a bérek emelkedéséhez. Az átterjedési hatás magas az olyan vállalati dolgozók esetében, akiknek bérei viszonylag alacsonyak, akik olyan munkakörben dolgoznak, ahol magas a közsférában dolgozók aránya és ha a 2002. évi béremelés után alkalmazták őket. Az átterjedési hatás szintén magas azokban a munkapiaci szegmensekben, ahol a közsférában nagy az újonnan felvett alkalmazottak száma.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J31, J45.

A tanulmány a közsféra és a vállalati szféra bérei közötti átterjedési hatást elemzi. Az állam gazdasági tevékenységének ez a közvetett munkapiaci hatása szinte teljesen hiányzik az utóbbi évtizedek kutatásaiból.¹ Ilyen bér jellegű átterjedési hatás létezhet, ha az állami szervezetek és a magánvállalatok vezetői ugyanazon a munkapiacon verse-

* Köszönöm John Sutherland Earle, Elek Péter, Kézdi Gábor, Kónya István, Koren Miklós és Köllő János tanácsait, Pető Rita, Révész Péter és az MTA KRTK Adatbank adattisztításban nyújtott segítségét és Kovács Márk kitűnő asszisztensi munkáját. A kutatás az OTKA NK 78 255. számú pályázat pénzügyi támogatásával valósult meg. A tanulmányt bemutattam a Magyar Közgazdasági Egyesület 2012. évi konferenciáján. Az esetleges hibákért kizárólag a szerző felel.

¹ A téma irodalmának alapos felkutatása után csak két tanulmányt találtam, ami ezzel a kérdéssel foglalkozik: Jacobsen [1992] és Lacroix–Dussault [1984] a közsféra béreinek átterjedési hatását elemzik az Egyesült Államokban és Kanadában. A bérek átterjedési hatásait más összefüggésben sokkal többet kutatták, például a minimálbérek hatását a magasabb keresetekre (Lee [1999], Dickens–Manning [2004]), a szakszervezetek hatását a szakszervezetekbe be nem lépett dolgozók béreire (Kahn [1997], Latreille–Manning [2000]), a külföldi tulajdonban levő vállalatok hatásait a hazai tulajdonban levő vállalatokra (Aitken és szerzőtársai [1996], Driffield–Girma [2003], Lipsey–Sjöholm [2004]) és az iparágak között létrejövő bérinterakciókat (Black és szerzőtársai [2005]).

nyeznek a munkavállalókért, és így a magánvállalatok dolgozói a közszféra béreire úgy tekinthetnek, mint alternatív bérré.² Ha a bérszínvonal (beleértve a munka jellegéből adódó előnyök és hátrányok egyenlegét) magas a közszférában, akkor a magánvállalatok munkaadói nehezen alkalmazhatnak megfelelő munkaerőt, vagy el kell viselniük azt, hogy gyakoriak a felmondások. Hogy csökkentsék ezeket a nemkívánatos folyamatokat, a magánvállalatok munkaadóinak meg kell emelniük dolgozóik béreit.

A bérek átterjedési hatásait nehéz megbecsülni. Az állami és a magánszféra munkapiaca egyértelműen különbözik minden országban. A közszférában alkalmazottak gyakran kevesebb órát dolgoznak, hosszabb fizetett szabadságot élveznek, kevésbé fenyegeti őket az elbocsátás veszélye, más intenzitással kell dolgozniuk, valamint a dolgozók motiváltsága és elégedettsége is változhat a két szektor között (*Delfgaauw–Dur* [2008], *Heywood és szerzőtársai* [2002]).³ Ezek az eltérések, amelyek nagy része nem mérhető, komoly problémákat okozhatnak, amikor a köz- és magánszféra közötti bérkülönbségeket próbáljuk mérni. A hasonló jellemzőjű dolgozóknak ráadásul hasonló a bérük is, amelyek – az általános vagy dolgozó-specifikus gazdasági sokkhatásokra válaszolva – egyszerre változnak. A dolgozók önszelekciója nemcsak az észrevehető, hanem a nem észrevehető jellemzők szerint is végbemegy a két szektor között (*Roy* [1951], *Borjas* [2003a]), mint például az alapvető készségek, hajlandóság a kockázatvállalásra, a többletmunka vállalása magasabb bérért vagy gyorsabb előrelépésért és így tovább. Mivel e jellemzők bármelyike szorosan összefügg a dolgozó határtermékével, a megfigyelhető jellemzők alapján látszólag hasonló dolgozók béreinek összevetése torzított eredményre vezethet. Ezért a megfelelő tényellentétes hatásértékelés hiányában a mért bérkülönbség is torzított lesz: a hiányzó információk miatt az elemzés nem azonos termelékenyséű dolgozókat hasonlít össze a köz- és a magánszférában.

A köz- és vállalati szféra munkapiacainak összehasonlítását továbbá az is megnehezíti, hogy a közszférában dolgozók jellemzően olyan iparágakban tevékenykednek, ahol a vállalati szektor aránya csekély: az állami adminisztrációban, az egészségügyben és a oktatásügyben. Ez nem teszi lehetővé az iparági hatások kiszűrését, amelyek jelentősek lehetnek (*Krueger–Summers* [1988]). A felsorolt tényezők bármelyike okozhatja a bérek korrelációját a két munkapiacon, anélkül hogy oksági kapcsolat létezne az állami és a magánszektor bérei között. A bérek átterjedési hatásainak becsléséhez a közszféra béreinek exogén változásából kiinduló oksági viszony felállítására van szükségünk.

Tanulmányunk a bérek közötti átterjedési hatások becslését készíti el egy adatbázis segítségével, amely felöleli a közszférában dolgozók 60 és a magánvállalatok dolgo-

² Ez akkor igaz, ha két szektor dolgozói legalább részlegesen helyettesítői egymásnak a termelésben.

³ Ezek a különbségek a bérszintek eltéréseiben is jelentkeznek a köz- és a magánszféra között (*Dustmann–Soest* [1998], *Gyourko–Tracy* [1988], *Tansel* [2005]). A különböző bérszintek abból is származhatnak, hogy a bérmeghatározási mechanizmusok, mint például az ösztönző bérezés a közszférában, ritkábban van jelen (*Corneo–Rob* [2003]), a kormányzati hivataloknak nagy az érdekérvényesítő képességük (*Borjas* [1980]), vagy a kormány a közalkalmazottak jólétének emelésével próbál szavazatokat szerezni (*Shleifer–Vishny* [1994]).

zóinak 8 százalékat. A magyar közszférában közvetlenül az ezredforduló után végbement folyamatok megadják azt az exogén változást, amely lehetővé teszi számos itt tárgyalt identifikációs probléma megoldását, és a köz- és a magánszféra béréneinek kölcsönhatását sokkal pontosabban mérhetjük, mint az eddig lehetséges volt. A magyar kormány két részletben megemelte a közszféra béreit, ami azt eredményezte, hogy két év leforgása alatt 40 százalékkal emelkedtek a reálbérek. Ugyanezen idő alatt a magánvállalatok bérei csupán 12 százalékkal növekedtek. A béremelés következménye az volt, hogy a köz- és vállalati szféra közötti átlagos feltétel nélküli bérkülönbség -10,5 százalékról +12,5 százalékra emelkedett.

A közszféra magas és hirtelen bérnövekedése egyedülálló lehetőség arra, hogy identifikáljuk a bérek átterjedési hatásait, mivel az említett torzító tényezők közül számos kezelhetővé válik. Az exogén béremelés megtöri a köz- és a magánszféra béreinek közös mozgását. A már tárgyalt két szektor közötti különbségek, amelyek torzítanak becsléseinket, ebben az esetben nem számítanak, mivel nem valószínű, hogy ilyen rövid idő alatt a dolgozói összetétel, munkaköri jellemzők vagy az iparági bérkülönbségek jelentősen változnának. A közszférában hirtelen bekövetkezett bérnövekedés jobb alternatív lehetőséget nyújtott a magánvállalatok dolgozóinak, ami nyomást gyakorolhatott a vállalatokra, hogy megnöveljék a béreket. Fontos megjegyeznünk, hogy a munkaadók még akkor is növelhetik a béreket, ha a munkavállalók nem váltanak állást, mivel már ennek lehetősége elegendő lehet a béremelésekhez.⁴

Az elemzésben használt identifikációs módszer a bérek átterjedési hatásaival foglalkozó *Jacobsen* [1992] tanulmányára épít, de ki is egészíti azt azokkal a módszerekkel, amelyek segítségével a migráció hatásait elemezték a belföldi bérekre (*Borjas* [2003b]). Nem, foglalkozás és munkatapasztalat szerint osztjuk fel a munkapiacot, és kiszámítjuk a közszférában dolgozók arányát ezekben a munkapiaci szegmensekben. Az elemzés tehát azzal identifikálja a bérek átterjedési hatását, hogy miként függnek a vállalati bérek a közszférával szembeni kitettségtől a munkapiacon, és hogy ez a hatás hogyan változik a közalkalmazotti bérek emelése után.⁵

A továbbiakban bemutatjuk az adatokat, és felvázoljuk a két munkapiac közötti különbségeket a dolgozói összetétel és a bérek tekintetében. Ismertetjük empirikus módszereinket, majd bemutatjuk eredményeinket. A tanulmány utolsó része levonja a következtetéseket.

Adatok

A Nemzeti Foglalkoztatási Hivatal Bértarifa-adatbázisát használjuk ebben a tanulmányban. Az adatbázis áttekinti azoknak a vállalati munkavállalóknak a demográfiai és munkahelyi jellemzőit, legmagasabb iskolai végzettségét és bérét, akik az adott év májusában dolgoztak. Az adatok információt nyújtanak a dolgozó születési

⁴ *Borjas és szerzőtársai* [1997]) az ilyen fenyegetési hatást a nemzetközi kereskedelem tárgykörében elemzi. *Farber* [2005] ugyanezt tárgyalja a szakszervezetek növekedésével összefüggésben.

⁵ A tanulmány nemcsak a bérek átlagos átterjedési hatását méri, hanem azt is, hogyan változik ez számos jellemző függvényében, amint azt a módszertani részben részletesen tárgyaljuk.

