

KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXVII. ÉVF., 2020. SZEPTEMBER (878–910. o.)

HÁLÓ BUDA–REIZER BALÁZS

A sorkatonaság munkaerőpiaci hatásai Magyarországon

Tanulmányunkban adminisztratív járulékadatok segítségével elemeztük a sorkatonaságban való részvétel bérekre gyakorolt hatását. A különbségek különbsége módszerével vizsgáltuk meg, hogy miként változik a 2003-ban és 2004-ben bevonuló sorkatonák bére a be nem vonuló munkatársaikéhoz képest. A sorkatonák bevonulás előtt 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a hasonló tulajdonságú, ám be nem vonuló munkavállalók. A sorkatonaság után ez a bérhátrány körülbelül 3 százalékos bérelőnnyé változik. Mivel a sorkatonaság csak hat hónapig tartott, ezért nem gondoljuk, hogy a gyors bérnövekedés csak a termelékenység növekedése miatt következett be. A legvalószínűbb magyarázat az, hogy a cégek diszkriminálták a sorkatonákat bevonulás előtt, vagy pedig a cégek és a későbbi sorkatonák képességei nem illettek össze.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J00, J31, J40.

Bevezetés

A sorkatonai szolgálat egy többnyire kötelező jellegű, határozott ideig tartó katonai szolgálatot jelent, ahol egy ország jellemzően férfi állampolgárai katonai kiképzésben részesülnek. A 21. században a legtöbb európai országban a kötelező sorkatonaságot felfüggesztették vagy megszüntették, azonban több országban megmaradt, és volt olyan ország, ahol kivezették, de rövid időn belül újra bevezették. Litvániában 2008-ban eltörölték, majd 2015-től visszavezették a sorkatonaságot, míg Svédországban 2011-ben törölték el, és 2018-tól vezették be újra (B. Müller [2018]).

A sorkatonaság nemzetközi felértékelődésével párhuzamosan Magyarország is új haderőfejlesztési tervbe kezdett, és többször felmerült a sorkatonaság újbóli

* Köszönetet mondunk Váradi Balázsnak és az anonim lektornak a dolgozathoz fűzött javaslataiért, valamint Neubrandt Martinnak a kiváló asszisztensi munkájáért.

Háló Buda, OTP Bank (e-mail: buda.halo@gmail.com).

Reizer Balázs, Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (e-mail: reizer.balazs@rtk.mta.hu).

A kézirat első változata. 2020. április 16-án érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2020.9.878>

bevezetése is (Németh [2018]). Ennek ellenére nem készült olyan empirikus vizsgálat, amely a sorkatonaság hatásait vizsgálja a munkaerőpiaci részvétellel. A magyarországi vizsgálat fontosságát az adja, hogy a sorkatonaság intézményi környezete jelentősen eltér a nyugat-európai példától. A két legfontosabb különbség, hogy 1. Magyarországon a besorozás nem kapcsolódik szigorúan adott életkorhoz, hanem 18 és 30 év között változik; 2. a megszüntetés előtt a besorozottak száma nagyon alacsony volt az érintett korosztályok teljes létszámához képest, és a katonai szolgálat ideje is rövid volt. Ezért nem egyértelmű, hogy a szakirodalomban található nyugat-európai példákban adódó következtetések érvényesek-e Magyarországon is.

A kötelező sorkatonaság munkaerőpiaci hatásai nem egyértelműek, több lehetséges ellentétes hatás is közrejátszik. Pozitív hatást jelenthet, ha a sorkatonai szolgálatra képzésként tekintünk, amely során a résztvevők a munkaerőpiacon is értékes képességeket szereznek (például a fegyelem, a munkabírás, a koncentráció vagy a fizikai felkészítés terén). Ezek a képességek különösen hasznosak lehetnek alacsonyabb képzettséget igénylő munkák esetén. A sorkatonai szolgálat teljesítése így tapasztalat és bizonyos képességek jelzésére szolgálhat, megkönnyítve így az elhelyezkedést. Mivel a főiskolai és egyetemi képzések idejére a hallgatók felmentést kapnak a sorkatonaság alól, egyeseket a kötelező sorkatonaság továbbtanulásra ösztönözhet.

A kötelező sorkatonai szolgálat ugyanakkor negatívan is hathat a későbbi munkaerőpiaci helyzetre: fiatal korban – a szabályozástól függően akár egy-két évre is – megtöri a karrierutat. A szolgálatot teljesítő így olyan munkaerőpiaci tapasztalatszerzésről marad le, amelyet nem biztos, hogy a katonaság pótolni tud. A hosszabb kieső idő kettévághatja iskolai pályáját, ezzel megnehezíti továbbtanulását.

Mivel a sorkatonaságnak egyszerre lehetnek pozitív és negatív hatásai is, ezért a sorkatonaság teljes hatásának méréséhez empirikus vizsgálatra van szükség. Elemzésünkben a témával foglalkozó szakirodalom által is használt különbségek különbsége módszerével becsültük a sorkatonaság bérre és foglalkoztatottságra gyakorolt hatását. A KRTK Adatbank adminisztratív adatgyűjtését használtuk, amely 2003 és 2011 között a magyar lakosság 50 százalékának követte a munkaerőpiaci pályáját. Az adatbázis nagy előnye, hogy általa megfigyelhetők a munkahelyváltások, és így szétválaszthatók az egyéni és a munkahelyi különbségekből fakadó bérhatások. Eredményeink akkor sem változnak, ha a katonaság előtti lakhely, munkaadó és foglalkozás szerint direkt párosítással (*exact matching*) szűrjük ki a későbbi sorkatonák és a be nem vonulók közötti különbségeket.

Vizsgálatunk szerint a sorkatonák körülbelül 2-3 százalékos bérelőnyt szereztek a be nem vonuló kortársaikhoz képest, miközben bevonulásuk előtt 20 százalékos bérhátrányban voltak az azonos cégben dolgozó, azonos életkorú és foglalkozású, ám be nem vonuló társaikhoz képest. Mivel a katonaság csak hat hónapig tartott, ezért nem valószínű, hogy ezt a hatalmas bérnövekedést önmagában a termelékenység növekedése okozta volna. Ezért a tanulmány végén részletesen megvizsgáljuk azokat a mechanizmusokat, amelyek megmagyarázhatják ezt a jelentős bérnövekedést. A rendelkezésünkre álló adatok alapján a legvalószínűbb magyarázat vagy az, hogy a cégek diszkriminálták a későbbi sorkatonákat, vagy pedig az, hogy a későbbi sorkatonák képességei nem illeszkedtek a munkaadói igényekhez.

A foglalkoztatottság tekintetében a regisztrált munkanélküliségi státust vizsgáltuk: a katonaság előtt a leendő sorkatonák három százalékkal kisebb valószínűséggel voltak regisztrált munkanélküliek, mint azok, akiket nem soroztak be. A katonaság után azonban 1–3 százalékkal nagyobb valószínűséggel váltak álláskeresővé, a különbség azonban néhány év alatt eltűnt, és idővel visszaállt a katonaság előtti különbség a volt katonák javára. Ez az eredmény azt mutatja, hogy a magyar munkaerőpiacon jelentős keresési súrlódásokat figyelhetünk meg, ám a sorkatonaság hosszú távon nem rontja a foglalkoztatási esélyeket.

Tanulmányunk szorososan kapcsolódik a sorkatonaságot vizsgáló nyugat-európai és amerikai tanulmányokhoz. A korai tanulmányok keresztmetszeti adatokat használtak, és azt találták, hogy a sorkatonaság növeli a béreket (*Rosen–Taubman* [1982], *Martindale–Poston* [1979], *De Tray* [1982], *Berger–Hirsch* [1983]).

Később számos tanulmány vitatta ezeket az eredményeket, mert nem véletlenszerű, hogy kötelező sorkatonaság mellett kik tudják elkerülni a sorozást (*Angrist–Kreueger* [1994], *Bauer és szerzőtársai* [2012], *Card–Cardoso* [2012]). A szelekciós probléma kezelésére a szakirodalom három módszert alkalmaz. Instrumentális becslést (*Angrist* [1990], *Galiani és szerzőtársai* [2011], *Hjalmarsson–Lindquist* [2019]), szakadós regressziót (*Buonanno* [2006], *Maurin–Xenogiani* [2007], *Hubers–Webbink* [2015]), valamint a különbségek különbsége módszerét (*Paloyo* [2010], *Card–Cardoso* [2012], *Di Pietro* [2013], *Torun* [2019]).

A sorkatonaság megszüntetése elvileg lehetővé tenné a szakadós regresszió alkalmazását, ugyanakkor az utolsó hónapokban már kevesen vették fel a szolgálatot, így tényleges időbeli szakadás nem figyelhető meg. *Card–Cardoso* [2012] szerint a katonaság előtti bérekkel kontrollálhatunk arra, hogy a katonai szolgálatban részt vevők meg nem figyelt képességei eltérnek-e a sorkatonaságban részt nem vevőktől. Magyarországon azonban a sorkatonák sorozás előtti bére nagyon erősen eltér az azonos tulajdonságú, ám be nem sorozottakhoz képest. Ezért mi közvetlen párosítással (*exact matching*) igyekszünk kiszűrni a sorkatonák esetleges szelekcióját.

Tanulmányunk felépítése a következő. A magyar sorkatonaság intézményi környezetének bemutatását a felhasznált adatok ismertetése követi. Majd megmutatjuk, hogyan befolyásolja a sorkatonaság a béreket és a munkanélküliséget, és részletesen megvizsgáljuk az eredmények mögött álló lehetséges mechanizmusokat. Végül összefoglaljuk eredményeinket.

A magyar sorkatonaság nemzetközi összehasonlításban

A magyar hadsereg legnagyobb létszámát 1951-ben érte el, amikor is 200 ezer fő tartozott az állományba. A rendszerváltás után azonnal megfogalmazódott az igény a haderő létszámának csökkentésére, valamint a szerződéses állomány arányának növelésére. E két cél megvalósítása a sorkatonák számának csökkentéséhez vezetett. A kormány témával foglalkozó, 1989. novemberi határozata 90 ezer főben állapította meg a békelétszámot, azonban 2000-ben ez a szám már csak 37 500 fő volt (*Hülvely* [2016]).

A NATO-hoz való csatlakozási szándék 1996-os bejelentése előtérbe helyezte a szerződéses és képességében professzionális jellegű haderő kialakítását, ami még inkább háttérbe szorította a sorkatonai állományt. 1989-ben még több mint 90 ezer embert soroztak, ez a szám 1998-ra 27 ezer főre csökkent, és a csökkenés tovább folytatódott a következő évtizedben (Hülvely [2016]). Az 1. táblázat mutatja a Magyar Honvédség sorállományát 1998 és 2003 között. A kötelező sorkatonaság 2004 novemberében szűnt meg, amikor 2022 fő szerelt le, akik májusban kezdték szolgálatukat. Az utolsó évben összesen alig több mint 13 ezer fő teljesített sorkatonai szolgálatot (Metropol.hu [2014]). Magyarországgal egy időben vezették ki a sorkatonaságot Csehországban, Olaszországban, valamint Portugáliában.

1. táblázat

A magyar honvédségi sorállomány létszáma, 1998–2003

Év	Sorállomány
1998	27 312
1999	26 899
2000	20 095
2001	19 832
2002	18 469
2003	17 222

Forrás: Hülvely [2016] az MH Hadkiegészítő és Kiképző Parancsnokság adatai alapján.

A sorozott állomány nagyságával egy időben csökkent a sorszolgálati idő is, 2001-től a behívottaknak már csak hat hónapot kellett a katonaságban tölteniük. A sorozás felső és alsó – 17 és 50 év közötti – korhatára 1993-tól nagyjából állandó maradt. Ez a szabály jelentősen eltér a nyugat-európai gyakorlattól, ahol a sorkatonai szolgálat nagyon szűken meghatározott életkorhoz kapcsolódott (Nagy-Britanniában 18 évesen, Hollandiában 19 évesen, Portugáliában 21 évesen hívták be a férfiakat sorkatonai szolgálatra). A legtöbb jelenleg is hatályban lévő sorkatonai rendszerben egy év körüli a szolgálat időtartama, így a magyar sorkatonasági szolgálat hossza viszonylagosan rövidnek számít (B. Müller [2018]).

A sorkatonai szolgálat elkezdésének első fázisa a sorköteles férfiak sorozása volt, amely során a katonai nyilvántartásba vétel, valamint az egészségügyi vizsgálat zajlott. A katonai szolgálat a behívással kezdődött el, ez a sorozás után több évvel is bekövetkezhetett, és évente több ütemben történt. A felsőoktatásba felvételt nyert férfiakat általában azonnal behívták, viszont rövidebb szolgálati időre. Lelkiismereti okokra hivatkozva kérelmezhető volt a fegyvertelen katonai szolgálat is, amelyet polgári szolgálatnak neveztek (Csapody [2005]).

