

A sorkatonaság munkaerőpiaci hatásai Magyarországon

HÁLÓ BUDA – REIZER BALÁZS

CERS-IE WP – 2020/29

2020 Június

<https://www.mtaki.hu/wp-content/uploads/2020/06/CERSIEWP202029.pdf>

A KRTK-KTI CERS-IE Műhelytanulmányok célja, hogy hozzászólásokat, vitát generáljanak, nem mentek át szakmai ellenőrzésen.

A Műhelytanulmányokra való bármilyen hivatkozás esetén egyértelműen jelezni kell, hogy a hivatkozott tanulmány nem végleges. A sorozatban megjelent írások várhatóan a későbbiekben szakfolyóiratban jelennek meg.

ÖSSZEFOGLALÓ

Dolgozatunkban adminisztratív járulékadatok segítségével vizsgáljuk a sorkatonaságban való részvétel bérekre gyakorolt hatását. Elemzésünkben különbségek-különbsége módszerrel vizsgáltuk, hogy változik a 2003-ban és 2004-ben bevonuló sorkatonák bére a be nem vonuló munkatársaikhoz képest. A sorkatonák bevonulás előtt 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a hasonló tulajdonságokkal rendelkező ám be nem vonuló munkavállalók. A sorkatonaság után ez a bérhátrány kb. 3 százalékos bérelőnnyé változik. Mivel a sorkatonaság csak 6 hónapig tartott, ezért nem gondoljuk, hogy a gyors bérnövekedés csak a termelékenység növekedése miatt következett be. A legvalószínűbb magyarázat az, hogy cégek diszkriminálták a sorkatonákat bevonulás előtt, vagy pedig a cégek és a későbbi sorkatonák képességei nem illettek össze.

JEL: J00, J31, J40

Kulcsszavak: Sorkatonaság, Munkakereslet, Bérkülönbségek

Háló Buda
OTP Bank 1051 Budapest, Nádor utca 21.

e-mail: buda.halo@gmail.com

Reizer Balázs
KRTK, 1097 Budapest Tóth Kálmán utca 15.
e-mail: reizer.balazs@krtk.mta.hu

The effect of compulsory military service in Hungary

HÁLÓ BUDA – BALÁZS REIZER

ABSTRACT

We investigate the effect of compulsory military service on wages in Hungary. We use administrative social security data and difference-in-difference strategy to estimate how the conscription in 2003 and 2004 affected the wages of soldiers. Before conscription, the soldiers earned 20 percent less than similar workers who were not conscripted later. This gap disappears after the military service and former soldiers earned 3 percent more than similar workers who did not served in the army. As the compulsory military service was only 6 months we do not think that the wage growth was driven solely by the increase of productivity. Instead we argue that workers were discriminated before conscription or the match value was very low between soldiers and firms before the conscription.

JEL: J00, J31, J40

JEL codes: J00, J31, J40

Keywords: Compulsory military service, Labor demand, Wage Differentials

1. 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 ahol rövid időn belül kivezették, majd újra bevezették azt. Litvániában 2008-ban eltörölték, majd 2015-től visszavezették, míg Svédországban 2011-ben törölték el és 2018-tól vezették be újra a sorkatonaságot (B. Müller 2018).

A sorkatonaság nemzetközi felértékelődésével párhuzamosan Magyarország is új haderő fejlesztési tervbe kezdett, és többször felmerült a sorkatonaság újbóli bevezetése is (Németh 2018). Ennek ellenére nem készült olyan empirikus vizsgálat, ami a sorkatonaság hatásait vizsgálja a munkaerőpiaci részvételre. A magyarországi vizsgálat fontosságát az adja, hogy a sorkatonaság intézményi környezete nagyban eltér a nyugat-európai példáktól. A két legfontosabb különbség, hogy (i) Magyarországon a besorozás nem kapcsolódik szigorúan adott életkorhoz, hanem 18 és 30 év között elterül. (ii) A megszüntetés előtt a besoroztak száma nagyon alacsony volt érintett korosztályok teljes létszámához képest, és a katonai szolgálat is rövid idejű volt. Ezért nem egyértelmű, hogy a szakirodalomban található nyugat-európai példák Magyarországon is érvényesek-e.

