

CSERES-GERGELY ZSOMBOR

## Kiszorítják-e az idősebb munkavállalók a fiatalokat a közsférában?

Eredmények a magyarországi nyugdíjkorhatár-emelés időszakából

A tanulmány a magyarországi közsféra munkahelyi szintű adatain vizsgálja az idős és fiatal munkavállalók közötti kiszorítási hatást. Az elemzés újdonsága – a dezaggregált adatok használata mellett –, hogy a foglalkoztatotti csoportok munkahelyi foglalkoztatási szintjeit, a fiatalok felvételi esélyeit és béreit is elemzi. Az eredmények azt mutatják, hogy a fiatalokat sújtó kiszorítási hatás a foglalkoztatáson és a béreken keresztül is jelentkezik, de csak korlátozott mértékben, csupán a fiatalabb és legkisebb tapasztalattal rendelkezők esetében.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J14, J23, J26, J45, J63.

Az 55 év feletti idősebbek foglalkoztatási aránya a 2000-es években jelentősen megnövekedett mind az Európai Unióban, mind Magyarországon. Az 55–64 évesek 1997-ben 36 százalékos foglalkoztatási rátája közel 10 százalékponttal nőtt tíz év alatt az Európai Unióban, és ez a növekedés a később kibontakozott válság során is folytatódott (lásd az 1. ábrát). Eközben a fiatalabbak, a 15–24 évesek foglalkoztatási aránya csökkent, vagy az átlagtól és az idősekétől, de még a teljes népességtől is jelentősen elmaradó ütemben nőtt. Az aggregált adatok több kérdést is felvetnek. Vajon mindez azt jelenti, hogy az idősebbek kiszorítják a munkapiacról a fiatalokat? A nyugdíjba vonulás időpontját kitoló kormányzatok tevékenységének nem szándékolt következményeivel állunk szemben, vagy inkább arról van szó, hogy a fiatalok valamilyen okból az iskolát választják a munka helyett? Esetleg semmi kapcsolat nincs ezek között a jelenségek között, csak véletlen egybeesésről van szó? A munkanélküliségi adatok azt sugallják, hogy a csökkenésnek nem tisztán kínálati okai vannak (például a fiatalok kitolódó iskolai részvétele), a válság előtti konjunktúrától eltekintve a fiatalok munkanélküli-rátája is emelkedik, és ez az emelkedés az átlagosnál meredekebb.<sup>1</sup>

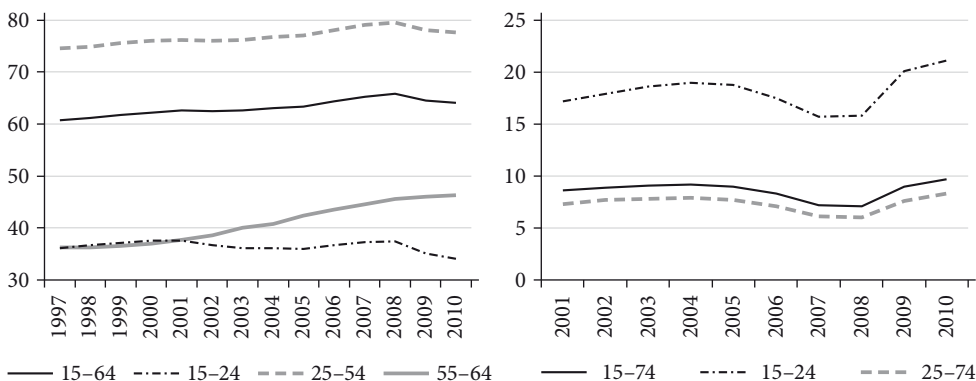
\* A tanulmány elkészítését az OTKA NK 78 255. számú pályázat támogatta. Ezúton szeretném megköszönni a munkában részt vevő kutatók segítő megjegyzéseit, amelyeket a kapcsolódó műhelybeszélgetésen tettek, valamint Szőke Bálint asszisztensi munkáját, amivel a tanulmány egy korábbi változatának elkészültét segítette.

<sup>1</sup> Az idősebbekre sajnos ez az adat nem elérhető az EU-27 esetében, ahogy kor szerint bontott átlagbér adatok sem.

Cseres-Gergely Zsombor, MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet (e-mail: zsombor.cseres-gergely@krtk.mta.hu).

## 1. ábra

A népesség három korcsoportjának foglalkoztatási (bal oldal) és munkanélküli-rátája (jobb oldal) az EU-27 országokban (éves átlagos adat)



Forrás: Eurostat-adatbázis, [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search\\_database](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database) (lfsi\_emp\_a és une\_rt\_a).

Gruber–Wise [2010] az NBER idősebb és fiatalabb munkavállalók közötti kapcsolatot vizsgáló kutatási programjának eredményeit foglalta össze. A szerzőpáros és az országtanulmányok készítői aggregált adatok alapján arra a következtetésre jutottak, hogy ha létezik is a kapcsolat, az inkább kedvező: az idősebbek foglalkoztatásával a fiataloké is nő. Készültek korábban is hasonló, lényegesen egyszerűbb tanulmányok: *Herbertsson* [2001] az 1. ábrán közöltekhöz hasonló, az OECD-tagországok 1979 és 1998 közötti adataira illesztett regressziót. Itt az okság sugallt feltételezett iránya ugyan fordított, de a tényezők hasonlóak: az egyenlet az 55–64 éves férfiak aktivitási arányát magyarázza többek között a 15–24 éves férfiak munkanélküliségi rátájával. Noha a kapott együttható negatív és szignifikáns, ám nem írja le jól a két tényező közötti kapcsolatot. Ennek oka a zavaró tényezők sorának jelenléte, de mindenekelőtt az, hogy az áralkalmazkodás nincs figyelembe véve, továbbá mivel még stilizált közgazdasági modell sem kapcsolódik hozzá, jelentése tetszőleges lehet (*Cseres-Gergely* [2009]).

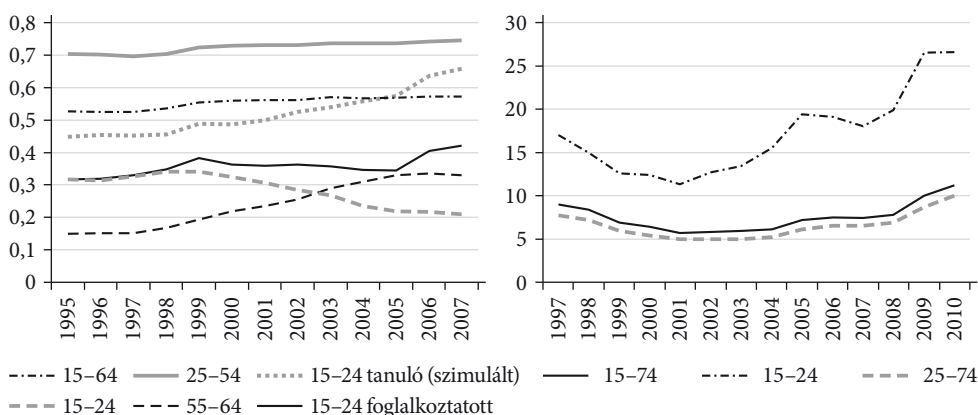
Igen különböző módszertannal, de a téma kutatói közül néhányan már túlmutattak az aggregált adatok egyszerű elemzésén. *Layard–Nickell–Jackman* [1991] elméleti makromodelljében látható, hogy a nyugdíjasok piacról való kivonásával a bérek alkalmazkodása következtében inkább a bérek színvonala emelkedik, minthogy csökkenne a fiatalok munkanélkülisége. A szerzők azt a hiedelmet, hogy ez az alkalmazkodás nem történik meg, és lehetséges olyan beavatkozás, amely képes béremelkedés nélkül tartósan megváltoztatni a foglalkoztatás szintjét, a munkalehetőségek oszthatatlansága téveszméjének (*lump of labour fallacy*) nevezik. Megkérdőjelezzik, hogy a gazdaság egy adott méretű „doboz” lenne, és amellet érvelnek, hogy az együttes ár- és mennyiségi alkalmazkodás eredményeként a munkalehetőségek tömege végül képes alkalmazkodni a megnövekedett kínálatához. A teljes alkalmazkodás azonban hosszú időt vehet igénybe, ezért érdemes a kérdést empirikusan is vizsgálni, különös

tekintettel az átmeneti időszakra. *Jousten és szerzőtársai* [2008] a korai nyugdíjazás lehetőségeinek fokozatos szűkülését kihasználva, belga idősoros adatok segítségével vizsgálta meg a kiszorítási hatást. Eredményei szerint nincs kiszorítás, sokkal inkább arról van szó, hogy mindkét csoport foglalkoztatása érzékeny a konjunktúraciklus alakulására, és a fiataloké különösen az.

Úgy tűnik, hogy Magyarországon az EU-ban tapasztaltnál is jobban romlott a fiatalok munkapiaci helyzete, miközben jelentősen nőtt a nyugdíjkorhatár (2. ábra). A lehetséges kiszorítási hatásról azonban a szembeötlő változások és az időről időre felbukkanó aggodalmak ellenére még annyit sem tudunk, mint amennyit az EU-27 esetében (az NBER-kutatásban Magyarország nem vett részt). A 2. ábrán is az idősebbek foglalkoztatási arányának növekedésével párhuzamosan indul meg a fiatalokénak a csökkenése, a munkanélküliségi ráta szintje viszont csak három év múlva követi ezt a folyamatot, és kezd el nőni. Mivel a magyarországi adatsor az NBER-kutatás legrövidebbje lett volna, az összefüggés főként nem idősoros elemzési eszközökkel vizsgálható.

## 2. ábra

A népesség három korcsoportjának foglalkoztatási és munkanélküli-rátája (bal és jobb oldali panel) Magyarországon (éves adat)



*Forrás:* saját számítások a KSH munkaerő-felmérésének adataiból és az Eurostat online adatbázis, *une\_rt\_a*.

Ebben az írásban az idősebb és fiatalabb munkavállalók közötti lehetséges kiszorítási hatás jelenlétét és nagyságát a nemzetgazdasági aggregátumoknál finomabb és csak a közsférára kiterjedő adatok felhasználásával vizsgálom. A munkahelyi szintű adatok lehetővé teszik, hogy a zavaró hatásokat jobban kiszűrjük, így csökkentünk a kiszorítási hatás ok nélküli kimutatásának esélyét. A teljes gazdaság helyett csak a közsférát vizsgálva, olyan területre koncentrálok, amelyen az ott alkalmazott személyzeti politika következtében a kiszorítás lehetősége nagyobb, mint máshol. E két finomítás következtében a becslés jóval biztonságosabb, mint az aggregált vizsgálaté. Az eredmények szerint – mind mennyiségeken, mind árakon keresztül – mérsékelt kiszorítási hatás érvényesül.

A tanulmány öt rövid részből áll. Először sorra veszem azokat a mechanizmusokat, amelyekről a kiszorítási hatás jelentkezését várhatjuk, és itt foglalom össze a közsféra azon sajátosságait, amelyek valószínűvé teszik, hogy itt a kiszorítási hatás fokozottabban érvényesül. Majd az empirikus vizsgálathoz felhasznált adatokat ismertetem. Ezt követően a közsférában történő foglalkoztatás és bérezés korszerkezetének alakulására vonatkozó stilizált tényeket, valamint azokat az eljárásokat mutatom be, amelyekkel a vázolt mechanizmusok működését elemzem. A becslési eredmények ismertetése után a tanulmány rövid összefoglalással zárul.