évéről, neméről, legmagasabb iskolai végzettségéről, foglalkozásáról, béréről és szolgálati idejéről (hogy előző évben lett-e felvéve, illetve 2001-től már arról is, hogy mióta dolgozik a vállalatnál). Az 1998 és 2006 közötti éveket elemezzük, mivel ennek a periódusnak a közepén zajlott a béremelés.

A mintába azok a vállalatok kerültek be, amelyek legalább 20 alkalmazottat foglalkoztatnak. Ezeknek a vállalatoknak azokról a fizikai dolgozókról kellett kitölteni a kérdőívet, akik 5-én és 15-én születtek, és azokról a szellemi dolgozókról, akik 5-én, 15-én és 25-én születtek. Amennyiben a vállalatnál nem dolgozik senki, aki ezeken a napokon született, a vállalat kiesik a mintából az adott évben. Az adatbázist ki-egészítették véletlenszerűen kiválasztott kisebb vállalatokkal, amelyeknek viszont az összes alkalmazottjukról információt kellett szolgáltatniuk. 1998-ban és 1999-ben a 11–19 alkalmazottat foglalkoztató munkaadók szerepeltek a kisvállalati mintában, a későbbi években pedig a mintavételezési küszöböt az 5 alkalmazottat foglalkoztatókra csökkentették. 2002-től 50-re emelték a küszöböt, amely alatt a vállalatoknak az összes dolgozójukról információt kellett szolgáltatniuk.

Az állami szektor adatbázisa azokról az alkalmazottakról tartalmaz információt, akik a minisztériumoknak és az önkormányzatoknak alárendelt állami szervezetekben dolgoznak. Jogi forma alapján három csoportba oszthatjuk az állami alkalmazottakat: közalkalmazottak, köztisztviselők, valamint az igazságügyi területen a bírák, ügyészek (a rendőrök, katonák és tűzoltók nem szerepelnek az adatokban). A köztisztviselők általában közép- vagy felső vezetők, akik az állami adminisztrációban dolgoznak, de egyes intézményekben minden egyes alkalmazottnak megvan ez a jogi státusa, akinek legalább főiskolai végzettsége van. A közzsférában dolgozók legnagyobb részét a közalkalmazottak teszik ki: az állami adminisztrációban, egészségügyben és az oktatásügyben a legtöbb dolgozó közalkalmazott. Mivel a béremelés csak ezeket a dolgozókat érintette, az állami tulajdonú vállalatok alkalmazottait nem a közzsférába, hanem vállalati mintába soroljuk. A bírákat, ügyészeket kizárjuk az elemzésből, mivel béreikről egy külön törvény rendelkezik. Az állami szektor adatainak mintavételezési eljárása hasonló a vállalati adatokéhoz – azzal a különbséggel, hogy a legtöbb állami szervezet egy központosított könyvelési rendszert használ, és ilyen esetekben az adatbázis az összes alkalmazottról tartalmaz információt.⁶

Az adatbázis információt nyújt a fizikai és a szellemi dolgozók létszámáról minden egyes vállalatban és állami szervezetben, amelyet súlyok készítésére használtunk fel, hogy kijavítsuk a mintavételezési különbségeket a fizikai és a szellemi dolgozók között a vállalatban/szervezetben belül. A köz- és a vállalati szféra különböző mintavételezési eljárását pedig új korrigáltuk, hogy felsúlyoztuk az adatokat a nemzetgazdaság szintjére. A közzsféra esetében erre a Központi Statisztikai Hivatal (http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qli007.html) honlapjáról összegyűjtött éves adatokat használtuk a közzsférában alkalmazottakról a három fő iparág bontásában (egészségügy, oktatásügy és állami adminisztráció) és egy reziduális iparágban, amelybe az összes többi tevékenységet csoportosítottuk.

⁶ Megpróbáltunk szabályszerűséget találni abban, hogy milyen szervezetek használják a központosított könyvelési rendszert, de nem találtunk ilyet.

A vállalati adatokat a Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) által gyűjtött vállalati adatbázis összeállításához súlyozzuk fel.⁷

A mintában csak a 18 és 60 év közötti teljes munkaidős alkalmazottakat tartottuk meg. Az 1. táblázat bemutatja a megfigyelések számát az állami és a vállalati mintákban, valamint a teljes populációt is (amely a minta súlyozott összegéből épül fel). A minta 379 ezer és 487 ezer fő közötti közszférai alkalmazottat és 106 ezer és 153 ezer fő közötti magánszférában dolgozót tartalmaz. Az összehasonlítás a felsúlyozott számokkal azt mutatja, hogy a vállalati alkalmazottaknak mintája 7-8, a közszféráé pedig körülbelül 70 százalékos.

1. táblázat

A dolgozók száma a közszférában és a vállalati szektorban (ezer dolgozó)

Év	Közszféra		Vállalatok	
	minta	populáció	minta	populáció
1998	378,8	719,5	105,8	1869,4
1999	414,8	684,4	107,7	1852,0
2000	412,6	672,8	125,8	1954,1
2001	408,0	670,2	125,9	1961,5
2002	426,1	680,1	133,8	1872,7
2003	481,9	690,7	135,1	1876,1
2004	486,9	687,3	149,1	1936,5
2005	481,2	679,8	153,3	1913,1
2006	478,7	648,2	149,5	2008,9

Megjegyzés: a közszféra populációját az összes közalkalmazott és köztisztviselő adja (bírák, ügyészek, rendőrök, katonák és tűzoltók kihagyva). A vállalati szektor mintája a legalább 10 (1998–1999), illetve 5 (2000–2006) dolgozót foglalkoztató kettős könyvvitelt végző vállalat.

A foglalkoztatás összetétele és a bérek változása a köz- és a vállalati szférában

Az alkalmazottak összetétele a köz- és vállalati szférában

Az állami és vállalati foglalkoztatás számos dimenzióban erősen különbözik egymástól. A közszféra elsősorban három nagy iparágban van jelen: az egészségügyben, az oktatásban és az állami adminisztrációban, míg a magánvállalatoknak részese-e ezekben az iparágakban elenyésző. A két szektor alkalmazottai demográfiai jellemzőik alapján is nagyon különböznek egymástól, amit a 2. táblázatban mutatunk be. A közszférában alkalmazottak háromnegyede nő, ez arányaiban majdnem kétszer akkora, mint a vállalatokban. A vállalati alkalmazottak potenciális munka-

⁷ A NAV adatbázisának leírását lásd például Earle és szerzőtársai [2012] tanulmányában.

tapasztalata majdnem két évvel rövidebb.⁸ Azok a kategóriaváltozók, amelyek öt éves intervallumokban mérik a dolgozók arányát tapasztalat szerint, azt mutatják, hogy a közsférában dolgozók aránya egyenes arányban nő a korrall.

2. táblázat

A dolgozók összetétele a köz- és a vállalati szektorokban

	Közsféra	Vállalatok
NEM		
Nő	73,5	39,8
MUNKAPIACI TAPASZTALAT		
0–5 év	5,2	6,3
6–10 év	8,9	13,2
11–15 év	10,4	13,1
16–20 év	12,7	12,4
21–25 év	14,6	12,9
26–30 év	16,9	15,0
31–35 év	17,0	14,9
>35 év	14,3	12,1
Átlagos tapasztalat	23,8	22,0
	(10,6)	(10,9)
FOGLALKOZÁS		
Vezető	8,0	9,5
Felsőfokú képzettség önálló használatát igénylő	30,6	4,9
Egyéb felső- vagy középfokú képzettséget igénylő	28,4	14,9
Irodai	6,4	6,7
Szolgáltatási	6,7	10,3
Szakképzettséget igénylő	6,0	45,7
Egyszerű	13,9	8,1
SZOLGÁLATI IDŐ ^a		
Új belépő	9,3	13,6
Szolgálati idő	10,7	7,8
	(9,1)	(9,2)
N	3 969 046	1 185 909

Megjegyzés: a statisztikák az összes évre vonatkoznak. Az összes változó kétértékű, kivéve az átlagos munkapiaci tapasztalatot és a szolgálati időt (a szórás értéke zárójelben).

^a Új belépő kétértékű változó (1, ha a dolgozót az előző naptári évben alkalmazták). A szolgálati idő (években) csak 2002-től érhető el.

⁸ A potenciális munkatapasztalat egyenlő a dolgozó kora *mínusz* a tanulmányi évek száma *mínusz* 6. A tanulmányi évek számát kilenc különböző fokozat átlagos tanulmányi idejéből számítjuk ki.

A közsféra sajátos ágazati struktúrája mellett nem meglepő, hogy az alkalmazottak foglalkozási szerkezete nagyon eltérő a vállalati dolgozókéhoz képest. A közsférában leggyakrabban a felsőfokú képzés önálló használatát igénylő és az egyéb felső vagy középfokú végzettséget igénylő foglalkozások fordulnak elő: ezek együttesen a foglalkozási szerkezet 60 százalékát teszik ki, ami éles ellentétben áll az ilyen dolgozók 20 százalékos arányával a vállalatoknál. A szakmunkás, mint ahogy várható is volt, a legjellemzőbb foglalkozás a vállalati szférában: az alkalmazottak 46 százaléka ilyen munkakörben dolgozik (az ilyen foglalkozások aránya a közsférában csak 6 százalék). A vezetők aránya magasabb a vállalati szektorban: arányuk 9,5 százalék, 1,5 százalékponttal magasabb, mint a közsférában. Az egyszerű foglalkozásúak a közsférában 14 százalékban fordulnak elő, majdnem kétszer többen, mint a vállalatok dolgozói között.

Az adatbázis két mérőszámot használ a szolgálati idő meghatározására. Az első egy kétértékű változó, amely akkor 1, ha a dolgozót az előző naptári évben alkalmazták. A másik mérőszám a szolgálati idő években, de ez csak 2002-től áll rendelkezésre. Az egy év alatt újonnan alkalmazottak aránya a teljes populációhoz viszonyítva 9 százalék a közsférában és 13,6 százalék a vállalati szférában, ami arra enged következtetni, hogy a közsférában dolgozók sokkal ritkábban változtatják a munkahelyüket.⁹ A szolgálati idő szintén azt igazolja, hogy a dolgozók sokkal kevésbé váltanak állást a közsférában, mint a vállalatoknál: az átlagos szolgálati idő majdnem 11 év, ami sokkal nagyobb, mint a vállalati szférában mért 8 év.