A kötelező sorkatonaság munkaerőpiaci hatásai nem egyértelműek, több lehetséges elmentéses hatás is közrejátszik. Pozitív hatást jelenthet, ha a sorkatonai szolgálatra egy képzésként tekintünk, ahol a résztvevők a munkaerőpiacon is értékes képességeket szereznek, úgy, mint a fegyelem, munkabírás, koncentráció vagy fizikai felkészítés. Ezek a képességek különösen hasznosak lehetnek alacsonyabb képzettséget igénylő munkák esetén. A sorkatonai szolgálat elvégzése 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 negatív hatással is lehet a későbbi munkaerőpiaci helyzetre. A sorkatonaság fiatal korban töri meg a karrierutat, szabályozástól füg-

gően akár egy-két évre is. A szolgálatot teljesítő így olyan munkaerőpiaci tapasztaltszerzésről marad le, amelyet a katonaság nem biztos, hogy pótolni tud. A hosszabb kieső idő kettévághatja az iskolai pályát ezzel megnehezítve a továbbtanulást.

Mivel a sorkatonaságnak egyszerre lehetnek pozitív és negatív hatásai is, ezért a sorkatonaság teljes hatásának megmérésehez empirikus vizsgálatra van szükség.

Elemzésünkben, a témával foglalkozó szakirodalom által is használt különbségek-különbsége módszerrel becsüljük a sorkatonaság bérre és foglalkoztatottságra gyakorolt hatását. A dolgozathoz a KRTK Adatbank Adminisztratív adatgyűjtését használjuk, amely 2003 és 2011 között a magyar lakosság 50 százalékának követte a munkaerőpiaci pályáját. Az adatbázis nagy előnye, hogy megfigyeljük a munkahelyváltásokat, és így szét tudjuk választani az egyéni és a munkahelyi különbségekből fakadó bérhatásokat. Eredményeink akkor sem változnak, ha a katonaság előtti lakhely, munkaadó és foglalkozás szerint direkt párosítással (exact matching) szűrjük ki a későbbi sorkatonák és be nem vonulók közti különbségeket.

Eredményeink azt mutatják, hogy a sorkatonák körülbelül 2-3 százalékos bérelőnnyel rendelkeztek a be nem vonuló kortársaikhoz képest. Azonban a sorkatonák a bevonulás előtt 20 százalékos bérhátrányban voltak az azonos cégben dolgozó, azonos életkorú és foglalkozású, ám be nem vonuló társaikhoz képest. Mivel a katonaság csak 6 hónapig tartott, ezért nem tartjuk valószínűnek, hogy ezt a hatalmas bérnövekedést önmagában termelékenység növekedése okozza. Ezért a dolgozat végén részletesen megvizsgáljuk azokat a mechanizmusokat, amelyek megmagyarázhatják ezt a jelentős bérnövekedést. A rendelkezésünkre álló adatok alapján a legvalószínűbb magyarázat az, hogy a cégek diszkriminálták a későbbi sorkatonákat, vagy a későbbi sorkatonák képességei nem illeltek össze a munkaadóikkal.

A foglalkoztatottság tekintetében a regisztrált munkanélküliség státuszát vizsgáljuk. A katonaság előtt 3 százalékkal kisebb valószínűséggel voltak regisztrált munkanélküliek a leendő sorkatonák. A katonaság után azonban 1-3 százalékkal nagyobb valószínűséggel voltak álláskeresők, a különbség azonban pár év alatt elmúlik, és idővel visszaáll 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.

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

Későbbi tanulmányok vitatták ezeket az eredményeket, mert nem véletlenszerű, hogy kötelező sorkatonaság mellett kik tudják elkerülni a sorozást (Angrist és Kreueger 1994; Bauer et al. 2009; Card és Cardoso 2012). A szelekciós probléma kezelésére három módszert alkalmaz a szakirodalom. Instrumentális becslést (Angrist 1990; Galiani, Rossi és Schargrotsky 2011; Hjalmarsson és Lindquist 2016), szakadós regressziót (Buonanno 2006; Maurin és Xenogiani 2007; Bender, Paloyo és Schmidt 2009; Hubers és Webbink 2015) és különbségek- különbsége módszert (Paloyo 2010; Card és 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 nem figyelünk meg tényleges időbeli szakadást. Card és Cardoso (2012) azzal érvel, hogy a katonaság előtti bérekkel kontrolálunk arra, hogy a katonai szolgálatban résztvevők meg nem figyelt képességei eltérhetnek a sorkatonaságban részt nem vevőktől. Magyarországon azonban a sorkatonák sorozás előtti bére nagyon erősen eltér az azonos tulajdonságú, ám be nem sorozott katonákhoz képest. Ezért, mi direkt párosítással (*exact matching*) igyekszünk kiszűrni a sorkatonák esetleges szelekcióját.

