

MOLNÁR GYÖRGY–KAPITÁNY ZSUZSA

Munkahely a közszférában

Biztonság és hivatás, a szubjektív szempontok szerepe

A közszféra munkahelyként történő választását a jövedelmen kívül más szempontok is motiválják. A biztonság iránti igény mögött nemcsak belső késztetés, hanem családi okok is meghúzódhatnak. Több olyan családi körülményt azonosítottunk, ami valószínűbbé teszi, hogy valaki a közszférában vállaljon munkát: ha valaki egyedül neveli gyerekeit, ha tartósan beteg, ha házas-/élettársának vagy gyermekének tartós betegsége van, nők esetében, ha férjük korábban munkanélküli volt. Ezeket az eseteket kockázatkerülő magatartás helyett pontosabb családi stratégiák optimalizálásaként értelmezni. A társadalmi hasznosság iránti igényt az önkéntes munkavégzéssel közelítettük. Ez a motívum fontos szerepet játszik a humán szolgáltatások területén, de egyáltalán nem jelenik meg a közigazgatásban dolgozók esetében. Az egyenlőtlenségekkel szembeni ellenérzésem keresztül a jövedelmek újraelosztása iránti igény is kapcsolódhat a szociális elkötelezettséghez. Ilyen hatás az egészségügyben és a szociális ágazatban dolgozók esetében mutatható ki. Az önkéntes munkavégzést valószínűbbé teszi a magasabb életkor, a magasabb iskolai végzettség, a gyerekek száma és a településméret csökkenése. A jövedelem, az iskolai végzettség, a gyerekszám és a településméret növekedésével csökken a jövedelmek újraelosztása iránti rendkívül magas igény.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: D31, D63, D64, D81, H50, J28, J45, J62.

Meglehetősen sok tanulmány vizsgálta és vizsgálja a köz- és a magánszféra közötti bérkülönbségeket, de a munkavállalóknak a két szféra közötti választását az elérhető jövedelmen kívül más tényezők is befolyásolják. Fontos objektív tényező a közszféra viszonylag nagyobb igénye a magasán képzett munkavállalók iránt (lásd például *Gregory–Borland* [1999]). A szubjektív tényezők közül legfontosabb a közszféra nagyobb munkabiztonsága két szempontból is. Egyrészt itt általában kisebb az elbocsátás valószínűsége, mint a magánszférában, másrészt szabályozottabbak a munkakörülmények, beleértve a karrier- és a fizetési pályán való előrejutást is. Ezért

* A kutatás a Foglalkoztatás és bérek a közszférában. Mikroökonometriai elemzések című OTKA NK 78 255. számú pályázat pénzügyi támogatásával valósult meg. Értékes javaslataikért köszönetet mondunk *Köllő Jánosnak*, *Lackó Máriának* és *Telegdy Álmossal*.

azok a munkavállalók, akiknek a biztonság fontos szempont, akár béráldozat árán is szívesebben választják munkahelyül a köz-, mint a magánszférát. A szabályozottabb munkakörülmények ugyanakkor erősebb korlátokat állítanak, kevésbé egyértelműen ösztönzik a teljesítményt, így a karrierorientáltabb munkavállalók inkább a magánszférában helyezkednek el.

Fontos szubjektív különbség az is, hogy a közszférában dolgozókat gyakran a hivatástudat, az általánosnál erősebb társadalmi felelősségérzet vagy társadalmi küldetés érzése is motiválja a közszféra választásában. Tevékenységükkel közvetlenül szeretnének segíteni embertársaikon, vagy részt venni valamilyen társadalmi probléma megoldásában.

A kérdéskörre vonatkozó elemzések szinte kivétel nélkül az egyéni választás szempontjából tekintenek a köz- és a magánszféra közötti döntésre. Holott egyáltalán nem egyértelmű, hogy a kockázatkerülés kizárólag az egyéni jellemvonásokból következik, ugyanúgy lehetséges, hogy a választást családi körülmények teszik szükségessé: az nem egyéni, hanem családi döntés eredménye. Ilyen esetekben nem egyszerűen kockázatkerülésről van szó, hanem családi stratégiáknak a kockázatok szempontját is figyelembe vevő optimalizálásáról. A következőkben számos olyan élethelyzetet azonosítunk, amelyek ezt a hipotézist támasztják alá.

Fontos kérdés az is, hogy az itt röviden vázolt általános alapelvek mennyire érvényesülnek a rendszerváltás utáni Magyarországon, hiszen a közszférán többször is átszervezési és leépítési hullám söpört át, ami csökkenthette az említett biztonságérzést. Az elmúlt évtizedek társadalmi változásai érinthették a társadalmi felelősségérzettel kapcsolatos motivációkat is. Ezeknek a meglétét és hatását közvetve, az önkéntes munkavégzésen, valamint a jövedelem-újraelosztáshoz való viszonyon keresztül vizsgáljuk.

Az irodalmi áttekintés után tanulmányunk három, egymáshoz kapcsolódó kérdéskört vizsgál. 1. Milyen családi szempontok befolyásolják a közszférában való elhelyezkedést? 2. Kimutatható-e, hogy a közszférában dolgozók másokhoz képest nagyobb mértékben végeznek önkéntes munkát? 3. Kimutathatók-e sajátosságok a közszférában dolgozóknak a jövedelmek állami újraelosztásához fűződő viszonyát illetően? Az első kérdés tanulmányozása kapcsán a köz- és a magánszféra közötti bérkülönbségeket is megbecsültük. A becslések során használt fontosabb változók leíró statisztikáit a *Függelék* mutatja be.¹

Irodalmi előzmények

Ökonometriai eszközökkel *Bellante-Link* [1981] állapította meg először, hogy a kockázatkerülő emberek nagyobb valószínűséggel választják munkahelyül a köz-, mint magánszférát. Vizsgálatuk egyik fő motivációját *Bloch-Smith* [1977] eredmé-

¹ A cikk kismértékben rövidített változata a *Molnár-Kapitány* [2013] tanulmánynak. Abban röviden kitérünk a közszférában történő munkavállalás és a szubjektív jóllét kapcsolatának kérdésére is, és függeléke is az itteninél részletesebben mutatja be a leíró statisztikákat.

nye szolgáltatta, amely szerint – *ceteris paribus* – a közszférában dolgozók esetében kisebb a munkanélkülivé válás valószínűsége, mint a magánszférában. Kockázatkerülési indexet állítottak össze az autóbiztosításra vonatkozó információk, a biztonsági öv használata, az egészségbiztosítás szintje, valamint a dohányzási és ivási szokások alapján. Ennek az indexnek és néhány demográfiai változónak a felhasználásával vizsgálták annak a valószínűségét, hogy valaki a köz- vagy a magánszférában dolgozik-e.

Gregory–Borland [1999] ezzel kapcsolatban egy interpretációs problémára hívja fel a figyelmet. Bellante–Link [1981] eredményei csupán azt bizonyítják, hogy a közszférában dolgozók nagyobb arányban kockázatkerülők, mint a magánszférában dolgozók. Lehetséges azonban, hogy valójában fordított a hatásmechanizmus, a közszféra jobban kedveli a kockázatkerülő alkalmazottakat.

Felmerül egy harmadik magyarázat is: a közszférában dolgozók a munkakövetelmények jellege következtében válnak kockázatkerülővé. Hiszen a teljesítménymérés nehézségei miatt (lásd erről például Dixit [2002]) a közszférában dolgozók esetében az egyik legfontosabb értékelési szempont, hogy munkájukban alkalmazkodjanak az elvárásokhoz, ne kövessenek el hibát, és sokkal kevésbé fontos, sok esetben alig értelmezhető, a hatékony munkavégzés. Természetesen nem kizárt, hogy a munkavállalók egy része esetében az egyik, másoknál a másik hatás érvényesül.

Blank [1985] – az Egyesült Államok adatait elemezve – arra a következtetésre jut, hogy a magasán képzett és nagyobb (hosszabb időn át szerzett) munkatapasztalattal rendelkezők, a nem fehér munkavállalók, a nők és a veteránok nagyobb valószínűséggel választják a köz-, mint a magánszférát. A közszférában rögzített szabályok szűkebb teret engednek a különbségtételnek, Blank ezzel magyarázza, hogy az úgynevezett védett csoportokba tartozók nagyobb arányban vállalnak munkát a közszférában. Interpretációja szerint a közszféra jobban honorálja a nagyobb munkatapasztalatot is, mint a magánszféra.

Itt is felmerül az előzőhöz hasonló értelmezési kérdés. Blank modellje valójában csupán azt mutatja ki, hogy a jelzett csoportok nagyobb valószínűséggel dolgoznak a köz-, mint a magánszférában. Ebből nem feltétlenül következik, hogy nagyobb valószínűséggel választják. Az is lehet, hogy elvi okokból a közszféra nagyobb arányban veszi fel őket. A nagyobb munkatapasztalat pedig a kisebb elbocsátási ráta miatt is előállhat.

Ezek miatt az értelmezési szempontok miatt lehet érdekes az olyan – kockázatvállalással és biztonsággal kapcsolatos – tényezők vizsgálata, amelyekről a munkáltató nem (feltétlenül) tud, és amelyek csak a munka körülményeivel vannak kapcsolatban, jellegével nem.

A kockázatkerülést befolyásoló tényezőket vizsgálja Hartog–Ferrer-i–Carbonell–Jonker [2002], s a kockázatkerülést a következő kérdéssel méri: „Mennyit adna egy lottószelvényért, ahol a húzás során 10 ember között N egység pénzt sorsolnak ki?” A szerzők azt találták, hogy a közszférában dolgozók a leginkább, míg a vállalkozók a legkevésbé kockázatkerülők, köztük helyezkednek el a magánszféra alkalmazottai. Az önfoglalkoztatók, vállalkozók nagyobb kockázatvállaló hajlamát – ami egyé-

ként meglehetősen kézenfekvőnek tűnik – mások is kimutatták már korábban, például *Praag* [1996] vagy *Barsky és szerzőtársai* [1997].

Pfeifer [2008] a köz- és a magánszféra közötti választás modellezése során a kockázatvállalást önbesorolással mérő német társadalmi-gazdasági panelt használja,² a megkérdezettek saját magukat helyezik el egy általános, valamint egy, a munkára vonatkozó kockázatvállaló hajlamukat mérő skálán. Egy másik mintán közgazdászhallgatókat kérdeztek meg arról, hogy munkavállalásuk során nagyobb jövedelmű magánszférabeli vagy a munkanélküliség veszélyétől védettebb, de kisebb jövedelmű közszférabeli munkát választanának-e, és ez utóbbi választása mekkora fizetéskülönbséget ér meg nekik. Ebben a felmérésben is azt állapította meg *Pfeifer*, hogy a kockázatkerülő beállítottságúak szívesebben választják a közszférát. A munkával kapcsolatos kockázatvállalási hajlam szerepe jelentősen meghaladja az általánosét. *Pfeifer* kutatásának ebben a részében valóban a munkahelyválasztásról van szó, ellenkező irányú hatásmechanizmus a felmérés jellege miatt szóba sem jöhet. Itt azonban az a probléma, hogy a függő változó (közszférabeli munkahely választása) meghatározása során a feltett kérdés eleve tartalmazta azt, hogy a közszféra nagyobb munkabiztonságot nyújt, így a függő változó meghatározása elég erősen fedi a kockázatvállalási hajlandóságra vonatkozó önbesorolást mint magyarázó változó tartalmát.

A köz- és magánszféra közötti választást az elégedettség mérésével köti össze *Luechinger–Stutzer–Winkelmann* [2007] és [2010]. A szerzők abból indulnak ki, hogy a munkaerőpiacon az alkalmazottak elsősorban individuális tulajdonságaik szerint kerülnek be az egyes szektorokba, élethelyzetük és preferenciáik alapján választanak – ha választhatnak – a különböző szektorok között. A munkavállalók a munkahely tulajdonságai alapján egyfajta önszelekciót hajtanak végre, amely révén bizonyos előnyökhöz, így többletelégedettséghez jutnak. A szerzők azt feltételezik, hogy a közszférát egyrészt a kockázatkerülőbbek, másrészt a valamilyen társadalmi küldetés iránt elkötelezettek igyekeznek választani, míg a magánszférába inkább azok törekednek, akik számára fontosabb a dinamikus karrier lehetősége. Így a két sféra eltérő karakterű munkavállalók számára eltérő módon jelentheti a munkahelyi többletelégedettség forrását. Egy hipotetikus, véletlen eloszlású szelekcióhoz tartozó elégedettségértékekkel összehasonlítva a ténylegesen megvalósuló elégedettséget, az önszelekció esetében kapott többletelégedettség valóban jelentős: a nagyon elégedett dolgozók aránya 54-ről 59 százalékra nő.