A sorállomány folyamatos csökkenésében – a katonaság létszámigényének visszaesése mellett – közrejátszott, hogy a valós vagy valótlan egészségügyi problémák miatt felmentettek száma jelentősen megnőtt a hadkötelesek között. A sorkatonai szolgálatot

2. táblázat

A sorszolgálati idő és korhatár törvények szerinti változása

Törvény	Hadköteles szolgálati idő korhatára (korév)	Sorszolgálati idő (hónap)
1976. évi I.	18–55	24
1980. évi V.	18–50	18
1989. évi XXII.	18–50	12
1993. évi CX.	17–50	12
1997. évi LXXV.	17–50	9
2001. évi XLIV.	17–50	6
2004. évi CV.	18–40	felfüggesztve

Forrás: Hülvely [2016].

nem teljesítők aránya 1998-ig elérte vagy meghaladta a 30–60 százalékot (Hülvely [2016]). A behívottak körét csökkentette az is, hogy a rendszerváltás után nem hívták be azokat, akik nem végezték el a nyolc általános iskolai osztályt. Összességében az mondható, hogy a sorkatonaságra történő behívás az alacsony létszám miatt nem volt általános, és a magas egészségügyi felmentés és a szolgálathalasztások sokasága miatt egyenlőtlen és diszkriminatív volt. A fővárosban elsősorban az egészségügyi felmentés, míg vidéken az általános iskolai végzettség hiánya emelte meg a felmentettek számát. Tehát a magyar rendszer jellemzői alapján a sorkatonai szolgálatra történő behívás nem tekinthető véletlen kiválasztási folyamatnak. Ezért a munkaerőpiaci hatások vizsgálatánál külön megnézzük, hogy a szelekciós torzítás milyen módon befolyásolja az eredményeinket.

Adatok

Tanulmányunkhoz a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont gondozásában álló államigazgatási (Admin) adatgyűjteményt használtuk fel. Az adatbázis az Országos Egészségbiztosítási Pénztár, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság, a Nemzeti Adó- és Vámhivatal és a Nemzeti Munkaügyi Hivatal adminisztratív adataiból tevődik össze. Az állomány 2003 és 2011 között tartalmazza a magyar népesség felét havi bontásban, így egy személyre összesen 108 megfigyelés áll rendelkezésre.

A mintába azok kerültek be, akiknek életkora 2003 januárjában 5 és 74 év között volt. A 4 601 999 főt tartalmazó törzsállományban szerepelnek a megfigyelt személyes adatai (születési dátum, nem, 2003-as lakóhely régiója), valamint munkaerőpiaci szempontból fontos státusai. A törzsállományon kívül egyéb kiegészítő adatbázisok is rendelkezésre állnak, amelyek további információt szolgáltatnak a megfigyelt személy munkaerőpiaci helyzetéről. A minta elemszáma az elhalálozások miatt időben csökkenő.

A törzsállományban lévő munkaerőpiaci adatok között szerepel a megfigyelt ledolgozott napjainak száma, havi keresete (összesen és jogviszonyonként is),

vállalatának azonosítója, kétjegyű foglalkoztatási kódja, foglalkoztatási viszonya (például közalkalmazott), valamint hogy a Nemzeti Munkaügyi Hivatal szerint regisztrált munkanélküli volt-e az adott hónapban. A vállalati azonosító és foglalkozási kód felhasználásával lehetőség van az egy cégben és egy munkakörben dolgozók bérének összevetésére is. Erre az összehasonlíthatóságra a témával foglalkozó korábbi tanulmányokban nem volt lehetőség, így ennek vizsgálata a tanulmányunk egyik fő hozzájárulása a szakirodalomhoz. A kiegészítő adattáblák többek közt tartalmazzák a 2003-as lakóhely meggyét, az adott vállalatnál dolgozók számát, valamint a témánk szempontjából fontos sorkatonai szolgálat időszakát.

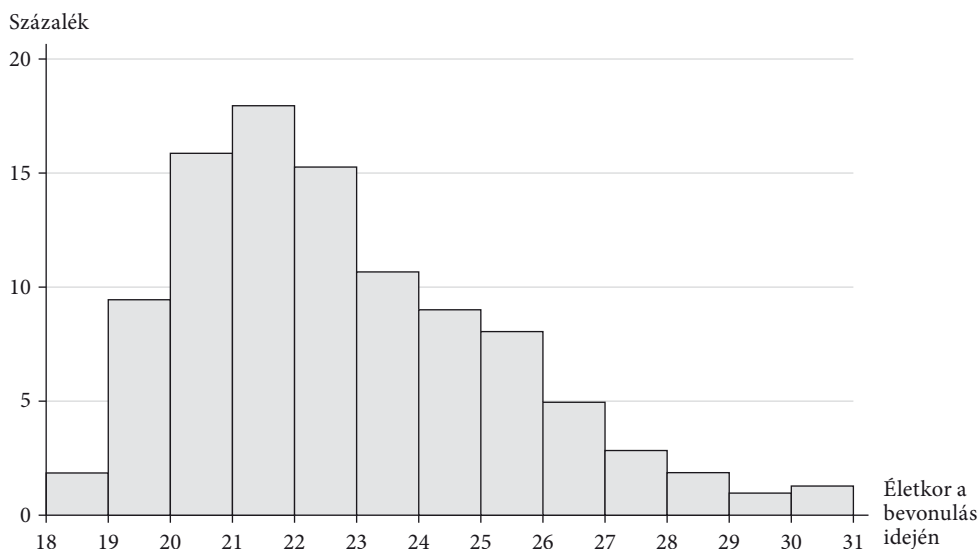
Az adatbázis hiányossága, hogy csak 2003 januárjától állnak rendelkezésre adatok, így – a kötelező sorkatonai szolgálat 2004. novemberi megszűnését figyelembe véve – hosszabb időintervallumon keresztül nem tudtuk megfigyelni a sorkatonaság előtti munkatörténetet.

Leíró statisztikák

A rendelkezésünkre álló adatbázisban 6807 olyan férfi szerepel, aki 2003 és 2004 között sorkatonai szolgálatot teljesített, s az *1. ábra* azt mutatja, hogy ők hány évesen vonultak be. A törvény 17–50 év között határozta meg a hadköteles szolgálati időt, azonban az adatbázisban 56 éves bevonuló is szerepel. A bevonulók több mint harmada 20 és 22 év közötti volt, míg 31 év felett nem találunk olyan korosztályt, amely több mint öt fővel képviseltetné magát. Mivel a 31 év felettek nagyon kevesen vannak,

1. ábra

Az életkor eloszlása a bevonulás idején, 2003–2004



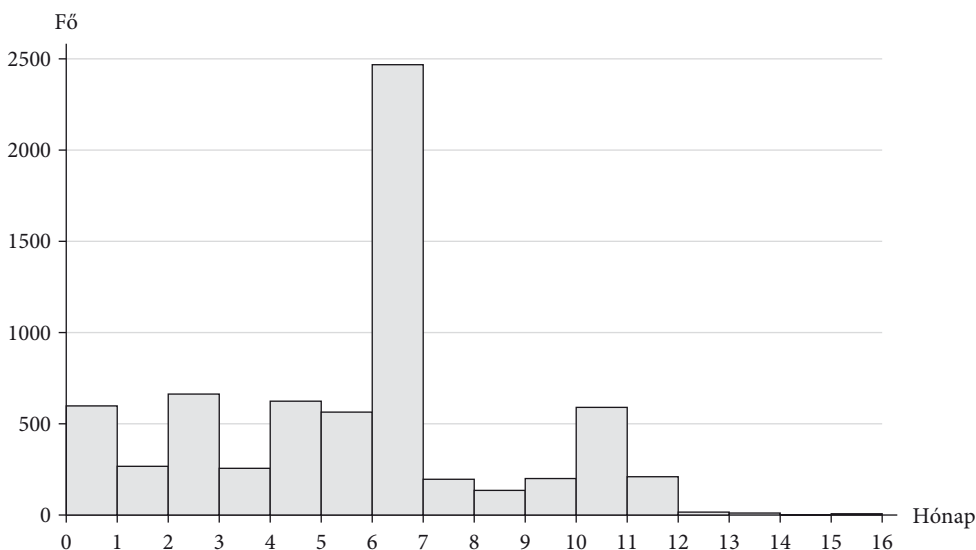
Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

és jellemzőik valószínűleg eltérnek a többi korosztályétól, kizártuk őket az elemzésből. Ezért úgy korlátozzuk a mintát, hogy csak azok szerepeljenek az adatbázisban, akiknek életkora 2003 januárjában 18 és 31 év között volt.

A törvényi szabályozás alapján 2003-ban és 2004-ben a sorkatonaság szolgálati ideje hat hónap volt. A 2. ábra mutatja, hogy az adatbázisban szereplő adatok alapján hány hónapig teljesítettek sorkatonai szolgálatot az érintettek. Látható, hogy a törvényi szabályozásnak megfelelően a legjellemzőbb a hat hónap hosszúságú szolgálati idő. Ez csupán a minta 36 százalékára igaz, a többiek ennél rövidebb vagy hosszabb ideig szerepelnek sorkatonaként az adatbázisban.

2. ábra

Sorkatonai szolgálat hosszának eloszlása, 2003–2004



Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

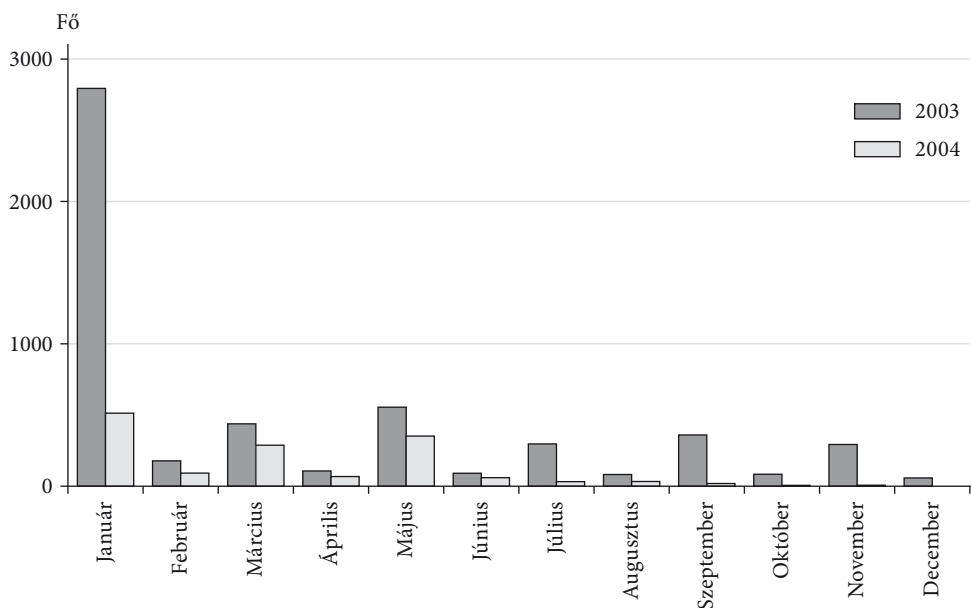
A sorozottak jellemzően a hónap első napján vonultak be, ez a minta 51 százalékára igaz. A leszerelés időpontja már jobban megoszlik, de a legjellemzőbb a hónap utolsó napja, ami a minta 24 százalékára igaz. A 3. ábra mutatja a bevonulás idejének eloszlását a két évben hónaponként.

Az ábrából az látható, hogy a mintában szereplő sorkatonák 41 százaléka (2794 fő) 2003 januárjában vonult be. Mivel 2003. január volt az első hónap, amely szerepel az adatbázisban, ezeknél a sorozottaknál nem figyeltük meg a katonaság előtti bért. Így összesen 4013 olyan sorkatona van a mintában, akikhez sorkatonaságuk előtti bérük hozzákapcsolható.

A 4. ábra mutatja, hogy 2003 és 2004 között az adatbázisban szereplő 18 és 23 év közöttiek hány százaléka teljesített sorkatonai szolgálatot a sorozott lakóhelyének régiója szerint. A sorozottak aránya 1,38 és 2,6 százalék között mozog, a nyugati országrészben nagyobb értékekkel.