Dolgozatunk felépítése a következő. A 2. fejezetben bemutatjuk a magyar sorkatonaság intézményi környezetét, a 3. fejezetben pedig a felhasznált adatokat. A 4. fejezetben megmutatjuk, hogyan befolyásolja a sorkatonaság a béreket és a munkanélküliséget. Az 5. fejezetben részletesen megvizsgáljuk az eredmények mögött álló lehetséges mechanizmusokat. Végül a 6. fejezetben összefoglaljuk az eredményeinket.

2. 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. Ez a két cél a sorkatonák

számának csökkentéséhez vezetett. A témával foglalkozó 1989-es határozat 90 ezer főben határozta 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, amely még inkább háttérbe szorította a sorkatonai állományt. 1989-ben még több mint 90 ezer embert soroztak, ami 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 került kivezetésre a sorkatonaság Csehországban, Olaszországban, valamint Portugáliában.

1. táblázat: A magyar honvédség sorállomány létszáma, 1998-2003

Év	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Sorállomány (ezer fő)	27 312	26 899	20 095	19 832	18 469	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 már csak 6 hónapot kellett a katonaságban tölteniük a behívottaknak. A sorozás felső és alsó korhatár nagyjából állandó maradt, 1993-tól 17 és 50 év között történt a sorozás. Ez a szabály jelentősen eltér a nyugat-európai gyakorlattól, ahol a sorkatonai szolgálat nagyon szűken meghatározott életkorhoz kapcsolódott (Nagy-Britanniában országban 18 évesen, Hollandiában 19 évesen vagy Portugáliában 21 évesen hívták be a férfiakat sorkatonai szolgálatra). A legtöbb jelenleg is hatályban lévő sorkatonai rendszerben egy év körüli a szolgálat időtartalma, így a magyar sorkatonaság hossza relatíve rövidnek számít (B. Müller 2018).

2. táblázat: A sorszolgálati idő és korhatár törvények szerinti változása

Törvény	Hadköteles szolgálati idő korhatára (év)	Sorszolgálati idő (hónap)
1976. évi I. törvény	18-55	24
1980. évi V. törvény	18-50	18

1989. évi XXII.	18-50	12
1993. évi CX. Törvény	17-50	12
1997. évi LXXV. Törvény	17-50	9
2001. évi XLIV. Törvény	17-50	6
2004. évi CV. Törvény	18-40	felfüggesztve

Forrás: Hülvely (2016)

A sorkatonai szolgálat elkezdésének első fázisa a sorköteles férfiak sorozása volt, ahol a katonai nyilvántartásba vétel, valamint az egészségügyi vizsgálat zajlott. A katonai szolgálat a behívással kezdődött el, ami a sorozás után több évvel is következhetett, és évente több ütemben zajlott. A felsőoktatási 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 nem teljesítők aránya 1998-ig elérte vagy meghaladta a 30-60%-ot (Hülvely 2016). A behívottak körét csökkentette az is, hogy a rendszer váltás után a 8 általános alatti iskolai végzettséggel rendelkezőket nem hívták be. 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, diszkriminatív volt. A fővárosban főleg az egészségügyi felmentések, míg vidéken a 8 általános iskolai végzettség alá esők száma emelte meg a felmentettek számát. A sorkatonai szolgálatra történő behívás tehát nem tekinthető véletlen kiválasztási folyamatnak a magyar rendszer jellemzői alapján. Ezért a munkaerőpiaci hatások vizsgálatánál külön megvizsgáljuk, hogy a szelekciós torzítás, hogy befolyásolja az eredményeinket. .