Ahogy a bevezetőben említettük, a biztonság mellett a társadalmi hasznosság érzése is szerepet játszhat a közszféra munkahelyül választásában. Számos elemzés mutatta ki, hogy a közszférában dolgozók körében relatíve erősebb motivációt jelent a társadalmilag hasznos munka végzése vagy az olyan munkáé, amely lehetővé teszi a másokon való segítséget (lásd például *Crewson* [1997], *Dixit* [2002]). *Dixit* megállapítja, hogy ez a motívum sokkal erősebb az egyes intézmények létrehozásának korai szakaszában, mint későbbi működésük során, és inkább jellemző a közvetlenül az emberekkel foglalkozókra, mint a vezetőkre.

² German Socio-Economic Panel (SOEP), <http://www.diw.de/en/soep>.

Goddeeris [1998] egyesült államokbeli jogászokat vizsgálva megállapította, hogy az egyetemi éveik alatt politikailag aktívak, valamint a magukat baloldalinak, liberálisnak vagy radikálisnak vallók nagyobb arányban dolgoznak a köz- vagy a nonprofit szférában, mint a magánszférában. *Besley–Ghatak* [2005] a vizsgált szempontból nem pontosan a köz- és a magánszféra, hanem a kollektívan és az egyénileg fogyasztott javakat előállítók között vonja meg a határt, a közszférával egybevonva kezeli a nonprofit szektort. (Sajnos a nonprofit szervezetekben dolgozók súlya Magyarországon olyan kicsiny, hogy mi nem tudjuk őket külön vizsgálni.)

A társadalmi felelősségérzet és a köz-, illetve magánszférában történő munkavállalás kapcsolatát ezek a kutatások közvetlenül a társadalmi felelősségérzetre vonatkozó kérdések alapján vizsgálták. Itt azonban felmerülhet az a probléma, hogy a közszférában dolgozók a rájuk irányuló társadalmi elvárásoknak megfelelően válaszolnak. Éppen ezért hangsúlyozza *Buurman–Dur–Van den Bossche* [2009], hogy a megfigyelt magatartás alapján vizsgálja, vajon a közszférában dolgozóknak tényleg erősebb-e a késztetés, hogy mások számára hasznosan dolgozzanak. A szerzők kísérletükben kitértek a kockázatkerülés problémájára is: egy viszonylag terjedelmes adatfelvétel válaszadói utolsó feladatként választhattak, hogy mit kérnek a kérdőív kitöltéséért cserébe: egy könnyen beváltható ajándékot, egy ugyanolyan értékű lottószelvényt, vagy szintén ebben az értékben adományt adnak megadott karitatív szervezetek valamelyikének. A közszférában dolgozók – *ceteris paribus* – kisebb valószínűséggel választották a lottószelvényt (kockázat) és nagyobb valószínűséggel az adományt, mint a magánszférában dolgozók. Ez utóbbi reakció azonban csak a pályafutásuk elején állókra volt igaz, később eltűnt, sőt az idősebbek esetében meg is fordult.

A társadalmi felelősségérzet problémájához közvetve hozzákapcsolható a jövedelem-újraelosztáshoz való viszony is. A jövedelmi egyenlőtlenségek nagyságának és dinamikájának érzékelése erőteljesen befolyásolja a jövedelmek újraelosztása iránti igényt (lásd például *Meltzer–Richard* [1981]), amiben ily módon egyaránt kifejezésre juthat az egyéni relatív pozíció megváltoztatása iránti igény (vagy akár az egyszerű irigység) és a társadalmi felelősségérzet. A problémát többnyire ezzel a kérdéssel írják le: „egyetért-e azzal, hogy a kormány csökkentse a jövedelemkülönbségeket”. Az erre adott választ számos további tényező befolyásolja: az abszolút és relatív jövedelmi-vagyoni helyzet és mobilitás, a jövőre vonatkozó várakozások, az egyéni életút, képzettség, családszerkezet és így tovább.

A kérdés irodalmát részletesen áttekinti *Alesina–Giuliano* [2010], magyar adatokon vizsgálta a problémakört *Molnár–Kapitány* [2007a]. Különböző országokban más és más szempontok játszhatnak fontos szerepet, de az egyértelmű, hogy a jövedelem növekedésével csökken az újraelosztás támogatottsága. A tényleges (vagy vélt) jelenlegi pozíciónál általában nagyobb szerepet játszanak a jövőre vonatkozó várakozások: minél kedvezőbbnek gondolja valaki helyzetét, lehetőségeit a közeljövőben, annál kevésbé híve a jövedelem-újraelosztásnak.

Kevés olyan elemzés található, amelyik az újraelosztáshoz való viszony oldaláról vizsgálja a közszféra mint munkahely szerepét. Ezek közé tartozik *Jaime-Castillo*

[2008]. Ez a cikk spanyol adatokon pozitív, de nem szignifikáns hatást talált a közszférabeli munkahely és a jövedelem-újraelosztás iránti igény között. *Finseraas–Ringdal* [2012] viszont 23 európai ország, köztük Magyarország adatait elemezve, nagyon erős összefüggést talált. A szerzőpáros a jóléti állam iránti igény – az egyszerű újraelosztásnál tágabban értelmezett – összetevőit vizsgálta, három egymással részben összefüggő szempont alapján. A sajátos magyar vonatkozások miatt érdemes elemzésüket részletesebben ismertetni.

Az európai társadalmak összehasonlító vizsgálatának (*European Social Survey, ESS*) keretében többek között azt mérték fel, hogy a válaszadók milyen mértékben tartják a kormányzat felelőségének a következő feltételek biztosítását: munka a dolgozni szándékozók számára, egészségügyi ellátás a betegeknek, megfelelő életszínvonal az időseknek és a munkanélkülieknek, gyermekgondozási szolgáltatás a dolgozó szülőknek és fizetett szabadság a beteg hozzátartozót ápolóknak. A válaszokból egy, a jóléti állam kiterjedését mérő összetett indikátort alakítottak ki. Egy további kérdés arra vonatkozott, hogy hol helyezkedik el a válaszadó véleménye az alacsony adó és kevés jóléti kiadás, illetve a magas adó és sok jóléti kiadás skálán.

A *Finseraas–Ringdal* szerzőpáros eredeti várákozása az volt, hogy az alacsonyabb munkabiztonságot nyújtó ágazatokban dolgozók inkább hívei a jóléti államnak, mint a stabilabb munkahelyeken dolgozók. Ez a feltevés nem igazolódott, a közszférában dolgozók – *ceteris paribus* – inkább hívei a jóléti államnak, mint a többiek. Az eredményt a szerzők azzal magyarázzák, hogy a közszférában dolgozók valószínűleg több forrást akarnak saját tevékenységüknek, illetve hogy szelekciós hatásról van szó: azok vállalnak a közszférában állást, akik inkább hívei a kiterjedtebb közszolgáltatásoknak.

A nemzetközi összehasonlításban a magyar adatok paradox helyzetet mutatnak. Magyarország azok közé az országok közé tartozik, ahol viszonylag nagy az igény a jóléti állam sokrétű szerepére. Ezzel szemben messze Magyarországon a legalacsonyabb az értéke az adók és jóléti ellátások kívánatos mértékére adott válaszoknak. Magyarországon tehát alacsony adókból és szintén alacsony jóléti kiadásokból igen kiterjedt szolgáltatásokat nyújtó, a jövedelmkülönbséget kompenzáló jellegű jóléti ellátást szeretnének az emberek. Az ellentmondás egyik lehetséges magyarázata az adótudatosság alacsony szintje, a szolgáltatások adóárának alulértékelése, lásd erről *Csontos–Kornai–Tóth* [1998], *Gábos és szerzőtársai* [2007] és *Tóth* [2009]. A jelenséghez hozzájárulhat, hogy Magyarországon nemzetközi összehasonlításban rendkívül alacsony az intézményekbe vetett bizalom szintje (*Tóth* [2009]).

A magyarázatokat tekintve nagyon sok múlik az újraelosztásra vonatkozó kérdés megfogalmazásán. Részben emiatt mi más jellegű kérdésekkel igyekeztünk az újraelosztás iránti igényt mérni (lásd erről a következő alfejezetet).

Irodalmi áttekintésünket egy, a magyar köztisztviselők helyzetére vonatkozó tanulmánnyal zárjuk. *Linder* [2010] a közszférát vonzóvá tevő tényezők között említi a foglalkoztatás biztonságát, az előre tervezhető, kiszámítható karrierpályát, az illetménynövekedésre és az előmeneteli lehetőségekre való jogosultságot, a szociális ellátásokat, a megfelelő színvonalú nyugdíj perspektíváját és a presztízt.

Ismertet egy közszolgálati dolgozók körében 2003-ban készített felmérést. Többek között azt a kérdést tették fel, hogy melyek a köztisztviselői munka legvonzóbb elemei. Legtöbben a munka közösségi hasznát említették (a válaszadók 75 százaléka), ezt követte a foglalkoztatás biztonsága (70 százalék) és csak ezután következtek a pénzbeli juttatásokkal kapcsolatos szempontok. Természetesen ebben a sorrendben szerepet játszhat az elvárásokhoz való alkalmazkodás is. A gyakori átszervezések, alkalmanként nagyarányú leépítések, az elmozdíthatatlanság elvének csorbítása felveti a kérdést, hogy a közszférabeli munkahely nagyobb biztonsága valóban érvényes-e még Magyarországon.

Az adatokról

Elemzésünkhöz a KSH 2005–2006. évi, kétéves EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*) háztartásipanel-felvételt (magyar nevén *változó életkörülmények adatfelvétel*) használtuk. A számítások során a KSH által megadott súlyokat alkalmaztuk. A minta mintegy 5000 háztartás és 13 300 személy adatait tartalmazza, közülük 12 800 fő mindkét évben szerepel. Az adatfelvételek az adott év tavaszán készülnek, a jövedelemadatok teljes egészében, az aktivitási információk részben az előző évre vonatkoznak.

Ennek a két évnek a kiválasztását az indokolta, hogy javaslatunkra a 2006. évi adatfelvételbe néhány szubjektív kérdés is bekerült: 1. „Mindent egybevetve, jelenleg mennyire elégedett vagy elégedetlen az élete alakulásával?” 2. „Egyetért-e azzal, hogy az államnak nagyobb jövedelmet kellene a szegényeknek biztosítania?” 3. „Egyetért-e azzal, hogy az államnak korlátoznia kellene a gazdagok jövedelmét?”

A 2006. évi kérdőív tartalmaz egy, az önkéntes munkára vonatkozó kérdést is. Mindkét évben ismerjük a munkahely tulajdoni jellegét, 2007-ben ez a kérdés már elmaradt.

Az elemzések során a közszféra magában foglalja a köztisztviselőket, a közalkalmazottakat, valamint az állami vagy önkormányzati cégek (többnyire közmű-, közlekedési és postai cégek) dolgozóit.

A számításokhoz használt háztartási jövedelmet az úgynevezett OECD1 ekvivalenciaskálával (más néven Oxford-skála) állítjuk elő, mivel ez tükrözi leginkább a magyar viszonyokat (lásd erről *Cseres-Gergely–Molnár* [2008]). A létszámekvivalens – amellyel a háztartás összjövedelmét osztjuk – kiszámítása során az 1. felnőtt 1 főnek számít, minden további 14 éven felüli háztartástagot 0,7-es, míg a 0–14 éveseket 0,5-es szorzóval vesznek számításba.

A modellszámítások során, ha kétértékű változót magyarázunk, akkor logisztikus becslést alkalmazunk. A táblázatokban nem a becsült együtthatókat, hanem exponenciálisukat, az úgynevezett esélyhányadosokat mutatjuk be, mivel azok könnyebben értelmezhetők. Ennek a megoldásnak egyetlen hátránya, hogy a közölt szórások az egynél kisebb értékek esetében megtévesztők lehetnek, hiszen a szórás nem az esélyhányadosra, hanem annak logaritmusára vonatkozik. De úgy gondoljuk, hogy a szignifikanciaszintek kellően eligazítanak.

Miért választják munkahelyül a közsférát? A családi szempontok szerepe

Előzetes feltevések

Hipotézisünk az, hogy olyan élethelyzetekben, amikor különösen fontos a munka stabilitása és a munkavégzés körülményeinek szabályozottsága, kiszámíthatósága, előnyös lehet a közsféra munkahelyként való választása. Elsősorban olyan családi jellegzetességeket keresünk, amelyek létrejötte független a munkavégzéstől, vagyis a hatás csak egyirányú lehet: a jellegzetesség fennállása miatt választják a közsférát. Ilyenek a *gyereknevelés*, a többi családtag *egészségi állapota* vagy tartós, nem a munkából következő betegség megléte, és a *munkahely biztonsága* iránti – családi körülményekből fakadó – igény.

