



BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK
BWP – 2013/3

**Kiszorítják-e az idősebb munkavállalók
a fiatalokat a közsférában?
Eredmények a magyarországi
nyugdíjkorhatár-emelés időszakából**

CSERES-GERGELY ZSOMBOR

**Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2013/3**

**Kiszorítják-e az idősebb munkavállalók a fiatalokat a közszférában?
Eredmények a magyarországi nyugdíjkorhatár-emelés időszakából**

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

Szerző:

**Cseres-Gergely Zsombor
tudományos munkatárs
Magyar Tudományos Akadémia
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézete
email: cseres-gergely.zsombor@krtk.mta.hu**

2013. február

**ISBN 978 615 5243 52 3
ISSN 1785 3788**

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

Kiszorítják-e az idősebb munkavállalók a fiatalokat a közsférában? Eredmények a magyarországi nyugdíjkorhatár-emelés időszakából

CSERES-GERGELY ZSOMBOR

Összefoglaló

A tanulmány az idős és fiatal munkavállalók közötti kiszorítási hatást vizsgálja a magyarországi közsférában munkahely-szintű adatokon. Az elemzés újdonsága a dezaggregált adatok használata mellett, hogy a foglalkoztatotti csoportok munkahelyi foglalkoztatási szintjeit, a fiatalok felvételi esélyeit és béreit is vizsgálja. Az eredmények azt mutatják, hogy a fiatalokat súlytó kiszorítási hatás a foglalkoztatáson és a béreken keresztül is jelentkezik, de korlátozott: csak a fiatalabb és legkevesebb tapasztalattal rendelkezőkre vonatkozik.

Tárgyszavak: fiatal munkaállalók, kiszorítás, foglalkoztatás

JEL kódok: J14, J23, J26, J45, J63

Köszönetnyilvánítás:

A kutatás az OTKA #NK 78255 pályázat finanszírozása révén valósult meg. (OTKA #NK 78255, Foglalkoztatás és bérek a közsférában - Mikroökonometriai elemzések). Ezúton szeretném megköszönni a munkában résztvevő kutatók segítő megjegyzéseit, amelyeket a kapcsolódó műhelybeszélgetésen tettek, valamint Szőke Bálint asszisztensi munkáját, amivel a tanulmány egy korábbi változatának elkészültét segítette.

**Do older employees crowd out young ones?
Evidence from Hungary in a period
of rising retirement age**

ZSOMBOR CSERES-GERGELY

Abstract

This study investigates the crowding out effect among old and young workers in the Hungarian public sector, using job-level data. The analysis improves upon analyses based on aggregate data by considering the levels of employment for various labour types and the employment opportunities and wages of the young on the job-level. Results indicate that the crowding out effect is realized through employment and wages as well, but is limited: it appears only in the case of only the youngest and least experienced.

Keywords: youth, ageing, employment, crowding out

JEL: J14, J23, J26, J45, J63

BEVEZETŐ

Az idősebb, 55 év feletti emberek foglalkoztatási aránya a 2000-es években jelentősen megnövekedett úgy Magyarországon, mint az Európai Unióban. A 55-64 évesek 1997-ben 36%-os foglalkoztatási rátája közel 10 százalékpontot nött tíz év alatt és ez a növekedés a később kibontakozott válság során is folytatódott (lásd az 1. árat). Mindeközben a fiatalabb, 15-24 éves emberek 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 azt jelenti-e mindez, hogy az idősebb emberek 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 és véletlen egybeesésről van szó? A munkanélküliségi adatok azt sugallják, hogy a csökkenésnek nem tisztán kínálati okai vannak, amilyen a fiatalok kitolódó iskolai részvétele: a válság előtti konjunktúrától eltekintve a fiatalok munkanélküli rátája is emelkedik és emelkedése meredekebb, mint az átlagos¹.

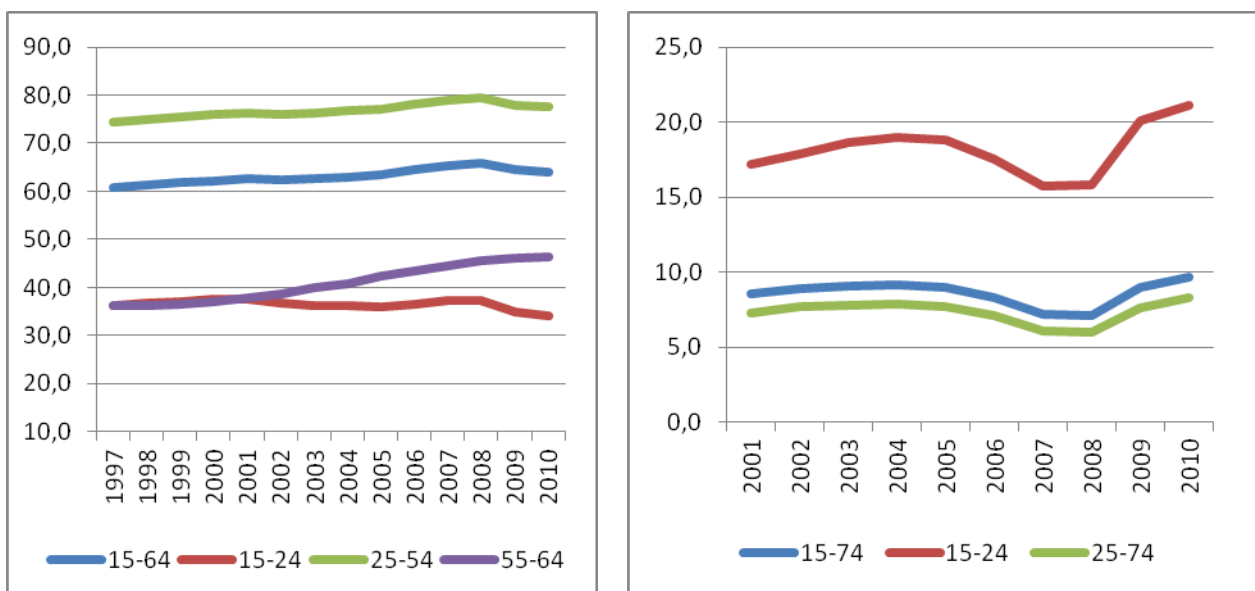
Az NBER az idősebb és fiatalabb munkavállalók közötti kapcsolatot vizsgáló kutatási programjának eredményeit 2010-ben publikálta (Gruber és Wise 2010). A szerzők és az egyedi országtanulmányok szerzői aggregált adatok alapján arra a következtetésre jutottak, hogy ha a kapcsolat ha létezik, inkább kedvező: az idősebbek foglalkoztatásával a fiataloké is nő, és nem csökken. Készültek korábban is hasonló, lényegesen egyszerűbb tanulmányok. (Herbertsson 2001) az 1. ábrán közöltekhez hasonló, OECD-tagországok adataira illeszt regressziót 1979 és 1998 között. 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, az nem tekinthető a két tényező közötti kapcsolatnak. Ennek oka a zavaró tényezők sorának jelenléte, de mindenekelőtt az, hogy az áruk alkalmazkodásáról nem vesz tudomást és mivel még stilizált közgazdasági modell sem kapcsolódik hozzá, jelentése tetszőleges lehet (Cseres-Gergely 2009a). Kis számban és igen különböző módszertannal, de a téma több kutatója túlmutatott már az aggregált adatok egyszerű elemzésén. (Layard, Nickell, és Jackman 1991) elméleti makromodellje segítségével mutatja meg, hogy éppen a bérek alkalmazkodása következtében, a nyugdíjasok piacról való kivonásával leginkább a bérszínvonal emelkedését, semmint a fiatalok munkanélküliségének csökkenését lehetne elérni. Azt a hiedelmet, hogy ez az alkalmazkodás nem történik meg és béremelkedés nélküli, a foglalkoztatás szintjét tartósan megváltoztatni képes beavatkozás lehetséges, a munkalehetőségek oszthatatlanságának téveszméjének (*lump of labour fallacy*) nevezték.

¹ Az idősebbekre EU27 szinten sajnos ez az adat nem elérhető, ahogy kor szerint bontott átlagbér-adat sem.

Megkérdőjelezzük, hogy a gazdaság egy adott méretű „doboz” lenne és amellet érvelnek, hogy az ár és mennyiségi alkalmazkodás együttesének 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 időszakokra. (Jousten et al. 2008) a korai nyugdíjazás lehetőségeinek fokozatos szűkülését használja ki, és belga idősoros adatok segítségével vizsgálja meg a kiszorítást. Eredményei szerint kiszorítás nem tapasztalható, sokkal inkább arról van szó, hogy mindkét csoport foglalkoztatása érzékeny a konjunktúraciklus alakulására, de a fiataloké különösen az.