## A kiszorítás lehetséges okai és mechanizmusai a verseny- és a közsférában

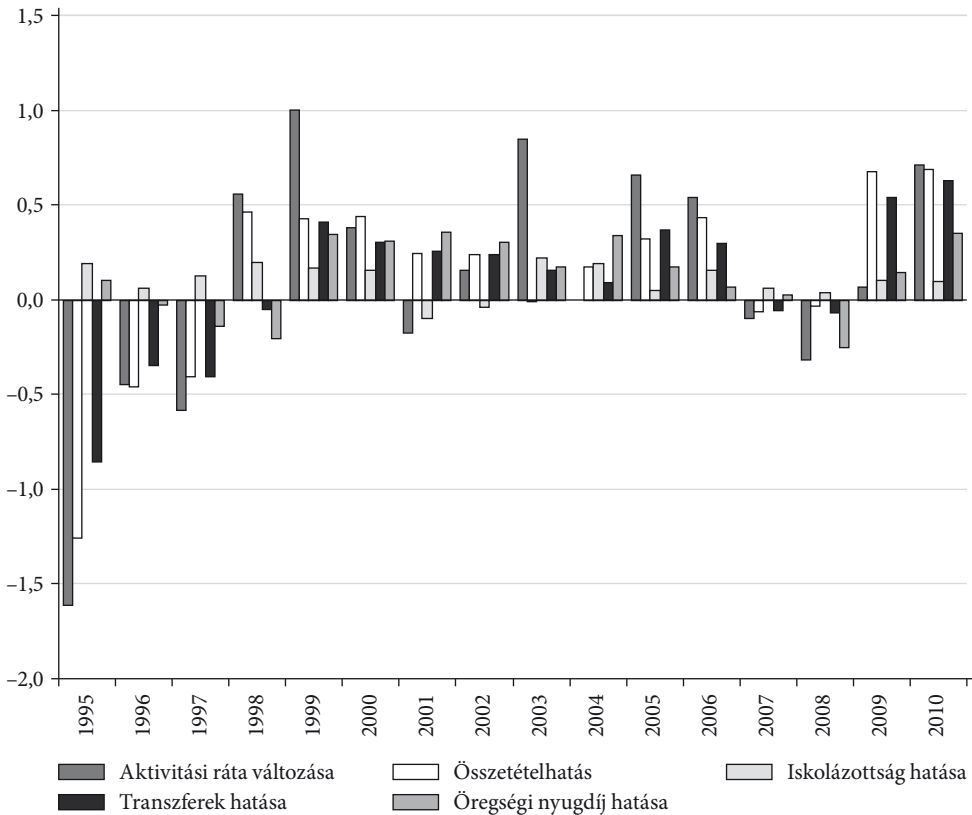
Bármilyen eszközzel is szeretnénk megmérni a fiatalok és az idősök munkapiaci esélyei közötti kölcsönhatás nagyságát, annak mozgatórugójával és irányával is tisztában kell lennünk. Egyrészt kellően biztosnak kell lennünk abban, hogy külső tényező mozgatja az eseményeket, másrészt vizsgálnunk kell azokat a mechanizmusokat, amelyekeken keresztül a két munkaerőtípus közötti kölcsönhatás, így a kiszorítás is jelentkezhet.

A kiszorítási hatás méréséhez ideális esetben olyan impulzusra van szükségünk, amely biztosan csak az idősebb emberek foglalkoztatottságát növeli, egyéb hatása pedig csak olyan, ami nem függ össze közvetlenül a fiatalabbak foglalkoztatottságával. Ilyen hatás Magyarországon az 1997-től elindult nyugdíjkorhatár-emelés, aminek következtében 55 és 60 évről mind a nők, mind a férfiak esetében egységesen 62 évre nőtt az öregségi nyugdíjazás nyugdíjcsökkentés nélküli igénybevételének korhatára. A pontos készletelési viszonyokról (amilyen például az egyéni társadalombiztosítási vagyoni nagysága) nincsenek adataink, de a gazdasági aktivitást dekomponáló számítás azt mutatja (3. ábra), hogy az aktivitási arány növekedésének 1999 és 2004 közötti egyik fő hajtóereje az öregségi nyugdíj szigorításának hatása lehetett (Kátay–Nobilis [2009]). Bár a dekompozíciós számítás erre nem vonatkozik, a korhatár emelésének aszimmetrikus voltából azt gondolhatjuk, amit az aktivitás kezdeti növekedésének vizsgálata is megerősít (Cseres-Gergely [2009]): a hatás erősebb a nők, mint a férfiak esetében. A korhatáremelés mellett jelentős az iskolázottság szintjének trendszerű emelkedéséből fakadó aktivitásnövekedés is, ami az idősebbek esetében is jelentkezik. Ez a hatás ugyanakkor a vizsgált időszakban kisebb, mint a nyugdíjé. Úgy tűnik tehát, hogy az idősebbek foglalkoztatási arányának növekedése a fiatalok szempontjából exogén tényezőre vezethető vissza. A fiatalok adott időszakos foglalkoztatási aránya szempontjából mindkét hatás predeterminálnak tekinthető, ezért nem valószínű a fordított oksági kapcsolat, amelyben a fiatalok csökkenő foglalkoztatási aránya okozta volna az idősebbek megnövekedett foglalkoztatási arányát.

Az idős–fiatal kiszorítás létezéséhez nemcsak a fordított, de a „harmadik” mögöttes ok döntő, a látszólagos kapcsolat jelentőségét is ki kell zárunk – ilyen például az egyre tovább tartó – így a fiatalok foglalkoztatási rátáját trendszerűen csökkentő –

## 3. ábra

Az aktivitási ráta változásának komponensekre bontása  
(teljes munkavállalási korú népesség)



Forrás: Cseres-Gergely-Kátay-Szőrfi [2012] számítása Kátay-Nobilis [2009] nyomán.

részvétel a nappali oktatásban. Bár az Európai Unió nyugati részében a felsőoktatási rendszer expanziója már lezajlott, Magyarországon ez a folyamat éppen abban az időszakban bontakozott ki, amikor a kiszorításra utaló jeleket megfigyeljük. Ez a változás bekövetkezhetett az idősek exogén módon megnövekedő aktivitásától, illetve foglalkoztatásától függetlenül; vagy annak következtében, ha a fiatalok a növekvő versenyhátrányaikra reagálva maradnak az iskolarendszerben. Az előbbi esetben az idősorok alapján teljesen tévesen hozzuk összefüggésbe az idősek és fiatalok foglalkoztatási arányának ellentétes irányú változását.

Ezt a helyzetet árnyalja az a lehetőség, hogy az iskolai részvételt maga a munkapiaci feltételek rosszabbodása váltja ki – ebben az esetben az összefüggés mégsem látszólagos. Mivel a közvetkeztetések szempontjából az a kedvezőtlen, ha a munkapiaci hatásnak egyáltalán nincs súlya a változásban, erős próbának tekinthető, ha éppen ezt a helyzetet feltételezve vizsgáljuk meg az összefüggés robusztusságát. Tegyük fel, hogy egyetlen, az oktatási rendszerben ez idő alatt maradt fiatalra sem hatott „nyomó” erőként az idősebbek megnövekedett munkapiaci részvétele, tehát

az iskolai részvételt csak független folyamatok növelték meg. Ha a foglalkoztatottak arányához hozzáadjuk az iskolások arányát, éppen ezt a szélső helyzetet vizsgálhatjuk (ezt mutatja a 2. ábra 15–24 szimulált időszora). A korrigált idősor alapján azt figyelhetjük meg, hogy jelentősen gyengülve ugyan, de a jelenség ebben a szélsőséges esetben is megmarad.

Az oksági viszonyokat az idősoros modelleknél közvetlenebbül megragadó eljárást viszonylag kevés tanulmány alkalmaz. *Skans* [2005] a ritka példák egyike: a korcsoportos hatásokat általánosítva, a helyi munkapiacokon vizsgálja az egyes korcsoportok foglalkoztatási aránya közötti kölcsönhatást. A helyi munkapiaci esélyekre reagáló migráció torzító hatását kiszűrve, eredményei azt mutatják, hogy a fiatalok és az idősebbek közötti kiszorítás létező jelenség. Bár ez az eljárás jóval kifinomultabb, mint azoké, amelyek nemzetgazdasági szinten aggregált adatokon alapulnak, továbbra sem nyújt választ arra, milyen mechanizmus okozhatja a kölcsönhatást.

*Grant-Hamermesh* [1981] közvetlenül a munkakereslet elméletére épülő módszerrel jelentősen eltér az eddigiektől. A szerzők a heterogén munkaerő iránti vállalati kereslet standard modelljét használják keretnek, amelyben a különféle erőforrások helyettesíthetők a termelés során, és ennek mértékét különböző rugalmasságokkal lehet megmérni. A termelési függvény első deriváltjaira alapozott helyettesítési rugalmasság a munkatípusok közötti helyettesítő vagy kiegészítő viszonyt mutatja meg, a második deriváltra alapozott komplementaritási rugalmasság pedig azt, hogy egy adott munkaerő határtermékét növeli-e a másik munkaerőből felhasznált mennyiség. Kiegészítő viszony esetében azt tapasztaljuk, hogy ha valamely tényező iránti kereslet megnő (például akkor, ha annak ára lecsökken), akkor a másik iránt is nő a kereslet. A második esetben a kapcsolat közvettebb: a megnövekedett keresletű munkatípus bővülése termelékenyebbé teszi az egyébként változatlan munkatípust, ami nagyobb kibocsátást tesz lehetővé, és végül indokolja utóbbi számának szinten tartását vagy növelését. A szerzők az utóbbi, komplementaritási rugalmasság nagyságát mérték aggregált adatok segítségével. Azt találták, hogy a fiatal férfiak és az idősebb nők között nincs komplementer kapcsolat, így az egyik csoport foglalkoztatásának növekedése a másik csökkenését valószínűsíti. Az alkalmazkodás természetesen nem csak mennyiségi lehet, a foglalkoztatási sokkra bérek is reagálhatnak. Éppen ezért ahhoz, hogy egy hatást egyértelműen foglalkoztatási hatásként könyvelhessünk el, külső információval kell rendelkezni a bérek alakulásáról, például merevségéről.

A közsféra működése több szempontból is eltér a versenyszféráétól, ami a munkatípusok felhasználásának mérésére is hatással van. A közsférában a termelés folyamata – vagy akár eredménye – korántsem olyan világos, mint a versenyszféra esetében, ezért modellezése a mai napig általánosan nem megoldott. A közsféra munkakeresletének modellezésére létrehozott elemzési keretek *Ehrenberg* [1973] klasszikus modelljétől – amelyben a ma már tankönyvekből ismert módon vezeti le a haszonmaximalizáló állami szerv statikus munkakeresletét – *Bergström-Dahlberg-Mörk* [2004] a mediánszavazó viselkedésére épülő munkájáig terjednek.

A következőkben ismertetjük *Holtz-Eakin-Rosen* [1990] által megfogalmazott, bizonytalanság mellett felírt, dinamikus munkakeresleti modellt, amely a megszokott

haszonmaximalizálási modellre épít, de dinamikus szerkezete lehetővé teszi a korszerű ökonometriai eszközök alkalmazását.

Az állami és a versenyszféra szeparábilis, és csak az előbbit vizsgáljuk. A modell szereplői önkormányzatok, amelyek az alábbi, időben szeparábilis, intertemporális hasznosságfüggvényt maximalizálják:

$$E_t = \sum_{s=0}^{\infty} \theta^s U(G_{t+s}),$$

ahol  $\theta = 1/(1 + \pi)$  az időpreferenciát jelző diszkonttényező,  $U$  egy közelebről nem specifikált hasznosságfüggvény,  $G_{t+s}$  pedig a szolgáltatóegység  $(t + s)$ -edik időszaki kibocsátásának mérőszáma. Ez utóbbit a versenyszféra vállalataihoz hasonló termelési függvény formájában határozhatjuk meg:

$$G_t = f(F_t, \Delta F_t, P_t, \Delta P_t) - g(K_t, \Delta K_t),$$

ahol  $F_t$  a teljes állásban foglalkoztatottak,  $P_t$  a félállásban foglalkoztatottak száma,  $K_t$  pedig a felhasznált tőke mennyisége a  $t$ -edik időszakban. A felhasznált termelési tényezők differenciáinak szerepeltetése az alkalmazkodás költségét hivatott megjeleníteni. A szereplők jelenértékre számított dinamikus költségvetési korlátját a következő egyenlet határozza meg:

$$NA_{t-1} + \sum_{s=0}^{\infty} D^s (R_{t+s} + A_{t+s} - F_{t+s} - w_{t+s}^p P_{t+s} - q_{t+s} K_{t+s}) = 0,$$

ahol  $D = 1/(1 + r)$  az időben állandó kamattényező,  $R_{t+s}$  az intézmény által,  $A_{t+s}$  pedig a központilag biztosított költségkeret,  $w_{t+s}^p$  a részmunkaidős dolgozóknak fizetendő bér,  $q_{t+s} K_{t+s}$  pedig a tőkeköltség. A feladatot dinamikus programozással megoldva, megkapjuk a két munkatípus Euler-egyenletét. Ezek szerint a munkatényezők optimális időbeli pályája a béreknek a kamatlábbal és a diszkontrátával korrigált várható változásától függ [Holtz-Eakin-Rosen [1990] 5–6. o. (2.4b) egyenlet]. Ennek és a termelési függvény által implicit módon meghatározott összefüggések felhasználásával adódik, hogy az egyes munkatípusok adott időszaki optimális felhasználása mindkét munkatípus mennyiségének legfeljebb három, valamint a mindkettőhöz tartozó bérek legfeljebb két időszaknyi késleltetett értékétől függenek. Feltéve, hogy a két egyenletből álló rendszer megoldható, a két munkakereslet az (1) és a (2) lineáris közelítéssel a következőképpen írható fel:

$$P_t = \alpha + \sum_{s=1}^3 \rho_s^F F_{t-s} + \sum_{s=1}^3 \rho_s^P P_{t-s} + \sum_{s=1}^2 \beta_s^F w_{t-s}^F + \sum_{s=1}^2 \beta_s^P w_{t-s}^P + \mu_t, \quad (1)$$

$$F_t = \alpha + \sum_{s=1}^3 \rho_s^{F'} F_{t-s} + \sum_{s=1}^3 \rho_s^{P'} P_{t-s} + \sum_{s=1}^2 \beta_s^{F'} w_{t-s}^F + \sum_{s=1}^2 \beta_s^{P'} w_{t-s}^P + \mu_t. \quad (2)$$