Bérezési mechanizmusok a közsférában, leíró statisztikák

A magyar gazdaság 1997 és 2006 között folyamatosan növekedett, s a bérdinamikát is ez jellemezte. A bruttó nemzeti termék 3–5 százalékkal nőtt minden évben (Központi Statisztikai Hivatal), és a vállalatok bérei ugyanezt a trendet követték (amint az alábbiakban bemutatjuk). A közsféra bérei sokkal változékonyabbak voltak, amit egyrészt az okozhatott, hogy nagy szükség volt a közsféra béreinek növelésére, másrészt pedig politikai megfontolásokból is következhetett.

A kilencvenes évek végén a közsférában dolgozók bérei nagyon alacsonyak voltak a vállalati szektorban kialakult bérszínvonalhoz képest, ami arra ösztönözte a kormányt, hogy megemlje a közsférában dolgozók béreit. Mivel a közsféra béreit egy bértábla alapján állapítják meg, a bérek kétféleképpen növekedhetnek. Megemlehetik az alapbért, majd rögzített szorzók segítségével határozzák meg a különböző kategóriájú dolgozók béreit (ami nem lesz hatással a közsférán belüli relatív bérekre) vagy a szorzók változnak (ezzel megváltoznak a bérkülönbségek is).

A tanulmányozott időszakban a közalkalmazotti bértábla keveset változott, tehát a közsférában dolgozók relatív bérei nem változtak jelentősen, de a bérszínvonalat jócskán megemelték. A legfontosabb változás egy általános nagy bér-

⁹ Ez a statisztika azokra az újonnan alkalmazottakra vonatkozik, akik a felvételi évet követő év májusában is a vállalatnál/szervezetnél dolgoznak.

emelés volt, ami minden egyes közalkalmazott bérért jelentősen megemelte (de nem érintette a köztisztviselőket). 1998 és 2002 között az alapbér egyenletesen növekedett, ami a köz- és a vállalati szféra közötti bérarányt stabilan tartotta, de 2002-ben az alapbérek 50 százalékkal megemelkedtek. A következő évben az alapbér nem változott, de 2005-ben ismét 14 százalékkal emelkedett, azonban ezt a béremelést a bérszorzők csökkenése kísérte, tovább csökkentve a közszférán belüli bérkülönbségeket. Az utolsó elemzett év szintén választási év volt, amikor az alapbérek 10 százalékkal emelkedtek.

A köztisztviselők béreit szintén jelentősen növelték (ezek a dolgozók a közszféra alkalmazottainak 15 százalékát teszik ki). Ezek a bérek (az életpályaprogram kapcsán) jelentősen megnöttek, de a hangsúly azon volt, hogy arra ösztönözzék a köztisztviselőket, hogy egész életükben az állami szférában maradjanak. Az alapbér csak alig emelkedett évről évre, de a bérszorzőkat úgy változtatták meg, hogy kedvezzen az egyetemi végzettséggel és sokéves munkatapasztalattal rendelkezőknek.¹⁰

A bértábla csak a végzettség és munkapiaci tapasztalat szerinti bérminimum szintjét írja elő a közszférában dolgozók számára. A teljes bér magasabb lehet a különböző pénzbeli juttatások következtében (például vezetői juttatások), és a közszférában tevékenykedő szervezeteknek joguk van magasabb béreket fizetni, ha rendelkeznek a megfelelő pénzforrásokkal (havi rendszerességgel vagy az eseti prémiumok formájában). A közszféra alkalmazottai az alapbér szintjéig 13. havi fizetést is kaptak a tanulmányozott időszakban.¹¹

A bér mérésére a májusban kifizetett havibért használjuk, ami magában foglalja az alapbért, a túlórapénzt, az egyéb rendszeres kifizetéseket (például a nyelvpótlékot és a vezetői juttatást), és az előző évi nem rendszeres kifizetések 1/12 részét (ilyen például az év végi prémium és a 13. fizetés a közszférában).¹² Ha a dolgozót az előző évben alkalmazták, a nem rendszeres kifizetéseket a ledolgozott hónapok számával osztjuk el.

A 3. táblázat és a 1. ábra bemutatja az átlagbéreket és változásukat a két szektorban.

¹⁰ 1998 és 2001 között a legkevesebb, illetve a legtöbb munkatapasztalattal és a legalacsonyabb, illetve a legmagasabb végzettséggel rendelkező dolgozók bérszorzója 1,25, illetve 3,4. 2001 júliusában ez a bérszorzó 1,84-ra, illetve 5,22-ra emelkedett, és ezt egy évvel később tovább növekedés követte 2,10-ra, illetve 6,00-ra. 2004 után a legkevesebb munkatapasztalattal rendelkező köztisztviselők bérszorzója 3,10-ra emelkedett. A főiskolával rendelkező köztisztviselők bérszorzója ugyanebben az időszakban szintén növekedett 1,00-ről, illetve 2,40-ról 1,60-ra, illetve 4,40-ra 2006-ra. (A köztisztviselők béreit nem egy alapbér szerint határozzák meg, mivel a szervezetek különböző szorzókat használnak, amelyek 10 és 80 százalék között változnak.)

¹¹ Egy másik fontos bérpolitikai intézkedés a minimálbért érintette. Ez 2000-ben 25 ezer forint volt, ami az átlagbér 28 százalékát tette ki. 2001-ben ez számottevően emelkedett, 40 ezer forintra, és egy évvel később már 50 ezer forintra (ami átlagbér 40 százalékát tette ki). Ennek a tanulmánynak nem az a célja, hogy elemezze a minimálbér hatásait, de mivel ez befolyásolhatja az eredményeket (2000-ben a közszférában alkalmazottak 27 százalékának alacsonyabb volt a bére, mint a minimálbér), egy robusztussági elemzés során figyelembe vettük ezt. A minimálbér növekedésének hatásait a foglalkoztatásra és a bérstruktúrára *Kertesi-Köllő* [2004] elemzi.

¹² Mivel a dolgozói információkat nem lehet összekötni a különböző évek között, nincs arra lehetőség, hogy az adott év nem rendszeres kifizetéseit hozzáadjuk a bérekhez.

3. táblázat

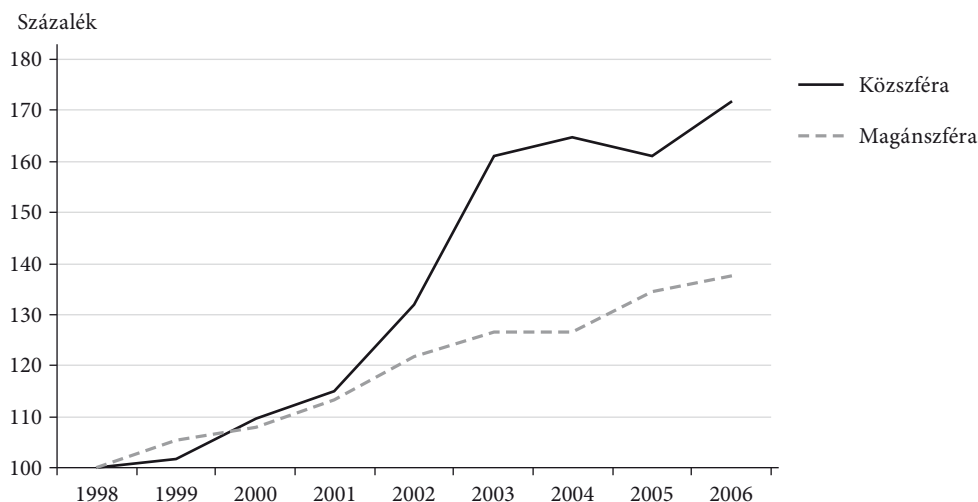
A bérek szintje és növekedési rátája a köz- és a vállalati szektorban

Év	Közszféra		Vállalatok	
	ezer forint ^a	bérnövekmény ^b	ezer forint ^a	bérnövekmény ^b
1998	113	–	128	–
1999	115	0,02	135	0,05
2000	124	0,08	138	0,03
2001	130	0,05	145	0,05
2002	149	0,15	156	0,08
2003	182	0,22	162	0,04
2004	186	0,02	162	0,00
2005	182	–0,02	172	0,06
2006	194	0,07	176	0,02

^a 2007-re deflálva a fogyasztói árindexszel.^b Az előző évhez képest.

1. ábra

Bérnövekedés a köz- és a vállalati szektorban (1998 = 100)



A vizsgált időszak első néhány évében a közszférában alacsonyok a bérek. Annak ellenére, hogy az egyetemet végzettek aránya sokkal magasabb a közszférában, mint a vállalati szférában, 2002 előtt ebben a szektorban az átlagbérek 11 százalékkal voltak alacsonyabbak.¹³ A 3. táblázat azt is bemutatja, hogy a bérek növeke-

¹³ A köz- és a magánszféra bérkülönbségeit elemző tanulmányok általában egy állami bértöbbletet találnak a fejlett országokban (Gregory–Borland [1999]), de a közép-európai régióra jellemző a közszféra bérhátránya. Adamchik–Bedi [2000] Lengyelország, Gorodnichenko–Sabirianova Peter [2007] pedig Ukrajna esetében jutott hasonló eredményre.

dési rátája a két szektoron belül csak kevéssé mozog együtt. Míg a vállalatoknál a reálbérek egyenesen, 3–6 százalékkal növekedtek minden évben (ez alól kivétel 2004, amikor a vállalati bérek stagnáltak), a közsféra béreire egy teljesen eltérő bérdinamika jellemző. Az elemzett időszak első három évében a növekedési arány hasonló mindkét szektorban, de 2001 és 2002 között (ami a köztisztviselői életpályaprogram kezdete), a közsféra bérei 15 százalékkal nőttek. Ezt a következő évben egy 22 százalékos bérnövekedés követi, ami ötször nagyobb, mint a vállalati szektor növekedési rátája.¹⁴ Az adatok szerint tehát két év leforgása alatt a bérek a közsférában 40 százalékkal emelkedtek, míg a vállalati bérek csak 12 százalékkal. A növekedési arányok az utolsó elemzett években összességében hasonló bérnövekményt érnek el a két munkapiacra. Az 1. ábrán látható a bérek növekedése a két szektorban: a teljes időszakra vonatkozóan a vállalati reálbérek összességében 38 százalékkal emelkedtek, míg a közsférában 72 százalékkal – a két ráta közötti különbség két év alatt alakult ki.