1. ábra

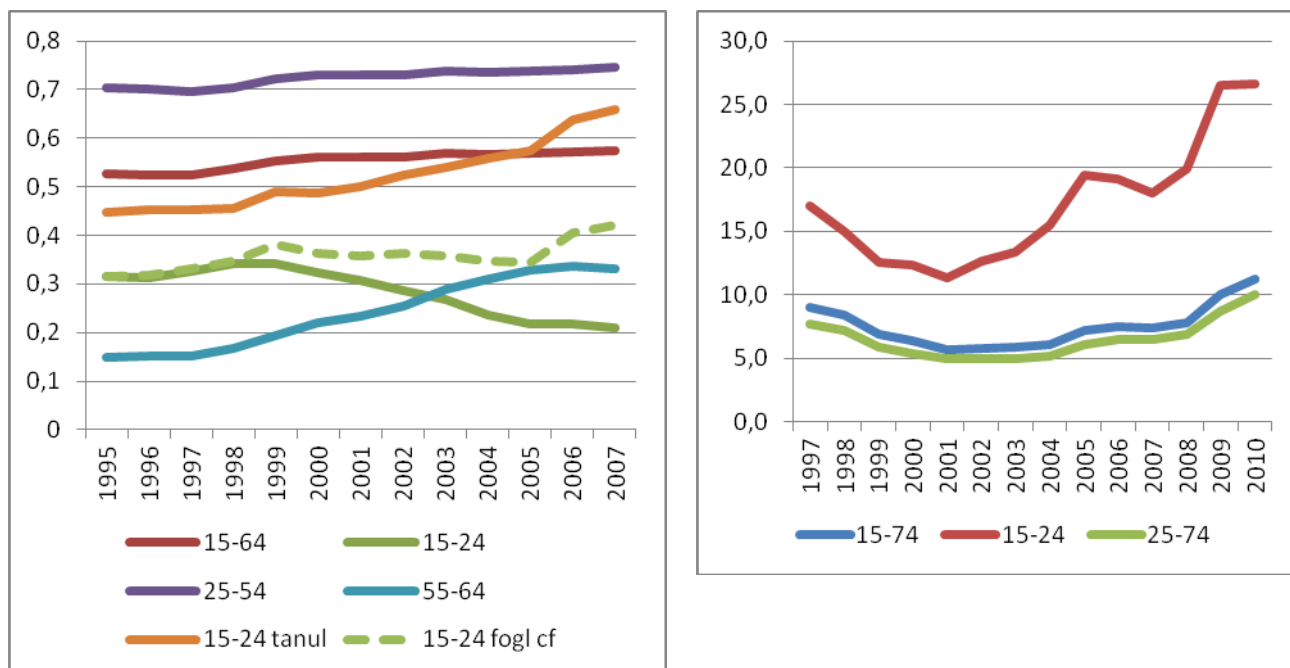
A népesség három korcsoportjának foglalkoztatási és munkanélküli rátája (bal és jobb oldali panel) az EU27 országaiban (éves átlagos adat)



Forrás: EUROSTAT on-line adatbázis, lfsi_emp_a és une_rt_a.

Úgy tűnik, hogy Magyarországon az EU-ban tapasztaltnál is jobban romlott a fiatalok munkapiaci helyzete, miközben jelentősen emelkedett a nyugdíjkorhatár – lásd a 2. ábrát. A lehetséges kiszorítási hatásról azonban a szembeötlő változások és az időről-időre felbukkanó aggodalmak ellenére még annyit sem tudunk, mint amennyit az EU27 esetében (az NBER kutatásban Magyarország nem vett részt). A 2. ábrán látható, hogy itt is az idősebbek foglalkoztatási arányának növekedésével párhuzamosan indul meg a fiatalokénak 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.

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



Forrás: saját számítások a KSH munkaerő felméréseinek adataiból és EUROSTAT on-line 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 közszférára kiterjedő adatok felhasználásával vizsgálom. A munkahelyi szintű adatok lehetővé teszik, hogy a zavaró hatásokat jobban kiszűrjük, így a kiszorítási hatás ok nélküli kimutatásának esélyét csökkentjük. A teljes gazdaság helyett csak a közszférát vizsgálva olyan területre koncentrálok, amelyen az ott alkalmazott személyzeti politika következtében a kiszorítás lehetősége nagyobb, mint máshol. E két finomítás az aggregált vizsgálatnál jóval nagyobb biztonságot ad a becslésnek. Az eredmények azt mutatják, hogy a kiszorítási hatás mérsékelt, de mind a mennyiségeken, mind az árakon keresztül jelentkeznek.

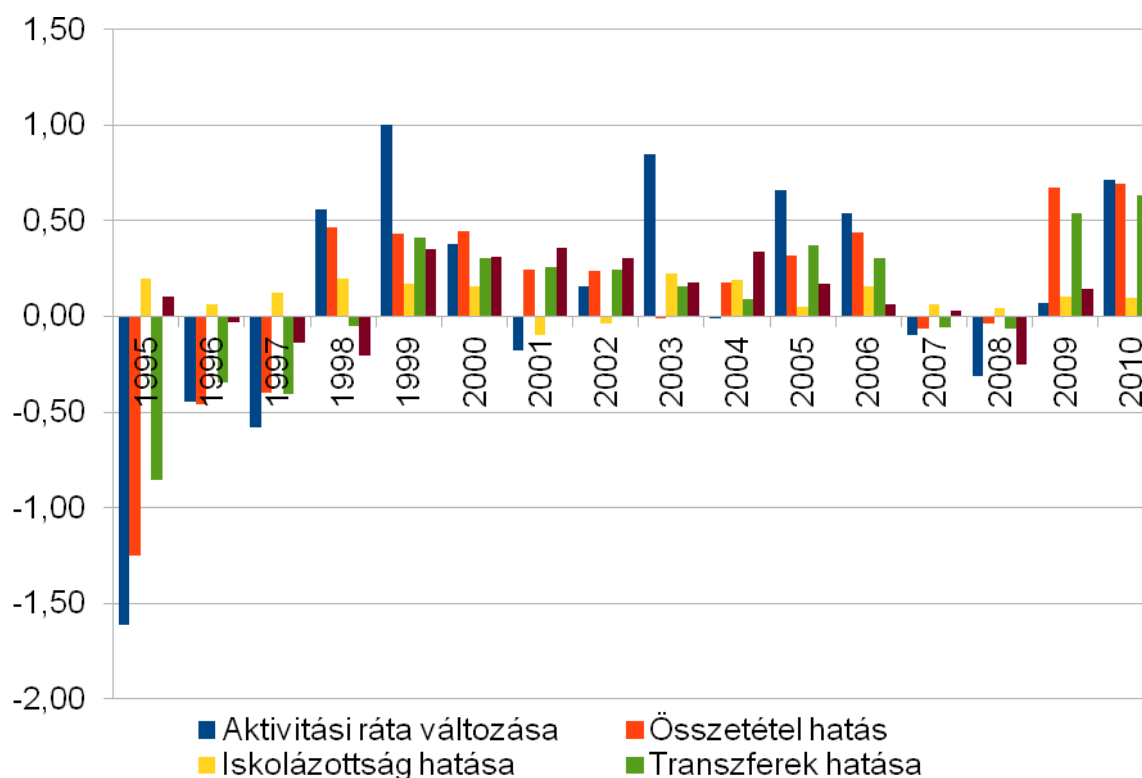
A tanulmány öt rövid részből áll. A következő részben írom le azokat a mechanizmusokat, amelyekről a kiszorítási hatás jelentkezését várhatjuk, és itt a fogalom össze a közszféra azon sajátosságait, amelyek valószínűsítik a kiszorítás fokozott érvényesülését. A harmadik részben ismertetem a felhasznált adatokat, a közszférában történő foglalkoztatás és bérezés korszerkezetének alakulására vonatkozó stilizált tényeket, valamint azokat az eljárásokat, amelyekkel a vázolt mechanizmusok működését vizsgálni fogom. A negyedik részben a becslések eredményeket mutatom be a fentieknek megfelelő szerkezetben. A tanulmány rövid összefoglalással zárul.

A KISZORÍTÁS LEHETSÉGES OKAI ÉS MECHANIZMUSAI A VERSENY- ÉS A KÖZSZFÉRÁBAN

Bármilyen eszközzel is akarjuk megmérni a fiatalok és az idősek munkapiaci esélyei közötti kölcsönhatás nagyságát, annak mozgatórugójával és irányával is tisztában kell lennünk. Egyrészt kellően biztosnak kell lennünk abban, hogy egy külsődleges tényező mozgatja az eseményeket, másrészt tárgyalnunk kell azokat a mechanizmusokat, amelyeken keresztül a két munkaerő közötti kölcsönhatás, így a kiszorítás is jelentkezhethet.