A dinamikus munkaerő-gazdálkodás egyszerű modelljéből a kiszorítási hatásra vonatkozóan is egyszerű következtetések adódnak. A megszokott keresleti viszonyok alapján azt várjuk, hogy saját árának növekedése esetén mindkét munkatípus kereslete csökken. Az alkalmazkodás lassúsága miatt a késleltetett kereslet esetében

pozitív, egynél kisebb, időben nem növekvő együttthatót várunk. A két munkatípus között kiszorítás feltételezhető, ha az egyikből keresett mennyiség nő a másik árának növekedésekor, illetve ha a kereslet korábbi nagy mértéke kisebb jelenbeli mértékkel függ össze, azaz ha az (1) egyenletben a  $\beta_s^P$  együttthatók becsült értékei pozitívak, a  $\rho_s^F$  együttthatók pedig negatívak, és ugyanez a helyzet a (2) egyenletben is.

A verseny- és a közsféra az alkalmazkodásnak több olyan, a munkakereslet fenti egyszerű mikroökonómiai modelljében meg nem jelenő módjában és sajátságában eltér, ami az alkalmazkodást elősegítheti, és a kiszorítási hatást megszüntetheti vagy mérsékelheti. Ilyen például a munkahelyi előmenetel és a munkahelyek közötti mobilitás. Ha egy lokális (földrajzilag elérhető vagy a munkavállaló számára más módon behatárolt) munkapiacon a munkahelyek közötti váltások gyakoriak, akkor a nemzetgazdaságinál alacsonyabb szinten jelentkező foglalkoztatási sokkok hatása mérsékelhető az érintett munkahelyekről a kevésbé érintettekre váltásával. Ha ezzel szemben a munkahelyen, cégen belüli előmenetel a domináns, és a specifikus felhalmozott tudás jelentős, akkor ennek az alkalmazkodási formának a tere szűkül, a sok csökkentheti a foglalkoztatás szintjét.

A versenyszféra és a közsféra munkapiacát és személyzeti gyakorlatát az egyes időszakok és egyes országok esetében más és más, de általában érzékelhető különbségek jellemzik. Az idősebb munkavállalók érdekeit Magyarországon szektorsemlegesen – az úgynevezett védett kor intézményén keresztül – védi a munka törvénykönyve. Rendes felmondással a nyugdíjkorhatár elérése előtti öt éven belül csak különösen indokolt esetben (például nagyfokú gondatlanság, hanyagság) szüntetheti meg, valamint ebben az életkorban háromhavi bérrel nő a végkielégítés összege, ha mégis felmondásra kerülne sor.<sup>2</sup>

A hasonlóságok mellett azonban jelentős különbségek is megfigyelhetők a verseny- és a közsféra között. Míg a versenyszférában jogilag csak a minimálbér szab határt a bérek alakulásának, a közsférában az ennél jóval merevebb bértábla határozza meg az életkortól is függő béreket. Bár a versenyszférában sem tapasztaltunk kimondott fizetésescsökkenéseket, és a közsférában is elhagyhatók az alapfizetést megnövelő prémiumok, a közsféra szabályai kevesebb lehetőséget engednek a bérek alkalmazkodására. A közsférában a meghatározó szabályozási forma a bértömeg-gazdálkodás, aminek keretében a finanszírozás nincs közvetlenül tekintettel a létszámra. Az ilyen módon gazdálkodó munkaadók számára a védett kor intézménye miatt a munkaerő pótlásának elhalasztása optimális válasz lehet az exogén módon megnövekedő foglalkoztatási szintre. Mindezzel összefüggésben a közsféra foglalkoztatásának dinamikája eltér attól, amit a versenyszférában tapasztalunk. *Elek-Szabó* [2013] 1998-tól kezdődő adatsorokat használva, azt találta, hogy a közsférából mindig is csekély volt a versenyszféra felé a kiáramlás, ami még inkább visszaszorult, s a 2003 utáni növekvő kilépési rátát „a közsférából az inaktivitásba és munkanélküliségbe való növekvő kilépés okozta, a versenyszférába való távozás valószínűsége az időszakban inkább csökkent” (607. o.). E különbségekből következik, hogy mivel a közsférában

<sup>2</sup> Az idézett szabályokat a 89. és 95. paragrafus fekteti le a 2012 júniusáig hatályos munkatörvénykönyvben (a védelem később is megmaradt).



a karrierrek inkább egy munkáltatón belül haladnak előre, a kínálati sokkokhoz való mennyiségi alkalmazkodás meghatározó módja a felvétel visszafogása vagy a minimális védelmet élvező fiatalok elbocsátása lehet.

A közszférában tehát nehezebben találjuk meg a kiszorítás nyomát, ha azonban mutatkozik ilyen, akkor azt komolyabban vehetjük, mint a versenyszférában vagy a gazdaság egészében. Ezek alapján akár úgy is tűnhet, hogy a kiszorítás jelenléte magától értetődő, de mégsem az. Nincs ugyanis pontos képünk azoknak az alkalmazkodási folyamatoknak a részleteiről, amelyek az idősök megnövekedett foglalkoztatásának hatását kiegyenlíthetik, pedig éppen ezek eredményeként jelentkezhet rövidebb távon a kiszorítás. Továbblépni csak tapasztalati úton tudunk.

Eddig általánosságban volt szó munkatípusokról, nem pedig konkrétan a vizsgálatunkban nagy jelentőségű *idősebb* és *fiatalabb* munkavállalókról. Bár a két szélső életkori csoport elkülönítése foglalkoztatáspolitikai szempontból érthető, a munkakeresletben nem feltétlenül tekinthető jól értelmezhető alapegységnek. Ennek fő oka az, hogy e csoportok fontos ismérvek – mindenekeelőtt az iskolai végzettség és a munkatapasztalat – szerint nem homogének. Az idősebbek nagyobb tapasztalatúak is egyben, azonban a fiatalok munkatapasztalata nem mindig kicsi. A két meghatározás között különösen az eltérő iskolai végzettségek esetében nagy a különbség: a fiatalok általánosan használt meghatározásába, a 15–24 évesek csoportjába is beletartozó 24 éves korban egy friss diplomásnak jellemzően alig van vagy egyáltalán nincs munkatapasztalata. Az ugyanebbe a korcsoportba tartozó szakmunkás végzettségű fiatal kora ellenére már tapasztalt mester lehet, mondjuk, hat év gyakorlattal. Ha őt az életkori besorolás alapján egy kalap alá vesszük az előbbi tapasztalatlan dolgozóval, hibát követünk el, ami a vizsgált hatásra nem érzékeny egyedekkel bővítve a kockázati csoportot, helytelenül mérsékelheti a kapott hatást. Mivel a közszférában dolgozók átlagos iskolai végzettsége lényegesen magasabb, mint a versenyszférában dolgozóké, jelentős különbség mutatkozhat a csupán *idősebb* és *fiatalabb* típust megkülönböztető becslések eredményei között. Ha a tapasztalat szerepe nagy, és nem vesszük figyelembe, akkor könnyen előfordulhat, hogy az életkori különbségek csak az iskolai végzettségekben mutatkozó különbségeket mutatják meg, ami torzítja az eredményeket. Annak érdekében, hogy a kapott eredmények könnyen összehasonlíthatók legyenek, de az eltérő tapasztalat okozta torzítást is kezeljük, a becsléseket életkori és tapasztalati csoportokat használva is elvégezzük.

## Adatok

A kiszorítási hatás vizsgálatához hosszú idősorokra van szükség, és – mivel a makroszinten fontos, ide kapcsolódó mikroökonómiai fogalmak identifikációja igen bizonytalan (Cseres-Gergely [2009]) – lehetőség szerint mikroadatokra. Ehhez a vizsgálathoz két, az MTA KRTK KTI adatbankjában megtisztított és harmonizált adatforrást használtuk, a KSH munkaerő-felmérését és a Nemzeti Munkaügyi Hivatal Bértarifa-adatbázisát.

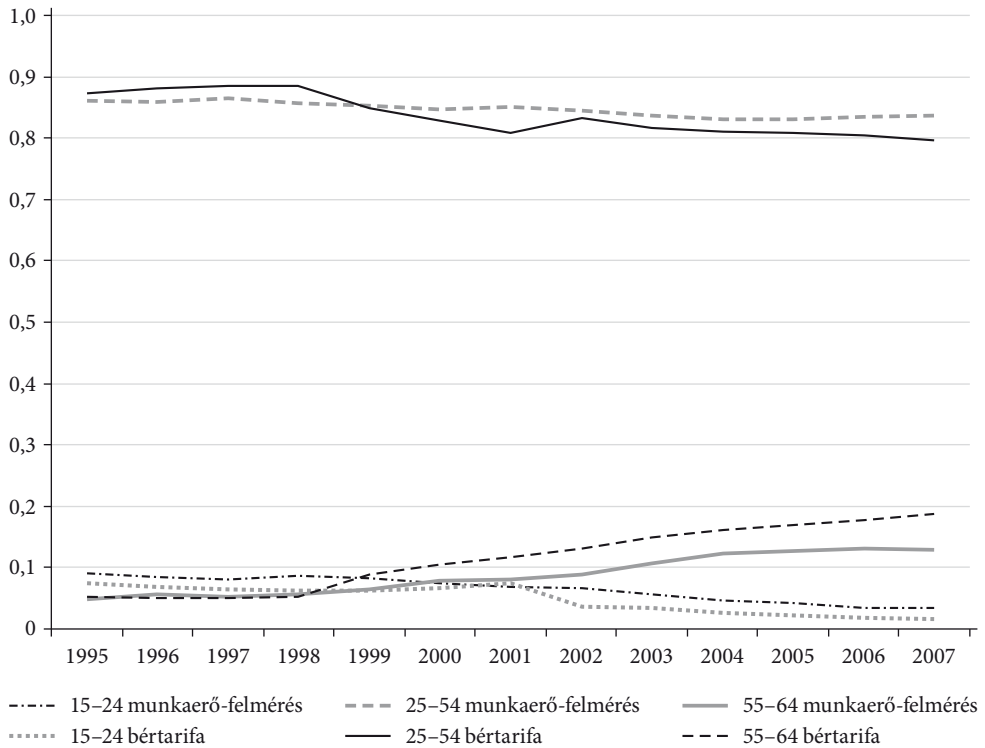
A KSH munkaerő-felmérése Magyarország egyetlen olyan lakossági adatfelvétele, amely a 90-es évektől kezdve lényegében azonos szerkezetben és nagy (negyedévenként mintegy 80 ezer fős) elemszámmal készült. A munkaerő-felmérésben az egyének demográfiai adatai mellett részletes információt találunk a munkapiaci státusukról, valamint álláskereső esetén a keresés formáiról. Vizsgálatunkban a foglalkoztatással kapcsolatos és demográfiai adatokat használjuk. A munkaerő-felmérésben a közszférában dolgozónak tekintettük azt, aki állami munkáltatónál dolgozik. A felmérés valamivel több, mint 3,8 millió (15–74 éves) dolgozót becslül 2011-ben, az intézményi statisztika alapján pedig közel 2,7 millióan voltak foglalkoztatottak, ebből 734 ezer fő, az összes foglalkoztatott mintegy negyede a közszférában. A munkaerő-felmérés visszaadja a KSH intézményi statisztika arányait: 2007-ben a foglalkoztatottak 26 százaléka dolgozott a közszférában. Ez a kör szűkíthető úgy, hogy csak azokat az ágazatokat vesszük figyelembe, amelyek jellegzetesen kormányzati (központi állami vagy önkormányzati) tevékenységekhez kapcsolódnak. Ilyenek a közigazgatás és kötelező társadalombiztosítás, az oktatás, illetve az egészségügy és szociális ellátás. A meghatározást így szűkítve az összes dolgozó 23 százalékához jutunk.