3. ábra

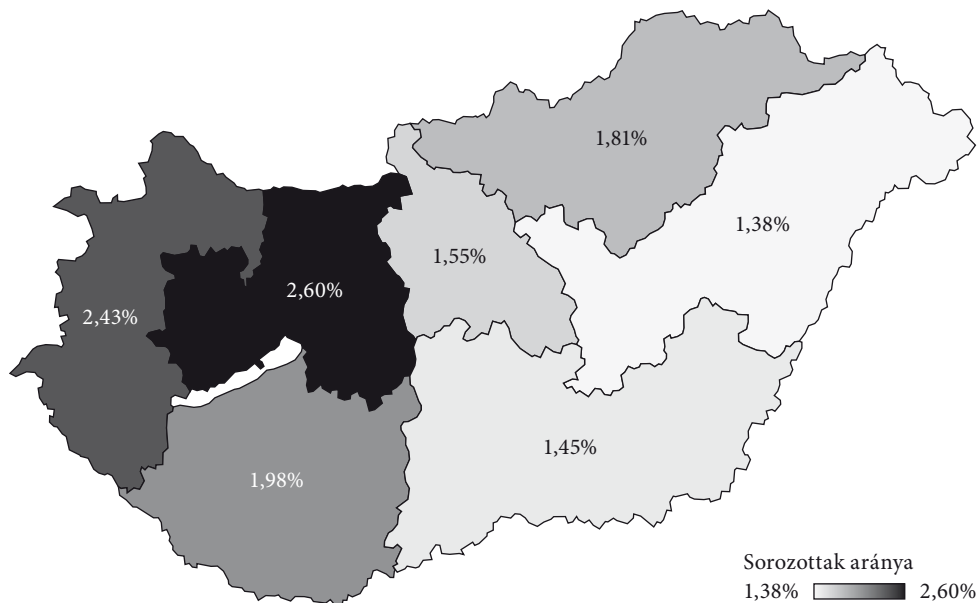
A bevonulás idejének eloszlása év és hónap szerint, 2003–2004



Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

4. ábra

Sorozottak aránya a 18–23 évesek között 2003. január és 2004. október között, régióként

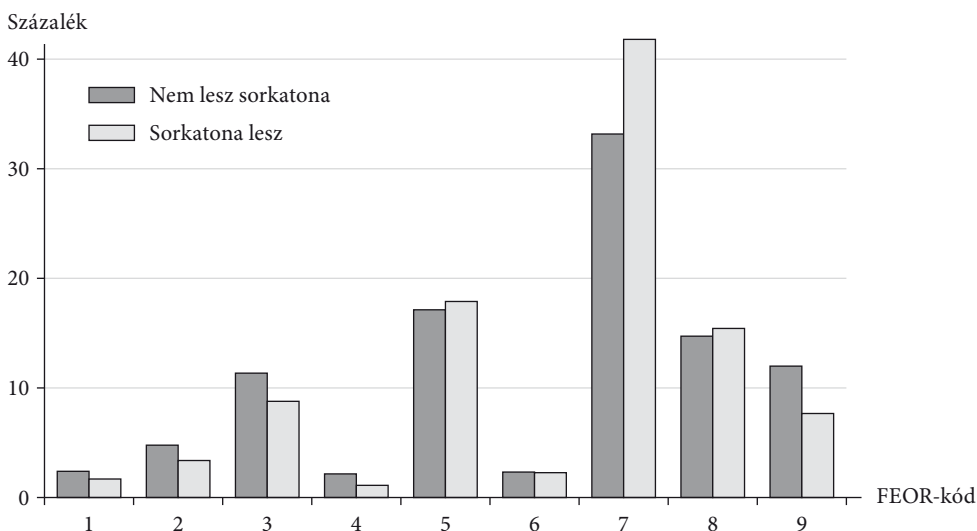


Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

Az 5. és 6. ábra az egyjegyű foglalkozáskód (FEOR-93) szerinti megoszlást mutatja 2003, valamint 2005 januárjában, tehát a sorkatonaság megszűntetése előtt és az után egy évvel. Az ábrákon két csoport szerepel: azok, akiket besoroznak a következő két évben, és azok a 18 és 23 év közöttiek, akiket nem.

5. ábra

Az egyjegyű FEOR-kód szerinti megoszlás 2003 januárjában leendő sorkatonák és 18–23 év közötti civilek között



Megjegyzés: FEOR-kódok: 1: Gazdasági, igazgatási, érdekképviselési vezetők, törvényhozók, 2: Felsőfokú képzettség önálló alkalmazását igénylő foglalkozások, 3: Egyéb felsőfokú vagy középfokú képzettséget igénylő foglalkozások, 4: Irodai és ügyviteli (üggyfélkapcsolati) foglalkozások, 5: Kereskedelmi és szolgáltatási foglalkozások, 6: Mezőgazdasági és erdőgazdálkodási foglalkozások, 7: Ipari és építőipari foglalkozások, 8: Gépkezelők, összeszerelők, járművezetők, 9: Szakképzettséget nem igénylő (egyszerű) foglalkozások.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

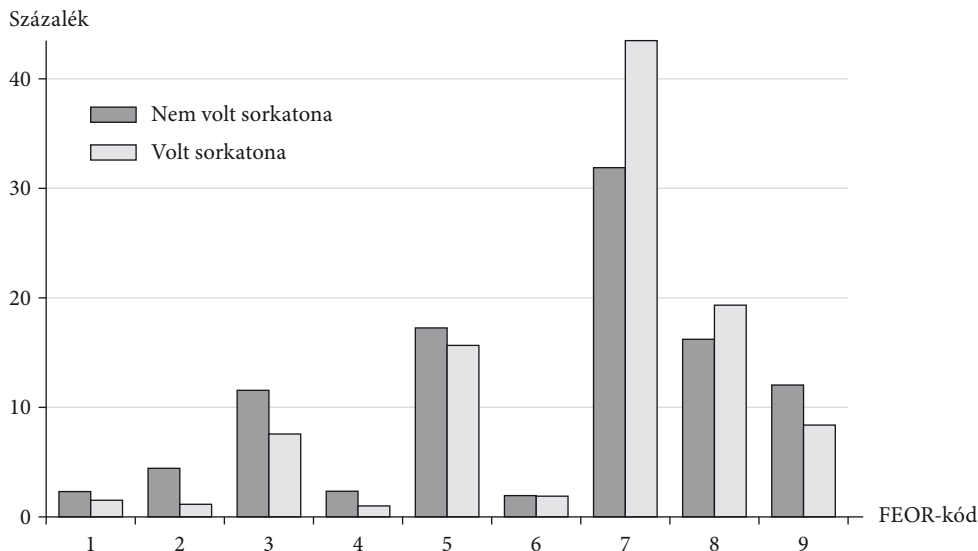
Az 5. és 6. ábra azt mutatja, hogy sorkatonaság előtt a FEOR-kód szerinti megoszlás nagyon hasonló a később sorozottak és a nem sorozottak között. A sorkatonák felülreprezentáltak a szolgáltatási foglalkozásokban, az ipari foglalkozásokban, és alulreprezentáltak a vezető beosztásúak, a diplomás végzettségűek, valamint a szakképzettséget nem igénylő foglalkozások között.

2005 januárjában – azaz a sorkatonaság utáni első vagy második év januárjában – a foglalkozások eloszlása hasonló maradt. A volt sorkatonák foglalkozásbeli eloszlása hasonlított a teljes sokasághoz, de az ipari foglalkozást űzők aránya kissé megnőtt.

A 7. és 8. ábra az előbb bemutatott két ábra FEOR-kódjai szerint mutatja az átlagbéreket. Látható, hogy a sorkatonaság előtt jelentősen kevesebbet kerestek azok, akiket a következő két évben besoroztak, összehasonlítva azokkal, akiket nem soroztak be. Az alacsonyabb FEOR-kódok esetében több mint 30 százalékos különbség

6. ábra

Az egyjegyű FEOR-kód szerinti megoszlás 2005 januárjában volt sorkatonák és 20–25 év közötti civilek között

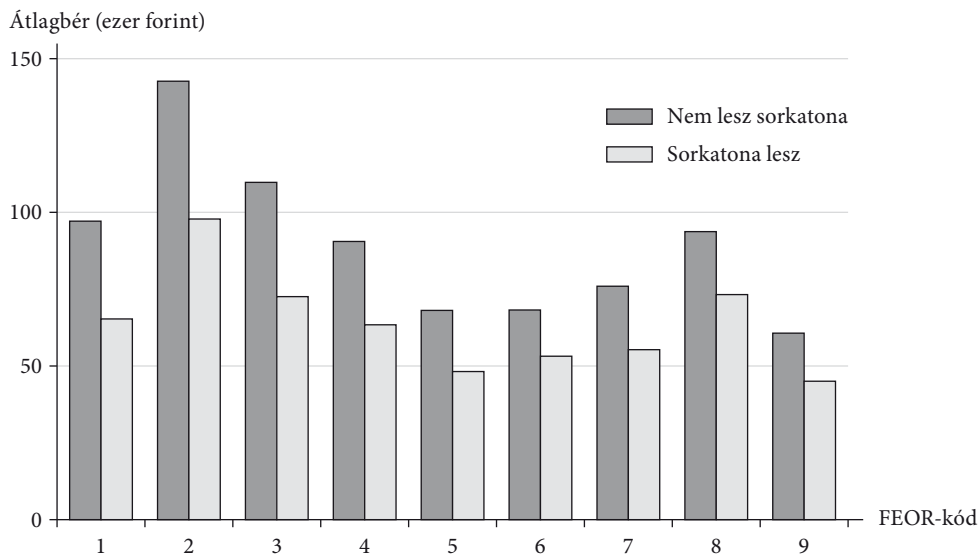


Megjegyzés: a FEOR-kódokat lásd az 5. ábra megjegyzésében.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

7. ábra

2003 januárjában az átlagbér egyjegyű FEOR-kódonként, valamint leendő sorkatonák és 18–23 év közötti civilek megbontásában



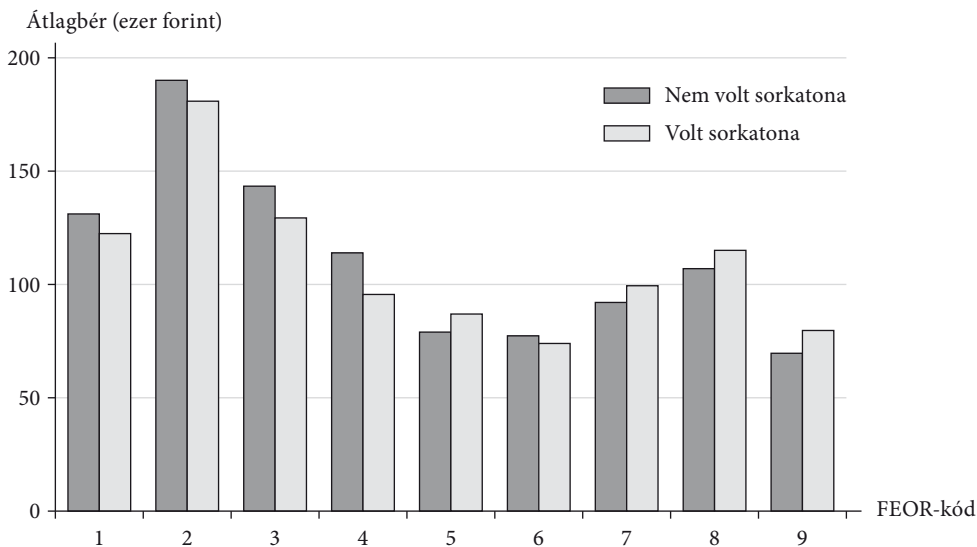
Megjegyzés: a FEOR-kódokat lásd az 5. ábra megjegyzésében.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

is előfordul, míg a magasabb FEOR-kódok esetében körülbelül 20 százalékos eltérés mutatkozik. A sorkatonaság után – 2005 januárjában – már eltűnik ez a bérkülönbség a sorkatonaságot nem teljesítők és a kiképzésben részesültek között. Az átlagbér a magasabb FEOR-kódok esetében a sorozottak között nagyobb kissé, míg az alacsonyabb FEOR-kódok esetében a nem sorozottak körében nagyobb valamivel.

8. ábra

2005 januárjában az átlagbér egyjegyű FEOR-kódonként, valamint volt sorkatonák és 18–23 év közötti civilek megbontásában



Megjegyzés: a FEOR-kódokat lásd az 5. ábra megjegyzésében.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

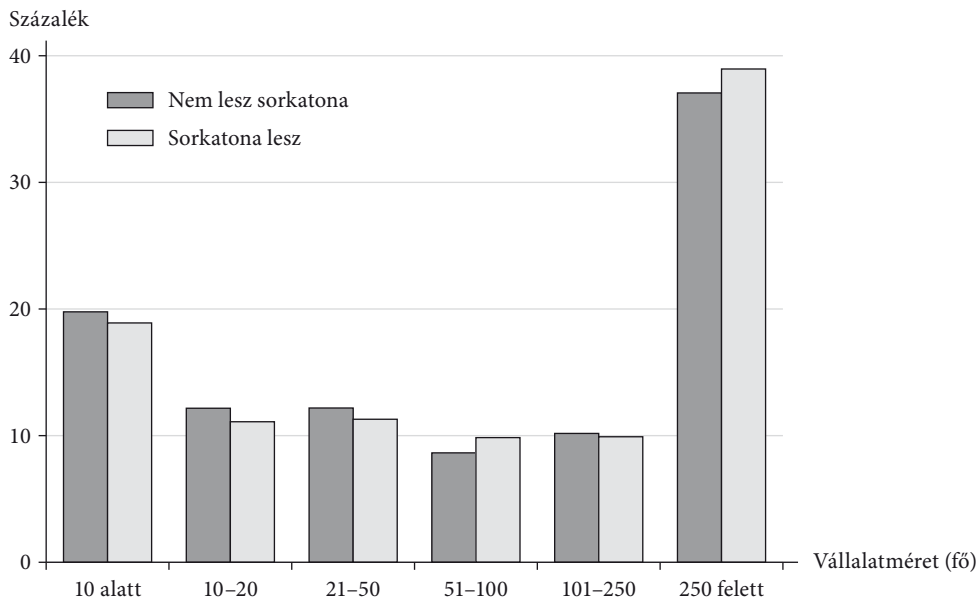
Leíró statisztikák alapján tehát elmondható, hogy sorkatonaság előtt a besorozottnak jelentős volt a bérhátrányuk, azonban ez eltűnt a sorkatonai szolgálat utáni egy-két éven belül. A bérkülönbség egyik magyarázata az lehet, hogy a sorkatonák bevonulás előtt kisebb méretű, alacsony béreket fizető cégekben dolgoztak (Manning [2003]).¹ A 9. ábra mutatja a leendő sorkatonák, valamint a később nem behívott 18 és 23 év közöttiek vállalatainak méreteloszlását 2003 januárjában, míg a 10. ábra ugyanezt mutatja 2005 januárjában a volt sorkatonák és a 20 és 25 év közöttiek esetében. Sorkatonaság előtt a két csoportnak nagyon hasonló a vállalatméret szerinti eloszlása. Sorkatonaság után a civilek között nem látható különbség a két évvel korábbi eloszláshoz képest. A volt sorkatonák esetében szintén hasonlít az eloszlás a sorkatonaság előttihez, azonban a szolgálat után néhány százalékkal nagyobb arányban dolgoznak nagyobb vállalatoknál.