A kiszorítási hatás méréséhez ideális esetben olyan impulzusra van szükségünk, ami 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, amelynek 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 készletési viszonyokról (amilyen például az egyéni társadalombiztosítási vagyon nagysága) nem állnak rendelkezésre számítások, a gazdasági aktivitást dekomponáló számítása azonban azt mutatja, hogy 1999 és 2004 között az öregségi nyugdíj szigorításának hatása lehetett az aktivitási arány növekedésének egyik fő hajtóereje (Kátay Gábor - Nobilis Benedek 2009). A dekompozíció erre nem tér ki expliciten, de a korhatár emelésének aszimmetrikus voltából azt gondolhatjuk, amit az aktivitás kezdeti növekedésének vizsgálata is megerősít (Cseres-Gergely 2009a): a hatás erősebb a nők, mint a férfiak esetében. A korhatáremelés mellett jelentős az iskolázottság szintjének trendszerű emelkedéséből fakadó aktivitás-növekedés is, ami az idősebb emberek esetében is jelentkezik. Ez a hatás ugyanakkor a vizsgált időszakban kisebb, mint a nyugdíjé. Úgy tűnik tehát, hogy az idősebb emberek foglalkoztatási arányának növekedése a fiatalok szempontjából exogén tényezőre vezethető vissza. A fiatalok adott időszaki foglalkoztatási aránya szempontjából mindkét hatás predetermináltnak tekinthető, ezért nem valószínű a fordított oksági kapcsolat, amelyben a fiatalok csökkenő foglalkoztatási aránya okozta volna az idősebben megnövekedett foglalkoztatási arányát.

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



Forrás: Cseres-Gergely – Kátay – Szörfi (2012) számítása (Kátay Gábor - Nobilis Benedek 2009) nyomán

Az idős-fiatal kizorítás létezéséhez nem csak a fordított, de a „harmadik” mögöttes ok döntő jelentőségét, a látszólagos kapcsolatot is ki kell zárunk – ilyen például az egyre tovább tartó, így a fiatalok foglalkoztatási rátáját trendszerűen csökkentő részvétel a nappali oktatásban. Bár az EU nyugati részében a felsőoktatási rendszer expanziója már lezajlott, Magyarországon ez a folyamat éppen abban az időszakban bontakozott ki, amikor a kizorításra utaló jeleket megfigyeljük. Ez a változás bekövetkezhetett az idősek exogén módon megnövekedő aktivitásától, illetve foglalkoztatásától függetlenül, vagy annak következtében is úgy, hogy a fiatalok a növekvő verseny hátrányait megelőzendő 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 hatás súlya nulla a változásban, erős próbának tekinthető, ha pont 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 autonóm folyamatok növelték meg. Ha a

foglalkoztatottak arányához hozzáadjuk az iskolások arányát éppen ezt a szélső helyzetet vizsgálhatjuk (ezt mutatja a 2. ábra). 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 munkapiacok szintjén vizsgálja az egyes korcsoportok foglalkoztatási aránya közötti kölcsönhatást. A helyi munkapiaci esélyekre reagáló migráció torzító hatását kiszűrő eredményei azt mutatják, hogy a fiatalok és az idősebbek közötti kiszorítás létező jelenség. Bár ez az eljárás jóval kifinomultabb a nemzetgazdasági szinten aggregált adatokon alapulóknál, továbbra sem használ fel információt arra nézve, hogy milyen mechanizmus okozhatja a kölcsönhatást.

Az eddigiektől jelentősen eltérő, közvetlenül a munkakereslet elméletére alapoz az a módszer, amit (Grant és Hamermesh 1981) alkalmaz. 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 közvetettebb, a megnövekedett keresletű munkatípus nagyobb száma termelékenyebbé teszi az egyébként változatlan munkatípust, ami nagyobb kibocsátást tesz lehetővé és végül indokolja ez utóbbi számának szinten tartását vagy növelését. A szerzők az utóbbi, komplementaritási rugalmasság nagyságát mérik meg aggregált adatok segítségével. Azt találták, hogy a fiatal férfiak és az idősebb nők nem komplementerek, 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, külsődleges információval kell rendelkezni a bérek alakulásáról, például merevségéről.

A közsféra működése több szempontból is eltér a versenyszférától, 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 nem általánosan megoldott. A közsféra munkakeresletének modellezésére létrehozott elemzési keretek (Ehrenberg 1973) klasszikus modelljétől, amelyben a ma már tankönyvi keretek között vezeti le a haszonmaximalizáló állami szerv statikus munkakeresletet (Bergström, Dahlberg, és Mörk 2004) a medián szavazó viselkedésére épülő munkájáig terjednek. A következőkben a (Holtz-Eakin és Rosen 1990) által megfogalmazott

dinamikus, bizonytalanság mellett felírt munkakeresleti modellt ismertetem. Ez a modell a megszokott haszonmaximalizálási modellre épít, de dinamikus szerkezet lehetővé teszi a korszerű ökonometriai eszközök alkalmazását. A modellt a következőkben ismertetem röviden.

Az állami és a versenyszféra szeparábilis, csak az előbbit vizsgáljuk. A modell szereplői önkormányzatok, amelyek a következő 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 diszkont-tényező, U egy közelebbről nem specifikált hasznosságfüggvény, G_{t+s} pedig a szolgáltató egység $t + s$ időszaki kibocsátásának mérőszáma. Ez utóbbit a versenyszféra vállalataihoz hasonló termelési függvény formájában konkretizálhatjuk:

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

ahol F_t a teljes állásban foglalkoztatottak P_t pedig a félállásban foglalkoztatottak száma, K_t pedig a felhasznált tőke mennyisége a t -edik időszakban. A felhasznált termelési tényezők differenciáinak szerepeltetése az alkalmazkodás költségét hivatottak 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 kapjuk a két munkatípus Euler egyenletét. Ezek szerint a munkatényezők optimális időbeli pályája a bérek a kamatlábbal és a diszkontrátával korrigált várható változásától függ (2.4b egyenlet a cikkben). 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, és a mindkettőhöz tartozó bérek legfeljebb két időszaknyi késleltetett értékétől függenek. Feltéve, hogy a két egyenletből álló rendszer megoldható, a két munkakereslet a következő lineáris közelítéssel a következőképpen írható fel:

$$\begin{aligned} F_t &= \alpha + \sum_{s=1}^3 \rho_s^F F_{t-s} + \sum_{s=1}^3 \rho_s^P P_{t-s} + \sum_{s=1}^2 \beta_s^F w_{t-s}^F + \sum_{s=1}^2 \beta_s^P w_{t-s}^P + \mu_t \quad (1a) \\ P_t &= \alpha + \sum_{s=1}^3 \rho_s^{P'} F_{t-s} + \sum_{s=1}^3 \rho_s^{P'} P_{t-s} + \sum_{s=1}^2 \beta_s^{P'} w_{t-s}^F + \sum_{s=1}^2 \beta_s^{P'} w_{t-s}^P + \mu_t \quad (1b) \end{aligned}$$

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 együtthatót 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 β_S^P együtthatók becsült értékei pozitívak, a ρ_S^F együtthatóké pedig negatívak, és ugyanez a helyzet a (2) egyenletben is.

A verseny- és a közszféra az alkalmazkodásnak több olyan, a munkakereslet fenti egyszerű mikroökonómiai modelljében meg nem jelenő csatornájában és sajátágában 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) munkapiacra a munkahelyek közötti váltások gyakoriak, akkor a nem az egész nemzetgazdaság szintjén jelentkező foglalkoztatási sokkok hatása az érintett munkahelyekről a kevésbé érintettek felé történő átmenettel mérsékelhető. Ha ezzel szemben a munkahelyen, cégen belüli előmenetel a domináns, és a specifikus felhalmozott tudás jelentős, akkor az alkalmazkodás ennek a formájának a tere kisebb lesz, a sokk a foglalkoztatás szintjének csökkenését eredményezheti. A versenyszféra és a közszféra 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 védi a Munka Törvénykönyve az úgynevezett „védett kor” intézményén keresztül. Rendes felmondással a nyugdíjkorhatár elérése előtti öt éven belül csak különösen indokolt esetben (pl. nagyfokú gondatlanság, hanyagság) szüntetheti meg, valamint ebben az életkorban három havi bérrel nő a végkielégítés összege, ha mégis felmondásra kerülne a sor.²

A hasonlóságok mellett azonban jelentős különbségek is megfigyelhetők a két szféra között. Míg a versenyszférában jogilag csak a minimálbér szab határt a bérek alakulásának, a közszférában az ennél jóval merevebb bértábla határozza meg életkorral összefüggésben a béreket. Bár a versenyszférában sem tapasztaltunk kimondott fizetés-csökkenéseket és a közszférában is elhagyhatók az alapfizetést megnövelő prémiumok, főszabály szerint mégis a közszféra szabályai adnak kevesebb lehetőséget a bérek alkalmazkodására. A közszférában domináns szabályozási forma ugyanakkor a bértömeg-gazdálkodás, amelynek keretében a finanszírozás nincs közvetlenül tekintettel a létszámra. Az ilyen módon gazdálkodó munkaadók számára egy exogén módon megnövekedő foglalkoztatási szintre a védett kor intézménye mellett optimális lehet a munkaerő pótlásának elhalasztása. Mindezzel összefüggésben a közszféra foglalkoztatásának dinamikája eltér attól, amit a versenyszférában tapasztalunk. Elek – Szabó (2012) 1998-tól kezdődő adatsorokat használva azt találják, hogy a közszférából mindig is csekély volt a versenyszféra felé a kiáramlás, ami a 2003 utáni összes kiáramlás megnövekedésével még inkább visszaszorult. Ezen különbségekből következik, hogy mivel a közszférában a karrierrek inkább egy munkáltatónál

² Az idézett szabályokat a 89 és 95. paragrafus fekteti le a 2012 júniusig hatályos Munka Törvénykönyvében (a védelem később is megmaradt).

haladnak előre, egy kínálati sokkhoz való alkalmazkodás esetében a felvétel visszafogása vagy a minimális védelmet élvező fiatalok elbocsátása a mennyiségi alkalmazkodás meghatározó csatornája lehet.