A KSH munkaerő-felmérése azonban csak viszonyítási alap, a vizsgálat alapját a Foglalkoztatási Hivatal Bértarifa-felvétele adja. A Bértarifa-felvételben 1992 óta minden évben a közszféra mintegy félmillió munkavállalójáról rendelkezünk egyéni adattal, ami igen nagy arányú, de nem teljes körű megfigyelést jelent. Az adatok három nagy foglalkozási csoportot fednek le: a köztisztviselőket, a bírákat és ügyészeket, valamint a közalkalmazottakat. Noha a munkahelyek számbavétele teljes körű, a munkavállalóké csak a központi könyvelésű intézményeknél az, a kisebbekben véletlen mintát vesznek. A munkahely azonosítója ezzel összhangban időben állandó, a munkavállalóé azonban nem – ebből következik, hogy az előbbieket paneladatbázisba szervezhetők, az utóbbiak nem. Az 1998 óta átlagosan mintegy 11,5 ezer munkahelynek minden évben körülbelül 5 százaléka válik ki az adatbázisból, és körülbelül ugyanennyi jön létre (az 1998-as év kivétel, amikor a munkahelyek száma jelentősen megnőtt). Erről a folyamatról azonban nincs olyan jól dokumentált képünk, mint a versenyszféra esetében. Az egyéni adatokat önállóan is felhasználjuk, de a munkahelyek időbeli folyamatainak követése érdekében az egyéni adatokból a munkahelyek szintjére aggregált adatokat is képzünk. Az így kapott munkahelyi szintű adatbázisunkban megtalálható a három korcsoportba tartozó munkavállalók száma és aránya, a hozzájuk rendelhető átlagos bér, az új belépők száma, a három évnél kevesebb (*kis tapasztalatúak*) és a 40 évnél több (*nagy tapasztalatúak*) potenciális tapasztalattal rendelkezők aránya, valamint bére is.

A 2. ábrán már láttuk a teljes nemzetgazdaságban foglalkoztatott korcsoportok arányának változását. Csak a közszférában foglalkoztatottak korszerkezetének alakulását a 4. ábra mutatja be a Bértarifa-felvétel és a KSH munkaerő-felméréseinek adatai alapján. Bár kisebb mértékben, de itt is megfigyelhető az arányok időbeli megváltozása. Az időszak végére az idősebb dolgozók aránya mindkét használt adatforrás szerint jelentősen meghaladta a fiatalabbakét, noha a Bértarifa-felvétel szerint az előnyt már 1998 körül és viszonylag gyorsan, a munkaerő-felmérés szerint pedig csak 2000-ben és fokozatosabban szerezték meg, és az olló is nagyobbra nyílt a Bértarifa-felvétel szerint.

## 4. ábra

Az egyes korcsoportokba tartozók aránya a Bértarifa-felvétel és a KSH munkaerő-felmérésének adataiban



*Forrás:* saját számítás a Bértarifa-felvétel és a KSH munkaerő-felmérésének egyedi adatai alapján.

A korszerkezet változása a munkahelyek szintjén is tetten érhető. A közsféra mintabeli munkahelyein az átlagéletkor 2007-ben 44,7 év, az életkor szórása 11,5 év volt. Ugyanezek az értékek 1997-ben 40,6 és 9,6. Egy egyszerű regresszióban csak a munkahely azonosságára kontrollálva (azaz: csak munkahelyi szintű fix hatásokat használva), a variancia közel 40 százalékát tudjuk megmagyarázni a minta egészében. Ez arra utal, hogy a kor szerinti variabilitás egy jelentős része a munkahelyek közötti különbségekkel magyarázható. Ezzel együtt az azonos munkahelyeken belül is történnek lényeges változások: az idősebb és fiatalabb munkavállalók számának változása között stabilan  $-0,07$  körüli korreláció mérhető. Az 1. táblázat mutatja az egyes korcsoportok foglalkoztatáson belüli és a különféle tapasztalati csoportokat foglalkoztató munkahelyek összesen belüli arányát, valamint az idősebb és fiatalabb munkavállalók számának változása közötti korreláció értékeit. Ebből egy további tendencia is megfigyelhető: tíz év leforgása után a munkahelyek körülbelül 30 százalékában foglalkoztattak 15–24 éveseket, míg korábban, 1997-ben ennek kétszeresében. Az 55–64 éveseket is foglalkoztató munkahelyek aránya ezzel párhuzamosan nem ilyen mértékben, de folyamatosan és jelentősen nőtt.

## 1. táblázat

A fiatalabb és az idősebb korcsoport létszám- és előfordulási aránya, valamint létszámárányuk egy és öt évközzel vett változása közötti korreláció a közszféra munkahelyein

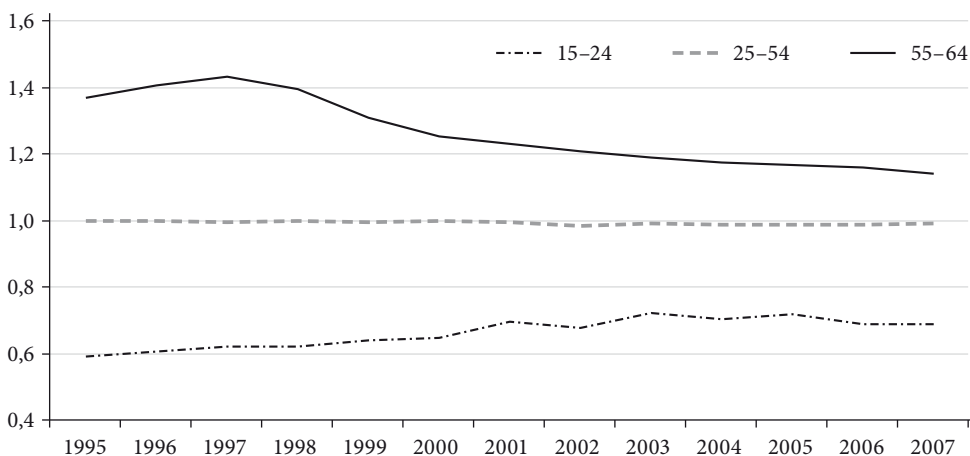
Év	A 15–24 Az 55–64		Van legalább egy 15–24 Van legalább egy 55–64		Korreláció <sup>a</sup>	
	évesek aránya		éves munkavállaló (százalék)		egy évköz öt évköz	
1997	4,8	5,2	60,1	61,8	-0,03	-
2000	5,5	9,4	52,6	65,8	-0,07	-0,06
2003	2,8	13,5	43,0	76,2	-0,04	-0,05
2007	1,7	17,7	29,7	80,8	-0,07	-0,07

<sup>a</sup> Korreláció az idősebb és fiatalabb munkavállalók számának változása között.

Mivel a vizsgálat nem terjed ki a népesség nem dolgozó részére, a munkanélküliségnek a foglalkoztatási hatásokat árnyaló változásait nem figyeljük meg, ez pedig félrevezető lehet. Ha a fiatalok aránya csökken, de a rájuk nehezedő munkapiaci nyomás nem nő, akkor nehezen védhető az az állítás, hogy a folyamatokat az idősek kiszorító hatása irányítja. Feltételezve, hogy a munkapiaci nyomás megjelenik a bérekben is (például a belépő bérek relatív emelésének elmaradásával), a munkanélküliséghez hasonló információt nyerhetünk ezek alakulásából is. Az 5. ábra tanúsága alapján az idősebbek átlagbére csökkent a vizsgált időszakban, a fiataloké azonban nőtt. Míg az előbbi konzisztens a növekvő foglalkoztatottság bérletörő hatásával, az utóbbi sokkal inkább az adott munkatípus hiányára enged következtetni, mint arra, hogy felesleg állna belőle rendelkezésre. Ez a megfigyelés további vizsgálat nélkül is a kiszorítási hatás ellen szól.

## 5. ábra

A közszférában foglalkoztatott 15–24 évesek és 55–64 évesek bérének alakulása az összes foglalkoztatott béréhez képest (adott évi átlagbérek százalékos aránya)

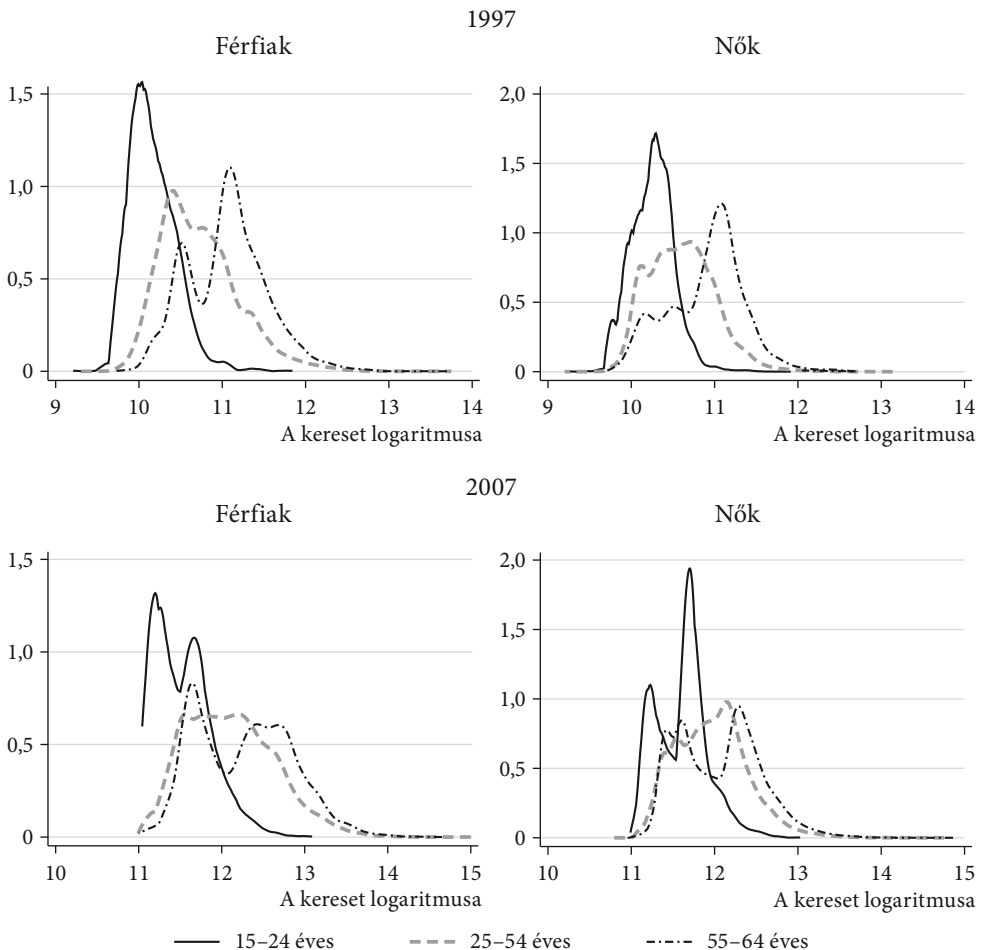


Forrás: saját számítás a Bértarifa-felvétel egyéni adataiból.

A foglalkoztatás korcsoportos megoszlásának változása a béreknek nemcsak a szintjére, de az eloszlására is hatással lehet. A 6. ábra a három vizsgált korcsoport esetében – külön a férfiakra és a nőkre – mutatja be a bérek eloszlását 1997-ben és 2007-ben. Főként a nők esetében szembetűnő a változás: 10 év során a fiatal nők bérel- oszlása kétmódusúvá vált, ahol az alsó módusz az (úgy tűnik: effektív) minimálbér környékén alakul, a felső pedig valamivel feljebb. Hasonló állapot a férfiaknál is meg- figyelhető, és bár az ellentétek nagyobbak lettek, ott a kezdő eloszlás is már ehhez hasonlított. A középkorúaknál jelentős változás nincs, míg az idősebbeknél szintén megfigyelhetjük egy második, alsóbb módusz kialakulását. A bérek ilyen változása nem mond ellent annak, hogy a fiatalok munkapiaci esélyei romlottak, noha magá- ban hordoz több külső változást is, mint amilyen például a minimálbér emelkedése.