3. Adatok

Dolgozathoz a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont gondozásában álló államigazgatási (ADMIN) adatgyűjteményét használtuk fel. Az adatbázis az Országos Egészségbiztosítási Pénztár, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság, a Nemzeti Adó- és Vámhivatal és a Nemzeti Munkaügyi Hivataladminisztratív adataiból tevődik

össze. Az állomány 2003 és 2011 között tartalmazza a magyar népesség felét havi bontásban, így összesen egy személyre 108 megfigyelés áll rendelkezésre.

A mintába azok kerültek bele, akiknek életkora 5 és 74 év között volt 2003 januárjában. A törzsállomány 4 601 999 főt tartalmaz, amiben szerepelnek a megfigyelt személyes adatai (születési dátum, nem, 2003-as lakóhely régiója), valamint munkaerőpiaci szempontból fontos státuszai. 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 adatokat tartalmazó adatok tartalmazzák a ledolgozott napok számát, a havi keresetet (összesen és jogviszonyonként is), vállalatának azonosítóját, a kétjegyű foglalkoztatási kódot, a foglalkoztatási viszonyt (pl.: közalkalmazott), valamint, hogy a megfigyelt a Nemzeti Munkaügyi Hivatal szerint regisztrált munkanélküli volt-e az adott hónapban. A vállalati azonosító segítségével meghatározható az egy vállalatnál dolgozó, míg a foglalkoztatási 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 dolgozatunk egyik fő hozzájárulása a szakirodalomhoz. A kiegészítő adattáblák többek közt tartalmazzák, a 2003-as lakóhely megyéjét, az adott vállalatnál dolgozók számát, valamint a dolgozatom szempontjából fontos sorkatonai szolgálat időszakát.

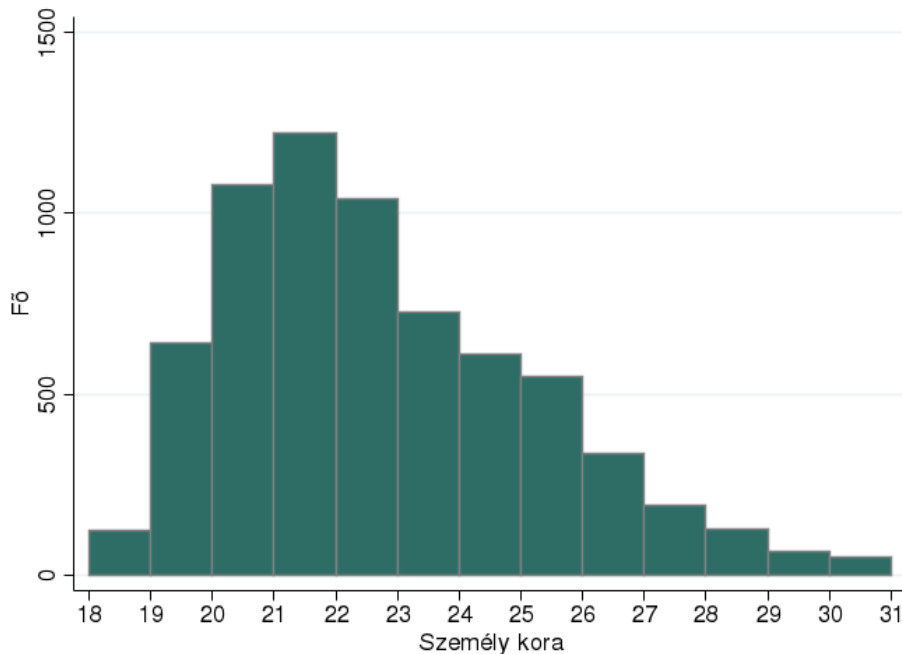
Az adatbázis hiányossága, hogy csak 2003 januárjától állnak rendelkezésre adatok, így a kötelező sorkatonai szolgálat 2004 novemberi megszűnését figyelembe véve nem tudunk hosszabb időintervallumon keresztül megfigyelni a sorkatonaság előtti munkatörténetet.