A közsférában 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 készpénznek vehető, 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. Tovább lépni csak tapasztalati úton tudunk.

A fentiekben általánosságban volt szó két munkatípusról, nem pedig különösen az ebben a vizsgálatban nagy jelentőségű „idősebb” és „fiatalabb” munkavállalókról. Bár a két szélső életkori csoport elkülönítése foglalkoztatáspolitikai szempontból érthető, a munkakeresletben nem feltétlenül tekinthetők értelmes alapegységnek. Ennek fő oka az, hogy e csoportok fontos ismérvek, mindenek előtt 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 eltérő iskolai végzettségek esetében nagy a különbség: 24 éves korban egy végzett egyetemista munkatapasztalata még jellemzően kicsi, gyakran nulla is lehet, egyben a fiatalok általánosan használt meghatározásába, a 15-24 évesek csoportjába is beleesik. Ugyanebben a korban a szakmunkás végzettségű dolgozó fiatal kora ellenére már tapasztalt mester lehet, mondjuk 6 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 közsférában dolgozók átlagos iskolai végzettsége lényegesen magasabb, mint a versenyszférában dolgozóké, jelentős különbség mutatkozhat a két meghatározást használó eredmények között. Ha a tapasztalat szerepe nagy és nem vesszük figyelembe, akkor könnyen előfordulhat, hogy az életkori különbségek az iskolai végzettségekben mutatkozó különbségeket mutatják csak meg, ami az eredményeket torzítja. Annak érdekében, hogy a kapott eredmények könnyen összehasonlíthatóak legyenek, de az eltérő tapasztalat okozta torzítást is kezeljük, a becsléseket el fogom készíteni életkori és tapasztalati csoportokat használva is.

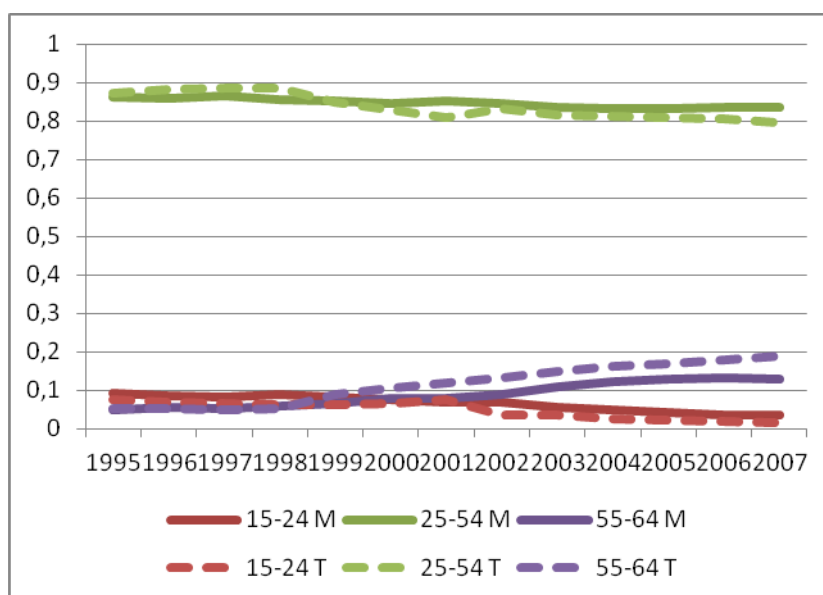
ADATOK ÉS BECSLÉSI ELJÁRÁSOK

A kiszorítási hatás vizsgálatához vagy hosszú idősorokra van szükség és mert makroszinten fontos mikroökonómiai ide kapcsolódó fogalmak identifikációja igen bizonytalan (Cseres-Gergely 2009a), lehetőség szerint mikroadatokra. Ehhez a vizsgálatához két, az MTA KRTK KTI Adatbankjában megtisztított és harmonizált adatforrást használtam, a KSH munkaerő felmérését és a Nemzeti Munkaügyi Hivatal „Bértarifa” állományát.

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 érhető el. A munkaerő felmérésben az egyének demográfiai adatai mellett részletes információt találunk munkapiaci státusukról, valamint álláskereső esetén a keresés formáiról. Itt a foglalkoztatással kapcsolatos és demográfiai adatokat használom. A munkaerő felmérésben a közsférában dolgozónak tekintetem azt, aki tiszta állami munkáltatónál dolgozik. A felmérés valamivel több, mint 3,8 millió dolgozó (15-74 éves) embert vett számba 2011-ben, az intézményi statisztika alapján pedig közel 2.7 millióan foglalkoztatottak, amiből 734 ezer ember, az összes foglalkoztatott mintegy negyede a közsférában dolgozik. A munkaerő felmérés visszaadja a KSH intézményi statisztika arányait: 2007-ben a dolgozók 26%-a dolgozott a közsférában. Ez a kör szűkíthető úgy, hogy csak azokat az ágazatokat vesszük figyelembe, amelyek jellegzetesen kormányzati (központi állami vagy önkormányzati) tevékenységekhez kapcsolódik. Ilyenek a közigazgatás és kötelező társadalombiztosítás, az oktatás, illetve az egészségügy és szociális ellátás. A meghatározást így szűkítve az összes dolgozó 23%-ához jutunk.

A munkaerő felmérés azonban csak viszonyítási alap, a vizsgálat alapját a Foglalkoztatási Hivatal „Bértarifa” felvétele adja. A Bértarifa felvételben 1992 óta minden évben a közsféra mintegy félmillió munkavállalójáról rendelkezünk egyéni adattal, ami igen nagy arányú, de nem megfigyelést jelent. Az adatok három nagy foglalkozási csoportot fednek le: a köztisztviselőket, a bírókat és ügyészeket, valamint a közalkalmazottakat. Noha a munkahelyek számbavétele teljeskörű, 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 panel adatbázisba szervezhetők, az utóbbiak nem. Az 1998 óta átlagosan mintegy 11,5 ezer munkahelynek minden évben kb. 5%-a válik ki az adatbázisból és kb. 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 felhasználom, de a munkahelyek időbeli folyamatainak követése érdekében az egyéni adatokból a munkahelyek szintjére aggregált adatokat is előállítok. Ebben megtalálható a munkahelyek szintjén a három korcsoportba tartozó munkavállalók száma és aránya, a hozzájuk rendelhető átlagos bér, az új belépők száma, a 3 évnél kevesebb („kis tapasztalatúak”) és a 40 évnél több („nagy tapasztalatúak”) potenciális tapasztalattal rendelkezők aránya, valamint bére is szerepel.

Egyes korcsoportokba tartozók aránya a Bértarifa felvétel és a KSH munkaerő felmérés adatiban
(rendre „T”arifa és „M”unkaerő felmérés utótaggal jelölve)



Forrás: saját számítás a Bértarifa és a munkaerő felmérés egyedi adatai alapján

A 2. ábrán már láttuk a teljes nemzetgazdaságban foglalkoztatott korcsoportok arányának változását. Csak a közsférában foglalkoztatottak korszerkezetének alakulását a 4. ábra mutatja be a Bértarifa és a KSH munkaerő felmérésének adatai alapján. Bár kisebb mértékben, de itt is megfigyelhető az arányok határozott 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 MEF szerint pedig csak 2000-ben és fokozatosabban szerezték meg és a különbség is nagyobbra nyílt a Bértarifa szerint.

1. táblázat

A fiatalabb és az idősebb korcsoport létszám- és előfordulási aránya, valamint létszámárányuk 1 és 5 évközzel vett változása közötti korreláció 1997 és 2007 között a közsféra munkahelyeiben

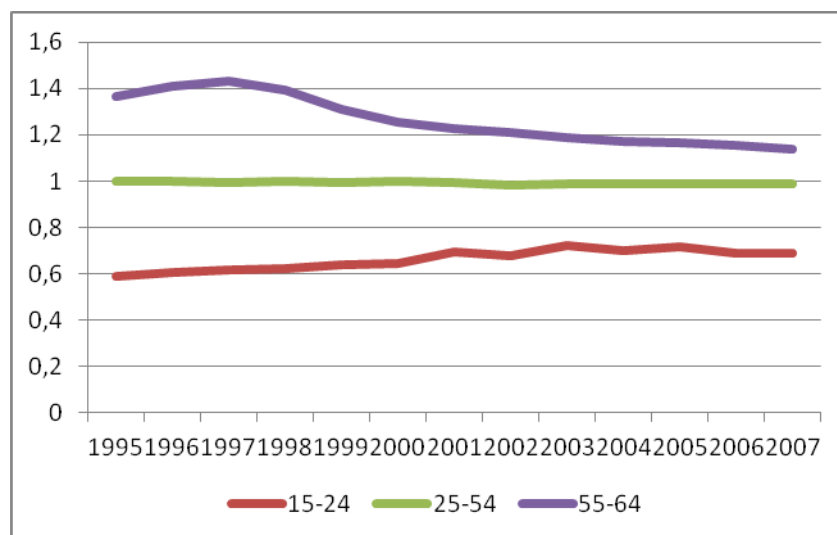
	15-24 aránya	55-64 aránya	Van legalább egy 15-24 éves munkavállaló %	Van legalább egy 55-64 éves munkavállaló %	Corr(d1)	Corr(d5)
1997	4,8	5,2	60,1	61,8	-0,03	-
2000	5,5	9,4	52,6	65,8	-0,07	-0,06
2003	2,8	13,5	43,0	76,2	-0,04	-0,05
2007	1,7	17,7	29,7	80,8	-0,07	-0,07

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 fixhatásokat használva) a minta egészében a

variancia közel 40%-át tudjuk megmagyarázni. Ez arra utal, hogy a kor szerinti variabilitás egy jelentős része a munkahelyek közötti különbségekkel magyarázható. Ezzel együtt az azonos munkahelyeken belül is történnek releváns változások: az idősebb és fiatalabb munkavállalók számának változása között stabilan -0,07 körüli korreláció mérhető. A korrelációkat, az egyes korcsoportok foglalkoztatáson belüli és a különféle tapasztalati csoportokat foglalkoztató munkahelyek összesen belüli arányát az 1. táblázat mutatja be. Ebből egy további tendencia is megfigyelhető: tíz év leforgása után a munkahelyek körülbelül 30%-ában 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.