Feltételezésünk szerint a közsférában általában inkább elfogadják a gyerekekkel kapcsolatos hiányzást, a munkaidő-beosztás is jobban alkalmazkodik ahhoz, hogy a dolgozók óvodába, iskolába vigyék, illetve onnan időben elhozzák gyerekeiket. Mivel a bölcsődék, óvodák, általános iskolák döntő többsége önkormányzati fenntartású, ez is előnyös lehet az önkormányzatok által foglalkoztatott közalkalmazottak számára. Így várakozásunk az volt, hogy a gyerekszám, a szülők száma (gyerekét egyedül nevelő szülő), illetve a szülő(kö)n kívül más felnőtt jelenléte befolyásolhatja a közsféra munkahelyül választását.

Az egészségi állapotot tekintve, a tartós – de a munkavállalást nem kizáró – betegségekben szenvedők várhatóan inkább a közsférában vállalnak munkát. Ebben az is szerepet játszhat, hogy a közsférában, a jogszabályi előírásokat is figyelembe véve, nagyobb valószínűséggel alkalmaznak tartós betegségben szenvedőket, például látásukban, hallásukban vagy mozgásukban korlátozottakat. A saját betegségen kívül szempont lehet az is, hogy van-e a családban tartós beteg, akinek a gondozásával kapcsolatos feladatok is befolyásolhatják a munkahelyválasztását.

A munkahely biztonsága iránti igényt elsősorban a munkanélküliséggel kapcsolatos tapasztalatok ébreszthetik fel. Itt azonban a munkanélküliként töltött előélet nem jön szóba magyarázó változóként. A közsférában dolgozók körében ugyanis sokkal kisebb azok aránya, akik korábban munkanélküliek voltak, mint a magán-szférában alkalmazottak között (28, illetve 42 százalék), aminek az eltérő iskolázottsági összetételen kívül az az oka, hogy a közsféra munkahelyei stabilabbak, innen kevésbé válnak munkanélkülivé a dolgozók, és a közsféra sokkal kisebb arányban rekrutál a munkanélküliek közül. A kétéves panel nagyon rövid ahhoz, hogy általános következtetéseket vonhassunk le belőle, de jelzésértékű, hogy míg 2006-ban a közsférában alkalmazottaknak csak 2,6 százaléka volt előző évben munkanélküli, addig a magán-szférában alkalmazottak körében 5,9 százalék ez az arány. Ami tehát a munkanélküliséggel kapcsolatos tapasztalatok szempontjából releváns tényező lehet, az valamelyik családtag korábbi munkanélkülisége.

A nők és a magas iskolai végzettségűek felülreprezentáltsága a közsférában ismert tény (lásd az *FI. táblázatot a Függelékben*), kérdés azonban, hogy ez az egyes iskolatípusok esetében hogyan érvényesül.

A becslés ismertetése

Az elemzés elé korlátokat állítanak az adatállomány jellegzetességei, különösen a panel rövidsége. Mintánkban 2005-ről 2006-ra a magánszférában dolgozók 7 százalékánál kicsit többen kerültek át a közszférába, míg fordított irányban a 8 százalékot valamivel meghaladó volt ez a mérték. Ez az első esetben 200 főnél valamivel többet, a másodikban 100 főt jelent, ami túl kevés ahhoz, hogy érdemi becsléseket végezzünk. Ezért elsősorban nem az átmenetekkel, hanem a helyzettel foglalkozunk.

A vizsgált személyek körét az alkalmazottakra szűkítettük, a magánszférában dolgozók közül elhagyva egyrészt a vállalkozókat, másrészt az alkalmi munkából élőket. Mindkét csoport jellemzői jelentősen eltérnek az alkalmazottakétól, az ő figyelembevételük eltérítette volna az eredményeket. Korábbi elemzéseink tapasztalata azt mutatta, hogy az alkalmi munkából való megélhetés jellemzően nem döntési kérdés, hanem a körülmények kényszerének a következménye (lásd *Molnár–Kapitány* [2007b]). Hozzájuk nagyon hasonló jellegű csoportot alkotnak a közfoglalkoztatottak, akik formailag a közszférában alkalmazottak közé tartoznak, így őket sem vettük figyelembe. A vállalkozók figyelembevétele egyébként megnövelte volna a kapott eltéréseket, ott is kimutatott volna különbségeket, ahol nélkülük nem találtunk.

A legmagasabb iskolai végzettséget a becslések során többnyire években mérik, de esetünkben ez a megoldás fontos különbségeket hagyna rejtve, ugyanis azonos vagy alig eltérő képzési időt igénylő végzettségek között is igen jelentősek az eltérések. Ezért az egyes iskolai végzettségeket kétértékű változók tartalmazzák, amelyek előállításánál a kért nemével való interakciót is figyelembe vettük, mivel a nem hatása a különböző iskolai végzettségek esetében eltérő lehet. A legfeljebb általános iskolát végzetteket és a szakmunkásokat egy kategóriába soroltuk, mert a közszféra választását illetően nincs köztük különbség. Megjegyezzük, hogy az iskolai végzettség valójában endogén, egyes munkapiaci pályák választása részben eldől – vagy legalábbis a tendencia erősen kialakul – már a főiskola, egyetem megválasztásakor (például orvos, tanár), de ezen a problémán a rendelkezésünkre álló adatok keretei között nem tudunk segíteni.

A háztartástípusok vizsgálata során kiszűrtük annak a hatását, hogy a közszférában dolgozók házas- vagy élettársa nagyobb valószínűséggel dolgozik szintén a közszférában.³ Az ilyen párok létrejöttének egyik alapvető útja az iskolai vagy munkahelyi ismeretség, ezért az idő múlásával egyrészt a munkahelyváltások, másrészt a válások folytán csökkenhet az arányuk. Ezért a pár korábbi (előző, 2005. évi) közszférában való munkájával nagyobb a korreláció, mint a későbbivel (2006. évivel). Még korábbival – az életkor függvényében – valószínűleg még nagyobb volna, de ennek vizsgálatára a panel rövidsége nem adott lehetőséget.

Adatállományunkban az alkalmazottak mintegy 35 százaléka dolgozik a közszférában (lásd az *F1. táblázatot a Függelékben*). Logisztikus modellel⁴ becsültük, hogy mely tényezők és milyen mértékben befolyásolják annak a valószínűségét,

³ Ezt a változót hasonló céllal *Tansel* [2004] is használta.

⁴ *Logit* helyett *probit* modellt alkalmazva lényegében ugyanazokra az eredményekre jutottunk.

hogy valaki a köz- vagy a magánszférában helyezkedik-e el. A becslés során figyelembe vettük, hogy egy háztartáson belül a magyarázó változók értékei nem függetlenek egymástól.

Eredmények

Becslési eredményeinket az 1. táblázatban mutatjuk be.

1. táblázat

A köz- és a magánszféra közötti választást befolyásoló tényezők az alkalmazottak körében, 2006 (logit becslés, függő változó: közszféra munkahelyül választása, $N = 4200$)

Változó	Esélyhányados ^a
Életkor	1,027*** (0,004)
Legfeljebb szakmunkás végzettségű férfi	referenciacsoport
Legfeljebb szakmunkás végzettségű nő	1,55*** (0,21)
Szakközépiskolai, technikumi érettségi, férfi	1,59*** (0,25)
Szakközépiskolai, technikumi érettségi, nő	2,50*** (0,36)
Gimnáziumi érettségi, férfi	3,03*** (0,57)
Gimnáziumi érettségi, nő	3,52*** (0,54)
Főiskolai végzettségű férfi	3,54*** (0,65)
Főiskolai végzettségű nő	8,44*** (1,26)
Egyetemi vagy magasabb végzettségű férfi	5,95*** (1,14)
Egyetemi vagy magasabb végzettségű nő	11,30*** (2,55)
Egyedülálló	0,99 (0,17)
Házaspár gyerek nélkül	0,84 (0,14)
Házaspár gyerek(ek)kel	1,08 (0,11)

Az 1. táblázat folytatása

Változó	Esélyhányados ^a
Egyedülálló szülő gyerek(ek)kel	1,50** (0,24)
Egyedülálló szülő gyerek(ek)kel + más felnőtt	1,05 (0,26)
Házaspár nélküli élettársas háztartás	0,72** (0,11)
Egyéb háztartástípus	referenciacsoport
Házas- vagy élettársa a közsférában dolgozott előző évben	1,83*** (0,23)
Tartósan beteg	1,40*** (0,15)
Házas-/élettársa vagy gyereke a háztartásban tartósan beteg	1,47** (0,17)
Férj volt munkanélküli a feleség 40 éves kora előtt	1,46** (0,23)
Feleség volt munkanélküli a férj 40 éves kora előtt	1,21 (0,19)
Regionális munkanélküliségi ráta logaritmus	1,77*** (0,23)
Konstans	0,018*** (0,006)
Pszeudo R^2	0,127

Megjegyzés: zárójelben a háztartásokra klaszterezett, robusztus becslések standard hibája található.

^a Kétértékű változó esetén az esélyhányados a bekövetkezés és a be nem következés valószínűségének hányadosa. Diszkrét, nem kétértékű változó esetén a táblázatban szereplő együttműhatók azt mutatják, hogy a szóban forgó csoport tagjai esetében az esélyhányados hányszoros a referenciacsoport tagjainak esélyhányadosához képest. Folytonos magyarázó változó (például életkor) esetén pedig azt, hogy a magyarázó változó értékének 1 egységgel való növelése hányszorosára növeli az esélyhányadost.

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

Minden életév – az egyéb magyarázó tényezőket változatlanak tételezve – átlagosan 3 százalékkal növeli annak esélyhányadosát, hogy valaki a közsférában dolgozzon.

A legfeljebb szakmunkás, valamint a szakközépiskolai végzettségű nők esélyhányadosa másfélszerese a megfelelő végzettségű férfiakénak. A legmagasabb iskolai végzettségként gimnáziumi érettségivel rendelkező férfiak azonban ugyanolyan valószínűséggel kerülnek a közsférába, mint a hasonló végzettségű nők, a Wald-próba alapján a két esélyhányados között nincs szignifikáns különbség. Ez azt jelenti, hogy

a szakmával nem rendelkező, gimnáziumban érettségizett férfiak számára a közsféra relatíve jobb esélyeket nyújt, mint a magánszféra.

A férfiak és nők között kiugróan nagy különbséget a felsőfokú, különösen a főiskolai végzettségűek között találunk. A főiskolai végzettségű nők mintegy két és félszer nagyobb eséllyel dolgoznak a közsférában, mint a hasonló végzettségű férfiak, míg az egyetemi végzettségűek körében az arány valamivel kisebb: kétszeres. A végzettség növekedésével növekszik az esélye annak, hogy valaki a közsférában dolgozzék. Ez alól az egyetlen kivétel, hogy a gimnáziumi érettségivel, illetve főiskolai végzettséggel rendelkező férfiak között nincs különbség.

A családszerkezeti hatásokra vonatkozó hipotézisünk csak részben igazolódott, a gyerekek száma szerint semmilyen sajátosságot nem találtunk. Két olyan családtípus van azonban, amelyik a többitől eltérő módon viselkedik. A gyereket egyedül nevelő szülők nagyobb eséllyel dolgoznak a közsférában, mint a más típusú háztartásban élők. A gyereket itt tágan értelmeztük, 25 éves korig, mivel ha valaki már elhelyezkedett a közsférában, akkor viszonylag nagy eséllyel ott is marad, tehát a közsférában való elhelyezkedés valószínűleg a gyerek kisebb korában alakult ki, de hasonló eredményt kapunk akkor is, ha alacsonyabb életkorhatárt szabunk meg.

Ez az eredmény azt mutatja, hogy a közsféra a magánszféránál jobb lehetőséget nyújt az egyedülálló szülők számára a gyerekneveléssel kapcsolatos feladatok megoldására, ezért ők szívesebben helyezkednek el itt, mint a magánszférában. Magyaratzként adódik a közintézmények jobb ellátottsága bölcsődékkel és óvodákkal, a szabályozottabb munkarend, valamint az, hogy a gyerekek betegsége miatti távollmaradásnak a magánszférában könnyen lehet elbocsátás a következménye.