A volt sorkatonák és a szolgálatot nem teljesítők bérének regressziós keretek közötti összehasonlításához fontos, hogy legyenek olyan párok a mintában,

¹ A vállalatok szerepét a Diskusszió című részben részletesen megvizsgáljuk.

9. ábra

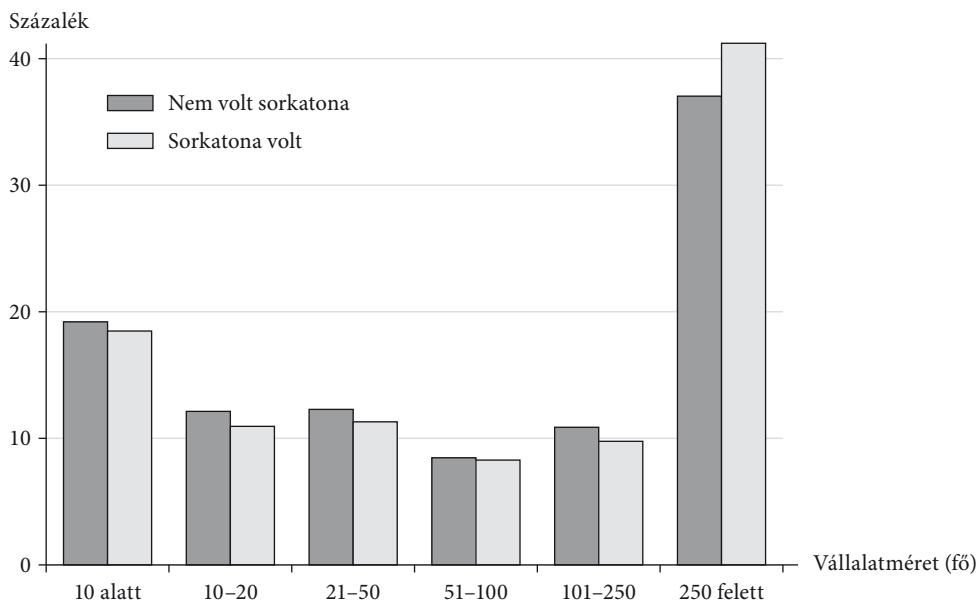
A leendő sorkatonák és a 18–23 év közötti nem behívottak vállalatainak méreteloszlása 2003 januárjában



Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

10. ábra

A volt sorkatonák és a 20–25 év közötti civilek vállalatainak méreteloszlása 2005 januárjában



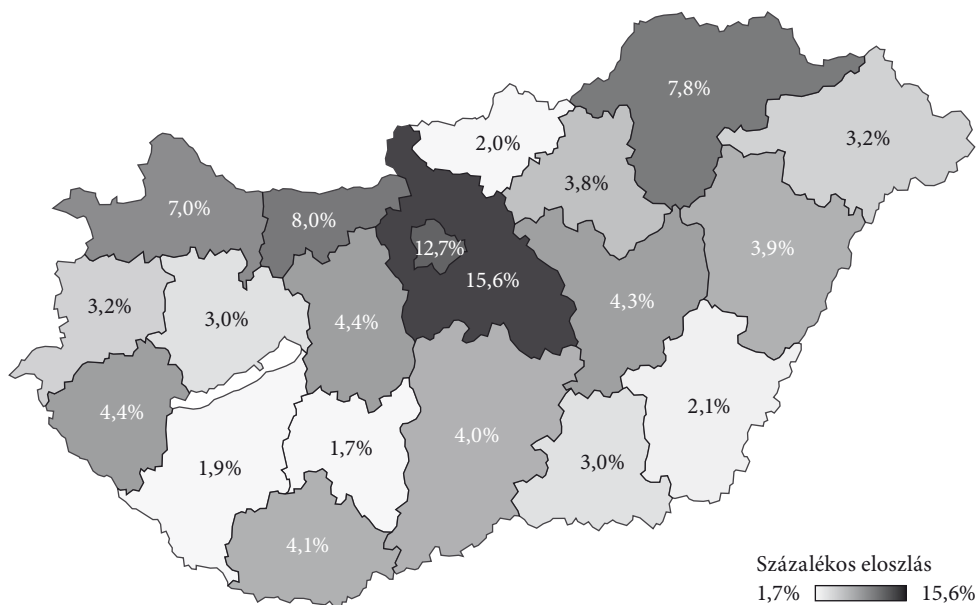
Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

amelyek tagjai hasonló tulajdonságokkal rendelkeztek, és azonos munkakörülmények között dolgoztak. *Altonji és szerzőtársai* [2005] ugyanis megmutatta, hogy a hasonló megfigyelhető tulajdonságú egyéneknek feltételezhetően hasonlóak a nem megfigyelhető tulajdonságaik is. Ezért minden volt sorkatonához olyan párt keresünk, aki azonos korú, ugyanabban a vállalatban dolgozik, azonos kétjegyű FEOR-kód szerinti foglalkozási körben. 2005 januárjában 2 239 513 olyan férfi van a mintában, aki nem volt sorkatona. Közülük 1 504 334 (67 százalék) férfinak volt legalább egy olyan sorkatonaként szolgált párja, aki azonos korú, és hasonló munkakörben, ugyanabban a vállalatban dolgozik.

A sorkatonák szemszögéből nézve, 2005 januárjában 5410 férfi volt sorkatona 2003 és 2004 között, és rendelkezett kétjegyű FEOR-kóddal, valamint vállalati azonosítóval. Az 5410 volt sorkatona közül 2274 (42 százalék) főnek van legalább egy párja, azaz legalább egy olyan ember, aki nem volt sorkatona, ugyanabban a cégben dolgozik 2005 januárjában, azonos korú, és megegyezik a kétjegyű FEOR-kódjuk. A 11. ábra mutatja, hogy miként oszlanak el az országban ezen, párral rendelkező volt sorkatonák a 2003-as lakóhelyük megyéje szerint. A regressziós vizsgálatunkat ezen a szűkített mintán is megismételjük.

11. ábra

Kor, kétjegyű FEOR-kód és vállalati azonosító szerint párral rendelkező sorkatonák eloszlása 2003-as lakóhelyük szerint



Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

Regressziós elemzések

Bérhatás

A leíró statisztikák alapján látható tehát, hogy katonaság előtt a sorozottak jelentős bérhátrányban szenvedtek, ami azonban a sorkatonaság után eltűnt. Az egyjegyű foglalkoztatási kódokban és a vállalatok méretében csak kisebb változás látszik katonaság előtt és után, azonban a leíró statisztikák használatával csak külön-külön tudjuk elemezni az egyes változókat. A regressziós modellkeretek lehetőséget nyújtanak arra, hogy a lehetséges tényezőket együttesen vegyük figyelembe, és a sorozás okozta szelekciós problémákat is kezeljük.

A vizsgálathoz a következő lineáris egyenletet becsüljük meg:

$$\log(\text{bér}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \text{katonas}_{it} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{j2003} + \mu_t + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

A függő változó mutatja, hogy az i -edik munkavállalónak mekkora volt a bére a t -edik évben. A tanulmányban csak januári béreket használtunk fel, hogy a becslések számításgényét csökkentsük. A mintaelemszám így is elég nagy ahhoz, hogy pontos becslést adjunk.

A fő eredményeinket a katonas_{it} változó paramétere mutatja. Ez a változó 1 értéket vesz fel, ha az i -edik munkavállaló valaha katonas volt. Az X_{ijt} jelöli a kontrollváltozókat, a kort, a kor négyzetét és kétértékű változókat a 2003 januárjában a sorkatonaság előtt megfigyelt megye kódjára, a foglalkozás kétjegyű FEOR-kódjára. Hasonlóan, μ_{j2003} a cég 2003. januári fix hatására. A 2003 januárjában bevonulók esetében nem áll rendelkezésre a sorkatonaság előtti cég- és foglalkozásazonosító, így őket nem szerepeltetjük az elemzésben. Mivel a sorkatonaság nemcsak a bért, hanem az egyéb munkaerőpiaci tulajdonságokat is befolyásolja, ezért a katonaság után is a katonaság előtti tulajdonságokra kontrollálunk.² Végül év fix hatással szűrjük ki az infláció és a gazdasági növekedés hatását. Az egyes kontrollváltozókat egyesével vonjuk be a vizsgálatba, hogy jobban megérthessük az összetételhatásból fakadó bérkülönbségeket.

A bérregresszióknál a mintát leszűkítjük azokra, akik minimum 50 ezer forintot, de maximum 1 millió forintot kerestek havonta. Az alsó korlátot a 2003-as minimálbér alapján határoztuk meg. A felső korlátot a kiugró értékek torzító hatása és az adathibák miatt alkalmazzuk. Az éppen sorkatonai szolgálatot teljesítő egyének nem szerepelnek a mintában. A 3. táblázat mutatja a VOLT SORKATONA kétértékű változókat tartalmazó bérregressziókat.

Látható, hogy a táblázat (1) regressziójában nem szerepel kontrollváltozó. Ez esetben 1 896 086 megfigyelés van a mintában, ami 275 577 egyénhez tartozik. A sorkatonaság paramétere azt jelenti, hogy azok a munkavállalók, akik korábban sorkatonák voltak, 3,29 százalékkal többet kerestek, mint akik nem voltak sorkatonák.

² Például lehetséges, hogy egy nyíregyházi katonas nyugat-magyarországi laktanyában szolgál, leszerelés után úgy dönt, hogy a laktanya városában marad, és ott új munkát keres. Értelemszerűen ebben az esetben a sorkatonaság a lakhely megújítását, a foglalkozást és az alkalmazó céget is befolyásolja.

3. táblázat

Bérregressziók – 1.

Függő változó: log(BÉR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) párosított minta
VOLT SORKATONA	0,0329*** (0,00932)	0,0449*** (0,00887)	0,0152** (0,00756)	0,0235** (0,01000)	0,0700*** (0,0105)
KOR		0,118*** (0,00184)	0,0679*** (0,00164)	0,0682*** (0,00150)	0,0716*** (0,00395)
KOR ²		-0,0017*** (3,22e-05)	-0,0009*** (2,85e-05)	-0,0009*** (2,64e-05)	-0,0009*** (7,00e-05)
MEGYE fix hatás		igen	igen	igen	igen
ÉV fix hatás		igen	igen	igen	igen
KÉTJEGYŰ FEOR-KÓD fix hatás			igen	igen	igen
VÁLLALATI AZONOSÍTÓ fix hatás				igen	igen
Konstans	11,78*** (0,00112)	9,795*** (0,0262)	10,60*** (0,0237)	10,65*** (0,0215)	10,70*** (0,0560)
N	1 896 086	1 872 569	1 767 288	1 598 022	143 999
R ²	0,000	0,132	0,347	0,646	0,546

Megjegyzés: a megye, a foglalkozás és a vállalat fix hatások a 2003. januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik.

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

A (2) oszlopban már szerepel kontrollváltozóként a kor és annak négyzetes tagja, a 2003-as lakóhely megyéjének fix hatása, valamint az év fix hatása. Kontrollváltozókat bevonva a sorkatonák bérelőnye 4,49 százalékra nő. Ez az eredmény azt mutatja, hogy az alacsonyabb átlagbérű régiókban nagyobb volt a sorkatonák aránya. A (3) oszlopban a 2003-as kétjegyű foglalkoztatási kódok fix hatásait is szerepeltetve hasonló eredményeket kapunk. A sorkatonaság utáni bérelőny ez esetben 1,52 százalékos. A (4) oszlopban kiszűrjük annak a hatását, hogy a sorkatonaságban részt vevők és részt nem vevők különböző cégeknél dolgoztak 2003-ban. Látható a sorkatonaság pozitív hatása a bérekre: a sorkatonaság utáni bérelőny 2,35 százalékos.

Végül az (5) oszlopban közvetlen párosítást (*exact matching*) használtunk a sorkatonaságban részt vevők és részt nem vevők közti különbségek kiszűrésére. Ez azt jelenti, hogy minden sorkatonához hozzápárosítottuk azokat a munkavállalókat, akik 2003 januárjában ugyanabban a megyében laktak, ugyanabban a cégben dolgoztak, és a kétjegyű foglalkoztatási kódjuk is megegyezett. Az identifikációs feltevés az, hogy cégen és foglalkozáson belül a később sorkatonaként szolgálók és nem szolgálók átlagos meg nem figyelhető képességei nem térnek el egymástól. A párosított

mintán becsüljük a legnagyobb bérkülönbséget. Ezen a mintán a sorkatonák bérelőnye 7 százalék a be nem sorozottakhoz képest.