5. ábra

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



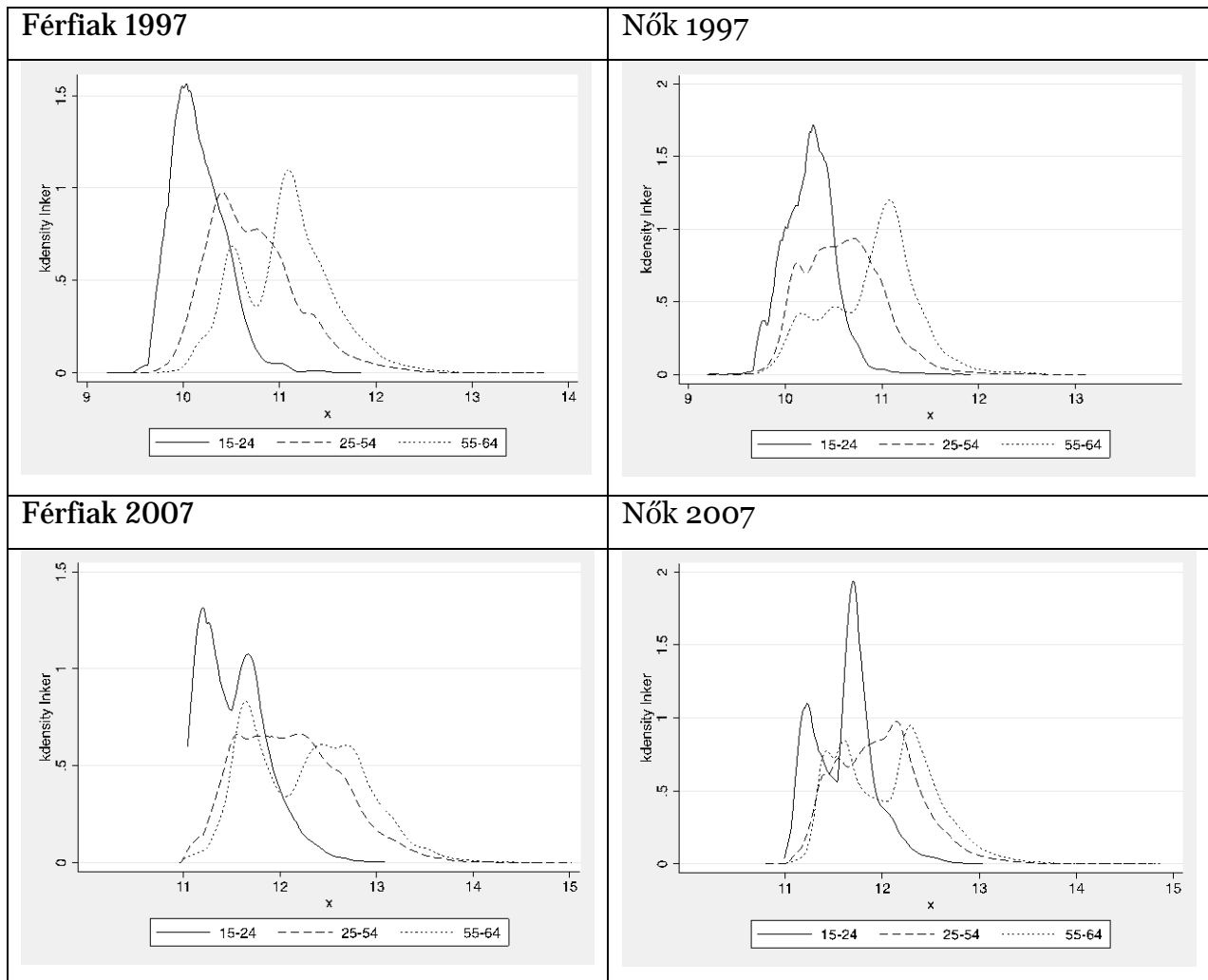
Forrás: saját számítás a Bértarifa egyéni adataiból

Mivel a vizsgálat nem terjed ki a népesség nemdolgozó 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 az utóbbiak 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

A foglalkoztatás korcsoportos megoszlásának változása a béreknek nem csak a szintjére, de eloszlására is hatással lehet. A 6. ábra a három vizsgált korcsoportban mutatja be a bérek eloszlását 1997-ben és 2007-ben férfiak és nők esetében külön. Főként a nők esetében szembetűnő a változás: 10 év alatt a fiatalok esetében kétmódusúvá vált a bérelaszás, ahol az alsó módusz az (úgy tűnik: effektív) minimálbér környékén alakul, a felső pedig valamivel feljebb. Hasonló állapotot a férfiaknál is megfigyelhetők, és bár az ellentétek megnagyobbodtak, 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 magában hordoz több külsődleges változást is, amilyen például a minimálbér emelkedése.

6. ábra

Férfiak és nők bérelaszása a közsférában 1997-ben és 2007-ben korcsoportok szerint (a bruttó bér logaritmus)



Forrás: saját számítások a Bértarifa egyedi adatai alapján

Más eredményre jutunk, ha a fiatal kort lecseréljük a potenciális munkatapasztalatra (a 6. ábrához hasonló szerkezetű becslt eloszlások ábrája a függelékben található). Ekkor az alacsonyabb módusz sokkal kisebb, ami arra utal, hogy a jelenség kimondottan a fiatal korral, azon keresztül pedig feltehetőleg a képzettség hiányával lehet kapcsolatban. Megerősítik ezt a feltevést a függelékben közölt, a 4. ábrához hasonló ábrák, amelyek 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 képzettebbek és lecsökkenti a képzetlenek arányát a dolgozók között.

A fiatalabbak bérének béreloszlásának enyhe polarizálódása és az idősebbek bérének alakulása is a korcsoportok szerkezetének átalakulását sejtetik. Valóban, az idősebb foglalkoztatottak között az egyetemet nem végeztek aránya az 1998-as 50%-ról 2006-ra 40% alá csökkent, míg az egyetemet végeztek aránya 60%-ra nőtt. Ez nem véletlen: a képzettebbek a korhatáremelés előtt is hajlamosak voltak tovább dolgozni, többek között jobb munkapiaci kilátásaik miatt (Cseres-Gergely 2009b), a korhatáremelés így főként a képzetleneket aktiválta. Ezzel szemben a fiataloknál ellentétes folyamat zajlik: a diplomások 1996-ban megfigyelhető 20% alatti aránya 10 év alatt közel 40%-ra emelkedik. Ha ezzel párhuzamosan megvizsgáljuk a fiatalok relatív bérét, azt találjuk, hogy átlagos relatív béremelkedést nem csak a diplomások arányának növekedése okozta, hanem az is, hogy mind a diplomások, mind a nem diplomások bére növekedett ez alatt az idő alatt. Ez a növekedés ismét inkább alkuerejük javulásáról, mint romlásáról tanúskodik.