### 6. ábra

Férfiak és nők bérel- oszlása a közszférában 1997-ben és 2007-ben korcsoportok szerint (a bruttó bér logaritmusa)

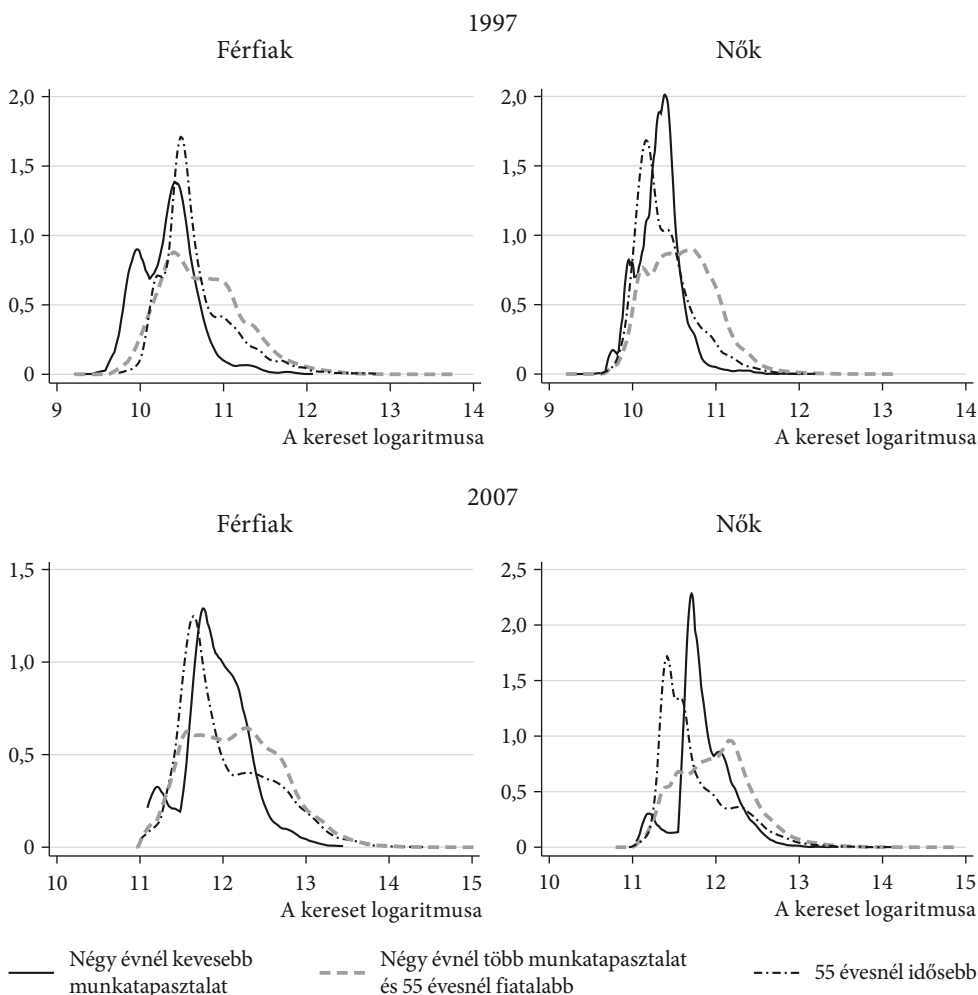


*Forrás:* saját számítások a Bértarifa-felvétel egyedi adatai alapján.

Más eredményre jutunk, ha a fiatal kort lecseréljük a potenciális munkatapasztalatra (a 7. ábra a 6. ábrához hasonló szerkezetű becült eloszlásokat mutatja). Ekkor az alacsonyabb módusz sokkal kisebb, ami arra utal, hogy a jelenség kimondottan a fiatal korral, azon keresztül pedig feltehetően a képzettség hiányával lehet kapcsolatban. Ezt a feltevést jól mutatja a 7. ábra, amely a keresetek eloszlását nem kor-, hanem tapasztalati csoportonként mutatja meg. Ebben az esetben nem alakul ki alsó módusz, amit az indokol, hogy ez a számbavétel relatíve megnöveli a képzetebbek és lecsökkenti a képzetlenek arányát a dolgozók között.

### 7. ábra

Férfiak és nők béreloszlása a közsférában 1997-ben és 2007-ben munkatapasztalat szerint (a bruttó bér logaritmusa)



A fiatalabbak béreloszlásának enyhe polarizálódása és az idősebbek bérének alakulása is a korcsoportok szerkezetének átalakulását sejteti. Valóban, az idősebb

foglalkoztatottak között az egyetem nem végzettek aránya az 1998-as 50 százalékról 2006-ra 40 százalék alá csökkent, míg az egyetem végzettek aránya 60 százalékra nőtt. Ez nem véletlen: a képzetebbek a korhatáremelés előtt is hajlamosak voltak tovább dolgozni, többek között jobb munkapiaci kilátásaik miatt (Cseres-Gergely [2007]), a korhatáremelés így a képzetleneket inkább érintette. Ezzel szemben a fiataloknál ellentétes folyamat zajlik: a diplomások 1996-ban megfigyelhető 20 százalék alatti aránya a vizsgált 10 év során közel 40 százalékra emelkedik. Ha ezzel párhuzamosan megvizsgáljuk a fiatalok relatív bérét, azt találjuk, hogy átlagos relatív béremelkedést nemcsak a diplomások arányának növekedése okozta, hanem az is, hogy mind a diplomások, mind a nem diplomások bére ez alatt az idő alatt növekedett. Ez a növekedés ismét inkább a fiatalok alkuereje javulásáról, mint romlásáról tanúskodik.

## Becslési eljárások

Korábban ismertettem *Holtz-Eakin-Rosen* [1990] a települési önkormányzatok munkakeresletére felírt egyszerű dinamikus modelljét, amely a becsléseim alapjaként szolgált. Ebben az esetben a döntéshozók nem önkormányzatok, hanem központilag meghatározott erőforrással gazdálkodó központi intézmények lesznek. Némi interpretációs nehézséget itt a tőkefelhasználás és annak ára jelenthet, hiszen míg az önkormányzatoknak van kötvénykibocsátási lehetőségük, az állami intézményeknek külön-külön nincs. Ezt a fogalmat itt éppen ezért általánosítva értelmezhetjük, olyan forrásként, aminek valamiféle ára van. Az intézmények esetében ez az ár sokszor inkább politikai, mint piaci természetű lehet. Szükség van továbbá a modell kettőről három munkatípusra való kiterjesztésére is. Jelentős különbséget csak az jelenthet, hogy mit tételezünk fel a keresett munkamennyiségeket meghatározó egyenletrendszerre nézve: kereshetünk az (1) és a (2) egyenletekhez hasonló megoldásokat, vagy megállhatunk, és vehetjük adottnak a számunkra kevésbé érdekes legjobb munkavállalási korú népességből igényelt munka mennyiségét – én itt az utóbbi megoldást választottam. Az eredeti modellhez képest további eltérés, hogy az idősek és fiatalok problémájára alkalmazva azt, nem a késleltetések számának tesztelése a cél, így ezt adottnak vettem. Helyette a figyelmem a két termelési tényező szeparabilitásának vizsgálatára irányult, arra tehát, hogy az egyik tényező keresletének egyenletében szignifikáns hatást gyakorol-e a másik tényező késleltetett mennyisége és ára. Alapul véve tehát az elméletből következő késleltetéseket, az (1) és a (2) egyenletből a (3) becslő egyenlethez jutottam:

$$e_{it}^y = \sum_{s=1}^3 \rho_0^y e_{it-s}^y + \sum_{s=1}^3 \rho_s^o e_{it-s}^o + \rho_0^p e_{it}^p + \sum_{s=1}^2 \beta_s^y w_{it-s}^y + \sum_{s=1}^2 \beta_s^o w_{it-s}^o + f_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

ahol  $e_{it}^y$ ,  $e_{it}^o$ , rendre a foglalkoztatott fiatalok és idősebbek száma,  $w_{it}^y$ ,  $w_{it}^o$ , pedig az első kettőhöz tartozó bér az  $i$  indexszel jelölt munkahelyen a  $t$  indexszel jelölt időpontban. Az egyenletben a feltételes kereslet szellemében (lásd erről például *Browning-*

Meghir [1991], Pollak [1969]) a középkorú munkavállalóknak csak az egyidejű létszáma,  $e_{it}^p$  szerepel [ $p$  (*prime age*) itt a legjobb munkavállalási korú munkavállalókra utal]. A keresett mennyiséget meghatározza még egy időben állandó, az adott munkahelyre jellemző tényező,  $f$ , és időbeli hatások is, amiket  $\tau_t$  jelenít meg. A kiszorítási hatást jelző eredménynek tekinthetjük azt, ha az idők foglalkoztatásához tartozó  $\rho_s^o$  becslült értéke negatív vagy a béréhez tartozó  $\beta_s^o$  együttható pozitív. Ahogy Holtz-Eakin–Rosen [1990] esetében is, az egyenlet dinamikus jellege miatt a becsléshez az érintett gazdálkodó szervezetre kiterjedő paneladatsorra van szükség, valamint az egyenlet differenciált formájának instrumentális becslésére például Arellano–Bond [1991] módszerével. Tehát (3') a megbecsült egyenlet:

$$\Delta e_{it}^y = \alpha + \sum_{s=1}^3 \rho_s^y \Delta e_{it-s}^y + \sum_{s=1}^3 \rho_s^o \Delta e_{it-s}^o + \rho_0^p \Delta e_{it}^p + \sum_{s=1}^2 \beta_s^y \Delta w_{it-s}^y + \sum_{s=1}^2 \beta_s^o \Delta w_{it-s}^o + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (3')$$

ahol  $\Delta$  az időbeli különbség operátora úgy, hogy  $\Delta e_{it}^y = e_{it}^y - e_{it-1}^y$ .

A (3') egyenletben a foglalkoztatási szint változását becsljük meg, amely két folyamat, a be- és a kilépések eredőjeként alakul ki:  $\Delta e_{it}^y = r_{it}^y - l_{it}^y$ . Az adatok sajátosága miatt a belépésekről nemcsak a létszámok változásán keresztül, de közvetlenül is van információnk. Mivel a munkaerő-felvétel lelassítása könnyebben szabályozható, mint az elbocsátás, ezért az idősebbek foglalkoztatásának erősödésére a lassítás könnyebben reagáló folyamat, érdemes annak hatását itt önállóan is megbecsülni. A becsléshez a (3') egyenlettel azonos függvényformát használtunk:

$$r_{it}^y = \sum_{s=1}^3 \rho_s^y \Delta e_{it-s}^y + \sum_{s=1}^3 \rho_s^o \Delta e_{it-s}^o + \rho_0^p \Delta e_{it}^p + \sum_{s=0}^2 \beta_s^y \Delta w_{it-s}^y + \sum_{s=0}^2 \beta_s^o \Delta w_{it-s}^o + f_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

ahol a bal oldalon  $r_{it}^y$  a belépő fiatalok száma áll. Bár a kiszorítási hatást a korábbival megegyezően azonosíthatjuk, az együtthatók tartalma eltér a korábbiakból, hiszen a magyarázó változóknak az elbocsátásban játszott szerepe itt nem jelenik meg. Abban az esetben, ha az előző egyenletben szignifikáns eredményt kapunk, itt viszont nem, arra következtethetünk, hogy az alkalmazkodásnak fontos módja az elbocsátás. Mivel az egyenlet jobb oldalán nem a bal oldali változó differenciája szerepel, ezt az egyenletet egyszerű fixhatás-moddal becsültük meg.

Ahogy erről korábban már szó volt, az életkor szerepe a munkakereslet esetében megkérdőjelezhető, helyette lehetséges, hogy a munkatípusokat a munkapiaci tapasztalat segítségével érdemes megkülönböztetni. Ennek megfelelően a (3) és (4) egyenletet úgy is megbecsültük, hogy a *fiatal*, *idősebb* és a *középkorú* munkavállalók helyett *kis*, *nagy* és *közepes tapasztalattal* rendelkezőket szerepeltettünk, megtartva a fogalmak korábban bevezetett meghatározását.