A relatív bérek alakulását a 2. ábra összegzi a két szektorban. Az ábrán az átlagos közsféra és a vállalati szektor közötti bérkülönbséget mutatjuk be, amit egy Mincer-féle béregyenlettel becsültünk meg, amelybe bevontuk kontrollváltozóként a dolgozói jellemzőket.¹⁵ 1998 és 2001 között az átlagos relatív bérek (nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozáson belül) stabilak voltak, mint ahogy ezt a 2. ábra a) részén láthatjuk. Ez idő alatt a közsféra alkalmazottai 15–20 százalékkal alacsonyabb fizetéseket kaptak, mint a velük nemben, munkatapasztalatban és foglalkozásban hasonló, de vállalati szférában alkalmazott dolgozók. A bérnövekedés után a relatív bérek jócskán megváltoztak, és 2004-ben a közsférában dolgozók körülbelül 8 százalékkal magasabb béreket kaptak, mint a vállalatoknál dolgozók. Az ezt követő időszakban a relatív bérek keveset változtak.

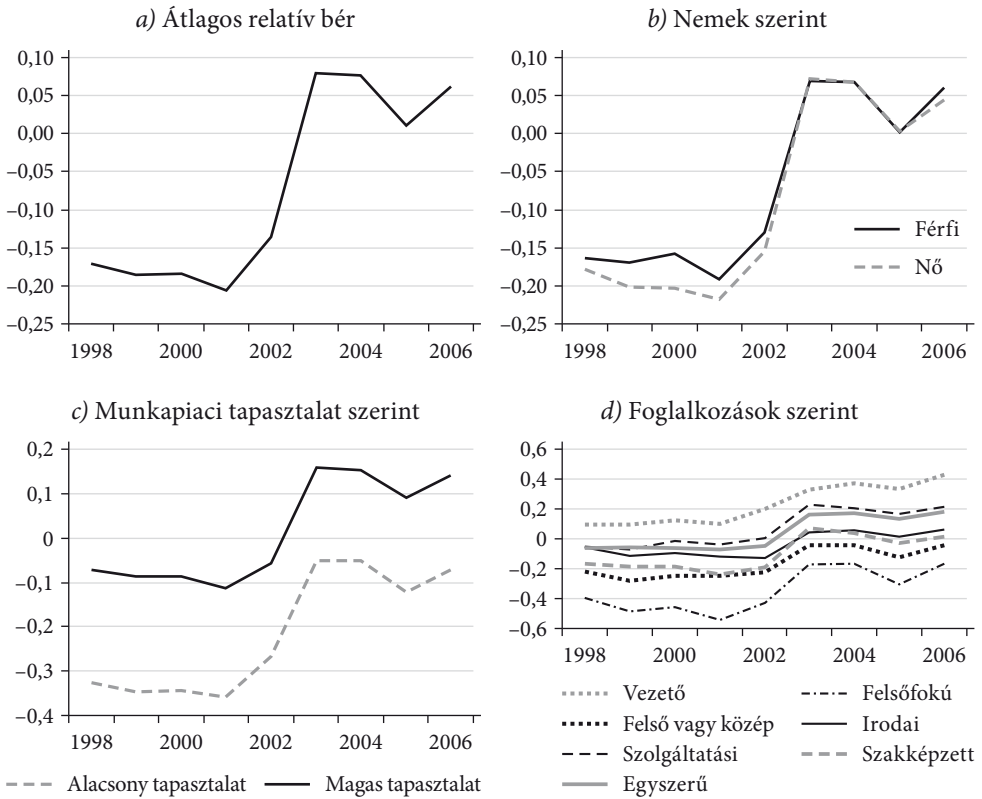
A 2. ábra b)–d) része felosztja a közsféra bértöbbletét nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozás szerint. Meglepő módon a nők relatív bérei valamivel alacsonyabban a béremelés előtt, mint a férfiaké, a béremelés után pedig a relatív bér jóformán azonos a nemek szerinti bontásban. Munkatapasztalat szerint (több vagy kevesebb mint 20 év) a fiatalabb alkalmazottak a közsférában sokkal hátrányosabb helyzetben vannak, mint az idősebbek. Amíg a fiatalok relatív bére 2001 előtt több mint 30 százalékos bérhátrányban van a vállalatokhoz képest, idősebb kollégáik relatív bére körülbelül 20 százalékponttal magasabb. A foglalkozásokon belüli relatív bérek azt mutatják, hogy a legkisebb relatív előnyük a felsőfokú képzés önálló használatát igénylő és az egyéb felső vagy középfokon végzett alkalmazottaknak van – ez az a két foglalkoztatási kategória, amihez felsőfokú végzettség kell, és amely a közsféra

¹⁴ Ezt a béremelést 50 százalékos béremelésnek nevezték el, de ez az emelés nem érintette a köztisztviselőket, és csak a nominális alapbérekre vonatkozott. Kiszámoltunk a közsférában alkalmazottak alapbéreinek nominális növekedését 2002 és 2003 között, és ez valóban 50 százalék.

¹⁵ A bértöbbletet egy kétértékű változóval mérjük, ami akkor 1, ha a dolgozó a közsféra alkalmazottja, és ezt változót interakcióba hoztuk az évekkel. A regresszióba kontrollváltozóként bevontuk a következőket: nem, nyolc potenciális munkapiaci tapasztalattal rendelkező csoport, illetve hét foglalkozási kategória, 21 megye és évhatások. Amikor a minta nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozások szerint van szétosztva, akkor az adott kontrollváltozót kihagyjuk az egyenletből.

2. ábra

A közszféra bérkülönbsége a vállalati szférához képest



Megjegyzés: a KÖZSZFÉRA kétértékű változó együtthatója. Kontrollváltozók: nem, a munkaiptaci tapasztalat nyolc kategóriája, hét foglalkozási csoport, valamint évek (kivéve, ha a minta az adott változó szerint van elosztva).

dolgozóinak többségét teszi ki. A legmagasabb bérelőnyt a vezetők esetében mértük, ami azzal magyarázható, hogy a közszféra vezetői jobb alkupozícióban vannak, illetve hogy vezetői képességeiket könnyen fel tudják használni a vállalati szférában is, ezért magas bérszínvonalat kell fenntartani ahhoz, hogy a vezetők ne hagyják el a közszférát. Bár a relatív bérek nagyot változtak a közszférában végbement béremelések következtében, a dolgozók demográfiai és foglalkozási jellemzők szerinti relatív pozíciója a bérelőslásban nem változott számottevően.

Becslési módszerek

A közszférabeli bérszínvonal áttérjedésének elemzésekor az egyik legfőbb kérdés a két szektor dolgozóí közötti hasonlóságok számszerűsítése. Ha egy versenyszférabeli dolgozó például olyan foglalkozást végez, amely a közszférában nem létezik, és ké-

peségei is nagyon különböznek attól, amire a közsférában szükség van, a szektorok közötti váltás nem jöhet létre a kereslethiány miatt, vagy pedig nagyon költséges, mivel a dolgozó elveszíti felhalmozott emberi tőkéjének nagy részét.

A dolgozók hasonlóságának mérésekor *Jacobsen* [1992] módszerét követtük, aki a magán- és a közsféra béreinek korrelációját méri foglalkozási kategóriákon belül. Ezt az eljárást kiegészítjük azzal, hogy nemcsak a foglalkozásokat, hanem a dolgozók munkatapasztalatát és nemét is figyelembe vesszük. Hasonló módszert használ a munkások migrációjának bérhatásaival foglalkozó irodalom is (*Borjas* [2003b]). Ennek eredményeképpen egy olyan változóval mérjük a vállalati dolgozók kitettségét a közsférával szemben, amely a közsférában dolgozók arányát mutatja nem, foglalkozás és munkatapasztalat által definiált munkapiaci cellákban.¹⁶ A munkapiacot nem, munkapiaci tapasztalat (nyolc darab ötéves intervallum) és hét foglalkozás (vezető, felsőfokú képzettség önálló használatát igénylő, egyéb felső vagy középfokú képzettséget igénylő, irodai, szolgáltatási, szakképzettséget igénylő, egyszerű) szerint szegmentáltuk, aminek eredménye évente 112 munkapiaci cella. A bérek áterjedéseinek hatását a közsféra dolgozóinak cellán belüli arányával mértük, amit KÖZARÁNY-nak neveztünk el:

$$\text{KÖZARÁNY}_{jt} = M_{jt}/(M_{jt} + N_{jt}), \quad (1)$$

ahol a j index a munkapiaci cellát, a t pedig az éveket indexeli, M_{jt} és N_{jt} a köz- és magánszférabeli dolgozók nem-tapasztalat-foglalkozás-év cellákon belüli számát mutatja. Feltételezésünk az, hogy minél magasabb a KÖZARÁNY értéke, annál könnyebb egy magánszférabeli dolgozónak a közsférában állást vállalnia, mivel ott szükség van a munkájára. Ezekben az esetekben tehát a magánszférabeli munkaadó jobban rá van kényszerítve, hogy a munkavállaló bérének megállapításakor figyelembe vegye a közsféra béreit, ezzel csökkentve a közsférába történő elvándorlást.

Sikerült tehát létrehozni egy olyan változót, amely alkalmas az áterjedési hatások mérésére. Ahhoz, hogy a változó torzítatlan becslést eredményezzen, azzal az identifikációs feltételezéssel élünk, hogy a magán- és a közsféra dolgozói közeli helyettesítői egymásnak amennyiben azonos neműek, foglalkozásuk és tapasztalatuk, de egyébként nem.