Korábban ismertettem (Holtz-Eakin és Rosen 1990) a települési önkormányzatok munkakeresletére felírt egyszerű dinamikus modelljét, amit a becsléseim alapjaként fogok használni. Ebben az esetben a döntéshozók nem önkormányzatok, hanem központilag meghatározott erőforrással gazdálkodó központi intézmények lesznek. Némi interpretációs nehézséget itt a tőke-felhasználás és annak ára jelenthet, hiszen kötvénykibocsátási lehetősége az önkormányzatoknak van, az állami intézményeknek egyenként 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 az jelenthet csak, hogy mit tételezünk fel a keresett munkamennyiségeket meghatározó egyenletrendszerre nézve: kereshetünk a (1) és (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 választom. Az eredeti modellhez képest további eltérés, hogy az idősek és fiatalok problémájára alkalmazva nem a késleltetések számának tesztelése a cél, így ezt adottnak veszem. A figyelem ehelyett a két termelési tényező szeparabilitásának vizsgálatára irányul, arra tehát, hogy az egyik keresletének egyenletében szignifikáns hatást gyakorol-e a másik

tényező késleltetett mennyisége és ára. Alapul véve tehát az elméletből következő késleltetéseket, az (1) egyenletekből az alábbi becslő egyenlethez jutunk:

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

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 -index-szel jelölt munkahelyen a t -időpontban. Az egyenletben a feltételes kereslet szellemében (lásd erről például (Browning és Meghir 1991; Pollak 1969) munkáit) a középkorú munkavállalóknak csak az egyidejű létszáma, e_{it}^p szerepel (p itt a „prime age”, 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 τ_t jelenít meg. A kiszorítási hatást jelző eredménynek tekinthetjük azt, ha az idősek foglalkoztatásához tartozó ρ_s^o becslült értéke negatív vagy a béréhez tartozó β_s^o együtttható pozitív. Ahogy (Holtz-Eakin és Rosen 1990) esetében is, az egyenlet dinamikus jellege miatt az annak becsléséhez az érintett gazdálkodó szervezetre kiterjedő panel adatra van szükség, valamint az egyenlet differenciált formájának instrumentális becslésére például (Arellano és Bond 1991) módszerével. A megbecsült egyenlet tehát a következő:

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

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

A (2') egyenletben a foglalkoztatási szint változását becsljük meg, amely változás két folyamat, a be és a kilépések eredményeként alakul ki: $\Delta e_{it}^y = r_{it}^y - l_{it}^y$. Az adatok sajátága miatt a belépésekről nem csak a létszámok változásán keresztül, de közvetlenül is van információnk. Mivel ez az előbbtől független adat és a munkaerő felvételnek lelassítása a már felvett dolgozók elbocsátásánál könnyebben szabályozható, így az idősebbek foglalkoztatásának erősödésére könnyebben reagáló folyamat, érdemes annak hatását itt önállóan is megbecsülni. A becsléshez a (2') egyenlettel azonos függvényformát használok:

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

ahol a bal oldalon r_{it}^y a belépő fiatalok száma áll. Bár a kiszorítási hatást a korábbival megegyezően azonosíthatjuk, az együttthatók tartalma itt a korábbiakból eltér, 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 baloldali változó differenciája szerepel, ezt az egyenletet egyszerű fixhatás modellel becslöm meg.

Ahogy erről korábban már volt szó, az életkor relevanciája a munkakereslet esetében megkérdőjelezhető, helyette lehetséges, hogy a munkatípusokat a munkapiaci tapasztalat segítségével relevánsabb megkülönböztetni. Ennek megfelelően a fenti (2) és (3) egyenletet úgy is meg fogom becsülni, hogy a „fiatal”, „idősebb” és a „középkorú” munkavállalók helyett kis, nagy és közepes tapasztalattal rendelkezőket használok, megtartva a fogalmak korábban bevezetett meghatározását.

Ha munkanélküliség effektív nyomásként jelenik meg a munkapiacon és ha a piac szerkezete erre lehetőséget ad, akkor a rosszabbodó piaci körülmények a bérek csökkenését, vagy növekedésének lassulását eredményezhetik. Mivel Magyarországon a mobilitás mértéke visszafogott, a kiszorítás a béreken keresztül is megjelenhet. Ezt egy standard Mincer-féle béregyenlettel, annak kibővítéseként modellezem. A bértömeg-gazdálkodásból és a munkatípusok közötti korlátozott, de lehetséges átváltásból az következik, hogy a munkahelyeken az idősebb korosztály arányának megnövekedésével egyéb alkalmazkodás híján a fiatalok bére, a fiatal kor bérhozama lecsökken. A vizsgált összefüggés a következő:

$$w_{ijt} = \alpha + \beta X_{jt} + \gamma^1 a_{jt} + \gamma^2 a_{jt}^2 + \delta^{\gamma^1} a_{jt} s_{it}^{\gamma^1} + \delta^{\gamma^2} a_{jt}^2 s_{it}^{\gamma^2} + \delta^{\sigma^1} a_{jt} s_{it}^{\sigma^1} + \delta^{\sigma^2} a_{jt}^2 s_{it}^{\sigma^2} + \gamma^{\gamma} s_{it}^{\gamma} + \gamma^{\sigma} s_{it}^{\sigma} + f_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

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 ide kerülnek 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}^{γ} és s_{it}^{σ} mutatja. Ebben az egyenletben a kiszorítás hatását az életkor és az idősebb korosztály arányának interakciójához tartozó együtttható negatív értéke mutatja. Ilyen esetben az életkor bérhozama kisebb ahhoz képest, mintha kevesebb idősebb munkavállaló lenne a munkahelyen. Ezt az egyenletet egyszerű OLS eljárással becsülöm, amelyben szerepelnek munkahelyi szintű fixhatások.

A béreket vizsgáló egyenlet több tekintetben is eltér a korábbiaktól. Ez az egyenlet nem munkahelyi, hanem egyéni szintű. Nem csak 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 mi a hatása.

BECSLÉSI EREDMÉNYEK

A kiszorítási hatás lehetőségét korábban nemzetgazdasági szintre aggregált adatokkal motiváltuk, és mivel jelenlétét a legtöbbször ilyen adatokon becsülik meg, az összehasonlíthatóság kedvéért elsőként én is ezt teszem. A regressziók a (Gruber és Wise 2010) országtanulmányaiban használthoz hasonlóak, az idősorok elemzését formalizálják.

Bal oldalukon a fiatalok foglalkoztatási majd munkanélküliségi rátája, jobb oldalon pedig az idősebbek foglalkoztatási rátája és egyéb kontrollváltozók találhatók, mint amilyen a GDP vagy a legjobb munkavállalási korú emberek foglalkoztatási rátája.

2. táblázat

**Az idősebbek foglalkoztatási helyzetének hatása a fiatalok munkapiaci esélyeire
- regressziós eredmények aggregált adatok alapján**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	szint	Bal oldalon: foglalkoztatási ráta a 15-24 évesekre				szint	szint	Bal oldalon: munkanélküliségi ráta a 15-24 évesekre				szint
		szint	szint	diff.	szint			szint	szint	diff.	szint	
Fogl. ráta 25-54	2.325*** (0.682)		2.220*** (0.592)				-3.398** (1.171)		-3.226** (1.036)			
Fogl. ráta 55-64	- 1.127*** (0.159)		- 0.837** (0.195)		-0.0798 (0.599)	0.494 (0.571)	0.797** (0.272)		0.321 (0.341)		- 0.847 (0.945)	-1.431 (1.033)
Fogl. ráta 25-54, késleltetett		-1.049 (0.752)						-0.677 (0.930)				
Fogl. ráta 55-64, késleltetett								0.594** (0.251)				
Nappali tagozatos tanuló arány, 15-24			-0.301* (0.143)						0.494* (0.251)			
Fogl. ráta 25-54, differencia				1.572** (0.646)						-2.114** (0.862)		
Fogl. ráta 55-64, differencia					-0.982** (0.320)							
Nappali tagozatos tanuló arány, 15-24, differencia					-0.285 (0.200)							
GDP volumenindex					-0.00259 (0.00285)	-	0.00537* (0.00272)				0.004 33 (0.00449)	0.00715 (0.00493)
Feldolgozóipar aránya							0.0179* (0.00810)					-0.0182 (0.0147)
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)	2.427** (0.787)	0.510 (0.620)	2.158** (0.707)	-0.0211** (0.00854)	-0.109 (0.263)	0.130 (0.321)
T	13	10	13	12	13	13	13	10	13	12	13	13
R ²	0.933	0.948	0.955	0.567	0.865	0.913	0.468	0.750	0.628	0.562	0.102	0.234

Standard hibák zárójelben *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A 2. táblázatban bemutatott eredmények megerősítik azt, amit a nyers adatokon szemmel vizsgálva is sejtettünk: az egyenletben stabilan negatív együttthatókat becsülünk az idősek foglalkoztatási rátájára, a -1,2 és -0,8 közötti tartományban mozogó értékkel. Az együtttható becslése az (1)-es alapspecifikáció mellett akkor is megőrzi szignifikanciáját, ha az oktatási expanzió hatását kiszűrendő, bevonjuk a nappali oktatásban résztvevők arányát (3), szintek helyett differenciákat vizsgálunk (4), vagy egyidejűség helyett késleltetést teszünk fel (2). A helyzet ezekben az esetekben hasonló, ha a bal oldalon nem a foglalkoztatás aránya, hanem a munkanélküliség áll: 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.

A következőkben az aggregált adatokat elhagyva, a (2) egyenlet alapján a foglalkoztatás, a (3) egyenlet alapján a fiatalok felvétele, a (4) egyenlet alapján pedig a bérek alakulása alapján vizsgálom a kiszorítási hatást.