Elvileg felvetődhet egy fordított irányú hatás is, hogy a közsférában dolgozók nagyobb valószínűséggel válnak el. Azon túl, hogy erre vonatkozóan nem volna könnyű értelmes logikai kapcsolatot találni, az is ellentmond az ilyen irányú hatás lehetőségének, hogy a kimutatott nagyobb valószínűség már nem áll fenn, ha a háztartásban van más felnőtt is a gyereket egyedül nevelő szülő mellett, például felmenő rokon. Felvetődhet az is, hogy a kapott eredmény egyszerűen abból adódik, hogy a gyereket egyedül nevelő szülők többnyire nők. Többek között ennek a kiszűrésére vettük figyelembe külön a nemet és az iskolai végzettséget. Egyébként, iskolai végzettség szerint nézve, éppen a főiskolai végzettségű nők között a legnagyobb a gyereket egyedül nevelő szülők aránya.

Eredeti feltételezésünk az volt, hogy – az előbb taglaltakhoz hasonló okokból – a kisgyereket nevelő házaspárok nő tagjai között is magasabb lesz a közsférában való elhelyezkedés valószínűsége. Ez a hipotézis nem igazolódott, azonban vizsgálata során arra az érdekes eredményre jutottunk, hogy azokban a háztartásokban, ahol élettársak (tehát nem házastársak) élnek együtt, kisebb az esélye a közsférában való elhelyezkedésnek, mint a többi háztartásban. Elképzelhetőnek tartjuk, hogy itt valójában egy rejtett (pontosabban a rendelkezésünkre álló adatállomány alapján nem kimutatható) közös ok szerepel. Azok számára, akiknek általában kevésbé fontos a formalizált biztonság, kevésbé fontos az is, hogy társkapcsolatukat házassággal formalizálják, és az is, hogy nagyobb biztonságot nyújtó munkahelyen dolgozzanak.

A közszféra választásának becsléseiben többen is használták a házasságot mint magyarázó változót, de az eredmény általában nem bizonyult szignifikánsnak (például *Clark-Postel-Vinay* [2009]). Tudomásunk szerint azonban a gyerekeket egyedül nevelő szülők, valamint az élettársi kapcsolat kérdését senki nem elemezte még ilyen szempontból.

A következő vizsgált terület az egészségi állapot. A gyerekek kapcsán már utaltunk arra, hogy a közszféra valószínűleg jobban megengedi a gyerek betegsége miatti hiányzást, mint a magánszféra. Ugyanez igaz lehet a saját betegség esetére is. Azok, akiknek saját közlésük szerint van valamilyen tartós egészségi problémájuk, szignifikánsan nagyobb valószínűséggel dolgoznak a közszférában, mint akiknek nincs. Ennek egyik oka lehet, hogy a tartós betegséggel küszködők számára jobb munkalehetőséget biztosít a közszféra, a másik pedig, hogy a közszférában sokkal nagyobb gondot fordítanak az egészségi okokból hátrányos helyzetűek foglalkoztatására. A fordított irányú hatás, vagyis hogy a közszférában dolgozók inkább szereznek betegséget, mint a magánszférában dolgozók, egyáltalán nem logikus, sőt az ellenkezője látszik ésszerűnek. Ez a tény tovább erősíti az eredményt: ha ismernénk és így figyelembe vehetnénk az adott munkahely egészségügyi kockázatát, akkor minden bizonnyal még nagyobb esélyhányadosbeli különbséget kapnánk.

A bemutatott hatás nem csak a saját betegség esetén érvényesül. Azok között is nagyobb a közszférában való elhelyezkedés valószínűsége, akiknek maguknak nincs ugyan tartós betegségük, de a házas- vagy élettársuknak vagy gyerekeiknek van. (A felmenő rokonok és egyéb családtagok ebből a szempontból nem számítanak.) A magasabb esély mértéke lényegében ugyanakkora, mint a saját betegség esetén. A közszféra tehát mind a saját, mind a társ vagy gyerek tartós betegsége esetén jobb lehetőséget nyújt az egészségi probléma kezelésére, növeli a biztonságot.

A kockázatok harmadik területe a munkanélkülivé válással szembeni „biztosítás”. Itt nem egyszerűen arra gondolunk, hogy a közszférában dolgozók kisebb valószínűséggel válnak munkanélkülivé. Ennél érdekesebbek a családi hatások. Azok a nők, akiknek a férjük a feleség 40 éves kora előtt volt munkanélküli, nagyobb eséllyel dolgoznak a közszférában, mint mások. Értelemszerűen, ha a szóban kértetett még nincs 40 éves, akkor a korábbi munkanélküliségről van szó. A 40 éves felső határ tág keretek között változtatható, lényegét tekintve (minimális eltéréssel az esély mértékében) ugyanúgy igaz volna a megállapítás 30 éves életkori határral, sőt némileg romló szignifikanciával a 30–40 év közötti intervallum környezetében is.

Irreális azt feltételezni, hogy a közszférában dolgozó nők férjét a múltban nagyobb valószínűséggel bocsátották el, egyértelmű tehát, hogy *a nők közszférában való elhelyezkedését ösztönzi, ha férjük volt már munkanélküli*. Hasonló hatást sem az élettársak, sem a férfiak esetében (a feleségre vonatkozóan) nem tapasztaltunk. Ez a tény kizárja az olyan jellegű szelekciós hatás meglétét, hogy a hasonló munkanélküliként töltött előélettel rendelkezők választják egymást párként. Valószínű tehát, hogy ebben az esetben is a *bizonytalanság családi szintű csökkentése* játszik szerepet a közszférában való munkavállalásban. A jelenség aszimmetriája a családon belüli férfi–nő szerepekre is fényt vet.

Végül a regionális hatásokról szólva, a nemzetközi tapasztalatok többségétől eltérően Magyarországon a fővárosban élők kisebb valószínűséggel kerülnek a közszfé-

rába, mint a többiek. Ez csak a közalkalmazottakra igaz, a köztisztviselőkre nem vonatkozik, de az ő súlyuk viszonylag kisebb a közszférában.

Ez a jelenség a munkanélküliség területi megoszlásával van összefüggésben. Ha a számítások során nem egyszerűen regionális indikátorváltozókat használunk, hanem figyelembe vesszük a munkanélküliségi rátát is, akkor sokkal jobb becslést kapunk. Minél magasabb valahol a munkanélküliség, annál nagyobb az esélye annak, hogy az alkalmazottak a közszférában dolgoznak. Az ország számos kistérségében a közszférán kívül alig van munkalehetőség. Mivel adataink csak regionális szinten reprezentatívak, ennél részletesebb területi bontásra nincs lehetőségünk.

Elemzésünk igazolta, hogy a közszférában történő munkavállalást jelentős mértékben befolyásolják a családi körülmények, a családi élet biztonságát veszélyeztető tényezők. Megállapítottuk, hogy – az életkor, a nem, az iskolai végzettség és a regionális munkanélküliség hatásának kiszűrése után – a közszférában való elhelyezkedés valószínűségét növeli, ha:

- valaki gyereket/gyerekeit más felnőtt nélkül, egyedül neveli;
- valakinek tartós, de a munkavállalást nem kizáró betegsége van;
- valakinek a párja vagy gyereke tartós betegségben szenved;
- egy nő férje korábban, jellemzően házasságuk korai szakaszában vagy a házasság előtt, munkanélküli volt.

A munkajövedelem becslése

Kérdés, hogy valóban csupán a biztonságra törekvés játszik-e a szerepet az előzőkben ismertetett tényezők hatásában, vagy kimutatható valamilyen bérkülönbség is? Ezt a kérdést egyszerű OLS-becsléssel vizsgáljuk, amelyben a köz- és a magánszférában alkalmazottakra vonatkozóan interakcióban szerepelnek a közszféra választásában szerepet játszó változók. Adatállományunk nem teszi lehetővé a köz- és a magánszférára béreinek a szelekciós hatásokat is figyelembe vevő elemzését, de a 2. táblázatban bemutatott eredményekből így is érdekes következtetések adódnak.

2. táblázat

A munkajövedelem logaritmusának OLS-becslése az alkalmazottak körében (függő változó: munkajövedelem logaritmus, $N = 4193$)

Változó	Együttható
Munkatapasztalat (év) ^a	0,052 (0,003)***
Munkatapasztalat négyzete	-0,001 (0,00007)***
Munkanélküliség időtartama összesen (év)	-0,208 (0,018)***
Munkanélküliség időtartamának négyzete	0,014 (0,003)***

A 2. táblázat folytatása

Változó	Együttható	
Főmunkával töltött órák száma (hetente)	0,021 (0,001) ^{***}	
Regionális munkanélküliségi ráta logaritmus	-0,111 (0,029) ^{***}	
Változók interakcióban a magán-, illetve közszférában alkalmazottakkal ^b	magánszférában	közszférában
Nő	-0,145 (0,023) ^{***}	-0,142 (0,032) ^{***}
Legfeljebb általános iskolai végzettségű	referenciacsoport	0,059 (0,064)
Legfeljebb szakmunkás végzettségű	0,115 (0,035) ^{***}	0,169 (0,051) ^{***}
Legfeljebb szakközépiskolai, technikumi érettségi	0,304 (0,038) ^{***}	0,414 (0,052) ^{***}
Legfeljebb gimnáziumi érettségi	0,279 (0,043) ^{***}	0,439 (0,055) ^{***}
Legfeljebb főiskolai végzettségű	0,662 (0,045) ^{***}	0,694 (0,051) ^{***}
Legfeljebb egyetemi vagy magasabb végzettségű	0,825 (0,055) ^{***}	0,847 (0,052) ^{***}
Egyedülálló szülő gyerek(ek)kel	-0,036 (0,045)	-0,018 (0,052)
Élettársas háztartásban él	0,026 (0,034)	0,082 (0,058)
Tartósan beteg	-0,069 (0,030) ^{**}	0,024 (0,036)
Van tartósan beteg társ vagy gyerek a háztartásában	-0,042 (0,034)	0,091 (0,042) ^{**}
Férj volt munkanélküli a feleség 40 éves kora előtt	-0,045 (0,047)	0,006 (0,052)
Konstans	12,377 (0,091) ^{***}	
Módosított R^2	0,335	

Megjegyzés: zárójelben a háztartásokra klaszterezett, robusztus becslések standard hibája található.

^a A ténylegesen munkában töltött időt néhány ismert adat alapján közelítjük. Munkatapasztalat = életkor – (14 + nem általános iskolai évek) + munkanélküliként töltött idő – anya esetében a vele együtt élő gyerekei számának 2,5-szerese. A figyelembe vett iskolai évek számát lásd a főszövegben.

^b Az ez után következő kétértékű változók mindegyike külön szerepel a becslésben a magán-, illetve a közszférában alkalmazottakra. A könnyebb áttekinthetőség és összehasonlíthatóság érdekében rendeztük két oszlopba az ezekre vonatkozó eredményeket.

^{***} 1 százalékos szinten, ^{**} 5 százalékos szinten szignifikáns együtthatók.

A munkában töltött évek (munkatapasztalat) hosszát nem ismerjük, azt a rendelkezésre álló információk alapján a következőképpen állítottuk elő: az életkorból levontuk a tanulás és a gyermekgondozás becsült időtartamát (a becslés szót itt nem ökonometriai értelemben használjuk), valamint a munkanélküliliként töltött időtartamot. Ez utóbbi érték szerepel az adatfelvételben. Ennek során a szakmai képzést összesen 11, az érettségit adó képzéseket 12, a főiskolai végzettséget 15, az egyetemet 17 évvel vettük figyelembe. Bizonyos képzettségek esetén más értékek is szóba jöhetnek, a szakközépiskolai végzettségénél gyakori a 13 év, a főiskolák esetében pedig a 16. Az erre vonatkozó érzékenységi vizsgálatok azt mutatták, hogy az eredményeket ezeknek az időtartamoknak a módosítása érdemben nem változtatta meg.

A gyermekgondozással töltött idő meghatározása során problémát jelent, hogy nem tudjuk hány gyereke van valakinek, csak azt, hogy hányval él együtt. Figyelembe véve *Bálint–Köllő* [2008] számításait a gyermekgondozási támogatási rendszerben eltöltött időről, az anyák esetében, a velük egy háztartásban élő gyerekek után gyerekenként 2,5 évet vontunk le a munkával töltött időtartamból. Ez meglehetősen durva becslés, de az elvégzett érzékenységi vizsgálatok azt mutatják, hogy módosítása az eredményeken érdemben nem változtat.