Következő lépésben megvizsgáljuk, hogy eltérnek-e az eredmények az egyes alcsoportokban. Először leszűkítjük a mintát azokra, akik 2003 januárjában 20 vagy 21 évesek voltak. Magyarországgal szemben a nyugat-európai országokban a 20 év körüli fiatalokat sorozták be, így ezzel a mintaszűkítéssel a magyar eredmények jobban összehasonlíthatók a nemzetközi eredményekkel. A *Függelék F1. táblázatában* lévő eredmények azt mutatják, hogy a 20 és 21 éves fiatalok körében a sorkatonák nyers bérelőnye nagyobb, mint a teljes mintában. Ha azonban az összetételhatásra kontrollálunk, akkor a sorkatonák bérelőnye ebben az almintában nem tér el a teljes sokaságban mért hatásoktól.

A második almintában kivettük azokat a megfigyeléseket, ahol a munkavállaló vezető beosztásúként (1-es FEOR-kód) vagy diplomás munkakörben (2-es FEOR-kód) dolgozott. Mivel mi nem figyeljük meg a végzettséget, ezért ezzel a szűkítéssel tudjuk legjobban kivenni a mintából a diplomás katonákat. Így megbecsülhetjük, hogy a korábbi nyugat-európai eredményekhez hasonlóan (*Card–Cardoso* [2012]) Magyarországon is nagyobb hatást gyakorol-e a sorkatonaság az alacsonyabb végzettségű katonák esetében. Az eredményeket a *Függelék F2. táblázatában* mutatjuk. Csakúgy, mint az előbbi mintaszűkítésnél, itt is nagyobb nyers hatást becslünk, mint a teljes mintán talált különbség. Azonban ha kontrollálunk az összetételhatásra [(4) és (5) oszlop], akkor a pontbecslésünk nagyon hasonló lesz a teljes mintához.

A sorkatonák szelekciója

A 3. táblázatban mért pozitív paraméterek nem feltétlenül a sorkatonaság pozitív oksági hatását jelentik. A sorozás nem véletlenszerű szelekciója okozhatja a pozitív bérkülönbséget. Tehát elképzelhető, hogy a jobb képességűek mennek el sorkatonának. Ezt a lehetőséget kétféleképpen is megvizsgáljuk. Először eseménytanulmány-módszerrel (*event study approach*) (*MacKinlay* [1997]), másodszer *Card–Cardoso* [2012]-t követve regressziós analízissel is megvizsgáljuk a sorkatonaság előtti bérkülönbségeket.

Az eseménytanulmány elvégzéséhez a szakirodalmat követve a következő regressziót futtatjuk:

$$\log(\text{bér}_{it}) = \beta_0 + \sum_{j=-1}^8 \beta_{1j} \text{katona}_{it+j} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{j2003} + \mu_t + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

Az (1) és a (2) egyenlet abban különbözik, hogy a katonaság kétértékű változóját itt egy olyan kétértékű változó interakciójában vizsgáljuk, amely 1 értéket vesz fel, ha az egyén a j -edik évvel ezelőtt sorkatona volt. A j legkisebb értéke -1 , tehát azt is megvizsgáljuk, hogy mekkora volt a jövő sorkatonák bére a bevonulás előtti januárban.³

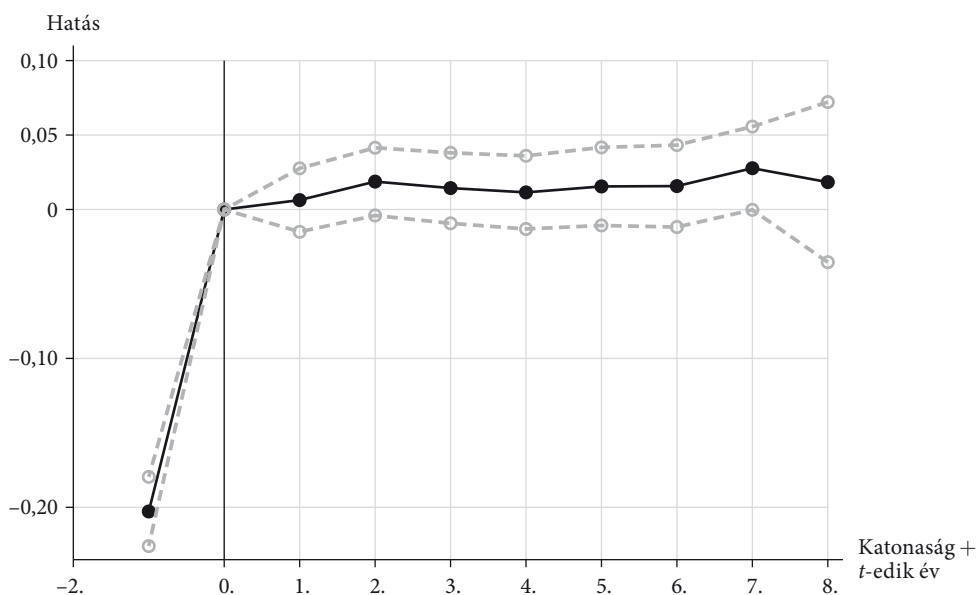
³ A szakirodalomban az esemény előtti hosszabb időhorizontot is be szoktak vonni az elemzésbe, de ezt az adatok számunkra nem teszik lehetővé, mert az adatbázis 2003 januárjától gyűjti az adatokat, és az utolsó sorozott katona 2004 májusában vonult be a hadseregbe.

A módszernek két fontos előnye van. Egyrészt megvizsgálhatjuk, hogy a sorkatonák szelekciója eltér-e a sorkatonaságban részt nem vevő társaikétól. Ha nincs szelekció, akkor azt várjuk, hogy a sorkatonaság előtti évben a később bevonulók és be nem vonulók átlagbére szignifikánsan nem tér el egymástól. Másrészt a módszerrel elkülöníthetjük a sorkatonaság rövid és hosszú távú hatását. Ha a sorkatonaság egyszeri szintbeli bérnövekedést okoz, akkor azt várjuk, hogy a sorkatonák bérelőnye egy évvel és öt évvel a sorkatonaság után is megegyezik. Ellenben az is lehetséges, hogy a sorkatonaság a bérnövekedési ütemre is pozitív hatással van. Ebben az esetben azt várjuk, hogy a sorkatonák bérelőnye növekszik, ahogy távolodunk a sorkatonaság időpontjától.

Az eseménytanulmány eredményeit a 12. és 13. ábra foglalja össze. A 12. ábrán a 3. táblázat (4) oszlopának kontrollváltozóit használjuk, kiegészítve a (2) egyenletben bemutatott interakciós változókkal. A pontbecslések azt mutatják, hogy a katonaság után minden évben a volt sorkatonák 1-2 százalékkal többet keresnek, mint a be nem vonuló társaik. Ezen különbségek azonban statisztikailag nem térnek el a nullától.

12. ábra

A sorkatonaság bérhatásának változása időben



Megjegyzés: a bérhatás fekete vonallal és teli körrel, a 95 százalékos konfidenciaintervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. A kontrollváltozók megegyeznek a 3. táblázat (4) oszlopában használt változókkal

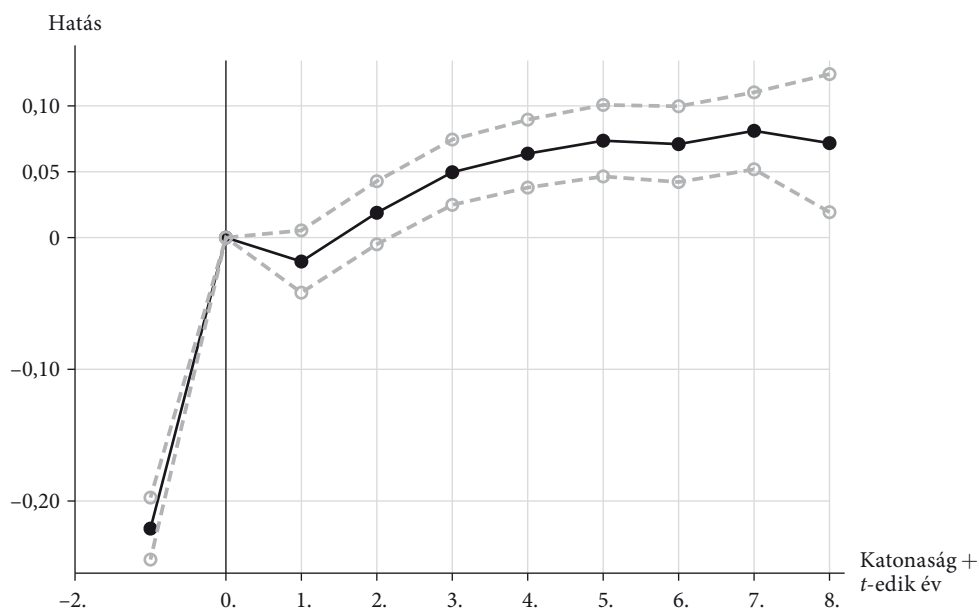
Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

A 12. ábra azt a másik fontos eredményt is mutatja, hogy a sorkatonák a sorkatonaság előtti évben nagyon nagy, több mint 20 százalékos bérhátrányban voltak a be nem vonuló munkavállalókhöz képest.

Az eredmények robusztusságának vizsgálatára a becslést megismételjük úgy is, hogy közvetlen párosítást végzünk (13. ábra).⁴ Az eredmények ebben a csoportban kissé eltérnek. A sorkatonák bérelőnye ebben a specifikációban mindenhol pozitív, és ahogy távolodunk a katonaság időpontjától, úgy egyre nő. Ez azt jelenti, hogy a katonaság ebben a mintában nemcsak szintben emeli meg a béreket, hanem a volt sorkatonák körében a bérnövekedés üteme is szignifikánsan magasabb, mint a be nem vonuló munkavállalók körében.

13. ábra

A bértetés változása időben a párosított minta esetén



Megjegyzés: a bértetés fekete vonallal és teli körrel, a 95 százalékos konfidenciaintervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. A kontrollváltozók megegyeznek a 3. táblázat (5) oszlopában használt változókkal.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

A katonaság előtti bérkülönbségeket vizsgálva azt láthatjuk, hogy a sorkatonák ebben a specifikációban is körülbelül 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a velük egy cégben azonos foglalkozásban dolgozó, ám később be nem vonuló társaik.

Mivel az eseménytanulmány ábrája azt mutatja, hogy a sorkatonák bérhátrányban voltak a sorkatonaság előtt a be nem vonulókhöz képest, ezért Card-Cardoso [2012] regressziós módszerével is megvizsgáljuk, hogy a későbbi sorkatonák sorkatonaság előtti bérhátrányát mennyiben magyarázzák meg eltérő munkaerőpiaci tulajdonságaik. Itt csak a sorkatonaság előtti évet használjuk fel, és kiszámoljuk a későbbi sorkatonák feltételes bérhátrányát. Az alapelgondolás az, hogy ha a 2003-as megfigyelhető

⁴ A párosítás módszertana ugyanaz, mint a 3. táblázat (5) oszlopában.

bérekülönbségek megmagyarázzák a későbbi katonák bérhátrányát, akkor feltételezhetjük, hogy a későbbi sorkatonák meg nem figyelhető tulajdonságai nem térnek el a soha be nem vonulókétól (*Altonji és szerzőtársai* [2005]).⁵

Az eredményeket a 4. táblázatban közöljük. Az (1) oszlop azt mutatja, hogy a későbbi sorkatonák 16,4 százalékkal kevesebbet kerestek, mint azok a munkavállalók, akik egy évvel később nem vonultak be. A minta elemszáma ebben az esetben lényegesen alacsonyabb, mint a 3. táblázatban, hiszen csak a bevonulás előtti januárt használjuk a becsléshez.

4. táblázat

A sorkatonák bérhátránya sorkatonaság előtt

Függő változó: log(BÉR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) párosított minta
SORKATONA LESZ A KÖVETKEZŐ ÉVBEN	-0,164*** (0,0114)	-0,0219** (0,0111)	-0,119*** (0,0116)	-0,206*** (0,0108)	-0,193*** (0,0114)
KOR		0,187*** (0,00517)	0,0656*** (0,00467)	0,0617*** (0,00345)	0,0574*** (0,00874)
KOR ²		-0,003*** (0,000102)	-0,0008*** (9,22e-05)	-0,0007*** (6,75e-05)	-0,0007*** (0,000172)
MEGYE fix hatás		igen	igen	igen	igen
ÉV fix hatás		igen	igen	igen	igen
KÉTJEGYŰ FEOR-KÓD fix hatás			igen	igen	igen
VÁLLALATI AZONOSÍTÓ fix hatás				igen	igen
Konstans	11,45*** (0,00125)	8,745*** (0,0643)	10,37*** (0,0583)	10,51*** (0,0437)	10,68*** (0,110)
<i>N</i>	235 592	232 193	217 265	181 211	18 333
<i>R</i> ²	0,000	0,047	0,308	0,801	0,694

Megjegyzés: a megye, a foglalkozás és a vállalat fix hatások a 2003. januári, tehát a katonaság előtti tulajdonságokat jelölik.

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

A (2) oszlop azt mutatja, hogy a későbbi sorkatonák bérhátrányát részben az okozza, hogy a sorkatonák átlagosan fiatalabbak a többi munkavállalóhoz képest. Viszont ha figyelembe vesszük a foglalkozás [(3) oszlop] és a munkaadók szerinti különbséget [(4) oszlop], akkor azt kapjuk, hogy a későbbi sorkatonák körülbelül 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a később be nem vonulók. Az eredmény nem

⁵ Ez az elemzés lényegében *Card-Cardoso* [2012] 3. táblázatának kibővített reprodukciója.

változik akkor sem, amikor közvetlen párosítást alkalmazunk a megfigyelhető tulajdonságok kiszűrésére.