A FOGLALKOZTATÁS SZINTJE ÉS VÁLTOZÁSA, A BELÉPŐK SZÁMA

A foglalkoztatás szintjét a (2) egyenletnek megfelelően, azaz dinamikus panelmodellként becsülöm meg. Mivel az egyenlet intézményspecifikus fixhatást tartalmaz, differenciálás után a baloldali változó késleltetett differenciája a jobb oldalon endogén lesz, így valamilyen instrumentális változós becslést kell alkalmazni. A probléma kezelésére (Arellano és Bond 1991) módszerét használom, 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 foglalkoztattak munkahelyeken belüli számára vonatkozó becslési eredményeket az 3. táblázat mutatja be különböző specifikációkban. Az első két oszlopban közölt eredmények életkori-, míg a második két oszlopban tapasztalati csoportok szerint készültek. A táblázatban az első sorokban a fiatalabb/kis tapasztalatú (Y/KT), majd az idősebb/nagy tapasztalatú (O/NT) foglalkoztatottak késleltetett számához tartozó becsült együtthatók jelennek meg, k jelzi a késleltetés fokát. 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 oka az, 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 együttható negatív, jelezve, hogy adott keretek között átváltás van a két munkatípus között. Az idősebbek bérének együtthatójára kapott becslés is negatív, bár nem szignifikáns. Ez utóbbi közvetett bizonyítékot jelent arra nézve, hogy a két munkatípus között helyettesítő kapcsolat van.

A fiatal korcsoportban foglalkoztatottak számára ható tényezők regressziós becslése, dinamikus panelmodell, Arrelano-Bond módszerrel becslve
(Y/KT a fiatal/kis tapasztalatú, O/NT az idősebb, nagy tapasztalatú, P/MT pedig a középkorú/közepes tapasztalatú dolgozókat jelöli)

	(2)	(2*)	(2*)	(2*)
Y/KT, k=1	0.253*** (0.0712)	0.212*** (0.0792)	0.264*** (0.0665)	0.261*** (0.0692)
Y/KT, k=2	0.0270 (0.0518)	0.000492 (0.0696)	0.00492 (0.0300)	0.00370 (0.0302)
Y/KT, k=3	0.0822*** (0.0318)	0.113*** (0.0310)	0.0494** (0.0246)	0.0495** (0.0246)
O/NT, k=1	-0.399*** (0.132)	-0.403*** (0.137)	-0.0126*** (0.00426)	-0.0130* (0.00760)
O/NT, k=2	-0.0408** (0.0188)	-0.0754*** (0.0274)	-0.0475** (0.0216)	-0.0446* (0.0241)
O/NT, k=3	-0.156*** (0.0273)	-0.169*** (0.0304)	-0.0151 (0.0137)	-0.0183 (0.0129)
P/MT	0.0537*** (0.0164)		-0.00115 (0.00213)	
Y/KT log bér, k=1	-0.811* (0.476)	-0.361 (0.615)	-0.551*** (0.183)	-0.577*** (0.181)
Y/KT log bér, k=2	0.775* (0.422)	0.942* (0.500)	-1.025*** (0.191)	-1.044*** (0.197)
O/NT log bér, k=1	-0.952*** (0.348)	-0.911*** (0.339)	-1.229*** (0.302)	-1.242*** (0.307)
O/NT log bér, k=2	1.144*** (0.218)	0.838*** (0.252)	-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	3,979	3,979
Panelegységek száma	5,011	5,011	1,513	1,513

A megfigyelések klaszterezettségét figyelembe véve számított standard hibák zárójelben *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

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 baloldali változó 3 időszaknyi késleltetése is. A munkakereslet árérzékenységével konzisztens a fiatalok egy időszakkal késleltetett bérének együtthatójára kapott negatív becslés. A két időszakkal késleltetett változóra kapott pozitív becslés is szignifikáns, ez azonban már nem konzisztens a kereslet negatív ár rugalmasságával.

Az eredmények az idősebbek foglalkoztatásának egyértelműen szignifikáns, negatív hatását mutatják. A foglalkoztatási hatás a fiataloknál tapasztaltnál nagyobb és minden esetben negatív előjelű: egy időszakos késleltetéssel egy új idősebb ember foglalkoztatása mintegy 0.4 fővel csökkenti a foglalkoztatott fiatalok számát. A hatás nagysága a további késleltetéseknél mérséklődik, szignifikanciája azonban megmarad.

A tapasztalati csoportokra becsült eredmények 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 mértéknél jelentősen kisebb az idősebbek száma, annál nagyobb a bérek esetében. A béreknél a hatások stabilitása és konzisztenciája is szembeszökő, azok mindkét csoportra és mindkét késleltetésre szignifikánsak és negatívak. A korábbiak mintegy negyedére csökkent esetszám mellett is stabilabb eredmények arra engednek következtetni, hogy a kizorítás vizsgálatához a kor helyett munkatapasztalat alapján lehet releváns csoportokat képezni.

A második és a negyedik, csillaggal jelölt oszlop annyiban tér el az első és a harmadiktól, hogy nem szerepel benne a középkorú/közepes tapasztalattal rendelkező csoport nagysága. Az együtthatók ezekben közölt becslései alapján arra következtethetünk, hogy a középkorúak foglalkoztatottjainak számát szerepeltetve alig változnak az eredmények, csak a fiatalok legkevésbé késleltetett bérének együtthatója lett inszignifikáns.

A belépések számának alakulására vonatkozó, a (3) egyenleten alapuló becslési eredményeket a 4. táblázat mutatja be. Az egyenlet jobb oldalán ugyanazokat a változókat állnak differenciálva, mint az előző esetben, a bal oldalon csak a frissen belépett fiatalok/kis tapasztalatúak száma szerepel. A belépésekre a munkavállalók mind kor, mind tapasztalat szerint képzett csoportjainak hatását vizsgálva a fiatalok/kis tapasztalatúak 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 munkahelyre belépő fiatal foglalkoztatottak számára ható tényezők regressziós becslése, panelmodell, fixhatásokkal becsülve
(Y/KT a fiatal/kis tapasztalatú, O/NT az idősebb, nagy tapasztalatú, P/MT pedig a középkorú/mérsékelt tapasztalatú dolgozókat jelöli)

	(3)	(3*)	(3'*)	(3'*)
Y/KT, k=1	0.0201*** (0.00419)	0.0142 (0.0112)	0,0642*** (0,0211)	0,134*** (0,0496)
Y/KT, k=2	0.0217*** (0.00594)	0.0193*** (0.00419)	0,0304 (0,0245)	0,0599** (0,0265)
Y/KT, k=3	0.00241 (0.00464)	0.0239** (0.0105)	0,0769*** (0,0175)	0,0814*** (0,0139)
O/NT, k=1	-0.00651*** (0.00187)	0.0108* (0.00631)	0,00309 (0,00468)	0,0189 (0,0128)
O/NT, k=2	-0.0139*** (0.00456)	-0.0159*** (0.00522)	-0,0139 (0,0163)	-0,0225 (0,0143)
O/NT, k=3	0.00528 (0.00345)	0.0131* (0.00791)	-0,0164 (0,0134)	0,0109 (0,0155)
P/MT	0.00775*** (0.00109)		0,00568** (0,00121)	
Y/KT log bér, k=1	-0.180*** (0.0289)	-0.218*** (0.0476)	-0,187** (0,0877)	-0,192* (0,105)
Y/KT log bér, k=2	-0.0753** (0.0299)	-0.158*** (0.0594)	-0,234** (0,0997)	-0,307*** (0,107)
O/NT log bér, k=1	-0.0996*** (0.0315)	-0.119** (0.0515)	-0,337*** (0,108)	-0,286** (0,115)
O/NT log bér, k=2	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)
N	27,588	27,588	7,368	7,368
Panelegységek száma	6,876	6,876	2,851	2,851

A megfigyelések klaszterezettségét figyelembe véve számított standard hibák zárójelben *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A kiszorítási hatásra vonatkozó eredmények a korcsoportos beosztás esetében a korábbiakhoz hasonlóan, de annál gyengébben és csak kevés késleltetésnél 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 és nem a tapasztalat a releváns. Mivel a foglalkoztatás esetében szignifikáns eredményt kaptunk a tapasztalat hatására, feltételezhető, hogy a kis tapasztalatúakat nem a felvétel visszafogása, hanem inkább az elbocsátások sújtják.

A KIS TAPASZTALATÚ 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 is, ami az idősebbek megnövekedett foglalkoztatása felől mutat a bérek irányába. Egy olyan munkapiacra, ahol a foglalkoztatáson kívül maradtak 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 és 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 tapasztalatú dolgozók aránya nagyobb, ott a fiatalok bére kisebb akkor is, ha minden más tulajdonságot rögzítünk. Ez a (4) egyenlet alapján azt jelenti, hogy egy bérregresszióban az egyéni jellemzőkre kontrollálva a kis tapasztalat hozama ezekben annál kisebb, minél nagyobb arányban dolgozik idősebb dolgozó az adott munkahelyen. Ebben az esetben tehát a bérregresszió hagyományainak megfelelően nem az életkort, hanem a tapasztalatot szerepeltetjük az egyenletben.