Leíró statisztikák

A rendelkezésemre álló adatbázisban 6807 olyan férfi szerepel, aki sorkatonai szolgálatot végzett 2003 és 2004 között. Az *1. ábra* mutatja hány évesen vonultak be teljesíteni a szolgálataikat. A törvény 17-50 év között határozta meg a hadköteles szolgálati időt, azonban az adatbázisban 56 éves bevonuló is szerepel. A bevonulók több harmada 20 és 22 év közötti, míg 31 év felett nem találunk olyan korosztályt, ami több mint 5 fővel képviselné magát. Mivel a 31 év felettek nagyon kevesen vannak, és valószínűleg eltérnek a többi korosztálytól, ezért kizárjuk őket az

elemzésből. Azaz úgy korlátozzuk a mintát, hogy csak azok szerepeljenek az adatbázisban akik 2003 januárjában 18 és 31 év között voltak.

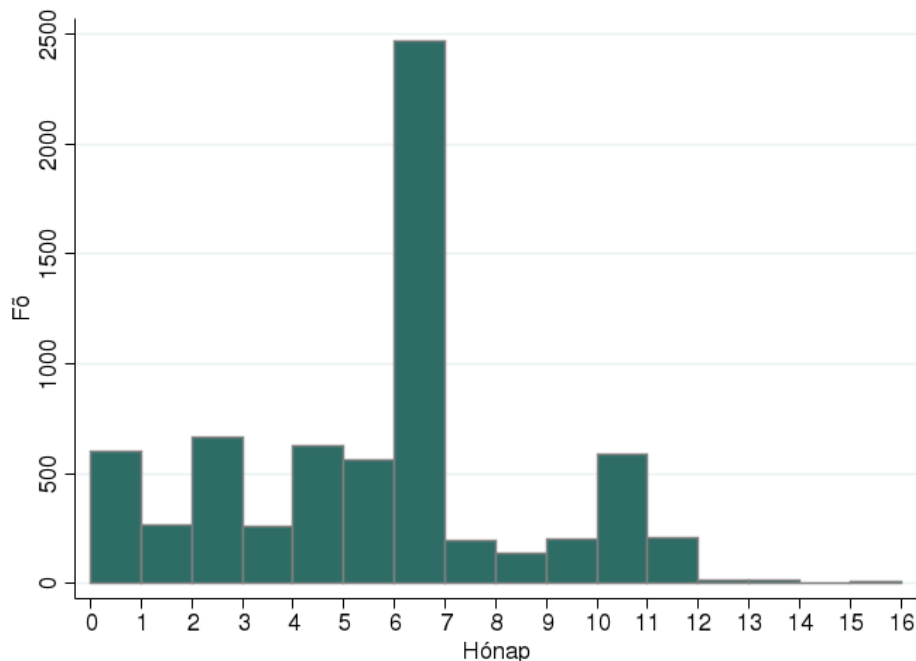
1. ábra: Bevonulás idejében az életkor eloszlása



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A törvényi szabályozás alapján, 2003-ban és 2004-ben a sorkatonaság szolgálati ideje 6 hónap volt. A 2. ábra mutatja, hogy az adatbázisban szereplő adatok alapján hány hónapig voltak sorkatonai szolgálaton az érintettek. Az ábrán látható, hogy a törvényi szabályozásnak megfelelően, a legjellemzőbb a 6 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