Feltételezhető, hogy a munka nélkül töltött időnek a jövedelemre gyakorolt hatása nem csak abban nyilvánul meg, hogy csökkenti a munkatapasztalat időtartamát. A képességek és készségek kopása révén ennél nagyobb mértékben csökkentheti az elérhető jövedelmet. A munkanélküliliként töltött előélet negatív megítélése is csökkentheti a későbbi munkahelyen elért jövedelmet. Ugyanakkor fordított irányú, szelekciós mechanizmus is érvényesülhet, a rosszabb teljesítményű, ezért viszonylag kevesebbet kereső alkalmazottak nagyobb eséllyel válnak munkanélkülivé. Mindez indokoltá teszi, hogy a becslésben magyarázó változóként szerepeltessük a munkanélküliliként töltött időt és annak négyzetét is, hangsúlyozva ugyanakkor, hogy ebben az egyszerű modellben a hatás irányáról nem tudunk biztosat mondani.

A munkajövedelem becslésének eredményei

A munkatapasztalat csökkenő mértékben növeli az elérhető munkajövedelmet, az első év mintegy 5, a 10. év valamivel több, mint 3 százalékkal.

A munkanélküliliként töltött idő, a kieső időn túl is, nagyon erősen korrelál az elérhető munkajövedelemmel. Egy év korábbi munkanélküliség esetén mintegy 20 százalékkal alacsonyabb a munkajövedelem. (Ahogy említettük, a hatás iránya nem egyértelmű, ezért fogalmazunk ilyen óvatosan.) A munkajövedelem és a munkanélküliség időtartamát leíró másodfokú függvény csökkenő mértékben növekszik, maximuma 7,5 évnél van, de az alkalmazottak körében csak néhány fő volt hosszabb ideig munkanélküli. A nagyobb regionális munkanélküliségi ráta csökkentően hat a jövedelmekre.

Elvégeztük a munkajövedelem becslését a közszférára korlátozva is (ezt a 2. táblázatban nem közöljük külön). A regionális munkanélküliségi ráta erősen csökkenti a közigazgatásban dolgozók munkajövedelmét (az együttható értéke: $-0,25$), míg

az egészségügyi és szociális területen kisebb mértékű pozitív hatást tapasztalunk. Valószínűnek látszik, hogy az egészségügyben a rosszabb körülményeket magasabb jövedelemmel honorálják.

A nők jövedelme mintegy 14 százalékkal alacsonyabb a férfiakénál, ebből a szempontból nincs különbség a két szféra között. A részletesebb vizsgálat azt mutatja, hogy az egyetlen terület, ahol nincs eltérés a nők és férfiak munkajövedelmében, az egészségügy és szociális ellátás. A közigazgatásban viszont 21 százalékos a különbség.

A különböző iskolai végzettségűek köz-, illetve magánszférában elérhető bére közötti eltérést (azaz a 2. táblázat két oszlopa közötti értékek különbségét az iskolai végzettség soraiban) Wald-próbával vizsgáltuk. A két érték közötti különbség csak a középiskolát végzettek esetében szignifikáns 5 százalékos szinten. A középiskolát végzettek körében viszont jelentős a közszféra jövedelmi előnye, különösen a gimnáziumi érettségivel rendelkezők esetében. Ez magyarázatot ad a korábban tapasztalt jelenségre, hogy a gimnáziumi érettségivel rendelkező férfiak miért választják a más iskolai végzettségű férfiakhoz képest szívesebben a közszférát munkahelyül.

A közszféra választását befolyásoló további, a családi hatásokkal összefüggő tényezők közül csak a tartós betegség két változója esetében mutatható ki szignifikáns hatás a két szférában elérhető munkajövedelem között. A tartós betegségben szenvedő alkalmazottnak a magánszféra kevesebb bért fizet más munkavállalókhöz képest, míg ilyen jelenség a közszférában nem tapasztalható. A magánszféra esetében ennek nem lehet oka a rövidebb munkaidő, mert erre a változóra kontrolláltunk; a táppénzen töltött idő figyelembevétele sem változtat érdemben a becslési eredményeken. A tartós betegség miatti esetleges kisebb teljesítmény egy lehetséges magyarázat, ami a közszférában – a teljesítménymérés sajátosságai miatt, amiről korábban volt szó – nem játszik szerepet. Itt tehát elképzelhető, hogy a közszféra választásában – a biztonság mellett – a jövedelmi tényezőknek is szerepük van.

Azok esetében viszont, akiknek házas-/élettársa vagy vele élő gyereke tartósan beteg, az átlagnál – *ceteris paribus* – jobban fizet a közszféra. A részletesebb elemzés szerint (ezt a 2. táblázatban nem mutatjuk be) a különbség elsősorban a tartósan beteg gyerek esetében áll fenn. Elképzelhető, hogy a közszférában a béren kívüli juttatások során figyelembe veszik ezt az élethelyzetet, de ebből a csekély különbségből túl messzemenő következtetéseket nem vonnánk le.

Összességében azt mondhatjuk, hogy a közszféra választását pozitívan befolyásoló, a családi étellel, a biztonsággal összefüggő tényezők közül csak a *tartós betegségnek* van hatása a munkajövedelemre. A többi tényező (családi helyzet, férj korábbi munkanélkülisége) hatására történő munkahelyválasztásban a jövedelmi tényezők nem játszanak szerepet.

Önkéntes munkavégzés

Ahogy a bevezetőben és az irodalmi áttekintésben is írtuk, az önkéntes munkavégzést a társadalmi elkötelezettség egyik lehetséges közelítő változójának tekinthetjük. A 2006. évi adatfelvételben szerepelt az a kérdés, hogy „az elmúlt 12 hónapban vég-

zett-e valamilyen önkéntes, társadalmi munkát környezete (például lakóhelye), családja (például a gyermeke iskolája), illetve jótékonyági célok érdekében”. Ezen belül a következő lehetőségek közül lehetett választani: naponta; minden héten; igen, többször egy hónapban, de nem minden héten; havonta; legalább egyszer egy évben.

Az önkéntes munkát végzők aránya meglehetősen alacsony, és kevesebb mint a felük folytat havonta vagy annál sűrűbben ilyen tevékenységet, ezért nem alkalmaztunk a gyakoriság alapján további szűkítést. Bonyolítja a helyzetet, hogy az önkéntes munkára vonatkozó kérdés előtt az a kérdés is szerepelt, hogy a válaszadó részt vett-e valamilyen szervezet munkájában, és az önkéntes munkára vonatkozó kérdés során kikötötték, hogy: „nem mint valamely előbb felsorolt szervezet tagja”. Ez bizonyos esetekben – például párt, sportegyesület, hobbikör – értelmes megszorítás az önkéntes munka szempontjából, más esetekben viszont indokolatlan kikötésnek tűnik. Azt a megoldást választottuk, hogy a következő típusú szervezetekben végzett tevékenységet is besoroltuk az önkéntes tevékenység körébe: rétegszervezetek (például ifjúsági, nyugdíjas), szociális, jótékonyági, kulturális, oktatási, környezetvédelmi, lakóhelyhez kötődő szervezetek. Ennek figyelembevételével az önkéntes tevékenység gyakorisága a teljes felnőtt népesség körében közel 15, az aktív keresők között 18 százalék (lásd a *Függelék F1. és F3. táblázatait*).

Az önkéntes munkavégzést meghatározó tényezők becslése során nem volt jelentősége annak, hogy vizsgálódásunkat az alkalmazottakra szűkítsük, ezért modelünköt a *teljes* felnőtt népességre becsültük.

Hipotézisünk az volt, hogy a közsférában dolgozók körében nagyobb az önkéntes munkát végzők aránya. Ennek a kérdésnek a vizsgálata során érdemes a közsférát tovább bontani, hiszen az állami vagy önkormányzati tulajdonú vállalatok (például közlekedés, posta) dolgozói esetében valószínűleg nem érvényes a közsférában dolgozók erősebb társadalmi aktivitásáról szóló – az irodalmi összefoglalóban ismertetett – gondolatmenet. Ezért négy alcsoportot alakítottunk ki: 1. közigazgatás, 2. oktatás, kutatás-fejlesztés, kultúra, sport, 3. egészségügy és szociális ellátás, 4. egyéb. Ez utóbbi kategóriába tartoznak a villamosenergia-, gáz-, vízellátásban, a szennyvíz- és hulladékkezelésben, a közösségi közlekedésben, az önkormányzati ingatlanfenntartóknál dolgozók és így tovább. A közsféra négy csoport közötti mintabeli megoszlása megtalálható a *Függelék F2. táblázatában*.

Az önkéntes munka végzését az aktivitáson kívül számos egyéb tényező is befolyásolhatja. Ezek közé tartozhat a jövedelem, az életkor, a nem, az iskolai végzettség, az egészségi állapot, a háztartástípus, a gyerekek száma és a település típusa. Ezekre a tényezőkre is kontrolláltunk annak vizsgálata során, hogy a közsférában dolgozók önkéntes munkavégzése valóban relatíve nagyobb-e. (A kapott eredményeket a következő alfejezetben közöljük: 3. táblázat, 1. számoszlop.)

Hipotézisünk szerint a közéleti aktivitás, az önkéntes munka a családon belül halmozódik. Ennek vizsgálatához előállítottunk egy mutatót, amely azt méri, mekkora azoknak az aránya a háztartáson belül a felnőttek között, akik önkéntes munkát végeznek. Ennek során az érintett személyt magát természetesen sem a számlálóban, sem a nevezőben nem vettük figyelembe. (Az ezzel a változóval kiegészített modell a következő alfejezetben található: 3. táblázat 2. számoszlop.)

A közszféra munkahelyül választásához hasonlóan logit modellel becsüljük az önkéntes munkavégzést befolyásoló tényezőket is, figyelembe véve, hogy a magyarázó változók értéke az egyes háztartásokon belül nem független.

A becslés eredményei

Kiinduló hipotézisünk a közszféra két területén igazolódott be. A közoktatás, kutatás, kultúra területén dolgozók esetében az önkéntes munkavégzés esélyhányadosa több mint 2,5-szerese a magánszférában alkalmazottakénak, az egészségügyben és szociális ellátásban dolgozóké pedig 1,75-szorosa. A közszféra más területein dolgozók is valamivel aktívabbak ezen a téren, de a különbség nem szignifikáns. Ami viszont meglepő: a közigazgatásban és a magánszférában dolgozók között nincs érdemi különbség az önkéntes munkát illetően, ezeknek az adatoknak az alapján a közigazgatásban dolgozók esetében *nem mutatható ki* az átlagnál nagyobb társadalmi elkötelezettség.

Ennek okai között felmerülhet, hogy a köztisztviselők esetében korlátozottabb a társadalmi szervezetek tevékenységében való részvételi lehetőség. Részben éppen emiatt nem vettük figyelembe a pártokban, szakszervezetekben, kamarákban végzett munkát. A 3. táblázatban bemutatottal lényegében megegyező eredményt kapunk akkor is, ha az önkéntes munkavégzést szűkebben, a civil szervezetekben való részvétel nélkül értelmezzük, így tehát ennek az oknak a fennállását adataink nem támasztják alá.

Az átlagnál több önkéntes munkát végző közdolgozók esetében kérdés, hogy itt valóban belülről fakadó nagyobb társadalmi aktivitásról van-e szó, vagy inkább a munkahely kényszeréről, a feladataikhoz közvetlenül kapcsolódó tevékenységek egy részének „önkéntes” munkakénti végzéséről. Vajon a közoktatásban, egészségügyben, szociális ellátásban dolgozókra már korábban is jellemző volt az intenzívebb önkéntes munka, vagy csak a munkahelyükön lett az? Az adatállomány biztosít bizonyos lehetőségeket ennek a kérdésnek a megvizsgálására, tudjuk ugyanis, hogy a közszférában kik azok, akik az előző évben még nem dolgoztak ott. Azt nem tudjuk, hogy az előző évben mennyi önkéntes munkát végeztek, mert 2005-ben nem tették fel ezt a kérdést, de azt össze tudjuk hasonlítani, hogy a régi és az új dolgozók között van-e ezen a téren eltérés. A kétéves panel elég rövid ehhez, de adataink szerint a közszférában dolgozók közel negyede újonnan jött erre a területre 2006-ban. Ezen belül a közigazgatásban az újak aránya 21 százalék, a közoktatásban és egészségügyben 16, míg a közszféra többi területén 40 százalék. Ezért olyan becslést is végeztünk, amelyben a közszférában dolgozókat megkülönböztettük aszerint, hogy újonnan jöttek-e erre a területre.