Ebben az esetben a bérek (logaritmusának) szintjét vizsgáltam az egymást követő években keresztmetszeti béregyenletek segítségével. A becsült egyenletek a keresztmetszeti bérszóródást magyarázzák keresztmetszeti hatásokkal. A béregyenlet a korábbiaktól eltérően minden dolgozóra vonatkozik, így a hatás többirányú lehet: nem 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 becslésnek 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 évre, amikor az idősebb emberek foglalkoztatási aránya érezhetően megnőtt. Az egyenletben a bal oldalon a bruttó bér logaritmusa áll, 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 fixhatásként. A „tapcs” címkével ellátott változók a 0-2, 2-6, 7-11 stb. tapasztalattal rendelkező munkavállalót jelzik, ahol a címke eleje az év-szakasz kezdetére utal – a referencia-kategória az átlagos, 17-21 év tapasztalattal rendelkezőké. Az ezekhez a változókhoz tartozó együtthatóbecslések adják a tapasztalati (vagy „életpálya”) bérprofil alakját a (4) egyenletnél rugalmasabb formában. Az egyenletben szerepel ugyanezen változócsoporthoz a nagy és a kis tapasztalatúaknak a munkahelyi 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 erre az arányra. Mivel a bevont kontrollok 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.

5. táblázat

A tapasztalati csoportok foglalkoztatáson belüli arányának hatása a tapasztalat bérhozámaira - regressziós becslések 1997 és 2004 között;
függő változó a bruttó bér logaritmus
(a tapasztalati csoportokat „h tapcs” címke jelöli, ahol a „h” szám a tapasztalati sáv alsó határa, ennek a nagy tapasztalati csoportokkal vett interakcióját rendre a „h tapcs X NTa” jelzik)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
0 tapcs X NTa	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 tapcs X NTa	0.405*** (0.0996)	0.476*** (0.0950)	0.382*** (0.0499)	0.206*** (0.0517)	0.433*** (0.0498)	0.0236 (0.0405)	- (0.0286)
7 tapcs X NTa	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 tapcs X NTa	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 tapcs X NTa				Referencia			
22 tapcs X NTa	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 tapcs X NTa	-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 tapcs X NTa	-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 tapcs X NTa	0.111 (0.0883)	-0.0290 (0.0734)	-0.0836** (0.0416)	-0.121*** (0.0441)	-0.0944** (0.0413)	-0.0815** (0.0321)	- (0.0223)
42 tapcs X NTa	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 tapcs X NTa	-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)
NT arány	-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)
KT arány	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: szakmk. képző 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-négyszet	0.617	0.624	0.658	0.652	0.600	0.598	0.711

Standard hibák zárójelben a becslt együttthatók alatt. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

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

A megszkott Mincer-féle egyenletekben szereplő változók becslt együttthatói 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 együttthatók az alapfokhoz képest szintén folyamatos növekedést mutatnak, a nőket jelző indikátor együttthatója pedig negatív, ami az összevont egyenletekben megszokott bérhátrányt mutatja. A fenti eredmények lényegében minden évre érvényesek.

A nagy tapasztalatúak aránya („NT arány”) mutatja azt a bérkülönbséget, amit a referencia, átlagos tapasztalattal rendelkező dolgozók tapasztalnak akkor, ha a munkahelyen megnő az idősebb dolgozók aránya. Ez az együtttható 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 együtttható további hátrányt, a pozitív pedig relatív előnyt mutat, ami az együtttható 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 idősek aktivitásának hatásáról van szó – a minimálbér emelésének hatása legalább ennyire valószínű magyarázat lehet.

Az eredmények robusztusságának vizsgálata érdekében a becslést elvégeztem a nők és férfiak bérére nézve külön is (ez eredményeket itt nem mutatom be). A hatások a fent 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-től, összhangban a náluk két évvel később 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, mindenek előtt a nyugdíjkorhatár kitolása az idősebb embereket 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. Ez a tanulmány ezt a kérdést vizsgálta a közsféra foglalkoztatási és béradatai segítségével empirikus eszközökkel.

A kiszorítási hatást egy dinamikus, késleltetett alkalmazkodást feltételező munkaerő-gazdálkodási modellt alapul véve, munkahelyi foglalkoztatási és egyéni béradatok becslésével kíséreltem meg kimutatni a foglalkoztatásra, a fiatal munkaerő felvételére és a bérekre gyakorolt hatáson keresztül.

A foglalkoztatási adatokon végzett becslések azt mutatják, hogy az idősebb emberek növekvő foglalkoztatása a fiatalabbak, illetve a kisebb tapasztalattal rendelkezők hátrányának növekedésével jár 1-2 éves időtávon. A fiatalabb korúakat vizsgálva a negatív hatások inkább

a foglalkoztatási esélyeken keresztül jelentkeznek, a kis tapasztalatúak esetében viszont inkább az idősebbek bérén át. Hasonló eredményt kapunk, ha csak a fiatal vagy kis tapasztalatú belépőkre gyakorolt hatásokat vizsgáljuk. 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 áran/bérén keresztül.

A bérek vizsgálata azt mutatja, hogy az átlagos tapasztalatú munkavállaló esetében az idősebb munkavállalók arányának van hatása a bérekre, illetve a bérhozamokra. A negatív hatás ugyanakkor nem erősebb az igazán kis tapasztalatúak esetében, és 2001-ig éppenséggel nem is jelentkezik a második 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 hatása erősen korlátozottnak tűnik. 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 lehetőségük volt az oktatási rendszerbe áramlással védekezni.

HIVATKOZÁSOK

- Arellano, Manuel, és Stephen Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence és an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies* 58 (2): 277–97.
- Bergström, Pal, Matz Dahlberg, és Eva Mörk. 2004. "The Effects of Grants és Wages on Municipal Labour Demand." *Labour Economics* (11): 315–334.
- Browning, Martin, és Costas Meghir. 1991. "The Effects of Male és Female Labor Supply on Commodity Demands." *Eca* 59 (4): 925–951.
- Cseres-Gergely, Zsombor. 2009a. "Essays on Labour Market Behaviour at the Beginning és End of the Active Life-cycle". Budapest: CEU Central European University. http://economics-phd.ceu.hu/sites/default/files/field_attachment/thesis/node-18435/CsGZs-PhD-dissertation.pdf.
- . 2009b. "Ösztönzési Hatások a Magyarországi Nyugdíjrendszerben." In *Munkaerőpiaci Tükör 2008*, ed. Zsombor Cseres-Gergely és Ágota Scharle, 103–116. Magyar Tudományos Akadémia, Közgazdaságtudományi Intézet, Országos Foglalkoztatási Közalapítvány. <http://www.mtakti.hu/kiadvany/mt.html>.
- Cseres-Gergely, Zsombor, Kátay Gábor és Szörfi Béla. 2012 "A magyarországi munkapiac 2011-2012-ben" In: *Munkaerőpiaci Tükör 2012*, Budapest, MTA KRTI Közgazdaságtudományi Intézet és OFA
- Ehrenberg, Ronald G. 1973. "The Demand for State és Local Government Employees." *The American Economic Review* 63 (3): 366–379.
- Elek, Péter - Szabó Péter András 2012. "A közszférából történő munkaerőkiáramlás elemzése Magyarországon", kézirat MTA KRTK KTI
- Grant, James H, és Daniel S Hamermesh. 1981. "Labor Market Competition Among Youths, White Women és Others." *The Review of Economics és Statistics* 63 (3) (August): 354–60.
- Gruber, Jonathan, és David A. Wise. 2010. *Social Security Programs és Retirement Around the World: The Relationship to Youth Employment*. NBER Books. National Bureau of Economic Research, Inc. <http://ideas.repec.org/b/nbr/nberbk/grub08-1.html>.
- Herbertsson, Tryggvi Thor. 2001. *Why Do Icelanders Not Retire Early?* Stockholm: Pensionsforum. <http://www.pensionsforum.nu/Why.pdf>.
- Holtz-Eakin, Douglas, és Harvey S. Rosen. 1990. "Municipal Labor Demand in the Presence of Uncertainty: An Econometric Approach." *Working Paper* (No. 3516).
- Jousten, Alain, Mathieu Lefebvre, Sergio Perelman, és Pierre Pestieau. 2008. *The Effects of Early Retirement on Youth Unemployment: The Case of Belgium*. Working Paper Series. SSRN. [Http://ssrn.com/paper=1094212](http://ssrn.com/paper=1094212).
- Kátay Gábor - Nobilis Benedek. 2009. *Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary*. Vol. 2009. MNB Working Papers 5. Budapest: MNB. http://www.mnb.hu/Kiadvanyok/mnbhu_mnbfuzetek/mnbhu_WP_2009_5.
- Kertesi, Gábor, és János Köllő. 1998. "Regionális Munkanélküliség És Bérek Az Átmenet Éveiben - a Bércszerkezet Átalakulása Magyarországon - II. Rész." *Közgazdasági Szemle* XLV: 621–652.
- Layard, Richard, Stephen Nickell, és Richard Jackman. 1991. *Unemployment: Macroeconomic Performance és the Labour Market*. Oxford University Press.
- Pollak, Robert A. 1969. "Conditional Demand Functions és Consumption Theory." *Qje* 83 (1) (February): 60–78.
- Skans, Oskar Nordström. 2005. "Age Effects in Swedish Local Labor Markets." *Economics Letters* (86): 419–426.

FÜGGELÉK: TOVÁBBI ÁBRÁK

A keresetek eloszlása tapasztalat szerint (log)