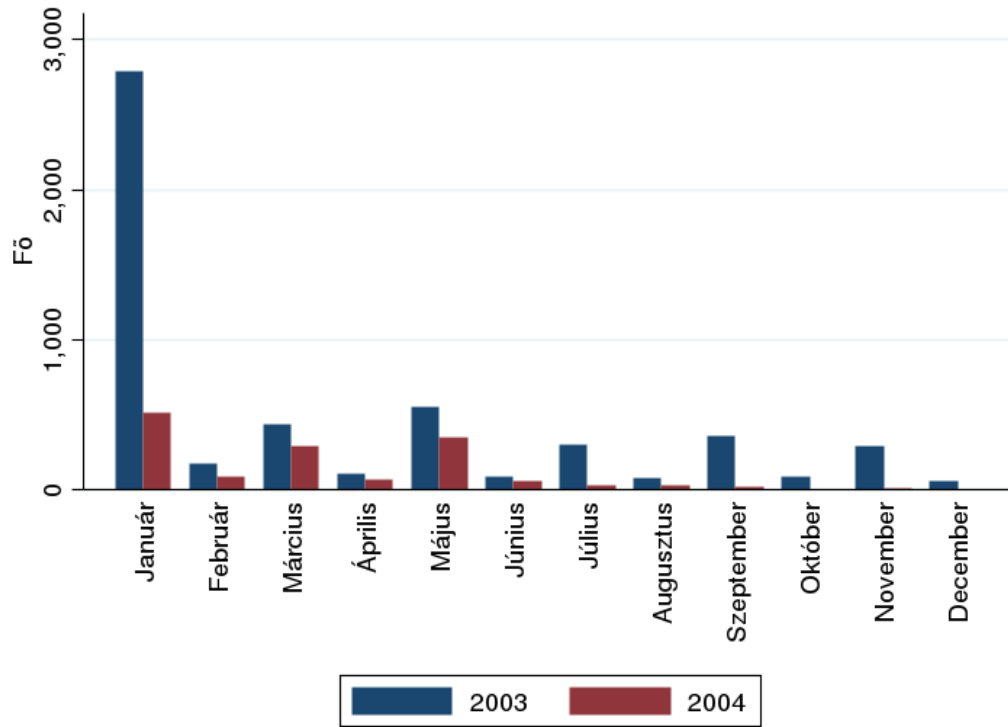


Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

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 hónapoként. Az ábrából az látható, hogy a mintában szereplő sorkatonák 41 százaléka 2003 januárjában vonult be, ami 2794 embert jelent. Mivel 2003. január az első hónap, amit megfigyelünk az adatbázisban, ezért ezeknél a sorozottaknál nem figyeljük meg a katonaság előtti bért. Így összesen 4013 olyan sorkatonára van a mintában, akikhez a sorkatonaság előtti bért tudjuk kapcsolni.

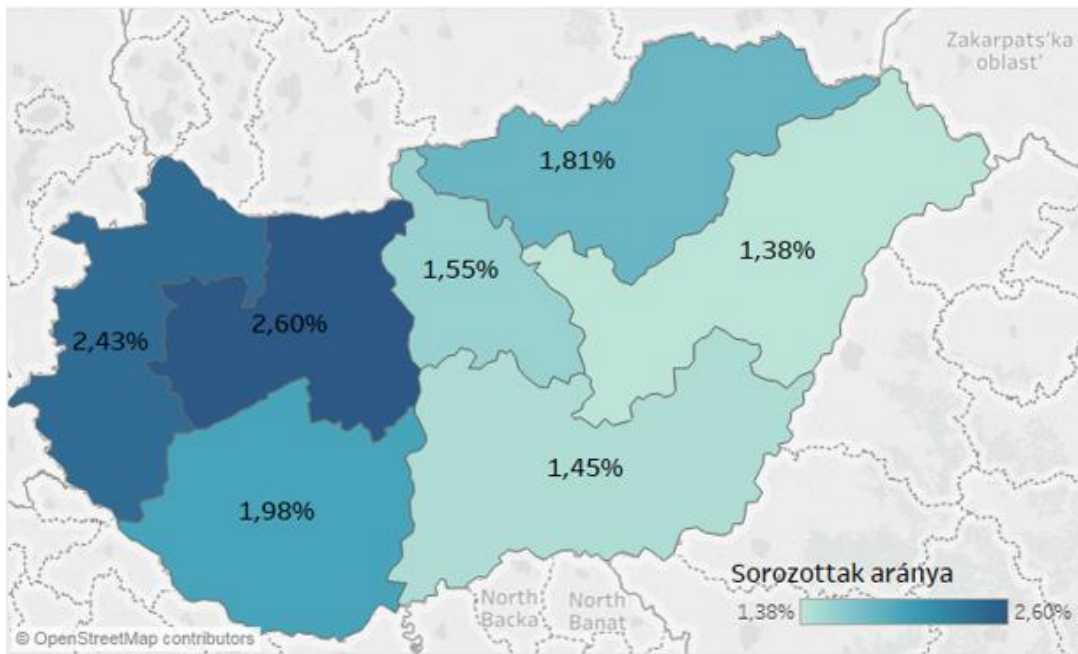
A 4. ábra mutatja, hogy 2003 és 2004 között az adatbázisban szereplő 18 és 23 év közötti emberek hány százaléka teljesített sorkatonai szolgálatot a sorozott lakóhelyének régiója szerint. A sorozottak aránya 1,38 és 2,6 százalék között mozog, a nyugati országrészben nagyobb értékekkel.