Ezek az eredmények egyértelműen azt mutatják, hogy a sorkatonák a bevonulás előtti hónapokban körülbelül 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a velük mindenben megegyező, ám be nem vonuló munkavállalók. Ez az eredmény azért is meglepő, mert a következő évben, az alig hat hónapos sorkatonaság vége után már többet kerestek a volt sorkatonák, mint a be nem vonuló volt munkatársaik. Ha ezt a különbséget oksági hatásként értékelnénk, akkor a pontbecslések alapján a katonaság több mint 20 százalékkal növelte volna a béreket.

Figyelembe véve, hogy a sorkatonák aránya egy kohorszion belül nagyon alacsony, felmerül a lehetőség, hogy itt nem a katonaság oksági hatását, hanem valamilyen önszelektációs mechanizmus hatását mérjük. Mielőtt rátérnénk ezeknek a mechanizmusoknak a vizsgálatára, megbecsüljük, hogy milyen hatással volt a sorkatonaság a munkaerőpiaci részvételre.

Foglalkoztatási hatás

A sorkatonaság a béreken kívül a foglalkoztatás valószínűségét is befolyásolhatja. Lehetséges például, hogy a bérnövekedést az okozza, hogy a katonaság után az alacsony termelékenységű katonák nem tudnak újra elhelyezkedni. Ebben az esetben a sorkatonaság nem növeli a katonák bérét, hanem a foglalkoztatási lehetőségeit csökkenti. Ezért a regressziós elemzést megismételjük úgy, hogy függő változónk a munkanélküli-státust méri. Pontosabban, a munkanélküliséget jelző kétértékű változó értéke akkor 1, ha az adott személy volt regisztrált munkanélküli az adott év legalább egy hónapjában. A kontrollváltozók között nem szerepelnek a munkához kapcsolódó változók (a foglalkozási kör és a vállalati azonosító), hiszen ezek szintén nincsenek munkanélküliek esetén.

Az 5. táblázat tartalmazza az év interakció nélküli, sorkatonaságot jelző kétértékű változós regressziókat. Az év fix hatásokat és az életkort tartalmazó (2) modell, valamint a megye fix hatásokat is tartalmazó (3) modell azt mutatja, hogy a sorkatonaság 2 százalékkal csökkenti a munkanélküliség valószínűségét. Mivel bináris függő változót használunk, ezért megismételjük a becslést logit függvényforma alkalmazásával (*Függelék F4. táblázat*). Az *F4. táblázatban* bemutatott eredmények hasonló parciális hatást tükröznek.

A 6. táblázat mutatja az év kétértékű és a sorkatonaság kétértékű változók interakcióját tartalmazó regressziókat. Elméletileg lehetséges, hogy a leszerelt katonák nem tudnak korábbi munkahelyükre visszamenni, ezért átmenetileg munkanélkülivé válnak, és csak egy bizonyos idő elteltével találnak munkát.

A függő változó azt mutatja, hogy adott év januárjában regisztrált munkanélküli volt-e a megfigyelt. Jelen esetben azért nem az adott év összes hónapját vizsgáljuk, mert akkor a katonaság előtti, illetve közvetlen utáni munkanélküliséget jelző változó torzított lehetne. A sorkatonaság alatt ugyanis nem szerepeltek a munkaerőpiacon, így a nem sorkatonáknak több hónapban volt esélyük munkanélkülivé válni.

5. táblázat

Munkanélküliségre felírt regressziók – 1. (lineáris valószínűségi modell)

Függő változó: MUNKANÉLKÜLI AZ ADOTT ÉVBEN

	(1)	(2)	(3)
VOLT SORKATONA	0,0220*** (0,00405)	-0,0201*** (0,00400)	-0,0199*** (0,00393)
KOR		-0,00117** (0,000476)	0,00162*** (0,000465)
KOR ²		-9,44e-05*** (8,70e-06)	-0,000139*** (8,52e-06)
Év fix hatás		igen	igen
MEGYE fix hatás			igen
Konstans	0,172*** (0,000326)	0,284*** (0,00650)	0,242*** (0,00632)
<i>N</i>	5 353 143	5 353 143	5 230 162
<i>R</i> ²	0,000	0,027	0,072

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

A Függelékben azonban megtalálható az adott évet vizsgáló regressziók eredmény-táblája is (F3. táblázat). A katonaság előtti különbséget mérő változót kivéve – ahol a feltételezésnek megfelelően a leendő sorkatonák kisebb valószínűséggel munkanélküliek, mint a januári hónapokat vizsgáló modellek esetében – az eredmények nagyon hasonlóak.

A modellek nagyon hasonló eredményeket mutatnak. A sorkatonaság előtt a később szolgálatra behívottak közel 3 százalékkal kisebb valószínűséggel voltak regisztrált munkanélküliek. A sorkatonaság utáni első évben azonban eltűnik ez az előny, és a volt sorkatonák 1–3 százalékkal nagyobb valószínűséggel álláskereső. Az életkort, az év és a megye fix hatást tartalmazó (3) modell esetében a katonaság utáni első évben 1 százalékkal nagyobb a valószínűsége a munkanélküliségnek a volt sorkatonák körében, azonban a második évre ennek éppen az ellenkezője mutatkozik, a volt sorkatonák már 1 százalékkal kisebb valószínűséggel munkanélküliek. A következő években folytatódik a tendencia, és tovább nő a volt sorkatonák előnye. A sorkatonaság utáni negyedik, ötödik évre visszatér a különbség a sorkatonaság előtti állapotra, majd a katonaság utáni nyolcadik évre már 4 százalékosra nő a volt katonák javára.

A könnyebb értelmezhetőség érdekében a hatás időbeli változását grafikusán is megmutatjuk a (3) modell esetén (14. ábra). Az ábrán látható, hogy a sorkatonaság utáni első évben a volt sorkatonák 3 százalékkal nagyobb valószínűséggel regisztrált munkanélküliek, azonban a rá következő években ez a különbség folyamatosan csökken. A sorkatonaság utáni negyedik évben a volt katonák már kisebb valószínűséggel munkanélküliek.

6. táblázat

Munkanélküliségre felírt regressziók – 2.

Függő változó: MUNKANÉLKÜLI VOLT JANUÁRBAN

	(1)	(2)	(3)
KATONA LESZ	-0,0301*** (0,00497)	-0,0289*** (0,00497)	-0,0283*** (0,00499)
KATONA VOLT × 1 ÉVE	0,0150*** (0,00507)	0,00781 (0,00507)	0,00984* (0,00505)
KATONA VOLT × 2 ÉVE	-0,00310 (0,00478)	-0,0112** (0,00478)	-0,00955** (0,00476)
KATONA VOLT × 3 ÉVE	-0,0121*** (0,00452)	-0,0211*** (0,00451)	-0,0186*** (0,00452)
KATONA VOLT × 4 ÉVE	-0,0172*** (0,00450)	-0,0270*** (0,00449)	-0,0252*** (0,00447)
KATONA VOLT × 5 ÉVE	-0,0178*** (0,00470)	-0,0285*** (0,00470)	-0,0263*** (0,00470)
KATONA VOLT × 6 ÉVE	-0,0201*** (0,00513)	-0,0317*** (0,00512)	-0,0305*** (0,00510)
KATONA VOLT × 7 ÉVE	-0,0258*** (0,00510)	-0,0382*** (0,00510)	-0,0375*** (0,00509)
KATONA VOLT × 8 ÉVE	-0,0292*** (0,00855)	-0,0418*** (0,00854)	-0,0429*** (0,00848)
KOR		0,00498*** (0,000368)	0,00713*** (0,000363)
KOR ²		-0,000138*** (6,83e-06)	-0,000172*** (6,73e-06)
Év fix hatás	igen	igen	igen
MEGYE fix hatás			igen
Konstans	0,103*** (0,000258)	0,0761*** (0,00494)	0,0438*** (0,00486)
N	5 353 143	5 353 143	5 230 162
R ²	0,014	0,016	0,057

A zárójelben robusztus standard hibák.

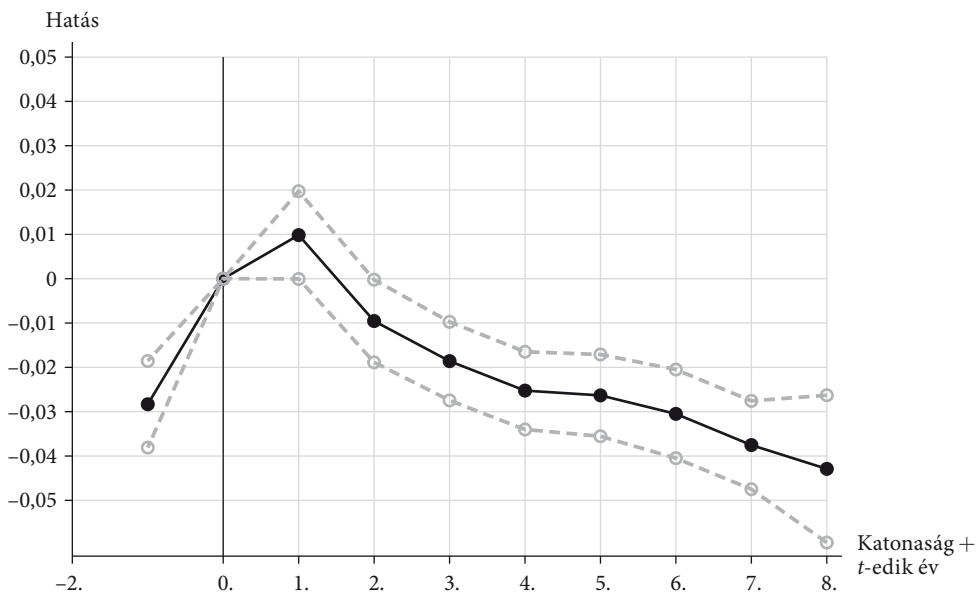
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

Összességében azt láthatjuk az eredményekben, hogy a sorkatonaság előtt a leendő katonák kisebb valószínűséggel voltak munkanélküliek, a katonaság után viszont valószínűleg nem feltétlenül tudtak egyből elhelyezkedni, így a munkanélküliség valószínűsége meghaladta valamivel azokét, akiknek a katonaság nem törte meg a karrierútját. A katonaság utáni években azonban néhány éven belül visszaállt a katonaság előtti különbség, és a sorkatonák újra kisebb valószínűséggel voltak munkanélküliek.

14. ábra

A munkanélküliségre kifejtett hatás változása



Megjegyzés: a hatás fekete vonallal és teli körrel, a 95 százalékos konfidenciaintervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

Diszkusszió

Az előzőekben megmutattuk, hogy a katonaság előtt a behívottak 20 százalékkal kevesebbet kerestek, majd rögtön a katonaság után 3-4 százalékos bérelőnyre tettek szert. Bár a bérekben lévő ugrás nagyon nagy, de a bérelőny időben nem igazán változik. A következőkben megvizsgáljuk azokat a mechanizmusokat, amelyek magyarázatot adhatnak erre a meglepő eredményre.

A lehetséges mechanizmusok vizsgálatához az *Abowd és szerzőtársai* [1999] és *Card és szerzőtársai* [2018] által felállított elméleti keretet használtuk fel. A modellben a munkavállalók és a cégek véletlenül kerülnek kapcsolatba egymással. Ha a kapcsolat mindkét fél számára előnnyel jár, akkor létrejön a munkaszerződés. A munkavállaló termelékenysége idővel nőhet, ha a munkavállaló tapasztalatot szerez, munkanélküliként pedig csökkenhet. Az említett tanulmányok szerint az adott időszaki bér négy tényezőtől függ: 1. az időben állandó, valamint 2. az időben változó egyéni jellemzőktől (foglalkozás, tapasztalat), 3. az időben állandó vállalati jellemzőktől, illetve 4. a munkavállaló és a cég párcapcsolatának az értékétől (*match value*). A modell egyik fontos következménye, hogy az itt felsorolt négy tényező egymástól független. Ennek megfelelően külön-külön megvizsgáljuk az egyes tényezők lehetséges hatásait.

IDŐBEN ÁLLANDÓ EGYÉNI JELLEMZŐK – EGYÉNEK SZELEKCIÓJA • Az első lehetséges magyarázat, hogy a sorkatonák szelekciója megváltozik, és csak a lényegesen jobb képességűek maradnak a munkaerőpiacon. Ezzel szemben az alacsony kereseti lehetőségekkel rendelkezők a katonaság után kilépnek a munkaerőpiacról. Ha ez lenne a fő magyarázat, akkor azt várnánk, hogy a volt katonák magasabb presztízsű foglalkozásban helyezkednek el, mint amilyenben a katonaság előtt dolgoztak. Ennek a magyarázatnak azonban ellentmond az 5. és 6. ábra. Ezek az ábrák megmutatták, hogy a sorkatonaság foglalkozásbeli eloszlása a katonaság előtt és után is megegyezik a teljes populációéval. A szelekció másik oka a munkanélküliség lehet, azaz az alacsony termelékenységű katonák nem tudnak elhelyezkedni katonaság után. Ezzel szemben azt találjuk, hogy a volt sorkatonák kisebb valószínűséggel munkanélküliek, mint a be nem sorozott társaik.