A KÖZARÁNY segítségével az adatok idősoros variabilitásából becsüljük meg az áterjedési hatást. A magánszférabeli béreinek logaritmusát magyarázzuk a KÖZARÁNY változóval, amelyet két időintervallummal hozunk interakcióba: a béremelés előtti (1998–2001) és utáni (2002–2006) időszakokkal. Hogy a regressziók dolgozói típusok szerint mérjék az átlagbér alakulását, a KÖZARÁNY változó létrehozásakor használt változók fix hatásait is bevontuk a regressziókba, valamint a munkapiacok helyi hatásainak, az árkülönbségek és az iparági bérkülönbségek kiszűrése érdekében kont-

¹⁶ Az iskolázottság helyett foglalkozási kategóriákat használunk, mivel utóbbi jobban képes a foglalkozásspecifikus emberi tőkét megragadni, illetve használatuk révén több munkapiaci cella jön létre, mint a négy iskolázottsági kategória használata mellett.

rollváltozóként bevontuk az éveket, 21 megyét és a kétjegyű iparágakat.¹⁷ A becslőfüggvény a következő:

$$\ln(w_{ijt}) = \alpha_0 + \alpha_{\text{előtte}} \text{KÖZARÁNY}_{jt} \text{ ELŐTTE} + \alpha_{\text{utána}} \text{KÖZARÁNY}_{jt} \text{ UTÁNA} + \\ + \alpha Z_{ijt} + \sum \alpha_{ip} \text{IPARÁG}_{ki} + \sum \alpha_{reg} \text{RÉGIÓ}_{ri} + \sum \alpha_t \text{ÉV}_{ti} + \varepsilon_{ijt}, \quad (2)$$

ahol

ELŐTTE = 1, ha ÉV ≤ 2001 és 0 egyébként, UTÁNA = 1, ha ÉV > 2001 és 0 egyébként, és Z_{ijt} az egyéni jellemzők vektora.

A becslt átterjedési hatás a következőképpen definiálható: $\alpha_{\text{utána}} - \alpha_{\text{előtte}}$. Mivel a közszféra béreinek szintje szintén befolyásolhatja az átterjedési hatás erősségét, egyes specifikációkban a közszféra cellaszintű átlagos béreit is bevonjuk kontrollváltozóként. A munkanélküliségi ráta is hatással lehet az átterjedési hatásra: ha sok a munkanélküli egy adott munkapiaci szegmensben, a dolgozók alkupoziója gyengül, és nem tudnak magasabb bérekért harcolni függetlenül attól, hogy mennyire hasonlítanak megfelelő közszférabeli társaikra (*Blanchflower–Oswald [1990]*).

Az átterjedési hatás dinamikájának vizsgálata érdekében a két aggregált időintervallum használata helyett a KÖZARÁNY változót interakcióba hozzuk az összes évvel. Mivel nemcsak a közszféra bértáblái, hanem a minimálbér szintje is változott a megfigyelt periódusban, ráadásul a két változás időben egymáshoz közel történt, a regressziókat egy olyan mintán is lefuttatjuk, amely csak azon magánszektorbeli dolgozókat tartalmazza, akiknek a bére legalább 10 százalékkal magasabb, mint az adott évi minimálbér, tesztelve ezzel azt, hogy az eredmények nem tudhatók-e be a minimálbérváltozásnak.¹⁸

Az átlagos átterjedési hatás meghatározása után azt elemezzük, hogyan függ a két szektor béreinek egymásra való hatása a két szektor relatív bérszintjének, a közszférában betöltetlen állások számának, illetve néhány munkahelyhez köthető jellemző függvényében. A bérek tekintetében valószínű, hogy a vállalati szektor közszférával szembeni kitétsége mellett a köz- és magánszektor relatív bérei is befolyásolják az eredményt. Megválaszolandó ezt a kérdést, a regressziókba bevontuk a közszféra cellaszintű átlagos béreit és annak a KÖZARÁNY változóval és az ELŐTTE–UTÁNA időintervallumokkal képzett interakcióit. Egy másik, bérekhez köthető kérdés az, hogy jellemző-e a lefelé mutató rugalmatlanság. Mivel a dolgozók teljes relatív hasznosságukat figyelembe véve döntenek a köz- és a magánszféra között, előfordulhat, hogy azon magánszektorbeli dolgozók is átmennek (vagy tervezik, hogy átmennek) a közszférába, akik magas bért kapnak. Amennyiben azonban a bérek általában lefelé mutató ragadósággal jellemezhetők (*Goette és szerzőtársai [2007]*, *Kahn [1997]*), valószínűbb, hogy azok a magánszektorbeli dolgozók kíván-

¹⁷ Nem szűrtünk cellaszintű fix hatásokat, mert az átterjedési hatás identifikálására használt variabilitás (a közszféra aránya a teljes foglalkoztatottságban) időben alig változik, és ezért a cellaszintű fix hatások szerepeltetése az összes fontos változást kiszűrné az adatokból.

¹⁸ Amint azt az előzőkben tárgyaltuk, 2001 és 2002 között a minimálbér megduplázódott. A köztisztviselők bére 2001 júliusában, a közalkalmazottaké pedig 2002 szeptemberében nőtt meg jelentősen.

nak gyakrabban a közsférába menni, akik alacsonyabb béreket kapnak. Ennek tesztelésére létrehoztunk egy kétértékű változót, mely 1-gyel egyenlő, ha a magánszektor dolgozójának bére kisebb, mint a közsféra átlagbére, és e kétértékű változónak a KÖZARÁNY változóval való interakcióját vizsgáltuk. Néhány foglalkozási tulajdonság szerepét is elemeztük. Azon foglalkozások esetében, amelyek a közsférában nagy számban megtalálhatók, erősebb az átterjedési hatás, mivel egy esetleges váltás esetén a dolgozó nem veszítené el a foglalkozásspecifikus emberi tőkéjét (például *Kambourov–Manovskii* [2009]).¹⁹ Ezekben az esetekben a becslőfüggvény a (3) alakot ölti:

$$\ln(w_{ijt}) = \alpha_0 + \gamma_b \text{KÖZARÁNY}_{jt} \text{ELŐTTE}_t + \gamma_a \text{KÖZARÁNY}_{jt} \text{UTÁNA}_t + \delta_b \text{KÖZARÁNY}_{jt} X_{ijt} \text{ELŐTTE}_t + \delta_b \text{KÖZARÁNY}_{jt} X_{ijt} \text{UTÁNA}_t + \alpha_b X_{ijt} \text{ELŐTTE}_t + \alpha_a X_{ijt} \text{UTÁNA}_t + \alpha Z_{ijt} + \sum \alpha_{\text{ind}} \text{IPARÁG}_{ki} + \sum \alpha_{\text{reg}} \text{RÉGIÓ}_{ri} + \sum \alpha_t \text{ÉV}_{ti} + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

ahol X_{ijt} a következő változókat jelenti: közsféra átlagos bére, valamint kétértékű változók, amelyek azt mérik, hogy, 1. a dolgozó bére alacsonyabb-e, mint az átlagos közsférabeli bér, 2. a dolgozó foglalkozása nagy arányban fordul-e elő a közsférában. Az alapspecifikációban használt változókon kívül a regresszióba bevontuk az X_{ijt} két időszakban megfigyelt szintjeit.

Azt is vizsgáltuk, hogy az átterjedési hatás függ-e a közszektorban lévő szabad álláshelyek arányától (minél több a szabad álláshely, annál nagyobb valószínűséggel tud egy magánszektorbeli dolgozó váltani). Létrehoztunk egy változót, amely egyenlő a közsférában újonnan felvett munkavállalók számának és a magánszektorbeli megfelelő cella méretének hányadosával. A becslőfüggvény ugyanaz, mint az előző, csak jelen specifikációban nem szerepel az új változó KÖZARÁNY változóval vett interakciója, mivel a szabad álláshelyek száma is a vállalati szektor méretéhez van arányosítva.²⁰

Végül megvizsgáltuk azokat a magánszektorbeli dolgozókat, akiket a béremelés után vettek fel: mivel ők munkahelyet váltottak, rendelkeztek annak tényleges lehetőségével, hogy a közsférában helyezkedjenek el, és így esetükben az átterjedési hatásnak magasabbnak kell lennie. 2002-től kezdve információnk van a dolgozó szolgálati idejéről, amelyet a következő becslési eljárásban használtunk: létrehoztunk egy változót, amely megmutatja, hogy a dolgozót a közsférában történt béremelés előtt alkalmazták-e, és vettük e változó interakcióját a KÖZARÁNY változóval, csak a 2002 utáni adatokat használva. A regresszió azt mutatja meg, hogy a vállalati szektor közsféréával szembeni kitettségének függvényében hogyan változik a béremelés után felvett dolgozók bére a béremelés előtt felvett dolgozók bérehez hasonlítva.

¹⁹ Létrehoztunk egy kétértékű változót, mely egyenlő 1-gyel, ha a közsféra aránya a (három számjegyen értelmezett) foglalkoztatási kategórián belül meghaladja a 40 százalékot, majd e változónak a KÖZARÁNY változóval való interakcióját vizsgáltuk.

²⁰ A változót, mely azt mutatja, hogy adott dolgozó új belépő-e, az előző év adatainak alapján hozzuk létre. Ezért a regressziókban elveszítjük az elemzés utolsó évét.

Eredmények

A vállalati szektor közszférával szembeni kitettségének mérése

A 4. táblázatban láthatjuk a KÖZARÁNY változó leíró statisztikáit, amely a közszféra foglalkoztatási arányát méri munkapiaci szegmenseken belül. A munkapiaci szegmenseket nem, munkatapasztalat és foglalkozás szerint határoztuk meg. A közszféra dolgozóinak átlagos aránya 27 százalékról 22 százalékra csökken a tanulmányozott időszakban, a mediánértéke viszont stabilan 13-14 százalék. A változó szórása nagy az átlagához képest, ami azt mutatja, hogy a változó lefedi az intervallum nagy részét, amelyen definiálva van. A minimum- és maximumértékek is ezt igazolják: egyes szektorokban a közszféra alkalmazottainak aránya közelít a nullához, míg más szektorok szinte teljesen közszférabeli dolgozókból állnak. Tovább tanulmányozva a KÖZARÁNY változékonyságát, a 3. ábrán a változó hisztogramját mutatjuk be a 2000. évre. A KÖZARÁNY változó eloszlása egy szabályos hiperbolát ír le némi kiugrással a 0,5 érték közelében, maximális értéke 0,9, és elég sok értéket vesz fel ahhoz, hogy felhasználhassuk a bérek közötti átterjedési hatás identifikációjához.