Mielőtt rátérnénk az eredmények ismertetésére, meg kell jegyeznünk, hogy a közszférában dolgozók mobilitására vonatkozó értékek más adatállományokhoz képest meglepően magasak. A Bértarifa-adatok szerint⁵ mindössze 15 százalék azok aránya, akik 2006-ban újonnan léptek be egy közszférába tartozó munkahelyre; ezen belül a közigazgatásban az újak aránya mindössze 9 százalék, de a vállalati dolgozóké is 20

⁵ Köszönettel tartozunk Köllő Jánosnak a vonatkozó számítások elvégzéséért.

3. táblázat

Az önkéntes munkavégzést befolyásoló tényezők a felnőtt népesség körében
(logit becslés, függő változó: végez-e önkéntes munkát, $N = 10\,664$)

	Esélyhányados	
	1. modell	2. modell
Magánszférában alkalmazott	referenciacsoport	
Közigazgatásban dolgozó	1,12 (0,20)	1,07 (0,20)
Közoktatás, K+F, kultúra	2,57 (0,36) ^{***}	2,60 (0,38) ^{***}
Egészségügy, szociális ellátás	1,75 (0,32) ^{***}	1,81 (0,32) ^{***}
Egyéb közszféra	1,32 (0,18)	1,23 (0,20)
Vállalkozó	1,18 (0,17)	1,07 (0,16)
Alkalmi munkás, közhasznú foglalkoztatott	1,83 (0,44) ^{**}	1,98 (0,45) ^{***}
Nyugdíjas	1,05 (0,15)	1,06 (0,15)
Tanuló	3,72 (0,66) ^{***}	3,01 (0,53) ^{***}
Egyéb inaktív ^a	0,88 (0,13)	0,90 (0,14)
Háztartási jövedelem logaritmus	1,16 (0,11)	1,07 (0,08)
19–29 éves nem tanulók ^b	referenciacsoport	
30–39 éves	1,79 (0,25) ^{***}	1,77 (0,23) ^{***}
40–49 éves	2,07 (0,29) ^{***}	1,69 (0,24) ^{***}
50–59 éves	2,27 (0,33) ^{***}	2,18 (0,30) ^{***}
60–69 éves	2,20 (0,40) ^{***}	2,16 (0,38) ^{***}
70 éves vagy idősebb	1,82 (0,37) ^{***}	1,90 (0,38) ^{***}
Rossz az egészségi állapota	0,58 (0,07) ^{***}	0,59 (0,07) ^{***}
Nő	0,93 (0,06)	0,94 (0,07)

A 3. táblázat folytatása

	Esélyhányados	
	1. modell	2. modell
Legfeljebb általános iskolai végzettség	referenciacoport	
Szakmunkás	1,70 (0,19) ^{***}	1,59 (0,18) ^{***}
Szakközépiskolai érettségi	2,66 (0,32) ^{***}	2,42 (0,29) ^{***}
Gimnáziumi érettségi	2,41 (0,31) ^{***}	2,19 (0,28) ^{***}
Főiskola	5,05 (0,69) ^{***}	4,37 (0,57) ^{***}
Egyetem	4,84 (0,77) ^{***}	3,83 (0,61) ^{***}
Nincs 15 éven aluli gyerek a háztartásban	referenciacoport	
1 gyerek	1,57 (0,18) ^{***}	1,29 (0,12) ^{***}
2 gyerek	1,81 (0,25) ^{***}	1,37 (0,16) ^{***}
3 gyerek	2,47 (0,57) ^{***}	1,76 (0,31) ^{***}
4 vagy több gyerek	2,05 (0,94)	1,58 (0,54)
Háztartásában rajta kívül önkéntes munkát végző felnőttek hányada ^c	–	8,28 (0,95) ^{***}
Budapest	referenciacoport	
Megyei jogú város	1,46 (0,19) ^{***}	1,40 (0,15) ^{***}
Egyéb város	1,26 (0,17) [*]	1,26 (0,13) ^{**}
Község	2,24 (0,29) ^{***}	1,97 (0,20) ^{***}
Konstans	0,003 (0,004) ^{***}	0,008 (0,008) ^{***}
Pszeudo R^2	0,098	0,189

Megjegyzés: zárójelben a háztartásokra klaszterezett, robusztus becslések standard hibája található.

^a Idetartoznak: munkanélküliek, gyereket gondozók, háztartásbeliek, egyéb nem dolgozók.

^b A nagykorú tanulók 99 százaléka 19–29 év közötti, így – mivel a tanulók külön változóban szerepelnek – a referenciacoportot a nem tanuló 19–29 évesek jelentik.

^c A mutató előállításánál azoknak a felnőtteknek a számát, akik végeznek önkéntes munkát, elosztottuk a háztartás felnőtt tagjainak a számával. Ennek során az érintett személyt sem a számlálóban, sem a nevezőben nem vettük figyelembe. Ha nincs több felnőtt a háztartásban, akkor a mutató értéke 0.

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, * 10 százalékos szignifikáns együttthatók.

százalék alatt marad. A mi adatállományunkban a munkahely tulajdoni jellegére vonatkozó információk a munkavállalók (és nem a munkahely) információin alapulnak, tehát valószínűbb a tévesztés lehetősége, továbbá a két év adatai egymástól független kikérdezésekből származnak, ami szintén növeli a hibalehetőségeket.

A 4. táblázatban bemutatott számítási eredményeinket tehát megfelelő óvatossággal kell kezelni. A könnyebb áttekinthetőség érdekében az oktatásban, egészségügyben dolgozókat összevontuk, az ő esetükben nincs kvalitatív különbség a két terület között.

4. táblázat

Az önkéntes munkavégzés becslése a felnőtt népesség körében, az újonnan és a régebben középszférában dolgozók szerinti bontásban, 2006 (logit becslés, függő változó: végez-e önkéntes munkát, $N = 10\,664$)^a

Változó	Esélyhányados (szórás)	
	1. modell	2. modell
Magánszférában alkalmazottak	referenciacsoport	
Közigazgatás, régi ^b	1,07 (0,21)	1,00 (0,21)
Közigazgatás, új	1,42 (0,54)	1,51 (0,56)
Oktatás, kultúra, egészségügy, szociális, régi	2,40 (0,31) ^{***}	2,40 (0,31) ^{***}
Oktatás, kultúra, egészségügy, szociális, új	1,45 (0,37)	1,63 (0,44) [*]
Közsféra egyéb, régi	1,17 (0,24)	1,27 (0,27)
Közsféra egyéb, új	1,07 (0,26)	1,15 (0,28)
Pseudo R^2	0,098	0,189

Megjegyzés: zárójelben a háztartásokra klaszterezett, robusztus becslések standard hibája található.

^a Azokat a sorokat elhagytuk, amelyek teljesen vagy legfeljebb 1-2 százalékos eltéréssel megegyeznek a 3. táblázatnak nem a középszférát érintő soraival.

^b Régi = már előző évben is a középszférában dolgozott, új = 2006-ban dolgozik először a középszférában. A középszférán belüli, minimális mértékű áramlástól eltekintettünk.

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, * 10 százalékos szignifikáns együtthatók.

Érdekes, hogy a közigazgatásban régebb óta dolgozók esetében kisebb esélyhányadost kaptunk, mint az újaknál, mintha a közigazgatásban való munka inkább csökkentené az önkéntes tevékenységre való hajlandóságot. Ez a megfigyelés párhuzamba állítható *Buurman–Dur–Van den Bossche* [2009] már hivatkozott eredményével, miszerint a középszférában való hosszú ideig tartó munkavégzés csökkentheti a társadalmi elkötelezettséget. Első ránézésre szarkasztikusan azt mondhatnánk, hogy felmerül a lehetősége, Magyarországon már a közigazgatásban való egyéves munka is csökkenti

a társadalmi felelősségérzetet. De a Wald-próba azt mutatja, hogy a régiek és az újak esélyhányadosa között nem szignifikáns a különbség. Ennek fő oka az újak esetében tapasztalható nagyon nagy szórás. Itt már nagyon kicsi az esetszám, de a kérdést érdemes volna hosszabb időszoron, nagyobb esetszám mellett újra megvizsgálni.

A humán társadalmi szolgáltatásokat nyújtó közalkalmazotti szférában (oktatás, kultúra, egészségügy, szociális ellátás stb.) a régiek átlagos önkéntes munkavégzése jelentősen meghaladja a referenciacsoportként szolgáló magánalkalmazottakét. Az újakra vonatkozó érték csak a 2. modellben haladja meg érdemben, ott is csak 10 százalékos szignifikanciaszinten. A régiek és az újak esélyhányadosa közötti eltérés itt sem szignifikáns, szintén az újak nagy szórása miatt.

Mindezek alapján megalapozottnak tűnik az az állítás, hogy a humán társadalmi szolgáltatások területén munkát vállalók társadalmi elkötelezettsége valóban magasabb másokénál. Elképzelhető ugyanakkor, hogy az általuk végzett önkéntes munka nem mindig igazán önkéntes, és részben a munkahelyi elvárások eredménye.

Az önkéntes munkavégzést befolyásoló egyéb tényezők

Érdemes visszatérni a 3. táblázathoz és röviden áttekinteni, hogy milyen más tényezők befolyásolják az önkéntes munkavégzést. Meglepő, hogy a közhasznú foglalkoztatottak, alkalmi munkákat végzők mennyivel nagyobb eséllyel végeznek önkéntes munkát, itt azonban felmerülhet a válaszadók körében a fogalmi tisztázatlanság lehetősége is. A közhasznú munkát végzők, az alkalmi munkások, a munkanélküliek és egyéb inaktívak lényegében ugyanaz a társadalmi kör, gyakran csak a kérdés pillanatától függ, hogy valaki éppen melyik státusban van (lásd erről például *Molnár–Kapitány* [2007b]). Márpedig a munkanélküliek és egyéb inaktívak esetében inkább kisebb az önkéntes munkavégzés.

A tanulók körében kiemelkedően magas az önkéntes munkavégzés. A nem tanulók körében az életkor függvényében növekszik az önkéntes munka esélye, és különösen nagy az ugrás a nem tanuló 19–29 évesek és a 30–39 évesek között. (Még akkor is nagyobb arányú a 30–39 évesek önkéntes munkavégzése, ha nem kontrollálunk a tanulói státusra.) Ugyanez más oldalról nézve azt jelenti, hogy az önkéntes munkavégzés szempontjából nagyon nagy az eltérés a felsőfokú tanulmányaikat végzők és nem tanuló kortársaik (azaz a 19–29 évesek) között. Bár az egyes további korcsoportok között nem szignifikáns az esélyhányadosok eltérése, de összességében az 50–59 éves korcsoportig enyhe emelkedést, majd az idősebbek esetében csökkenést tapasztalhatunk.

A háztartás jövedelmének nincs hatása az önkéntes munka végzésére. A munkahelyi elfoglaltság mértékének, amit a heti ledolgozott órászámmal mértünk, sincs hatása (ezt a táblázatban nem tüntettük fel). Nem igényel különösebb magyarázatot, hogy a rossz egészségi állapotúak közül jóval kevesebben folytatnak önkéntes tevékenységet.

Az iskolai végzettséggel (általános iskola, szakiskola, középiskola, felsőfokú) növekszik az önkéntes munkát végzők aránya. A különböző típusú érettségivel rendelkezők között, illetve a főiskolai és egyetemi végzettségűek között nincs szignifikáns különbség.

Minél több – vele egy háztartásban élő – gyereke van valakinek (3 gyerekig), annál valószínűbb, hogy végez önkéntes munkát. Valószínű, hogy az önkéntes munka sok esetben a gyerekek óvodájához, iskolájához köthető. Egyéb családszerkezeti tényezők (gyereket egyedül nevelő szülő, nagyszülők jelenléte stb.) nem játszanak szerepet, ezért nem is szerepeltettük a táblázatban. Gyerekek itt a 15 éven aluliakat tekintettük. Elvégeztük a becslést a 19 éven aluliakra is. Hasonló eredményt kaptunk, de kisebb esélyhányadosokkal, ami azt jelenti, hogy az önkéntes munka elsősorban a kisebb gyerekekhez kapcsolódik.

Az önkéntes munkának jelentősek a területi sajátosságai is. A községekben nagyobb az önkéntes munka végzésének a valószínűsége, mint a városokban, és a Budapesten kívüli városokban nagyobb, mint Budapesten (a nagyobb és kisebb városok között nincs érdemi különbség).

Különösen érdekes a 2. modellben bevezetett változó hatása. Erre vonatkozó hipotézisünk teljes mértékben igazolódott, azt, hogy valaki végez-e önkéntes munkát, a legnagyobb mértékben az befolyásolja, hogy a háztartás más tagjai folytatnak-e ilyen tevékenységet. Ha igen, akkor az több mint nyolcszorosára növeli az esélyhányadost.