Ha munkanélküliség effektív nyomásként jelenik meg a munkapiacon, és ha a piac szerkezete erre lehetőséget ad, akkor a romló piaci körülmények a bérek csökkenését vagy növekedésének lassulását okozhatják. Mivel Magyarországon a mobilitás mértéke visszafogott, a kiszorítás a béreken keresztül is megjelenhet. Ezt egy standard Mincer-féle béregyenlettel, annak kibővítéseként modelleztük. A bértömeggazdálkodásból és a munkatípusok közötti korlátozott, de lehetséges átváltásból az



következik, hogy a munkahelyeken az idősebb korosztály arányának megnövekedésével – más alkalmazkodás híján – a fiatalok bére, a fiatal kor bérhozama lecsökken. A vizsgált összefüggés a következő:

$$w_{ijt} = \alpha + \beta X_{jt} + \gamma^1 a_{jt} + \gamma^2 a_{jt}^2 + \delta^{y1} a_{jt} s_{it}^y + \delta^{y2} a_{jt}^2 s_{it}^y + \delta^{o1} a_{jt} s_{it}^o + \delta^{o2} a_{jt}^2 s_{it}^o + \gamma^y s_{it}^y + \gamma^o s_{it}^o + f_i + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

ahol  $w_{ijt}$  az  $i$ -edik vállalat  $j$ -edik fiatal dolgozójának bére logaritmusban a  $t$ -edik időpontban,  $X_{jt}$  az egyéni jellemzőket jelöli, amilyen például a nem vagy az iskolai végzettség, de idekerülnek a munkahelyre és a helyi munkapiacra jellemző tényezők is, amilyen például az ágazat vagy a helyi munkanélküliség nagysága. A munkatapasztalat hatását  $a_{jt}$  és annak négyzete méri. A fiatal és az idősebb munkavállalók arányát a munkahelyen a foglalkoztatottak között rendre  $s_{it}^y$  és  $s_{it}^o$  mutatja. Ebben az egyenletben a kiszorítás hatását az életkor és az idősebb korosztály arányának interakciójához tartozó együttható negatív értéke tükrözi. Ilyen esetben az életkor bérhozama kisebb ahhoz képest, mintha kevesebb idősebb munkavállaló lenne a munkahelyen. Ezt az egyenletet egyszerű OLS eljárással becsültük, amelyben szerepelnek munkahelyi szintű fix hatások.

A béreket vizsgáló egyenlet több tekintetben is eltér a korábbiaktól. Ez az egyenlet nem munkahelyi, hanem egyéni szintű. Nemcsak a fiatalokra vonatkozik, hanem minden munkavállalóra, így egyúttal kimutatja azt is, ha az idősebbek megnövekedett aránya az idősebbek bérére hatást gyakorol, és azt is, hogy a fiatalok arányának milyen a hatása.

## Becslési eredmények

A kiszorítási hatás lehetőségét korábban nemzetgazdasági szintre aggregált adatokkal vizsgáltuk, és mivel jelenlétét legtöbbször ilyen adatokon becsülik meg, az összehasonlíthatóság kedvéért elsőként mi is ezt tesszük. A regressziók a *Gruber–Wise* [2010] szereplő országtanulmányokban használthoz hasonlóak. Bal oldalukon a fiatalok foglalkoztatási majd munkanélküliségi rátája, jobb oldalon pedig az idősebbek foglalkoztatási rátája és egyéb kontrollváltozók találhatóak, mint amilyen a GDP vagy a legjobb munkavállalási korú emberek foglalkoztatási rátája.

A 2. táblázatban bemutatott eredmények megerősítik azt, amit a nyers adatokra ránézve is sejtettünk: az egyenletben stabilan negatív együtthatókat becsülünk az idősök foglalkoztatási rátájára, a  $-1,2$  és  $-0,8$  közötti tartományban mozogó értékkel. Az együttható becslése az 1. alapspecifikáció mellett akkor is megőrzi szignifikanciáját, ha az oktatási expanzió hatását kiszűrendő, bevonjuk a nappali oktatásban részt vevők arányát (3. specifikáció), szintek helyett differenciákat vizsgálunk (4. specifikáció), vagy egyidejűség helyett késleltetést teszünk fel (2. specifikáció). A helyzet ezekben az esetekben hasonló, ha a függő változó nem a foglalkoztatás aránya, hanem a munkanélküliség: az összefüggés megmarad, az idősebbek foglalkoztatásának együtthatója ekkor pozitív. Megváltozik azonban az eredmény, ha

a konjunktúraciklust a GDP volumenindexével közelítjük (akár a feldolgozóipar arányával vagy anélkül). Ilyenkor az idősebbek foglalkoztatásának hatása ismét szignifikáns, de előjele megváltozik, a fiatalok foglalkoztatását inkább erősíteni látszik. Az aggregált adatok alapján tehát nem tudunk robusztus következtetéseket levonni az adott körülmények között.

## 2. táblázat

Az idősebbek foglalkoztatási helyzetének hatása a fiatalok munkapiaci esélyeire (regressziós eredmények aggregált adatok alapján)

A) Függő változó: a 15–24 évesek foglalkoztatási rátája

	1.	2.	3.	4.	5.	6.
	specifikáció					
	(szint)	(szint)	(szint)	(különbség)	(szint)	(szint)
Foglalkoztatási ráta						
25–54	2,325*** (0,682)		2,220*** (0,592)			
55–64	-1,127*** (0,159)		-0,837*** (0,195)		-0,0798 (0,599)	0,494 (0,571)
Foglalkoztatási ráta, késleltetett						
25–54		-1,049 (0,752)				
55–64		-0,588** (0,203)				
Nappali tagozatos tanulók aránya, 15–24			-0,301* (0,143)			
Foglalkoztatási ráta, differencia						
25–54				1,572** (0,646)		
55–64				-0,982** (0,320)		
Nappali tagozatos tanulók aránya, 15–24				-0,285 (0,200)		
GDP-volumenindex					-0,00259 (0,00285)	-0,00537* (0,00272)
Feldolgozóipar aránya						0,0179* (0,00810)
Konstans	-1,128** (0,459)	1,154* (0,501)	-0,965** (0,404)	0,00538 (0,00640)	0,585*** (0,167)	0,349* (0,177)
<i>T</i>	13	10	13	12	13	13
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,933	0,948	0,955	0,567	0,865	0,913

Zárójelben a standard hibák. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

## B) Függő változó: a 15–24 évesek munkanélküliségi rátája

	7.	8.	9.	10.	11.	12.
	(szint)	(szint)	(szint)	specifikáció (különbség)	(szint)	(szint)
Foglalkoztatási ráta						
25–54	-3,398** (1,171)		-3,226** (1,036)			
55–64	0,797** (0,272)		0,321 (0,341)		-0,847 (0,945)	-1,431 (1,033)
Foglalkoztatási ráta, késleltetett						
25–54		-0,677 (0,930)				
55–64		0,594** (0,251)				
Nappali tagozatos tanulók aránya, 15–24			0,494* (0,251)			
Foglalkoztatási ráta, differencia						
25–54				-2,114** (0,862)		
55–64				1,240** (0,427)		
Nappali tagozatos tanulók aránya, 15–24				0,483 (0,267)		
GDP-volumenindex					0,00433 (0,00449)	0,00715 (0,00493)
Feldolgozóipar aránya						-0,0182 (0,0147)
Konstans	2,427** (0,787)	0,510 (0,620)	2,158** (0,707)	-0,0211** (0,00854)	-0,109 (0,263)	0,130 (0,321)
<i>T</i>	13	10	13	12	13	13
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,468	0,750	0,628	0,562	0,102	0,234

Zárójelben a standard hibák. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

A következőkben az aggregált adatokat elhagyva, a (3) egyenlet alapján a foglalkoztatás, a (4) egyenlet alapján a fiatalok felvétele, a (5) egyenlet alapján pedig a bérek alakulása alapján vizsgáljuk a kiszorítási hatást.

*A foglalkoztatás szintje és változása, a belépők száma*

A foglalkoztatás szintjét a (3) egyenletnek megfelelően dinamikus panelmodellként becsültük meg. Mivel az egyenlet intézményspecifikus fix hatást tartalmaz, differenciálás után a bal oldali változó késleltetett differenciája a jobb oldalon endogén lesz,

így valamilyen instrumentális változós becslést kell alkalmazni. A probléma kezelésére *Arellano–Bond* [1991] módszerét használtuk, a modellből fakadó ortogonalitási feltételek teljességét kihasználva. Az egyenletben minden változó a munkahelyek szintjén értelmezett (a foglalkoztatottak száma mellett ilyen a bér is).

A fiatal foglalkoztatottak munkahelyeken belüli számára vonatkozó becslési eredményeket a 3. táblázat mutatja be különböző specifikációkban. Az első két oszlopban közölt eredmények életkori (1. és 2. specifikáció), míg a második két oszlopban tapasztalati csoportok szerint készültek (3. és 4. specifikáció). A táblázatban az első sorokban a fiatalabb/kis tapasztalatú, majd az idősebb/nagy tapasztalatú foglalkoztatottak késleltetett számához tartozó becslült együttthatók jelennek meg aszerint, hogy a késleltetés hány időszakos. A magyarázó változók következő blokkjában a bér logaritmusának késleltetett értékei szerepelnek, hasonló bontásban és jelöléssel. Az esetszám minden esetben kisebb, mint az összes munkahely száma, és a tapasztalat szerint meghatározott csoportok esetében jelentősen kisebb a kor szerint meghatározottnál is. Ennek az az oka, hogy azok a munkahelyek, amelyekben nincs valamelyik kor- vagy tapasztalati csoportból, nem szerepelnek a becslésben, mivel bérük nulla lenne. A táblázat nem tartalmazza azt a triviális esetet, amikor minden változó azonos időszakban, szintben szerepel a becslésben. Egy ilyen specifikációban az idősebbek számához tartozó együtttható negatív, jelezve, hogy adott keretek között átváltás van a két munkatípus között. Az idősebbek bérének együttthatójára kapott becslés is negatív, bár nem szignifikáns. Ez utóbbi közvetett bizonyítékot jelent arra, hogy a két munkatípus között helyettesítő kapcsolat van.

Az eredmények alapján a fiatalok foglalkoztatásában csekély perzisztencia mutatkozik: az egy évvel korábbi állomány minden egy fője további késleltetések nélkül 0,2 fő jelenbeli foglalkoztatását jelzi előre, de szignifikáns hatású a bal oldali változó 3 időszaknyi késleltetése is. A munkakereslet árérzékenységevel konzisztens a fiatalok 1 időszakkal késleltetett bérének együttthatójára kapott negatív becslés. A 2 időszakkal késleltetett változóra kapott pozitív becslés is szignifikáns, ez azonban már nem konzisztens a kereslet negatív árrugalmasságával.

Az eredmények az idősebbek foglalkoztatásának egyértelműen szignifikáns, negatív hatását mutatják. A foglalkoztatási hatás a fiataloknál tapasztaltnál nagyobb, és minden esetben negatív előjelű: 1 időszakos késleltetéssel egy új idősebb ember foglalkoztatása mintegy 0,4 fővel csökkenti a foglalkoztatott fiatalok számát. A hatás nagysága a további késleltetéseknel mérséklődik, szignifikanciája azonban megmarad.

A tapasztalati csoportokra becslült eredmények (3. és 4. specifikáció) előjelüket és szignifikanciájukat tekintve az előbbiekhöz hasonlóak, mérsékelt perzisztencia mellett itt is az idősebbek számának és bérének negatív hatását látjuk. A hatás ugyanakkor – főként egész rövid távon – a korcsoportok esetében mértnél jelentősen kisebb az idősebbek száma és nagyobb a bérek esetében. A béreknél a hatások stabilitása és konzisztenciája is szembeszökő, azok mindkét csoportra és mindkét késleltetésre szignifikánsak és negatívak. A korábbinak mintegy negyedére csökkent esetszám mellett is stabilabb eredmények arra engednek következtetni, hogy a kizorítás vizsgálatához a kor helyett munkatapasztalat alapján lehet releváns csoportokat képezni.