4. táblázat

A közszféra részesedése nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozások által meghatározott munkapiaci szegmensekben

Év	Átlag	Medián	Szórás	Minimum	Maximum
1998	0,27	0,12	0,25	0,01	0,96
1999	0,26	0,13	0,25	0,01	0,97
2000	0,25	0,13	0,24	0,01	0,93
2001	0,24	0,13	0,24	0,01	0,92
2002	0,25	0,13	0,23	0,01	0,91
2003	0,25	0,14	0,22	0,01	0,83
2004	0,23	0,14	0,22	0,00	0,84
2005	0,24	0,14	0,23	0,01	0,93
2006	0,22	0,13	0,21	0,00	0,85

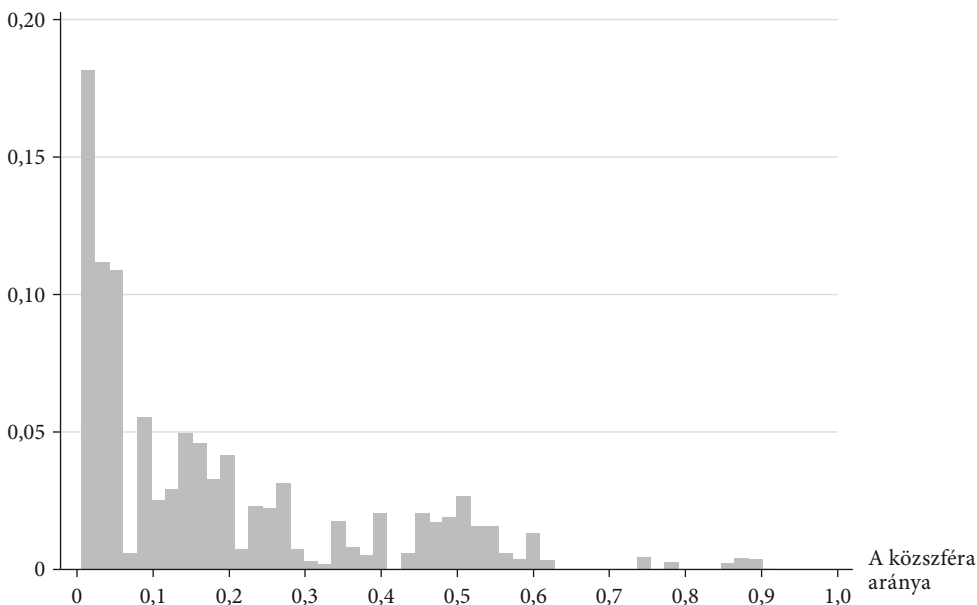
Megjegyzés: a táblázat a közszféra arányát mutatja be 2 nem, 8 (egyenként ötéves) munkapiaci tapasztalat és 7 foglalkozási kategória által meghatározott munkapiaci szegmensben.

Az 5. táblázatban azt láthatjuk, hogy milyen típusú vállalati dolgozók vannak leginkább kitéve a közszférának. A táblázat bemutatja a nők arányát, a munkatapasztalati évek átlagát, a leggyakoribb foglalkoztatási kategóriákat, valamint a cellák és a vállalati dolgozók számát mindegyik KÖZARÁNY decilisben (összevontuk azokat a cellákat, ahol a KÖZARÁNY nagyobb mint 60 százalék). A nők aránya alacsony a legkevésbé kitétt cellákban, és magas azokban a szegmensekben, melyek inkább ki vannak téve a közszféra hatásainak. Az átlagos munkatapasztalati évek nem korrelálnak a KÖZARÁNY változóval. Azokban a munkapiaci cellákban, ahol a közszféra aránya

alacsony, a jellemző foglalkozások többfélék, míg azokban a szegmensekben, ahol a közsféra aránya magas, inkább a felsőfokú önálló használatát igénylő és egyéb felső- vagy középfokú végzettségűek a leggyakrabban előforduló foglalkoztatási típusok.

3. ábra

A közsféra aránya nem–tapasztalat–foglalkozási cellákban, 2000 ($N = 125\,781$.)



Megjegyzés: az ábra a közsféra arányát mutatja be 2 nem, 8 (egyenként öt éves) munkapiaci tapasztalat és 7 foglalkozási kategória által meghatározott munkapiaci szegmensekben 2001-ben.

5. táblázat

A munkapiaci szegmensek jellemzői a közsféra aránya szerint 2001-ben

Köz- ARÁNY	Nő	Tapasztalat	1. foglalkozás		2. foglalkozás		Szegmensek száma	N
			megnevezés	százalék	megnevezés	százalék		
0–10	25,5	21,0	szakmunkás	89,1	szolgáltatási	5,5	28	61 687
10–20	21,7	20,6	vezető	28,7	szolgáltatási	21,9	30	25 808
20–30	63,0	28,6	irodai	37,3	egyéb felsőfokú	24,5	15	10 962
30–40	77,7	20,5	vezető	31,4	felsőfokú	22,4	10	6 677
40–50	89,8	22,1	egyéb felsőfokú	70,0	felsőfokú	10,2	10	10 683
50–60	88,2	27,9	egyéb felsőfokú	45,6	egyszerű	42,6	9	7 409
60 <	79,5	19,7	felsőfokú	100,0	–	–	10	2 463

Megjegyzés: a KÖZARÁNY változó a közsféra arányát mutatja be 2 nem, 8 (egyenként ötéves) munkapiaci tapasztalat és 7 foglalkozási kategória által meghatározott munkapiaci szegmensekben. Az 1. és a 2. foglalkozás a szegmensen belüli leggyakoribb és második leggyakoribb foglalkozás.

Hogy ellenőrizzük, vajon van-e korreláció a vállalati átlagbérek és a közszféra bértárával szembeni kitettség között, megnéztük a béreket és a bérváltozásokat a KÖZARÁNY függvényében. A vállalati bérek és a közszférával szembeni kitettség közti reláció pozitív, ami a közszférának kitett dolgozói típusok következménye: a felsőfokú képzettség önálló használatát igénylő és egyéb felső- vagy középfokú végzettségűeké. Egy egyszerű regressziós egyenlet, amely a vállalati bérek és a KÖZARÁNY korrelációját méri, magasan szignifikáns, 0,9-del egyenlő becsült együtthatót ad.

Ellentétben a bérszínvonalal, a feltétel nélküli bérváltozások nincsenek összefüggésben a közszféra kitettséggel. A szektorok szerinti átlagbér-változások 2001 és 2004 között nem korrelálnak a közszférával szembeni kitettséggel (a regresszió együtthatója: $-0,01$). Nemcsak ezek a változók, hanem a két szektorban végbement bérváltozások sincsenek semmilyen összefüggésben. Ebben az esetben a regresszió együtthatói szintén kicsik, és statisztikailag nem szignifikánsak, ami azt mutatja, hogy a bérek nem mozdulnak együtt a munkapiaci cellákkal, legalábbis abban az esetben, ha a dolgozók jellemzőire nem kontrollálunk.

A bérek közötti átterjedési hatás átlagos mértéke

A (2) egyenlet becsült együtthatóit a 6. táblázat mutatja be. A kontrollváltozók együtthatói szignifikánsak, nagyságuk pedig az ilyen változóktól várt tartományban van. A becslések azt mutatják, hogy a vállalati bérek magasabbak voltak a közszférának kitett munkapiaci cellákban még mielőtt a közszféra bérei emelkedtek volna, de ennek mértéke kicsi, mivel a becsült együttható csupán 0,025 a 2002 előtti időszakban, és statisztikailag csak az 5 százalékos szignifikanciaszinten különbözik nullától. A közszféra béremelését követő időszakban a vállalati bérek és a KÖZARÁNY közötti korreláció megnő: a KÖZARÁNY becsült együtthatója 2001 után szignifikáns lesz, és a 0,15-ös értéket veszi fel. Az eredmények minőségileg nem változnak, ha a munkapiaci cellák szerinti közszférabeli átlagbérek logaritmusát vonjuk be kontrollváltozóként. Az átlagos közbér változó becsült együtthatója pozitív, és szignifikánsan különbözik nullától, ami azt mutatja, hogy a bérek a két szektorban valamelyest együtt mozognak. Számításba véve a nem-munkatapasztalat-foglalkozási csoportok munkanélküliségi rátáját, a KÖZARÁNY becsült együtthatója nullára csökken a közszféra béremelését megelőző periódusban, és változatlanul magas a béremelés utáni időszakban. A KÖZARÁNY együtthatóinak különbségét véve a bérnövekedés előtt és után, a bérek közötti átterjedési hatás mértékének azt kapjuk, hogy a magas közszférabeli béremelés időszakában egy 10 százalékkal magasabb kitettség a közszférával szemben a vállalati bérek majdnem 1,5 százalékponttal gyorsabb növekedésével járt együtt.