A jövedelem-újraelosztáshoz való viszony és a közszféra

A jövedelem-újraelosztáshoz való viszonyt illetően kétféle kérdésre válaszoltak az adatfelvétel résztvevői: „Egyetért-e azzal, hogy az államnak korlátoznia kell a gazdagok jövedelmét?” és „Egyetért-e azzal, hogy az államnak nagyobb jövedelmet kellene a szegényeknek juttatnia?”. A válaszlehetőségek: alapvetően nem ért egyet, inkább nem ért egyet, inkább egyetért, alapvetően egyetért.

Hasonló vizsgálatot 2002-ben is végeztünk, lásd *Molnár–Kapitány* [2007a]. A 2002 és 2006 közötti négy év alatt jelentősen, mintegy 10 százalékponttal megnőtt az *alapvetően egyetért* választ adók aránya mindkét kategóriában, az *inkább egyetért* rovására (5. táblázat). A teljesen vagy részben egyetértők aránya rendkívül magas, 91, illetve 80 százalék a két kérdés esetében.

5. táblázat

A jövedelem-újraelosztáshoz való viszony megoszlása, 2002 és 2006 (százalék)

	Nagyobb jövedelem a szegényeknek		Gazdagok jövedelmének korlátozása	
	2002	2006	2002	2006
Alapvetően nem ért egyet	4	3	6	9
Inkább nem ért egyet	7	6	14	11
Inkább egyetért	29	21	30	21
Alapvetően egyetért	60	70	50	59
Összesen	100	100	100	100

Kiinduló hipotézisünk az volt, hogy a közszféra dolgozói inkább hívei a jövedelem-újraelosztásnak, mint mások. Ennek több oka is lehet: a társadalmi elkötelezettség-ből adódóan az egyenlőtlenségek csökkentése iránti igény; a szegények iránti szolidaritás; annak tudata, hogy a közszféra és így a saját munkájuk finanszírozása a jövedelmek újraelosztásából ered; a gazdagokkal szembeni irigység.

A jövedelem-újraelosztás két irányához való viszonyt rendezett logit modell segítségével vizsgáltuk, magyarázó változóink hasonlóak a 3. táblázatban használtakhoz. Az eredményeket a 6. táblázat tartalmazza.

6. táblázat

A jövedelem-újraelosztáshoz való viszonyt befolyásoló tényezők a felnőtt népesség körében (logit becslés, függő változó: jövedelem-újraelosztáshoz való viszony, $N = 10\,219$)

	Esélyhányados	
	többletjövedelem a szegényeknek	gazdagok jövedelmének korlátozása
Magánszférában alkalmazottak	referenciacsoport	
Közigazgatásban dolgozó	1,09 (0,16)	0,94 (0,12)
Közoktatás, K + F, kultúra	0,98 (0,12)	1,21 (0,14)*
Egészségügy, szociális ellátás	1,36 (0,22)*	1,61 (0,23)***
Egyéb közszféra	1,22 (0,16)	1,18 (0,14)
Vállalkozó	0,79 (0,10)*	0,58 (0,07)***
Alkalmi munkás, közhasznú foglalkoztatott	0,99 (0,21)	1,13 (0,21)
Nyugdíjas	1,04 (0,10)	1,16 (0,10)
Tanuló	0,66 (0,08)***	0,71 (0,08)***
Egyéb inaktív ^a	1,04 (0,10)	1,26 (0,11)***
Háztartási jövedelem logaritmus	0,65 (0,05)***	0,59 (0,04)***
Kor	1,00 (0,002)	1,003 (0,002)
Rossz egészségi állapot	1,29 (0,09)***	1,25 (0,09)***
Nő	1,07 (0,04)*	1,04 (0,04)

A 6. táblázat folytatása

	Esélyhányados	
	többletjövedelem a szegényeknek	gazdagok jövedelmének korlátozása
Legfeljebb általános iskolai végzettség	referenciacsoport	
Szakmunkás	0,92 (0,07)	1,14 (0,08)*
Szakközépiskolai érettségi	0,71 (0,06)***	0,75 (0,06)***
Gimnáziumi érettségi	0,65 (0,06)***	0,82 (0,07)**
Főiskola	0,49 (0,05)***	0,50 (0,05)***
Egyetem	0,48 (0,06)***	0,34 (0,04)***
Nincs 15 éven aluli gyerek a háztartásában	referenciacsoport	
1 gyerek	1,01 (0,11)	0,79 (0,07)**
2 gyerek	0,61 (0,08)***	0,61 (0,07)***
3 gyerek	1,02 (0,26)	0,57 (0,13)**
4 vagy több gyerek	0,56 (0,20)	0,96 (0,45)
Házaspár nélküli élettársas háztartás	1,01 (0,14)	0,76 (0,09)**
Budapest	referenciacsoport	
Megyei jogú város	1,34 (0,14)***	1,45 (0,14)***
Egyéb város	1,51 (0,14)***	1,71 (0,15)***
Község	1,50 (0,15)***	1,81 (0,18)***
Pseudo R^2	0,035	0,056

Megjegyzés: zárójelben a háztartásokra klaszterezett, robusztus becslések standard hibája található.

^a Idetartoznak: munkanélküliek, gyereket gondozók, háztartásbeliek, egyéb nem dolgozók.

*** 1 százalékos szinten, ** 5 százalékos szinten, * 10 százalékos szignifikáns együtthatók.

Hipotézisünkötől eltérően a magánszférában alkalmazottakhoz viszonyítva a közszférában dolgozók közül egyedül az egészségügyi és szociális ellátásban dolgozók hívei inkább a jövedelmek újraelosztásának. Elsősorban a gazdagok jövedelmének

korlátozásával értenek inkább egyet, mint a többiek. (Minél nagyobb az esélyhányados, annál inkább híve a jövedelem-újraelosztásnak az adott csoport a referenciacsoporthoz képest.) A közoktatásban dolgozók esetében csak a gazdagok jövedelemkorlátozásának támogatása volt 10 százalékos szinten szignifikáns.

Itt tehát eltér a helyzet az előző alfejezettől, ahol a közoktatásban is kimagaslóan magas volt az önkéntes munka aránya, az egészségügyi és szociális ágazathoz hasonlóan. Annyiban logikusnak tűnik ez az eredmény, hogy a társadalmi elkötelezettség a két ágazatban eltérő jellegű. Az egészségügyben és a szociális ágazatban nagyobb szerepet játszik az emberek egyenlőségének elve, a különbségek kiegyenlítése, mint a közsféra más területein. Ez az eredmény tehát összhangban van azzal a feltevéssel, hogy bizonyos tevékenységek esetén az újraelosztáshoz való viszonyban szerepet játszik az egyenlőtlenségek iránti ellenérzés.

Itt is érdemes áttekinteni a többi magyarázó változó hatását. A vállalkozók nagyon erősen ellenzik a gazdagok jövedelmének korlátozását, az ő esetükben a legalacsonyabb az esélyhányados. A szegények állami támogatásának is kevésbé hívei, mint a magánszféra alkalmazottai, de itt csak 10 százalékos szinten szignifikáns az eltérés. A tanulók viszont mindkét területen a jövedelem-újraelosztással legkevésbé egyetértők közé tartoznak. Ez minden bizonnyal a tanulói helyzettel, a jövőre vonatkozó várakozásokkal függ össze, mivel életkori hatások egyáltalán nem mutathatók ki.

Érdekes, hogy az egyéb inaktívak (köztük a munkanélküliek) támogatói a gazdagok korlátozásának, de nincs szignifikáns hatás a szegények támogatása esetében. Itt mintha a válaszban inkább az irigység hatása érvényesülne.

A jövedelem növekedésével mindkét területen határozottan csökken a jövedelem-újraelosztás iránti igény. A rossz egészségi állapot növeli a jövedelem-újraelosztás iránti igényt, itt minden bizonnyal motiváló tényező az önérdék is, hiszen a rossz egészségi állapotúak az újraelosztás jelentős igénybevevői közé tartoznak.

Az iskolai végzettséggel határozottan csökken a jövedelem-újraelosztás iránti igény. A gyerekszám növekedésével (3 gyerekig) csökken a gazdagok jövedelme korlátozásának igénye. Korábbi, hivatkozott kutatásaink alapján valószínű, hogy itt érhető tetten leginkább a jövőre vonatkozó várakozások, hiszen a 1–3 gyerek vállalása bizonyos fokig kifejezője lehet a jövőre vonatkozó pozitív elképzeléseknek is.

Érdekes, hogy az élettársas háztartások nem hívei a gazdagok jövedelme korlátozásának. Elképzelhető, hogy itt valamilyen liberális életfelfogás megjelenéséről van szó, ami egyaránt jelentkezik mind a túlzott állami beavatkozásnak, mind a kapcsolatok állami aktussal történő szentesítésének elutasításában. Végül, a nagyobb településektől a kisebbek felé haladva növekszik az újraelosztás iránti igény.

Azt láthatjuk tehát, hogy a jövedelem-újraelosztás iránti igényt, valamint az önkéntes munkavégzést meghatározó tényezők sok esetben ellenkező, máskor viszont egy irányba hatnak. A két tényező közötti korreláció 0 közeli, egymástól független jelenségekről van szó. Így az újraelosztáshoz való viszony nem tűnik általánosan alkalmasnak a társadalmi elkötelezettség mérésére. Ugyanakkor az egészségügyben és szociális ellátásban ez a hatás érvényesülni látszik.

A főbb következtetések összefoglalása

Megmutattuk, hogy a közsféra munkahelyül választása nem feltétlenül kizárólag személyes döntés, a családi szempontok is fontos szerepet játszhatnak benne. Több olyan élethelyzetet, családi körülményt is azonosítottunk, amelyek fennállása esetén nagyobb a valószínűsége a közsféra választásának. Ilyen, ha valaki egyedül nevel gyereke(ke)t, és nincs a háztartásában más felnőtt; ha valakinek tartós, de a munkavállalást nem kizáró betegsége van; ha házas-/élettársa vagy gyereke tartósan beteg; és ha egy nő férje korábban munkanélküli volt. A fordított esetben, ha a feleség volt korábban munkanélküli, nincs ilyen hatás.

Tehát olyan helyzetekről van szó, amelyekben szerepet játszik a közsféra nagyobb biztonsága és kiszámíthatósága. A témával foglalkozó irodalomban közhely, hogy a kockázatkerülés összefügg a közsférával mint munkahellyel, a hatás iránya azonban nem egyértelmű, hiszen az is lehetséges, hogy a közsféra keres magának ilyen típusú munkavállalókat, illetve hogy a közsférabeli munka alakítja ki a kockázatkerülő magatartást. Esetünkben nem kérdés a hatásirány, hiszen az említett tényezők létrejötte független a munkakörülményektől.

A tartós betegség kivételével a többi tényező nem jelenik meg a bérekben, a munkáltató nagy valószínűséggel nem is tud róluk. A tartós betegség esetén viszont a magánszféra kisebb bért fizet, míg a közsférában ilyen hatás nem mutatható ki.

Összefoglalóan megállapíthatjuk: bizonyos esetekben túlzott leegyszerűsítés a közsféra választását kockázatkerülő magatartásként értelmezni. Az általunk bemutatott helyzetek inkább jelentik a családi stratégiák optimalizálását.

Azok esetében, akik élettársi, de nem házastársi, viszonyban élnek, kimutattunk egy fordított hatást is: ők szívesebben választják munkahelyül a magán-, mint a közsférát. Valószínűnek tűnik, hogy ebben a kötöttségekkel szembeni ellenérzés játszik szerepet, ami mindkét területen – a családi életben és a munkavállalásban is – hat. Ezt erősíti az a megfigyelésünk, hogy az élettársi kapcsolatban élők kevésbé hívei a jövedelem-újraelosztásnak is.

A nők túlsúlya, valamint az, hogy a magasabb képzettségűek aránya nagyobb a közsférában, semmilyen újdonságot nem jelent. Az viszont igen, hogy a gimnáziumi (tehát nem technikumi vagy szakközépiskolai) érettségi esetén nincs különbség a férfiak és a nők között: a gimnáziumi érettségi – mint legmagasabb iskolai végzettség – a közsféra felé tereli a férfiakat is. A nők és a férfiak közötti különbség a közsférában való munkavállalást illetően a főiskolai végzettségűek között a legnagyobb.