IDŐBEN VÁLTOZÓ EGYÉNI JELLEMZŐK – TERMELÉKENYSÉGI HATÁS • A sorkatonaság pozitív hatásának magyarázata lehet, hogy a sorkatonaság megnövelte a sorozottak termelékenységét (*Card-Cardoso [2012]*). Ez a bérhatás azonban a korábbi sorkatonaságot vizsgáló tanulmányok eredményei alapján kiugróan magas.⁶ Nagyságrendileg a különbség azt jelenti, hogy fél év sorkatonaság hatása két iskolai év bérhatásának felel meg (*Takács-Vincze [2018]*).

Közvetlenül is tesztelni tudjuk azt, ha csak a termelékenység javulása okozza a bérnövekedést – függetlenül a vállalati jellemzőktől. Ebben az esetben pozitív bérhatást vártunk azok között, akik a katonaság előtt munkanélküliek voltak. Ezért megisméltük a 4. táblázatban lévő regressziókat azok mintáján, akik 2003 januárjában munkanélküliek voltak. Értelemszerűen itt nem tudtunk a katonaság előtti foglalkozásra vagy munkaadóra kontrollálni. A 2003-ban munkanélküliek mintáján elvégzett becslések a 7. táblázatban láthatók.

A táblázatból levonható legfontosabb következtetés, hogy ezen a mintán nem látunk egyértelmű pozitív bérhatást. Szignifikáns pozitív hatást egyedül a katonaság utáni 6. évben találunk. Ezzel szemben az 5. évben semmilyen különbséget nem látunk a volt katonák és a teljes populáció között. Ezért ezt a kiugrást a becslések pontatlanságának tulajdonítjuk.⁷

IDŐBEN ÁLLANDÓ VÁLLALATI JELLEMZŐK – A VÁLLALATOK SZELEKCIÓJA • Az elemzésünk keretként szolgáló véletlen keresési modellben a munkavállalóknak nehéz megtalálniuk a jól fizető cégeket, így egyes pályakezdők véletlenszerűen rossz vállalathoz kerülnek (*Manning [2003]*). Lehetséges továbbá, hogy azok a fiatalok mennek el katonának, akik alacsonyabb bérű vállalathoz kerültek,⁸ azaz a vállalatuk fix hatása nagyon alacsony. A véletlen keresés miatt a sorkatonák később átlagosan jobb céget találnak, mint a katonaság előtti cégük volt, így a bérhátrányuk eltűnik.

⁶ A Bevezetésben bemutatott tanulmányok általában negatív vagy csak 1-2 százalékos pozitív hatást találnak.

⁷ 75 olyan egyén szerepelt ebben a mintában, aki munkanélküli volt 2003 januárjában, és később katona lett, így a pontbecslések standard hibája sokkal nagyobb, mint a fő mintánkban.

⁸ *Oreopoulos és szerzőtársai [2012]* kimutatta, hogy hosszú távú negatív hatása van annak, ha valaki alacsonyabb kezdő bérrel rosszabb cégnél kezd el dolgozni.

7. táblázat

Bérregressziók – 2. (munkanélküliek)

Függő változó: log(BÉR)

	(1)	(2)	(3)	(4)
KATONA VOLT × 1 ÉVE	-0,0479 (0,0370)	0,0147 (0,0363)	-0,0440 (0,0377)	-0,121*** (0,0418)
KATONA VOLT × 2 ÉVE	0,0312 (0,0514)	0,0730 (0,0507)	0,0201 (0,0540)	-0,0522 (0,0437)
KATONA VOLT × 3 ÉVE	0,0586 (0,0523)	0,0688 (0,0495)	0,0509 (0,0477)	0,0312 (0,0359)
KATONA VOLT × 4 ÉVE	0,0297 (0,0509)	0,0406 (0,0472)	-0,00316 (0,0489)	0,00986 (0,0437)
KATONA VOLT × 5 ÉVE	-0,00444 (0,0626)	0,00646 (0,0599)	-0,00913 (0,0604)	-0,0242 (0,0416)
KATONA VOLT × 6 ÉVE	0,163** (0,0681)	0,160** (0,0651)	0,134** (0,0604)	0,104* (0,0598)
KATONA VOLT × 7 ÉVE	0,206*** (0,0692)	0,194*** (0,0668)	0,155** (0,0616)	0,0786 (0,0539)
KATONA VOLT × 8 ÉVE	0,0836 (0,100)	0,0703 (0,0901)	0,0654 (0,105)	-0,0630 (0,0673)
KOR		0,0715*** (0,00630)	0,0418*** (0,00547)	0,0429*** (0,00495)
KOR ²		-0,00118*** (0,000113)	-0,000683*** (9,82e-05)	-0,000653*** (8,82e-05)
Év fix hatás	igen	igen	igen	igen
MEGYE fix hatás		igen	igen	igen
KÉTEGYŰ FEOR-KÓD fix hatás			igen	igen
VÁLLALATI AZONOSÍTÓ fix hatás				igen
Konstans	11,55*** (0,00385)	10,48*** (0,0873)	10,93*** (0,0762)	10,92*** (0,0696)
<i>N</i>	71 652	70 655	68 112	58 984
<i>R</i> ²	0,159	0,202	0,396	0,823

A zárójelben a robusztus standard hibák.

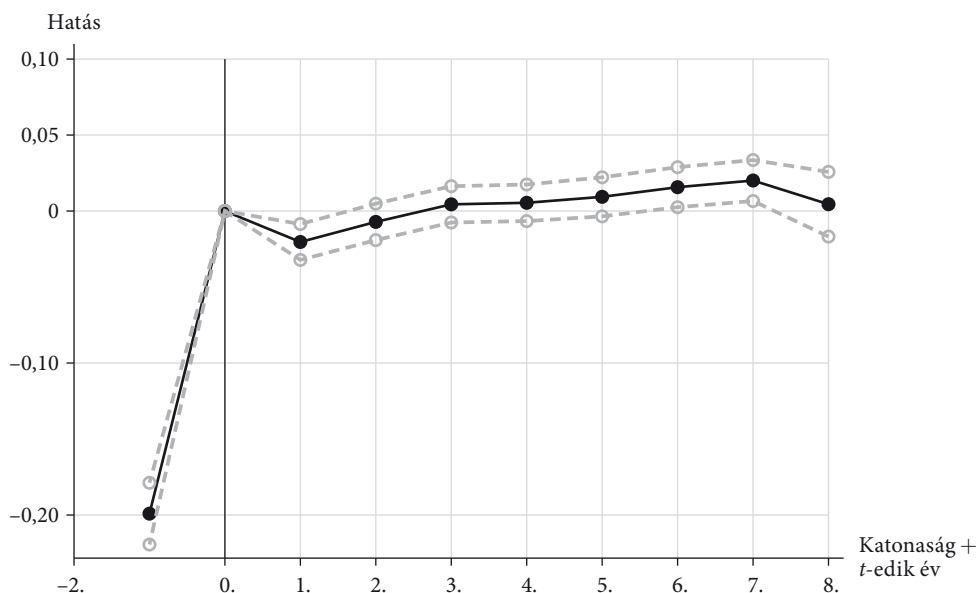
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

Ez a magyarázat szintén könnyen tesztelhető, ugyanis a sorkatonaság alatti bérnövekedésnek el kell tűnnie, ha a sorkatonaság előtti vállalat helyett az éppen aktuális vállalati fix hatásokra kontrollálunk. Ennek tesztelésére oly módon becsültük újra a 12. és 13. ábrát, hogy a 2003-as vállalat helyett a megfigyelés évében lévő vállalatra kontrollálunk. Emellett ezeken az ábrákon szintén az aktuális foglalkozási kódra kontrollálunk, hogy kiszűrjük a foglalkoztatásváltozásokból fakadó különbségeket is (15. és 16. ábra).

15. ábra

A bért hatás változása időben – az aktuális munkaadó hatása nélkül



Megjegyzés: a bért hatás fekete vonallal és teli körrel, a 95 százalékos konfidenciaintervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. Az ábra a 12. ábrát reprodukálja annyi eltéréssel, hogy a 2003-as foglalkozás és a 2003-as vállalat fix hatás helyett a megfigyelés évében megfigyelt foglalkozást és vállalat fix hatást szűrjük ki.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

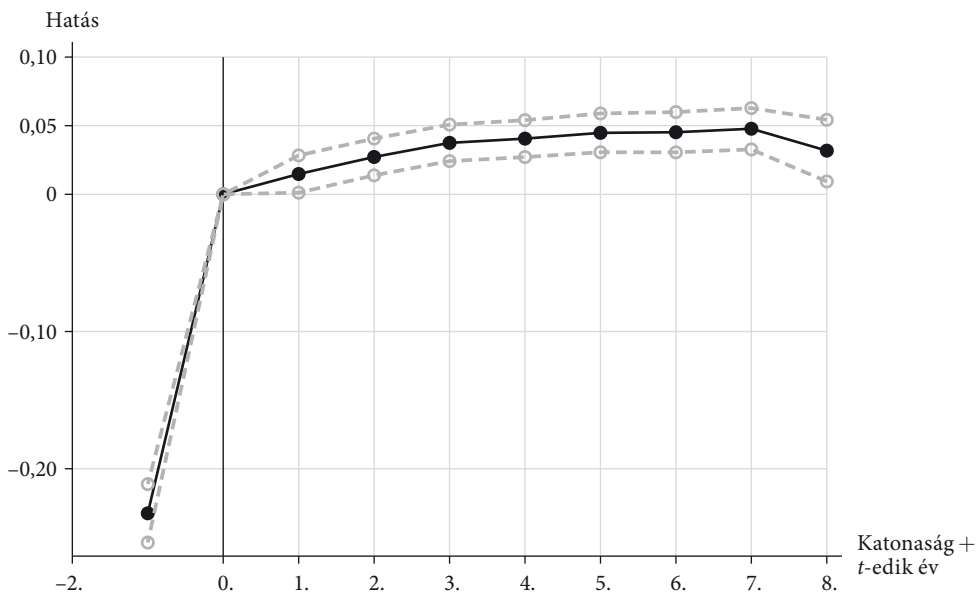
A két ábrán bemutatott eredmények szinte teljesen megegyeznek az eredeti 12. és 13. ábrák eredményeivel. A sorkatonák körülbelül 20 százalékkal kevesebbet keresnek a sorkatonaság előtt, és ez a bérhátrány a hat hónapos sorkatonaság után eltűnik. Tehát levonhatjuk azt a következtetést, hogy a sorkatonaság előtti és utáni bérek különbségét nem magyarázza meg az, hogy a sorkatonaság után magasabb bért fizető cégekben vagy foglalkozásokban kezdtek el dolgozni a sorkatonaság után.

A MUNKAVÁLLALÓ ÉS A CÉG PÁRKAPCSOLATÁNAK ÉRTÉKE • Ha a munkavállalóknak különböző képességeik vannak, és a vállalatok különböző arányban használják az egyes képességeket, akkor az emberek termelékenysége a különböző vállalatoknál eltér (Thisse–Yves [2000]).⁹ Card és szerzőtársai [2018] modelljében ezt mérnénk a párosítás értékeként. A véletlen párosítás egyik mellékhatása, hogy egyes munkavállalók olyan cégekhez kerülnek, ahol nem tudják a képességeiket megfelelően használni. Lehetséges, hogy azok a munkavállalók mentek katonának, akiknél ez a kapcsolat exogén okok miatt nagyon gyenge. A katonaság után

⁹ Például egy egyetemi oktató a témakörét taníthatná általános iskolában is. Azonban egy általános iskolában arányaiban kevesebb szakterületi és több pedagógiai képesség használatára van szükség, mint egy egyetemen. Ezért az egyetemi oktató termelékenysége a két iskolatípusban eltér.

16. ábra

A bérhatas változása időben a párosított minta esetén – az aktuális munkaadó hatása nélkül



Megjegyzés: a bérhatas fekete vonallal és teli körrel, a 95 százalékos konfidenciaintervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. Az ábra a 13. ábrát reprodukálja annyi eltéréssel, hogy a 2003-as foglalkozás és a 2003-as vállalat fix hatás helyett a megfigyelés évében megfigyelt foglalkozást és vállalat fix hatást szűrjük ki.

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

a munkavállalók egy másik céghez kerülnek, és ez a negatív érték eltűnik. Végül lehet, hogy azért alacsony a kapcsolat értéke, mert a munkaadók diszkriminálják a leendő sorkatonákat. A cégek ugyanis tudják, hogy a munkavállaló rövid időn belül katona lesz, és a tényleges termelékenységénél alacsonyabb bért ajánlanak. A katonaság után a cégeknek már nincs okuk vagy lehetőségük diszkriminálni, és a bérhátrány eltűnik. Ez a két lehetséges mechanizmus megmagyarázza az empirikus eredményeket. Megkülönböztetésükhöz azonban a munkavállalókat hosszabb időtávon is meg kellene figyelniük a sorkatonaság előtt.

Összegzés

Elemzésünkben a magyar kötelező sorkatonai rendszer utolsó két évében szolgálók munkabér- és foglalkoztatottságadatait vizsgáltuk kilenc éven keresztül. Az utolsó két évben, 2003-ban és 2004-ben arányaiban már jóval kisebb számban – 13, illetve 17 ezer főt – soroztak be. A sorozás alól könnyű volt felmentést szerezni, így a katonai szolgálatot teljesítők kiválasztása vélhetően erős szelektivitást tükrözött. A pontos hatásbecsléshez így mindenképpen szükséges volt a nem random szelekciót kezelni, amit a témával foglalkozó szakirodalom is kiemel. A szakterület három

fő módszertant alkalmaz a probléma vizsgálatára, instrumentális változót, szakadós regressziót és a különbségek különbsége módszerét, amelyek közül elemzésünkben az utolsót használtuk.