Hogy felmérjük a bérek közötti átterjedési hatás dinamikáját, ugyanazt a regressziót futtatjuk, mint eddig, de a KÖZARÁNY változót az összes évvel kölcsönhatásba hozzuk (a következőkben mindig kontrollálunk a közszféra átlagbéreire és a munkanélküliségi rátára a munkapiaci cellákban). A becsült együtthatókat a 7. táblázat tartalmazza. Az elemzés első három évében a KÖZARÁNY együtthatói $-0,027$ és $0,017$ között mozognak, nem látszik egyértelmű időbeli változás, és egyik sem szignifi-

6. táblázat

A közszféra arányának hatása a vállalati bérezésre ($N = 1\,184\,604$)

	(1)	(2)	(3)
KÖZARÁNY × ELŐTTE	0,027** (0,011)	0,042*** (0,012)	0,001 (0,012)
KÖZARÁNY × UTÁNA	0,151*** (0,011)	0,163*** (0,011)	0,143*** (0,011)
A KÖZSZFÉRA ÁTLAGBÉRE		0,049*** (0,015)	0,078*** (0,015)
MUNKANÉLKÜLISÉGI RÁTA			-1,625*** (0,018)
NŐ	-0,165*** (0,002)	-0,159*** (0,002)	-0,143*** (0,002)
6–10 ÉVES TAPASZTALAT	0,092*** (0,004)	0,086*** (0,004)	0,015*** (0,004)
11–15 ÉVES TAPASZTALAT	0,121*** (0,004)	0,111*** (0,005)	0,023*** (0,005)
16–20 ÉVES TAPASZTALAT	0,130*** (0,004)	0,118*** (0,005)	0,021*** (0,006)
21–25 ÉVES TAPASZTALAT	0,142*** (0,004)	0,128*** (0,006)	0,024*** (0,006)
26–30 ÉVES TAPASZTALAT	0,158*** (0,004)	0,142*** (0,006)	0,032*** (0,006)
31–35 ÉVES TAPASZTALAT	0,164*** (0,004)	0,146*** (0,007)	0,026*** (0,007)
36 ÉVNÉL TÖBB TAPASZTALAT	0,144*** (0,004)	0,125*** (0,007)	-0,013 (0,008)
SZAKMUNKÁS	0,258*** (0,003)	0,251*** (0,004)	0,199*** (0,004)
SZOLGÁLTATÁSI	0,154*** (0,003)	0,145*** (0,004)	0,081*** (0,004)
IRODAI	0,365*** (0,004)	0,347*** (0,007)	0,242*** (0,007)
EGYÉB FELSŐFOKÚ	0,514*** (0,003)	0,486*** (0,009)	0,372*** (0,009)
FELSŐFOKÚ	0,970*** (0,006)	0,922*** (0,016)	0,758*** (0,016)
VEZETŐ	0,972*** (0,005)	0,908*** (0,021)	0,755*** (0,021)
R^2	0,437	0,437	0,445

ELŐTTE = 1998–2001; UTÁNA = 2002–2006. A regresszió évekre, iparágakra és régiókra is kontrollál. Referenciakategória: férfi, 0–5 év munkatapasztalat, egyszerű foglalkozások. Robusztus standard hibák zárójelben. *** 1 százalékos, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

káns. 2001-ben a vállalati bérek – talán az állami adminisztráció béremelkedésének bekalkulálása miatt – közszféra béreivel szembeni kitettségeinek hatása 3,3 százalékos, és szignifikáns az ötszázalékos szinten. 2002-ben, amikor csak a köztisztviselők bérei növekedtek, az együttható 0,071-re nő és szignifikánssá válik. Valódi növekedésre a következő évben került sor a nagy bérnövekedés után, ami az összes közalkalmazottat érintette. Ebben az évben a becült hatás 0,176, és a következő évben tovább nő 0,200-ra. Az együtthatók közti különbség 2001 és 2004 között 0,167, amit az átterjedési hatás mértékének tekintünk. Amint a közszféra relatív bérei stagnálnak, a bérhatást mérő együttható valamelyest visszaesik.²¹

7. táblázat

A közszféra arányának hatása a vállalati bérezésre évente

	Teljes minta	Minimálbér felett kereső dolgozók
KÖZARÁNY × 1998	-0,027 (0,018)	0,006 (0,015)
KÖZARÁNY × 1999	0,017 (0,017)	0,025 (0,016)
KÖZARÁNY × 2000	-0,019 (0,017)	0,003 (0,016)
KÖZARÁNY × 2001	0,033** (0,015)	0,046*** (0,014)
KÖZARÁNY × 2002	0,071*** (0,013)	0,065*** (0,013)
KÖZARÁNY × 2003	0,176*** (0,014)	0,144*** (0,014)
KÖZARÁNY × 2004	0,200*** (0,014)	0,168*** (0,014)
KÖZARÁNY × 2005	0,158*** (0,015)	0,144*** (0,014)
KÖZARÁNY × 2006	0,112*** (0,017)	0,079*** (0,016)
R^2	0,445	0,473
n	1 184 604	994 221

Megjegyzés: az első számszlopban a minta az összes vállalati dolgozó, a másodikban azok a dolgozók, akik bére meghaladta a minimálbér 1,1-szeresét. A regresszió nemre, munkapiaci tapasztalatra, foglalkozásra, évekre, iparágakra és régiókra kontrollál. Referenciakategória: férfi, 0–5 év munkatapasztalat, egyszerű foglalkozások. Robusztus standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

²¹ Az elemzés utolsó éve ismét választási év volt, ami magával hozta a közszféra béreinek a növekedését, de mivel a költségvetési hiány a GDP 10 százalékára nőtt, a választások után megszorításokat vártak. Ez hatással lehetett a közszféra béreire (és a munkahelyi biztonságra is). Mivel az ilyen intézkedések a közszférát kevésbé teszik vonzóvá, ez lehet a magyarázata annak, hogy a bérátterjedési hatás csökken a tanulmányozott időszak utolsó évében.

A minimálbér növekedése hatással lehet az becslési eredményekre. Ha nem is teljesen, de valamelyest ki tudtuk szűrni ennek a gazdasági stratégiának a hatását úgy, hogy ugyanazt a regressziót futtattuk, mint korábban, de a mintát leszűkítettük azokra a dolgozókra, akiknek bérei legalább 10 százalékkal meghaladják a minimálbért az adott évben. Amint a 7. táblázat második számoszlopában láthatjuk, az alacsony bérű dolgozók kizárása az elemzésből nem változtatja meg minőségileg az eredményeket. Az átterjedési hatás valamelyest lecsökken, de az elemzés most is azt sugallja, hogy egy 10 százalékos különbség a közszféra béreivel szembeni kitettségben 1,2 százalékponttal növelte a vállalati béreket.

A különböző dolgozói csoportok bérei közötti átterjedési hatás

A közszférának nemcsak relatív mérete, hanem bérprémiuma is hatással van az átterjedésre: minél nagyobb a bérkülönbség a két szektor között, annál nagyobb annak a valószínűsége, hogy az egyének a közszférát választják. A bérkülönbségek átterjedésre gyakorolt hatását úgy vizsgáltuk, hogy a közszféra átlagbérét két, a béremelés előtti és utáni időszakot mutató kétértékű változóval hoztuk interakcióba, valamint kontrollváltozóként a két időszak átlagos közszférabeli bérét is bevontuk, amint az a (3) egyenletben látható. A 8. táblázat első számoszlopában látható eredmények azt mutatják, hogy az átterjedési hatás nem változik a közszeaktor bérének függvényében. A közszféra bérszintjeinek hatása a béremelés után 1,8 százalékponttal magasabb, mint a béremelés előtt, tehát azokban a szektorokban, ahol a közszféra átlagbére magas, nagyobb az átterjedési hatás (azonban, ahogy a táblázatban bemutatott *t*-próba bizonyítja, a becsült együtthatók statisztikai értelemben nem különböznek egymástól).

Hogy az átterjedési hatás heterogenitását a relatív bérek függvényében tovább elemezzük, létrehoztunk egy kétértékű változót, amely akkor egyenlő 1-gyel, ha a magánszektorbeli dolgozó bére alacsonyabb, mint a közszféra átlagbére az adott célában. Ha a bérek lefelé mutató rugalmatlanságra hajlamosak, a közszféra átlagos bérénel kevesebbet kereső dolgozók esetében erősebb átgyűrűzési hatásnak kell érvényesülnie. Amint a 8. táblázat második számoszlopában látható, az imént definiált változó és a KÖZARÁNY közötti interakció becsült együtthatója a béremelés utáni időszakban 6 százalékponttal magasabb, ami azt jelzi, hogy az alacsonyabb bérű dolgozók esetében az átterjedési hatás magasabb.

Magasabb béremelkedésre számíthatnak azok dolgozók is, akiknek foglalkozása a közszférában gyakori, mivel könnyebben találnak munkát a közszférában, illetve foglalkozásspecifikus emberi tőkájüket sem veszítik el, ha elhagyják a vállalati munkapiacot, és a közszférában kezdenek dolgozni. Ezt a hipotézist egy kétértékű változóval ellenőriztük, amely az összes háromjegyű FEOR foglalkozási csoportot a közszférában elfoglalt részesedése alapján kategorizálja: a változó 1-gyel egyenlő, ha a részesedés meghaladja a 40 százalékot.²² Az eredmények a 8. táblázat har-

²² A 136 foglalkozás közül 42 tesz eleget ennek a feltételnek, ami a dolgozók 10 százalékát fogja át.

8. táblázat

A bérek közötti átterjedési hatás – a vállalati bérek, foglalkozás és a vállalat tevékenységének hatásai ($N = 1\,184\,604$.)

	Átlagbér a közsférában (X)	$X = 1$, ha a bér < közsféra átlagbére	$X = 1$, ha a foglalkozás gyakori a közsférában
KÖZARÁNY – ELŐTTE	0,034** (0,016)	0,098*** (0,009)	0,057*** (0,013)
KÖZARÁNY – UTÁNA	0,145*** (0,010)	0,131*** (0,009)	0,173*** (0,012)
KÖZARÁNY – X – ELŐTTE	0,108*** (0,030)	-0,241*** (0,011)	-0,179*** (0,016)
KÖZARÁNY – X – UTÁNA	0,124*** (0,021)	-0,180*** (0,007)	-0,115** (0,017)
PR(KÖZARÁNY – ELŐTTE = KÖZARÁNY – UTÁNA)	0,610	0,000	0,050
R^2	0,450	0,733	0,446

Megjegyzés: ELŐTTE = 1998–2001, UTÁNA = 2002–2006. A regresszió nemre, munkapiaci tapasztalatra, foglalkozásra, évekre, iparágakra és régiókra kontrollál, valamint az X interakciójára az ELŐTTE and UTÁNA változókkal. Az első számoszlopban az X változó értékéből levontuk átlagát azért, hogy a KÖZARÁNY együtthatója az átlagos dolgozóra vonatkozzon. Robusztus standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

madik számoszlopában láthatók, és azt mutatják, hogy e dolgozók esetén a bérátterjedési hatás valóban nagyobb. A közsférában gyakori foglalkozások átlagbére alacsonyabb volt, mint a többi foglalkozásé, de a különbség a béremelés után megváltozott: a KÖZARÁNY változóval képzett interakció együtthatója a béremelés előtt $-0,18$, utána pedig $-0,12$.