A nők munkajövedelmi hátránya mind a köz-, mind pedig a magánszférában 14 százalékos körül van. A közigazgatásban ennél nagyobb mértékű az eltérés. Az iskolai végzettség tekintetében azt láttuk, hogy a középfokú végzettségűek számára előnyösebb a közsféra választása, a többi iskolai végzettség esetében nem találtunk szignifikáns jövedelmi különbséget a két sféra között.

A közsféra választásának a biztonság igényén kívül másik motivációja lehet a társadalmi elkötelezettség. Ennek meglétét az önkéntes munkavégzéssel közelítjük. Megállapítottuk, hogy az önkéntes munkában kifejeződő társadalmi elkötelezettség csak a humán szolgáltatások (oktatás, kultúra, kutatás-fejlesztés, egészségügy, szo-

ciálist ellátás, sport) területén dolgozó közalkalmazottak esetében mutatható ki, az egyéb állami tulajdonú vállalatok dolgozói esetében csak nagyon csekély mértékben, míg a közigazgatásban (akár állami, akár önkormányzati) egyáltalán nem. Kérdés, hogy az önkéntes munkavégzés saját elkötelezettségéből adódik-e, vagy valójában munkahelyi nyomás következménye. A közszférában régebben dolgozók, illetve az oda újonnan bekerültek önkéntes munkavégzését összehasonlítva, arra a következtetésre jutottunk, hogy a humán társadalmi szolgáltatások területén munkát vállalók társadalmi elkötelezettsége valóban már eleve magasabb másokénál. Elképzelhető ugyanakkor, hogy az általuk végzett önkéntes munka részben a munkahelyi elvárások eredménye.

Ezen a területen is tettünk néhány érdekes, de a közszférához közvetlenül nem kapcsolódó megállapítást. Az önkéntes munka legerősebb motiváló tényezője, ha valaki más is végez ilyet a családban, azaz rendkívül magas a családi halmozódás mértéke. Az életkorral, az iskolai végzettséggel, a gyerekszám növekedésével, a településméret csökkenésével növekszik az önkéntes munkavégzés valószínűsége.

A jövedelem-újraelosztáshoz való viszony egyik mércéje lehet az egyenlőtlenségek iránti ellenérzésnek, ami a társadalmi elkötelezettség egyik formájaként is értelmezhető. Ilyen jellegű kapcsolatot csak az egészségügyben és a szociális ellátásban dolgozók esetében tudtunk kimutatni, ők az átlagnál jobban pártolják a jövedelmek állami újraelosztását. A jövedelem-újraelosztás iránti igény Magyarországon kiemelkedően magas, és 2002 és 2004 között erősödött is. A jövedelem, valamint az iskolai végzettség emelkedésével csökken az újraelosztás iránti igény. A gyerekszám növekedésével is csökken, ami a jövőre vonatkozó pozitív várakozásokkal lehet összhangban. A nagybaktól a kisebb települések felé haladva növekszik az újraelosztás iránti igény.

Az önkéntes munkavégzés és az újraelosztáshoz való viszony között semmilyen összefüggés nem mutatható ki. Valószínűnek tűnik, hogy az újraelosztás támogatásának szisztematikus módon csak az egészségügyben és a szociális ágazatban van köze a társadalmi felelősségvállaláshoz, más csoportok motívumai ettől eltérnek.

Hivatkozások

- ALESINA, A.–GIULIANO, P. [2010]: Preferences for Redistribution. Megjelent: *Benhabib, J.–Bisin, A.–Jackson, M. O.* (szerk.): *Handbook of Social Economics*, Vol. 1A, North-Holland, Amsterdam, 93–131. o.
- BARSKY, R. B.–JUSTER, F. T.–KIMBALL, M. S.–SHAPIRO, M. D. [1997]: Preference parameters and behavioral heterogeneity: An experimental approach in the Health and Retirement Study. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 2. 537–579. o.
- BÁLINT MÓNICA–KÖLLŐ JÁNOS [2008]: A gyermeknevelési támogatások munkaerő-piaci hatásai. *Esély*, 1. sz. 3–27. o.
- BELLANTE, D.–LINK, A. N. [1981]: Are public sector workers more risk averse than private sector workers? *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34. No. 3. 408–412. o.
- BESLEY, T.–GHATAK, M. [2005]: Competition and Incentives with Motivated Agents. *American Economic Review*, Vol. 95. No. 3. 616–636. o.

- BLANK, R. M. [1985]: An analysis of workers' choice between employment in the public and private sectors. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 38. No. 2. 211–224. o.
- BLOCH, F.–SMITH, S. [1977]: Human Capital and Labor Market Employment. *Journal of Human Resources*, Vol. 12. No. 4. 550–560. o.
- BUURMAN, M.–DUR, R.–BOSSCHE, S. VAN DEN [2009]: Public Sector Employees: Risk Averse and Altruistic? IZA Discussion Paper, No. 4401.
- CLARK, A.–POSTEL-VINAY, F. [2009]: Job security and job protection. *Oxford Economic Papers*, Vol. 61. No. 2. 207–239. o.
- CREWSON, P. E. [1997]: Public Service Motivation: Building Empirical Evidence of Incidence and Effect. *Journal of Public Administration Research and Theory*, Vol. 7. No. 4. 499–518. o.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR–MOLNÁR GYÖRGY [2008]: Háztartási fogyasztói magatartás és jólét a rendszerváltás után Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 55. évf. 2. sz. 107–135. o.
- CSONTOS LÁSZLÓ–KORNAI JÁNOS–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [1998]: Tax awareness and the reform of the welfare state. *Hungarian Survey Results. Economics of Transition*, Vol. 6. No. 2. 287–312. o.
- DIXIT, A. [2002]: Incentives and Organizations in the Public Sector: An Interpretative Review. *Journal of Human Resources*, Vol. 37. No. 4. 696–727. o.
- FINSERAAS, H.–RINGDAL, K. [2012]: Economic globalization, personal risks and the demand for a comprehensive welfare state. Megjelent: *Ervasti, H.–Andersen, J. G.–Fridberg, T.–Ringdal, K. (szerk.): The Future of the Welfare State. Social Policy Attitudes and Social Capital in Europe*. Edward Elgar, 68–87. o.
- GÁBOS ANDRÁS–KELLER TAMÁS–MEDGYESI MÁRTON–TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2007]: Adó tudatosság, fiskális illúziók és az állami újraelosztással kapcsolatos preferenciák 2007-ben Magyarországon. Tárki, Budapest.
- GODDEERIS, J. H. [1988]: Compensating differentials and self-selection: An application to lawyers. *Journal of Political Economy*, Vol. 96. No. 2. 411–428. o.
- GREGORY, R. G.–BORLAND, J. [1999]: Recent Developments in Public Sector Labor Markets. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Card, D. (szerk.): Handbook of Labor Economics*. Vol. 3C. Elsevier, Amsterdam, 3573–3630. o.
- HARTOG, J.–FERRER-I-CARBONELL, A.–JONKER, N. [2002]: Linking Measured Risk Aversion to Individual Characteristics. *Kyklos*, Vol. 55. No. 1. 3–26. o.
- JAIME-CASTILLO, A. M. [2008]: Expectations of Social Mobility, Meritocracy and the Demand for Redistribution in Spain. *Centro de Estudios Andaluces Working Paper*, No. S2008/03. <http://ssrn.com/abstract=1278562>.
- LINDER VIKTÓRIA [2010]: Személyzeti politika – humánstratégia a közigazgatásban. PhD-értekezés. Debreceni Egyetem, Állam- és Jogtudományi Doktori Iskola.
- LUECHINGER, S.–STUTZER, A.–WINKELMANN, R. [2007]: The Happiness Gains from Sorting and Matching in the Labor Market. *SOEP Papers, DIW*, Berlin.
- LUECHINGER, S.–STUTZER, A.–WINKELMANN, R. [2010]: Self-selection Models for Public and Private Sector Job Satisfaction. *Research in Labor Economics*, 30. 233–251. o.
- MELTZER, A. H.–RICHARD, S. F. [1981]: A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, Vol. 89. No. 5. 914–927. o.
- MOLNÁR GYÖRGY–KAPITÁNY ZSUZSA [2007a]: Bizonytalanság és a jövedelmek újraelosztása iránti igény Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 54. évf. 3. sz. 201–232. o.

- MOLNÁR GYÖRGY–KAPITÁNY ZSUZSA [2007b]: A jóléti ellátásban részesülők elégedettsége életükkel, anyagi helyzetükkel. Megjelent: *Fazekas Károly–Cseres-Gergely Zsombor–Scharle Ágota* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör 2007*. MTA Közgazdaságtudományi Intézete–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 2007, 50–53. o.
- MOLNÁR GYÖRGY–KAPITÁNY ZSUZSA [2013]: *Munkahely a közszférában. Biztonság és hivatás, a szubjektív szempontok szerepe*. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek, BWP 2013/6. BCE–MTA KRTK KTI, <http://www.econ.core.hu/file/download/bwp/bwp1306.pdf>.
- PFEIFER, C. [2008]: Risk Aversion and Sorting into Public Sector Employment. IZA Discussion Paper No. 3503.
- PRAAG, C. M. VAN [1996]: *Determinants of successful entrepreneurship*. Tinbergen Institute Research Series, 107. Thesis Publishers, Amszterdam.
- TANSEL, A. [2004]: *Public-Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey*. IZA Discussion Paper, No. 1262.
- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY [2009]: *Bizalomhiány, normazavarok, igazságtalanságérzet és paternalizmus a magyar társadalom értékszerkezetében*. Társ. Budapest.

Függelék

Leíró statisztika

(A 2005–2006. évi magyar EU-SILC panel-adatállomány 2006. évi adatai alapján számított súlyozott értékek)

F1. táblázat

Az alkalmazottakra vonatkozó leíró statisztika, a köz- és a magánszféra szerinti bontásban ($N = 4200$)

Kategória	Közszféra	Magánszféra	Összesen/ átlag
Megoszlás a két szféra között (százalék)	35,2	64,8	100,0
Nemek szerinti megoszlás (százalék)			
Férfiak	39,5	56,5	50,5
Nők	60,5	43,5	49,5
Összesen	100,0	100,0	100,0
Iskolai végzettség szerinti megoszlás (százalék)			
Legfeljebb általános iskola	8,6	12,5	11,1
Szakmunkás végzettségűek	17,6	38,0	30,8
Szakközépiskolai végzettségűek	17,4	21,6	20,1
Gimnáziumi végzettségűek	15,3	12,1	13,2
Főiskolai végzettségűek	25,4	10,4	15,7
Egyetemi vagy magasabb	15,8	5,5	9,1
Összesen	100,0	100,0	100,0

Az F1. táblázat folytatása

Kategória	Közszféra	Magánszféra	Összesen/ átlag
Személyek háztartástípus szerinti megoszlása (százalék)			
Egyedülálló	6,6	6,3	6,4
Házastárs gyerek nélkül	8,6	7,0	7,6
Házastárs gyerekkel	44,1	40,5	41,8
Egyedülálló szülő gyerekkel	8,9	6,1	7,1
Egyedülálló szülő gyerekkel + más felnőtt	1,7	2,6	2,3
Élettárs	6,7	11,1	9,5
Egyéb háztartástípusban él	26,4	23,4	25,3
Összesen	100,0	100,0	100,0
Átlagok			
Életkor	42,6	39,1	40,3
Munkanélküliként töltött idő (év)	0,33	0,43	0,39
Munkajövedelem (ezer forint)	1315	1075	1159
Részarányok az adott szférán belül (százalék)			
Házas- vagy élettársa a közszférában dolgozott az előző évben	22,7	13,3	16,6
Van tartós betegsége	21,3	16,0	17,8
Házas-/élettársa vagy gyereke tartósan beteg	14,4	11,2	12,3
Volt munkanélküli	27,7	41,2	36,5
Férj volt munkanélküli a feleség 40 éves kora előtt	9,3	6,0	7,2
Feleség volt munkanélküli a férj 40 éves kora előtt	6,0	8,6	7,7
Végez önkéntes munkát	26,2	13,6	18,1

F2. táblázat

A közszféra négy csoport közötti mintabeli megoszlása (N = 1451)

Ágazat	Százalék
Közigazgatás	23,1
Oktatás, K + F, kultúra, sport	30,0
Egészségügy, szociális ellátás	18,7
Egyéb (közüzem, szállítás, posta, egyéb szolgáltatás)	28,2
Összesen	100,0

F3. táblázat

A felnőtt (18 évesnél idősebb) népesség önkéntes munkavégzése és szubjektív egészségi állapota ($N = 10\,664$)

Kategória	Százalék
Végez önkéntes munkát	14,5
Rossz vagy nagyon rossz a szubjektív egészségi állapota	21,2