## 3. táblázat

A fiatal korcsoportban foglalkoztatottak számára ható tényezők regressziós becslése, dinamikus panelmodell [(3) egyenlet, *Arellano–Bond* [1991] módszerével becslve]

	1.	2.	3.	4.
	specifikáció			
<b>A FOGLALKOZTATOTTAK SZÁMA</b>				
	Fiatalabbak		Kis tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	0,253*** (0,0712)	0,212*** (0,0792)	0,264*** (0,0665)	0,261*** (0,0692)
2 időszaknyi késleltetés	0,0270 (0,0518)	0,000492 (0,0696)	0,00492 (0,0300)	0,00370 (0,0302)
3 időszaknyi késleltetés	0,0822*** (0,0318)	0,113*** (0,0310)	0,0494** (0,0246)	0,0495** (0,0246)
	Idősebbek		Nagy tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,399*** (0,132)	-0,403*** (0,137)	-0,0126*** (0,0043)	-0,0130* (0,0076)
2 időszaknyi késleltetés	-0,0408** (0,0188)	-0,0754*** (0,0274)	-0,0475** (0,0216)	-0,0446* (0,0241)
3 időszaknyi késleltetés	-0,156*** (0,0273)	-0,169*** (0,0304)	-0,0151 (0,0137)	-0,0183 (0,0129)
	Középkorú		Közepes tapasztalatú	
	0,0537*** (0,0164)		-0,00115 (0,00213)	
<b>A BÉR LOGARITMUSA</b>				
	Fiatalabbak		Kis tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,811* (0,476)	-0,361 (0,615)	-0,551*** (0,183)	-0,577*** (0,181)
2 időszaknyi késleltetés	0,775* (0,422)	0,942* (0,500)	-1,025*** (0,191)	-1,044*** (0,197)
	Idősebbek		Nagy tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,952*** (0,348)	-0,911*** (0,339)	-1,229*** (0,302)	-1,242*** (0,307)
2 időszaknyi késleltetés	1,144*** (0,218)	0,838*** (0,2520)	-0,862*** (0,183)	-0,873*** (0,182)
Konstans	3,962 (5,512)	5,184 (6,187)	42,98*** (4,206)	43,56*** (4,483)
N	19 163	19 163	3979	3979
Panelegységek száma	5011	5011	1513	1513

Zárójelben a megfigyelések klaszterezettségét figyelembe véve számított standard hibák.

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

## 4. táblázat

A munkahelyre belépő fiatal foglalkoztatottak számára ható tényezők regressziós becslése, panelmodell, fix hatásokkal [(4) egyenlet, *Arellano-Bond* [1991] módszerével becsülve]

	1,	2,	3,	4,
	specifikáció			
<b>A FOGLALKOZTATOTTAK SZÁMA</b>				
	Fiatalabbak		Kis tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	0,0201*** (0,00419)	0,0142 (0,0112)	0,0642*** (0,0211)	0,134*** (0,0496)
2 időszaknyi késleltetés	0,0217*** (0,00594)	0,0193*** (0,00419)	0,0304 (0,0245)	0,0599** (0,0265)
3 időszaknyi késleltetés	0,00241 (0,00464)	0,0239** (0,0105)	0,0769*** (0,0175)	0,0814*** (0,0139)
	Idősebbek		Nagy tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,00651*** (0,00187)	0,0108* (0,00631)	0,00309 (0,00468)	0,0189 (0,0128)
2 időszaknyi késleltetés	-0,0139*** (0,00456)	-0,0159*** (0,00522)	-0,0139 (0,0163)	-0,0225 (0,0143)
3 időszaknyi késleltetés	0,00528 (0,00345)	0,0131* (0,00791)	-0,0164 (0,0134)	0,0109 (0,0155)
	Középkorú		Közepes tapasztalatú	
	0,00775*** (0,00109)		0,00568*** (0,00121)	
<b>A BÉR LOGARITMUSA</b>				
	Fiatalabbak		Kis tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,180*** (0,0289)	-0,218*** (0,0476)	-0,187** (0,0877)	-0,192* (0,105)
2 időszaknyi késleltetés	-0,0753** (0,0299)	-0,158*** (0,0594)	-0,234** (0,0997)	-0,307*** (0,107)
	Idősebbek		Nagy tapasztalatúak	
1 időszaknyi késleltetés	-0,0996*** (0,0315)	-0,119** (0,0515)	-0,337*** (0,108)	-0,286** (0,115)
2 időszaknyi késleltetés	0,146*** (0,0291)	0,110*** (0,0331)	-0,0533 (0,102)	-0,114 (0,104)
Konstans	2,166*** (0,441)	4,353*** (1,412)	8,897*** (1,155)	10,24*** (1,727)
<i>N</i>	27 588	27 588	7368	7368
Panelegységek száma	6876	6876	2851	2851

Zárójelben a megfigyelések klaszterezettségét figyelembe véve számított standard hibák.

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

A 2. és a 4. specifikáció annyiban tér el az 1. és a 3. specifikációtól, hogy nem szerepel benne a középkorú/közepes tapasztalattal rendelkező csoport nagysága. A középkorúak foglalkoztatottjainak számát szerepeltetve alig változnak az eredmények, csak a fiatalok legkevésbé késleltetett bérének együttthatója lett inszignifikáns.

A belépések számának alakulására vonatkozó, a (4) egyenleten alapuló becslési eredményeket a 4. táblázat mutatja be. Az egyenlet jobb oldalán ugyanazokat a változók állnak differenciálva, mint az előző esetben, a függő változó most csak a frissen belépett fiatalok/kis tapasztalatók száma. A belépésekre a munkavállalók mind kor, mind tapasztalat szerint képzett csoportjainak hatását vizsgálva a fiatalok/kis tapasztalatók saját jellemzőinek hatása hasonlít ahhoz, amit a foglalkoztatás esetében láttunk. A foglalkoztatás időben közeli nagyobb értékei növelik a beáramlást, míg a nagyobb bérek csökkentik azt.

A kiszorítási hatásra vonatkozó eredmények a korcsoportos beosztás esetében a korábbiakhoz hasonlóan, de annál gyengébben és csak kis késleltetés esetében látszanak megerősíteni az idősebbek negatív foglalkoztatási és bérhatásait. A tapasztalat szerinti beosztás esetében az idősek számának hatása nem, bérük hatása pedig csak egy késleltetéssel szignifikáns. Ez arra utalhat, hogy felvételnél a foglalkoztatással szemben a kor, nem pedig a tapasztalat a releváns. Mivel a foglalkoztatás esetében szignifikáns eredményt kaptunk a tapasztalat hatására, feltételezhető, hogy a kis tapasztalatókat nem a felvétel visszafogása, hanem inkább az elbocsátások sújtják.

#### *A kis tapasztalató munkavállalók bére*

A korábbiakban azt láttuk, hogy az idősebb munkavállalók növekvő foglalkoztatásának a fiatalabbakéra gyakorolt hatása negatív, ugyanakkor a hatás bizonyos esetekben a késleltetett béren keresztül jelentkezett. Jelen lehet ugyanakkor egy fordított és közvetlen hatás: az idősebbek megnövekedett foglalkoztatása hathat a bérekre. Egy olyan munkapiacon, ahol a foglalkoztatáson kívül maradottak aktívan keresnek munkát, joggal feltételezhető, hogy a fokozott verseny hatására az adott munkaerő bérét nyomottan lehet tartani – ez a Magyarországon is dokumentált „bérgörbe” hatása (Kertesi–Köllő [1998]). A 2. ábra tanúsága szerint a fiatalok esetében Magyarországon a nagy munkanélküliség megadja a feltételeket egy ilyen helyzet kialakulásához. A kiszorítási hatás jelenlétére nézve a bérek esetében az lehet a hipotézisünk, hogy amelyik munkahelyen az idősebbek, illetve nagyobb tapasztalató dolgozók aránya nagyobb, ott a fiatalok bére akkor is kisebb, ha minden más tulajdonságot rögzítünk. Ez a (5) egyenlet alapján azt jelenti, hogy egy bérregresszióban az egyéni jellemzőket kiszűrve a kis tapasztalat hozama ezekben annál kisebb, minél nagyobb arányban dolgozik idősebb dolgozó az adott munkahelyen. Ebben az esetben tehát a tapasztalatot szerepeltetjük az egyenletben.

Ebben az esetben a bérek (logaritmusának) szintjét vizsgáltuk az egymást követő években keresztmetszeti béregyenletek segítségével. A becslült egyenletek a keresztmetszeti bérszóródást magyarázzák keresztmetszeti hatásokkal. A béregyenlet a korábbiaktól eltérően minden dolgozóra vonatkozik, így a hatás többirányú lehet: nem-

## 5. táblázat

A tapasztalati csoportok foglalkoztatáson belüli arányának hatása a tapasztalat bérhozámaira (regressziós becslések 1997 és 2004 között; függő változó a bruttó bér logaritmusa)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
A TAPASZTALATI CSOPORT × NAGY TAPASZTALATÚÁK ARÁNYA							
0–1 éves	0,300 (0,354)	0,612* (0,352)	-0,150 (0,103)	-0,0526 (0,146)	0,129 (0,129)	-0,247 (0,217)	0,0185 (0,133)
2–6 éves	0,405*** (0,0996)	0,476*** (0,0950)	0,382*** (0,0499)	0,206*** (0,0517)	0,433*** (0,0498)	0,0236 (0,0405)	-0,0889*** (0,0286)
7–11 éves	0,316*** (0,0919)	0,214*** (0,0830)	0,0920** (0,0451)	0,140*** (0,0504)	0,365*** (0,0496)	0,372*** (0,0374)	0,00651 (0,0264)
12–16 éves	0,220*** (0,0822)	0,156** (0,0760)	0,0290 (0,0407)	-0,0917** (0,0450)	-0,0356 (0,0442)	-0,0279 (0,0351)	0,0595** (0,0244)
17–21 éves							
22–26 éves	0,0344 (0,0743)	-0,0503 (0,0676)	-0,0683* (0,0370)	-0,152*** (0,0408)	-0,147*** (0,0392)	-0,00586 (0,0312)	0,0267 (0,0220)
27–31 éves	-0,0317 (0,0720)	-0,104 (0,0664)	-0,0317 (0,0362)	-0,197*** (0,0392)	-0,134*** (0,0380)	0,00292 (0,0304)	0,0141 (0,0214)
32–36 éves	-0,0803 (0,0782)	0,0146 (0,0698)	0,0961*** (0,0368)	-0,0669* (0,0406)	-0,168*** (0,0379)	0,0175 (0,0306)	-0,0111 (0,0212)
37–41 éves	0,111 (0,0883)	-0,0290 (0,0734)	-0,0836** (0,0416)	-0,121*** (0,0441)	-0,0944** (0,0413)	-0,0815** (0,0321)	-0,0865*** (0,0223)
42–56 éves	0,0382 (0,113)	0,0847 (0,0781)	0,0420 (0,0533)	-0,00135 (0,0490)	0,114** (0,0483)	0,166*** (0,0395)	-0,171*** (0,0263)
57– éves	-0,139 (0,614)	0,190 (0,210)	0,119 (0,127)	0,0158 (0,128)	-0,0870 (0,114)	0,335*** (0,0859)	-0,0547 (0,0410)

referenciakategória



Az 5. táblázat folytatása

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
A nagy tapasztalatúak aránya	-0,175*** (0,0572)	-0,216*** (0,0504)	-0,369*** (0,0286)	-0,402*** (0,0313)	-0,392*** (0,0297)	-0,512*** (0,0244)	-0,155*** (0,0168)
A kis tapasztalatúak aránya	0,512*** (0,0651)	0,206*** (0,0588)	0,316*** (0,0535)	-0,0557 (0,0409)	1,083*** (0,0713)	0,758*** (0,0693)	0,653*** (0,0676)
Iskola: szakmunkásképző vagy szakiskola	0,194*** (0,00169)	0,185*** (0,00173)	0,178*** (0,00157)	0,190*** (0,00163)	0,115*** (0,00166)	0,0992*** (0,00168)	0,161*** (0,00134)
Érettségi	0,441*** (0,00126)	0,417*** (0,00132)	0,393*** (0,00126)	0,418*** (0,00137)	0,348*** (0,00140)	0,300*** (0,00138)	0,339*** (0,00109)
Egyetem	0,815*** (0,00127)	0,821*** (0,00131)	0,870*** (0,00124)	0,885*** (0,00136)	0,788*** (0,00138)	0,795*** (0,00137)	0,932*** (0,00109)
Nő	-0,0844*** (0,00106)	-0,0814*** (0,00108)	-0,0797*** (0,00101)	-0,0940*** (0,00106)	-0,0785*** (0,00107)	-0,0659*** (0,00104)	-0,0631*** (0,000811)
Konstans	10,68*** (0,0193)	10,21*** (0,0668)	10,69*** (0,0604)	10,52*** (0,0449)	10,65*** (0,0495)	10,93*** (0,0357)	11,16*** (0,0242)
N	398 335	379 523	420 643	417 434	413 961	445 173	517 653
R <sup>2</sup>	0,617	0,624	0,658	0,652	0,600	0,598	0,711

Zárójelben a standard hibák. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Megjegyzés: a táblázatban nem szerepel, de a regresszióban szerepelt még a tapasztalati csoportok interakció nélküli indikátorai, valamint a tapasztalati csoportoknak a kis tapasztalati csoport arányával vett interakciója.

csak az idős embereknek a fiatalokra gyakorolt hatása mutatható ki, de fordítva: a fiataloknak az idős emberek bérére gyakorolt hatása is. A több évre elkészült becslés előnye, hogy több év eseményeinek átlagolása helyett nyomon követhetjük a kiszorítási hatás időbeli kibontakozását is. A két nemet összevonva és külön-külön becsülve így összesen hat becslés készült.