A munkapiac másik jellemzője, amely hatással lehet a bérek közötti átterjedési hatás nagyságára, az új dolgozók iránti igény a közsférában. Ha nincs munkalehetőség a közsférában, a magánszektor dolgozóinak nincs lehetőségük a váltásra. Kiszámoltuk a közsférába újonnan belépő dolgozók és a magánszektor megfelelő cellájában lévő dolgozók számának arányát, és az így létrejövő új változót is bevontuk a regresszióba.²³ Az együtthatók különbsége (amely a 9. táblázat felső részében látható) $0,13$, amely statisztikailag nem szignifikáns ugyan, viszont közgazdaságilag jelentős mértékűnek tekinthető.

Végül azt vizsgáltuk, hogy az átterjedési hatás nagysága függ-e attól, hogy adott dolgozó a közsférában megvalósított béremelés után került-e felvételre, vagy már azelőtt is az adott vállalatnál dolgozott. Ennek elemzése során a mintát a 2002 utáni évekre szűkítettük, mivel a munkaviszony hosszát mérő szolgálati idő csak erre az

²³ Az újonnan belépők átlagos aránya (szórása) a közsférában a vállalati szektor létszámához viszonyítva $0,024$ ($0,065$).

9. táblázat

A közsférában új állások hatása és az új belépők bérezése

Változó	Együttható
A KÖZSZFÉRA BETÖLTETLEN ÁLLÁSAINAK ARÁNYA	
KÖZARÁNY – ELŐTTE	0,017 (0,017)
KÖZARÁNY – UTÁNA	0,152** (0,014)
A felvettek aránya előtte	-0,007 (0,125)
A felvettek aránya utána	0,120 (0,078)
R^2	0,444
N	951 303
ÚJ BELÉPŐ 2001 után	
KÖZARÁNY	0,037** (0,013)
KÖZARÁNY – ÚJ BELÉPŐ – 2001–2004	0,038** (0,011)
R^2	0,451
N	719 487

Megjegyzés: ELŐTTE = 1998–2001, UTÁNA = 2002–2006. A táblázat alsó részében a regressziós minta a 2002–2006 időszakra van szűkítve. A regresszió nemre, munkapiaci tapasztalatra, foglalkozásra, évekre, iparágakra és régiókra kontrollál, valamint a közsférában felvettek arányának interakciójára az ELŐTTE és UTÁNA változókkal az felső részben, valamint ÚJ BELÉPŐ változóval az alsó részében. A közsférában felvettek aránya a vállalati szektorhoz képest. Robusztus standard hibák zárójelben.

** 5 százalékos szinten szignifikáns.

időszakra áll rendelkezésünkre, és létrehoztunk egy kétértékű változót, amely azt mutatja, hogy adott személyt 2001-ben vagy az után kezdték el foglalkoztatni. Ezt a változót interakcióba hoztuk a KÖZARÁNY változóval, és annak szintjére is kontrolláltunk. Az eredmények a 9. táblázat alsó részében láthatók: a 2002 utáni bérek a 2001 és 2004 között felvett dolgozók esetében a KÖZARÁNY változóval erősebb korrelációt mutatnak, mint a már korábban is az adott vállalatnál dolgozók esetében. Ezen időintervallumban a KÖZARÁNY változó becslült értéke 0,037, a 2001 utáni felvételt jelző kétértékű változóval vett interakciójának értéke pedig majdnem pontosan ugyanennyi. Az átterjedési hatás tehát jóval erősebb azon dolgozók esetében, akik a béremelés után váltottak munkahelyet, azaz ténylegesen rendelkeztek a közsférában való elhelyezkedés lehetőségével.

Következtetések

A tanulmány a közszféra béreinek hatását vizsgálta a vállalati alkalmazottak béreire, felhasználva azt a közszférában lezajló gyors és jelentős béremelést, amelynek révén a közszféra bértöbblete két év leforgása alatt egy több mint 10 százalékos bérhátrányból 12 százalékos bérelőnyre változott a vállalati szektorhoz képest. Az átterjedési hatást a közszféra arányával mértük olyan munkapiaci cellákban, amit nem, munkapiaci tapasztalat és foglalkozások határoztak meg. Azt találtuk, hogy egy 10 százalékkal magasabb cellán belüli arány 1,5 százalékponttal magasabb bérnövekedést von maga után a vállalati bérezésben. Az alacsony bérű, a közszférára jellemző szakmákkal rendelkező, a béremelés után munkát váltó, valamint a béremelés után felvett dolgozók esetében erősebb átterjedési hatást mérünk. A közszférában levő új munkahelyek aránya is pozitívan hat a bérátterjedésre.

Az elemzés tehát rámutat arra, hogy a közszféra béreinek hatása a vállalatok bérpolitikájára fontos folyamat, amelynek során az állam közvetett hatást gyakorol a magánszféra vállalataira, jelentős bérköltség-növekedést okozva.

Hivatkozások

- ADAMCHIK, V. A.–BEDI, A. S. [2000]: Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition. *Labour Economics*, 7. 203–224. o.
- AITKEN, B.–HARRISON, A.–LIPSEY, R. E. [1996]: Wages and Foreign Ownership. A comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States. *Journal of International Economics*, 40. 345–371. o.
- BLACK, D.–MCKINNISH, T.–SANDERS, S. [2005]: The Economic Impact of the Coal Boom and Bust. *Economic Journal*, 115. 449–476. o.
- BLANCHFLOWER, D. G.–OSWALD, A. J. [1990]: The Wage Curve. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 92. No. 2. 215–235. o.
- BORJAS, G. J. [1980]: Wage Determination in the Federal Government: The Role of Constituents and Bureaucrats. *Journal of Political Economy*, Vol. 88. No. 6. 1110–1147. o.
- BORJAS, G. J. [2003a]: Wage Structures and the Sorting of Workers into the Public Sector. Megjelent: *Donahue, J.–Nye, J. (szerk.): For the People: Can we Fix Public Service?* Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- BORJAS, G. J. [2003b]: The Labor Demand is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118. No. 4. 1335–1374. o.
- BORJAS, G. J.–FREEMAN, R. B.–KATZ, L. F. [1997]: How much do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. 1–90. o.
- CORNEO, G.–ROBB, R. [2003]: Working in Public and Private Firms. *Journal of Public Economics*, 87. 1335–1352. o.
- DELFGAAUW, J.–DUR, R. [2008]: Incentives and Workers' Motivation in the Public Sector. *Economic Journal*, Vol. 118. No. 525. 171–191. o.
- DICKENS, R.–MANNING, A. [2004]: Spikes and Spill-Overs: The Impact of the National Minimum Wage on the Wage Distribution in a Low Wage Sector. *Economic Journal*, 114. C95–C101.

- DRIFFIELD, N.–GIRMA, S. [2003]: Regional Foreign Direct Investment and Wage Spillovers: Plant Level Evidence from the UK Electronics Industry. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65. No. 4. 453–474. o.
- DUSTMANN, C.–SOEST, A. VAN [1998]: Public and Private Wages of Male Workers in Germany. *European Economic Review*, 42. 1417–1441. o.
- EARLE, J. S.–TELEGDY ÁLMOS–ANTAL GÁBOR [2012]: FDI and Wages: Evidence from Firm-Level and Linked Employer-Employee Data in Hungary, 1986–2008. *BWP*, 2012/9.
- FARBER, H. S. [2005]: Nonunion Wage Rates and the Threat of Unionization. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58. No. 3. 335–352. o.
- GOETTE, L.–SUNDE, U.–BAUER, T. [2007]: Wage Rigidity: Measurement, Causes and Consequences. *The Economic Journal*, Vol. 117. No. 524. F499–F507.
- GORODNICHENKO, Y.–SABIRIANOVA PETER, K. [2007]: Public Sector Pay and Corruption: Measuring Bribery from Micro Data. *Journal of Public Economics*, 91. 963–991. o.
- GREGORY, R. G.–BORLAND, J. [1999]: Recent Developments in Public Sector Labor Markets. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Card, D. (szerk.): Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, Elsevier, Amszterdam.
- GYOURKO, J.–TRACY, J. [1988]: An Analysis of Public- and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of both Government and Union Status. *Journal of Labor Economics*, Vol. 6. No. 2. 229–253. o.
- HEYWOOD, J. S.–SIEBERT, W. S.–WEI, X. [2002]: Worker Sorting and Job Satisfaction: The Case of Union and Government Jobs. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55. No. 4. 595–609. o.
- JACOBSEN, J. [1992]: Spillover Effects from Government Employment. *Economics Letters*, 39. 101–104. o.
- KAHN, S. [1997]: Evidence on Nominal Wage Stickiness from Microdata. *American Economic Review*, Vol. 87. No. 5. 993–1008. o.
- KAMBOUROV, G.–MANOVSKII, I. [2009]: Occupational Mobility and Wage Inequality. *Review of Economic Studies*, Vol. 76. No. 2. 731–759. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2004]: A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei. *Közgazdasági Szemle*, 51. évf. 4. sz. 293–324. o.
- KRUEGER, A. B. –SUMMERS, L. H. [1988]: Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica*, Vol. 56. No. 2. 259–293 o.
- LACRIOX, R.–DUSSAULT, F. [1984]: The Spillover Effect of Public-Sector Wage Contracts in Canada. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66. No. 3. 509–512. o.
- LEE, D. S. [1999]: Wage Inequality in the United States During the 1980s: Rising Dispersion of Falling Minimum Wage? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114. No. 3. 977–1023. o.
- LIPSEY, R.–SJÖHOLM, F. [2004]: FDI and Wage Spillovers in Indonesian Manufacturing. *Review of World Economics*, Vol. 140. No. 2. 321–332. o.
- ROY, A. [1951]: Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, Vol. 3. 135–146. o.
- SHLEIFER, A.–VISHNY, R. W. [1994]: Politicians and Firms. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109. No. 4. 995–1025. o.
- TANSEL, A. [2005]: Public-Private Employment Choice, Wage Differentials, and Gender in Turkey. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 53. No. 2. 453–477. o.