Az eredmények azt mutatják, hogy a behívottak katonaság előtt megfigyelhető tulajdonságai nagyon hasonlítottak a teljes populációéhoz, bérhátrányuk mégis körülbelül 20 százalékos volt a nem sorozottakhoz képest. Ez a bérhátrány azonban a katonaság után eltűnik. Végül a sorkatonák körében a katonaság előtti szinthez képest csökken a munkanélküliség.

Tanulmányunkban megvizsgáltuk az eredmények mögött álló lehetséges mechanizmusokat. Véleményünk szerint a bérnövekedést nem az egyéni termelékenység növekedése okozza, hanem az, hogy 1. a munkaadók negatívan diszkriminálták a sorozás előtt álló munkavállalókat, vagy 2. azok az emberek mentek el sorkatonának, akik nem a képességeiknek megfelelő cégeknél dolgoztak.

Hivatkozások

- ABOWD, J. M.–KRAMARZ, F.–MARGOLIS, D. N. [1999]: High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, Vol. 67. No. 2. 251–333. o. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00020>.
- ALTONJLI, J. G.–TODD, E. E.–TABER, C. R. [2005]: Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools. *Journal of Political Economy*, Vol. 113. No. 1. 151–184. o. <https://doi.org/10.1086/426036>.
- ANGRIST, J. D. [1990]: Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery. Evidence from Social Security Administrative Records. *The American Economic Review*, Vol. 80. No. 3. 313–336. o.
- ANGRIST, J. D.–KRUEGER, A. B. [1994]: Why Do World War II Veterans Earn More than Nonveterans? *Journal of Labor Economics*, Vol. 12. No. 1. 74–97. o. <https://doi.org/10.1086/298344>.
- B. MÜLLER TAMÁS [2018]: Sorkatonai és önkéntes katonai szolgálatok. Országgyűlés Hivatala, Közgyűjteményi és Közművelődési Igazgatóság, Budapest, https://www.parlament.hu/documents/10181/1763272/Elemzes_2018_Sorkatonai_onkentesszolgalatok.pdf/df31d165-1f7c-5803-1be1-e644ae2e2c64.
- BAUER, T. K.–BENDER, S.–PALOYO, A. R.–SCHMIDT, C. M. [2012]: Evaluating the labor-market effects of compulsory military service. *European Economic Review*, Vol. 56. No. 4. 814–829. o. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2012.02.002>.
- BERGER, M. C.–HIRSCH, B. T. [1983]: The Civilian Earnings Experience of Vietnam-Era Veterans. *Journal of Human Resources*, Vol. 18. No. 4. 455–479. o. <https://doi.org/10.2307/145439>.
- BUONANNO, P. [2006]: Long-term Effects of Conscription: Lessons from the UK. Working Papers, Hyman P. Minsky Department of Economic Studies, University of Bergamo, <https://aisberg.unibg.it/retrieve/handle/10446/235/1953/WPEco04%282006%29Buonanno.pdf>.
- CARD, D.–CARDOSO, A. R. [2012]: Can Compulsory Military Service Raise Civilian Wages? Evidence from the Peacetime Draft in Portugal. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 4. No. 4. 57–93. o. <https://doi.org/10.1257/app.4.4.57>.
- CARD, D.–CARDOSO, A. R.–HEINING, J.–KLINE, P. [2018]: Firms and labor market inequality: Evidence and some theory. *Journal of Labor Economics*, Vol. 36. No. 1. 13–70. o. <https://doi.org/10.1086/694153>.

- CSAPODY TAMÁS [2005]: Utak és útvesztők – a sorkötelezettség története. *Valóság*, 48. évf. 11. sz. 77–86. o.
- DE TRAY, D. N. [1982]: Veteran Status as a Screening Device. *American Economic Review*, Vol. 72. No. 1. 133–142. o.
- DI PIETRO, G. [2013]: Military conscription and university enrolment: evidence from Italy. *Journal of Population Economics*, Vol. 26. No. 2. 619–644. o. <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0407-y>.
- GALIANI, S.–ROSSI, M.–SCHARGRODSKY, E. [2011]: Conscription and Crime: Evidence from the Argentine Draft Lottery. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3. No. 2. 119–136. o. <https://doi.org/10.1257/app.3.2.119>.
- HJALMARSSON, R.–LINDQUIST, M. J. [2019]: The Causal Effect of Military Conscription on Crime. *The Economic Journal*, Vol. 129. No. 622. 2522–2562. o. <https://doi.org/10.1093>.
- HUBERS, F.–WEBBINK, D. [2015]: The long-term effects of military conscription on educational attainment and wages. *IZA Journal of Labor Economics*, Vol. 4. No. 1. <https://doi.org/10.1186/s40172-015-0026-4>.
- HÜLVELY LAJOS [2016]: A vegyes hadkiegészítési rendszertől az önkéntességig. Megjelent: *Földesi Ferenc–Kiss Zoltán–Isaszegi János* (szerk.): *A Magyar Honvédség negyedszázada – a rendszerváltástól napjainkig*. Zrínyi Kiadó, Budapest.
- MACKINLAY, A. C. [1997]: Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35. No. 1. 13–39. o.
- MANNING, A. [2003]: *Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*. Princeton University Press, Princeton.
- MARTINDALE, M.–POSTON, D. [1979]: Variations in Veteran/Non-veteran Earnings Patterns among World War II, Korea, and Vietnam War Cohorts. *Armed Forces and Society*, Vol. 5. No. 2. 219–243. o. <https://doi.org/10.1177/0095327x7900500202>.
- MAURIN, E.–XENOGIANI, T. [2007]: Demand for Education and Labor Market Outcomes. Lessons from the Abolition of Compulsory Conscription in France. *The Journal of Human Resources*, Vol. 42. No. 4. 795–819. o. <https://doi.org/10.3368/jhr.xlii.4.795>.
- METROPOL.HU [2014]: Tíz éve szűnt meg a sorkatonaság. *OrientPress Hírügynökség*, <https://www.orientpress.hu/cikk/tiz-eve-szunt-meg-a-sorkatonasag>.
- NÉMETH SZILÁRD [2018]: Nemzeti érdek, hogy erős, honvédő hadseregünk legyen. Az interjút készítette: *Szalai Laura*. *Magyar Hírlap*, június 18. https://www.magyarhirlap.hu/belfold/Nemzeti_erdek_hogy_eros_honvedo_hadseregunk_legyen.
- OREOPOULOS, P.–VON WACHTER, T.–HEISZ, A. [2012]: The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 4. No. 1. 1–29. o. <https://doi.org/10.1257/app.4.1.1>.
- PALOYO, A. R. [2010]: Compulsory Military Service in Germany Revisited. *Ruhr Economic Paper*, No. 206. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1707994>.
- ROSEN, S.–TAUBMAN, P. [1982]: Changes in Life Cycle Earnings: What Do Social Security Data Show? *Journal of Human Resources*, Vol. 17. No. 3. 321–338. o. <https://doi.org/10.2307/145583>.
- TAKÁCS OLGA–VINCZE JÁNOS [2018]: Bételőrejelzések – prediktorok és tanulságok. *Közgazdasági Szemle*, 65. évf. 6. sz. 592–618. o. <https://doi.org/10.18414/ksz.2018.6.592>.
- THISSE, J.–YVES, Z. [2000]: Skill mismatch and unemployment. *Economics Letters*, Vol. 69. No. 3. 415–420. o. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(00\)00334-7](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(00)00334-7).
- TORUN, H. [2019]: Ex-ante labor market effects of compulsory military service. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 47. No. 1. 90–110. o. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2018.12.001>.

Függelék

F1. táblázat

A katonaság hatása a 20 és 21 éves korosztály körében

Függő változó: log(BÉR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) párosított minta
VOLT SORKATONA	0,0757*** (0,00964)	0,0167* (0,00943)	0,0173** (0,00839)	0,0485*** (0,0120)	0,0651*** (0,0130)
KOR		0,0806*** (0,0100)	0,0247** (0,00975)	0,0449*** (0,0105)	0,0766*** (0,0255)
Kor ²		-0,0007*** (0,0002)	5,31e-05 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	-0,0006 (0,0005)
MEGYE fix hatás		igen	igen	igen	igen
ÉV fix hatás		igen	igen	igen	igen
KÉTJEGYŰ FEOR-KÓD fix hatás			igen	igen	igen
VÁLLALATI AZONOSÍTÓ fix hatás				igen	igen
Konstans	11,63*** (0,002)	10,09*** (0,122)	11,00*** (0,119)	10,71*** (0,126)	10,29*** (0,299)
N	243 052	239 610	232 788	192 118	25 160
R ²	0,001	0,203	0,351	0,618	0,513

Megjegyzés: a megye, a foglalkozás és a vállalat fix hatások a 2003. januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. A mintában csak azok szerepelnek, akik 2003 januárjában 20 vagy 21 évesek voltak.

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

F2. táblázat

A katonaság hatása a vezető beosztásúak és diplomások nélkül

Függő változó: log(BÉR)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) párosított minta
VOLT SORKATONA	0,141*** (0,0133)	0,114*** (0,0128)	0,0858*** (0,0113)	0,0309*** (0,0106)	0,0734*** (0,0112)
KOR		0,0855*** (0,00196)	0,0597*** (0,00178)	0,0623*** (0,00152)	0,0680*** (0,00413)
KOR ²		-0,001*** (3,44e-05)	-0,0008*** (3,12e-05)	-0,0008*** (2,68e-05)	-0,0009*** (7,36e-05)
MEGYE fix hatás		igen	igen	igen	igen
ÉV fix hatás		igen	igen	igen	igen
KÉTJEGYŰ FEOR-KÓD fix hatás			igen	igen	igen
VÁLLALATI AZONOSÍTÓ fix hatás				igen	igen
Konstans	11,73*** (0,00119)	10,28*** (0,0280)	10,68*** (0,0256)	10,67*** (0,0217)	10,72*** (0,0581)
N	1 302 377	1 286 405	1 266 152	1 285 566	122 477
R ²	0,000	0,161	0,314	0,610	0,528

Megjegyzés: a megye, a foglalkozás és a vállalat fix hatások a 2003. januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. A mintában csak azok szerepelnek, akik 2003 januárjában nem vezető beosztású vagy diplomás munkakörben dolgoztak.

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

F3. táblázat

Munkanélküliségre felírt regressziók – 2.B

Függő változó: MUNKANÉLKÜLI VOLT AZ ADOTT ÉV JANUÁRJÁBAN

	(1)	(2)	(3)
KATONA LESZ	-0,0618*** (0,00637)	-0,0616*** (0,00637)	-0,0598*** (0,00638)
KATONA VOLT × 1 ÉVE	0,0450*** (0,00664)	0,0254*** (0,00662)	0,0262*** (0,00656)
KATONA VOLT × 2 ÉVE	0,0174*** (0,00630)	-0,00277 (0,00627)	-0,00218 (0,00624)
KATONA VOLT × 3 ÉVE	-0,00764 (0,00592)	-0,0284*** (0,00589)	-0,0274*** (0,00586)
KATONA VOLT × 4 ÉVE	-0,00568 (0,00603)	-0,0271*** (0,00600)	-0,0264*** (0,00597)
KATONA VOLT × 5 ÉVE	-0,00861 (0,00632)	-0,0306*** (0,00628)	-0,0297*** (0,00624)
KATONA VOLT × 6 ÉVE	-0,00899 (0,00648)	-0,0316*** (0,00644)	-0,0321*** (0,00642)
KATONA VOLT × 7 ÉVE	-0,0185*** (0,00626)	-0,0417*** (0,00623)	-0,0423*** (0,00621)
KATONA VOLT × 8 ÉVE	-0,0104 (0,0108)	-0,0334*** (0,0108)	-0,0365*** (0,0107)
KOR		-0,00113** (0,000477)	0,00167*** (0,000466)
KOR ²		-9,51e-05*** (8,71e-06)	-0,000140*** (8,53e-06)
Év fix hatás	Igen	Igen	Igen
MEGYE fix hatás			Igen
Konstans	0,172*** (0,000327)	0,284*** (0,00651)	0,242*** (0,00633)
N	5 353 143	5 353 143	5 230 162
R ²	0,022	0,027	0,072

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.

F4. táblázat:

Munkanélküliségre felírt regressziók – 3. (logit modell)

Függő változó: MUNKANÉLKÜLI VOLT AZ ADOTT ÉV JANUÁRJÁBAN

	(1)	(2)	(3)
VOLT SORKATONA	0,147*** (0,0148)	-0,129*** (0,0149)	-0,135*** (0,0154)
KOR		-0,0658*** (0,00259)	-0,0450*** (0,00268)
KOR ²		0,000344*** (4,52e-05)	-2,04e-05 (4,69e-05)
Év fix hatás		igen	igen
MEGYE fix hatás			igen
Konstans	-1,570*** (0,00115)	-2,493*** (0,0365)	-3,776*** (0,0379)
N	5 353 143	5 353 143	5 230 162

A zárójelben a robusztus standard hibák.

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

Forrás: saját számítás az MTA KRTK Admin adatbázis felhasználásával.