Az életkori csoportok arányának felhasználásával készült becsléseket az 5. táblázat tartalmazza annak az 1997 és 2003 közötti időszaknak minden évére, amikor az idősebb emberek foglalkoztatási aránya érezhetően megnőtt. Az egyenlet függő változója a bruttó bér logaritmus, a jobb oldalon pedig a bemutatott együtthatók mellett szerepelnek a munkaadó ágazatának indikátorai, valamint az egyes munkahelyek földrajzi helyét azonosító indikátorok a helyi munkapiaci viszonyokat jellemző fix hatásként. A 0–1, 2–6, 7–11, 12–16, 17–21, 22–26, 27–31, 32–36, 37–41, 42–56 és több mint 56 éves tapasztalattal rendelkező munkavállalók kategóriáit alakítottuk ki; a referenciakategória az átlagos, 17–21 év tapasztalattal rendelkezőké. Az ezekhez a változókhoz tartozó együtthatóbecslések adják a tapasztalati (vagy *életpálya*) bérprofil alakját az (5) egyenletnél rugalmasabb formában. Az egyenletben szerepel ugyanezen változócsoporthoz a nagy és a kis tapasztalatúaknak a munkahely dolgozói közötti arányát mutató változóval vett interakciója is. Figyelmünk most az előbbire, a tapasztalati profilnak a nagy tapasztalattal rendelkezők arányával vett interakcióra irányul, valamint magára az arányra. Mivel a bevont kontrollváltozók száma igen nagy, és ezek számos releváns tényezőt rögzítenek, joggal remélhetjük, hogy ezek az arányok valóban csak azt a jelenséget ragadják meg, amire kíváncsiak vagyunk.

A Mincer-féle egyenletekben szereplő változók becsült együtthatói a várt módon viselkednek. Az (itt nem mutatott) életkori profil fordított *U*-hoz hasonló alakú, a legutolsó időszakban a kezdetinél jelentősen enyhébb visszahajlással. Az iskolázottsági szintekhez tartozó együtthatók az alapfokhoz képest szintén folyamatos növekedést mutatnak, a nőket jelző indikátor együtthatója pedig negatív, ami az összevont egyenletekben megszokott bérhátrányt mutatja. Ezek az eredmények lényegében minden évre érvényesek.

A nagy tapasztalatúak aránya mutatja azt a bérkülönbséget, amivel a referenciául szolgáló átlagos tapasztalatú dolgozók szembesülnek akkor, ha a munkahelyen megnő az idősebb dolgozók aránya. Ez az együttható minden évben szignifikáns és negatív, nagysága azonban 1998 után a korábbi kétszeresénél nagyobbra nő, és ez a hatás megmarad 2002-ig. Az átlagos dolgozótól eltérő csoportok esetében a hatást az interakciós változó mutatja. Itt a nem szignifikáns eredmény az átlagoshoz hasonló negatív hatásról tanúskodik, a negatív együttható további hátrányt, a pozitív pedig relatív előnyt mutat, ami az együttható függvényében a hátrány hiányát jelentheti. Ezek alapján azt tapasztaljuk, hogy a kis tapasztalatúak esetében nem mutatkozik jele további hátrálynak, az átlagos negatív hatás azonban itt is érvényesül. Ehhez hasonló vagy ennél nagyobb is az a hátrány, amit több, jellemzően az átlagnál nagyobb tapasztalatú csoport szenved el, főleg a 2000-es évek után. Az időbeliség alapján ugyanakkor ebben az esetben az általánosnál is bizonytalanabb, hogy az idősök aktivitásának hatásáról van szó – a minimálbér emelésének hatása legalább ennyire valószínű magyarázat lehet.

Az eredmények robusztusságának vizsgálata érdekében a becslést elvégeztük a nők és férfiak bérére nézve külön is (ez eredményeket itt nem közöljük). A hatások a leírtakhoz mindkét nem esetében hasonlóak voltak, de a nők esetében az átlagnál jelentkező negatív hatás már az időszak elején érezhető, míg a férfiaknál csak 2000-tól, összhangban a náluk két évvel későbbi effektív korhatáremeléssel.

## Összefoglalás

Magyarországon több európai országhoz hasonlóan erősen megnövekedett az idősebb munkavállalók száma és aránya a munkahelyeken. Ezt nem pusztán a demográfiai változások okozzák, hanem az is, hogy a kormányzati intézkedések, mindelelőtt a nyugdíjkorhatár kitolása az idősebbeket fokozott aktivitásra serkentette. Ilyen helyzetben joggal merül fel a kérdés, hogy nincs-e a megnövekedett aktivitásnak nem szándékolt mellékhatása, például a fiatalok foglalkoztatására gyakorolt negatív hatás formájában. A tanulmány ezt a kérdést empirikus eszközökkel vizsgálta a közszféra foglalkoztatási és béradatai segítségével.

Dinamikus, késleltetett alkalmazkodást feltételező munkaerő-gazdálkodási modell alapján, munkahelyi foglalkoztatási és egyéni béradatok becslésével, a foglalkoztatásra, a fiatal munkaerő felvételére és a bérekre gyakorolt hatáson keresztül kíséreltük meg kimutatni a kiszorítási hatást.

A foglalkoztatási adatokon végzett becslések azt mutatják, hogy az idősebbek növekvő foglalkoztatása a fiatalabbak, illetve a kisebb tapasztalattal rendelkezők hátrányának növekedésével jár egy-két éves időtávon. A fiatalabb korúakat vizsgálva a negatív hatások inkább a foglalkoztatási esélyeken keresztül jelentkeznek, a kis tapasztalatúak esetében viszont inkább az idősebbek bérére át. Hasonló eredményt kapunk, ha csak a fiatal vagy kis tapasztalatú belépőkre gyakorolt hatásokat vizsgáljuk. A kor és a tapasztalat szerint is csoportosítva kiderül: ebben az esetben a kor a releváns. Összességében tehát úgy tűnik, hogy az idősebbek megnövekedett száma a foglalkoztatás szintjére és változására is hatással van, főként mennyiségén, kisebb részben pedig megváltozott árán/bérére keresztül.

A bérek vizsgálata azt mutatja, hogy az átlagos tapasztalatú munkavállaló esetében az idősebb munkavállalók arányának van hatása a bérekre, illetve a bérhözamokra. A negatív hatás ugyanakkor nem erősebb az igazán kis tapasztalatúak esetében, és 2001-ig éppenséggel nem is jelentkezik a második tapasztalati csoport, a 2–6 év tapasztalattal rendelkezők esetében. A kiszorítási hatás tehát nem érhető tetten a bérek esetében, de az idősebbek megnövekedett aránya több tapasztalati csoport bérére is negatívan hat.

A foglalkoztatási és a bérhatások vizsgálatával arra a következtetésre juthatunk, hogy a kiszorítási hatás létezik, de erősen korlátozott mértékben. Egyrészt a hatás rövid távúnak bizonyul. Másrészt a kisebb tapasztalattal rendelkezők bérében nem mutatkozik meg, aminek oka vagy az ebben a korcsoportban általában gyengén működő bérgörbe-mechanizmus, vagy az lehet, hogy a fiataloknak a növekvő nyomás ellen volt lehetőségük védekezni az oktatási rendszerbe áramlással.

*Hivatkozások*

- ARELLANO, M.–BOND, S. [1991]: Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence és an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, Vol. 58. No. 2. 277–297. o.
- BERGSTRÖM, P.–DAHLBERG, M.–MÖRK, E. [2004]: The Effects of Grants és Wages on Municipal Labour Demand. *Labour Economics*, 11. 315–334. o.
- BROWNING, M.–MEGHIR, C. [1991]: The Effects of Male és Female Labor Supply on Commodity Demands. *Econometrica*, Vol. 59. No. 4. 925–951. o.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR [2009]: Essays on Labour Market Behaviour at the Beginning és End of the Active Life-cycle. CEU, Budapest, [www.etd.ceu.hu/2010/cseres-gergelyz.pdf](http://www.etd.ceu.hu/2010/cseres-gergelyz.pdf).
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR [2007]: Ösztönzési hatások a magyarországi nyugdíjrendszerben. Megjelent: *Fazekas Károly–Cseres-Gergely Zsombor–Scharle Ágota* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör*, 2007. MTA KTI–OFA, Budapest, 103–116. o. <http://www.mtakti.hu/kiadvany/mt.html>.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR–KÁTAY GÁBOR–SZÖRFI BÉLA [2012]: A magyarországi munkapiac 2011–2012-ben. Megjelent: *Fazekas Károly–Benczúr Péter–Telegdy Álmos* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör*, 2012. MTA KRTK KTI–Országos Foglalkoztatási Közhasznú Nonprofit Kft., Budapest.
- EHRENBERG, R. G [1973]: The Demand for State és Local Government Employees. *The American Economic Review*, Vol. 63. No. 3. 366–379. o.
- ELEK PÉTER–SZABÓ PÉTER ANDRÁS [2013]: A közszférából történő munkaerő-kiáramlás elemzése Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 5. sz. 601–628. o.
- GRANT, J. H.–HAMERMESH, D. S. [1981]: Labor Market Competition Among Youths, White Women és Others. *The Review of Economics és Statistics*, Vol. 63. No. 3. 354–360. o.
- GRUBER, J.–WISE, D. A. [2010]: Social Security Programs és Retirement Around the World: The Relationship to Youth Employment. NBER Books. National Bureau of Economic Research, <http://ideas.repec.org/b/nbr/nberbk/grub08-1.html>.
- HERBERTSSON, T. T. [2001]: Why Do Icelanders Not Retire Early? *Pensionsforum*. Stockholm, <http://www.pensionsforum.nu/Why.pdf>.
- HOLTZ-EAKIN, D.–ROSEN, H. S. [1990]: Municipal Labor Demand in the Presence of Uncertainty: An Econometric Approach. Working Paper, No. 3516.
- JOUSTEN, A.–LEFEBVRE, M.–PERELMAN, S.–PESTIEAU, P. [2008]: The Effects of Early Retirement on Youth Unemployment: The Case of Belgium. IMF Working Paper Series, No. 08/30. 1–31. o., <http://ssrn.com/paper=1094212>.
- KÁTAY GÁBOR–NOBILIS BENEDEK [2009]: Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary. MNB Working Papers, 5. MNB. Budapest, [http://www.mnb.hu/Kiadvanyok/mnbhu\\_mnbfuzetek/mnbhu\\_WP\\_2009\\_5](http://www.mnb.hu/Kiadvanyok/mnbhu_mnbfuzetek/mnbhu_WP_2009_5).
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1998]: Regionális munkanélküliség és bérek az átmenet éveiben. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon – II. rész. *Közgazdasági Szemle*, 45. évf. 7–8. sz. 621–652. o.
- LAYARD, R.–NICKELL, S.–JACKMAN, R. [1991]: Unemployment: Macroeconomic Performance és the Labour Market. Oxford University Press, Oxford.
- POLLAK, R. A. [1969]: Conditional Demand Functions és Consumption Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 83. No. 1. 60–78. o.
- SKANS, O. N. [2005]: Age Effects in Swedish Local Labor Markets. *Economics Letters*, Vol. 86. No. 3. 419–426. o.