3. ábra: A bevonulás idejének eloszlása év és hónap szerint



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

4. ábra: Sorozottak aránya 18-23 évesek között 2003. január és 2004. október között, régióként



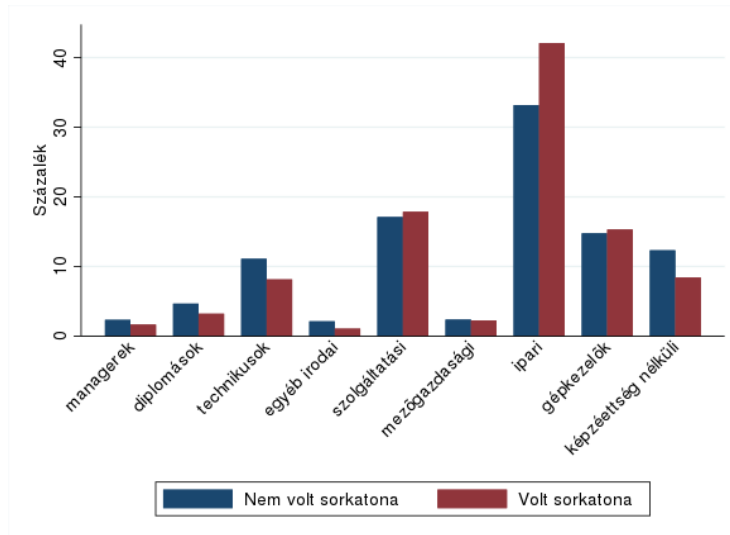
Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A 5. és 6. ábra az 1 jegyű foglalkozáskód (FEOR 1993) szerinti megoszlást mutatja 2003, valamint 2005 januárjában, tehát a sorkatonaság megszüntetése előtt és azután 1 évvel. Az ábrán két csoport szerepel, akiket besoroznak a következő két évben, és azokat a 18 és 23 év közöttieket, akiket nem.

Az ábrákból az látható, 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 managerek, diplomás végzettségűek, és szakképzettséget nem igénylő foglalkozások között.

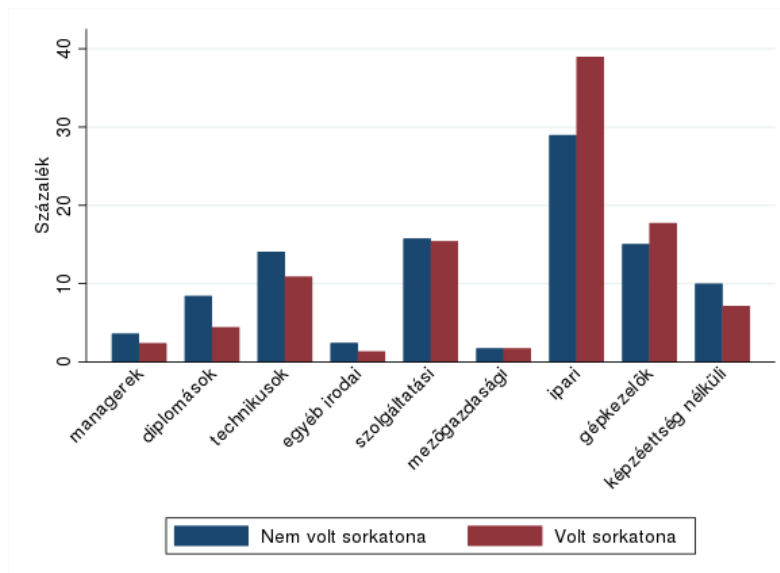
2005 januárjában, ami a sorkatonaság utáni első vagy második évet jelenti, a foglalkozások eloszlása hasonló marad. A volt sorkatonák foglalkozás béli eloszlása hasonlít a teljes sokasághoz, és kissé nagyobb arányban szerepelnek közülük az ipari foglalkozást űzők.

5. ábra: Az 1 jegyű FEOR kód szerinti megoszlás 2003 januárjában leendő sorkatonák és 18-23 év közötti civilek között



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

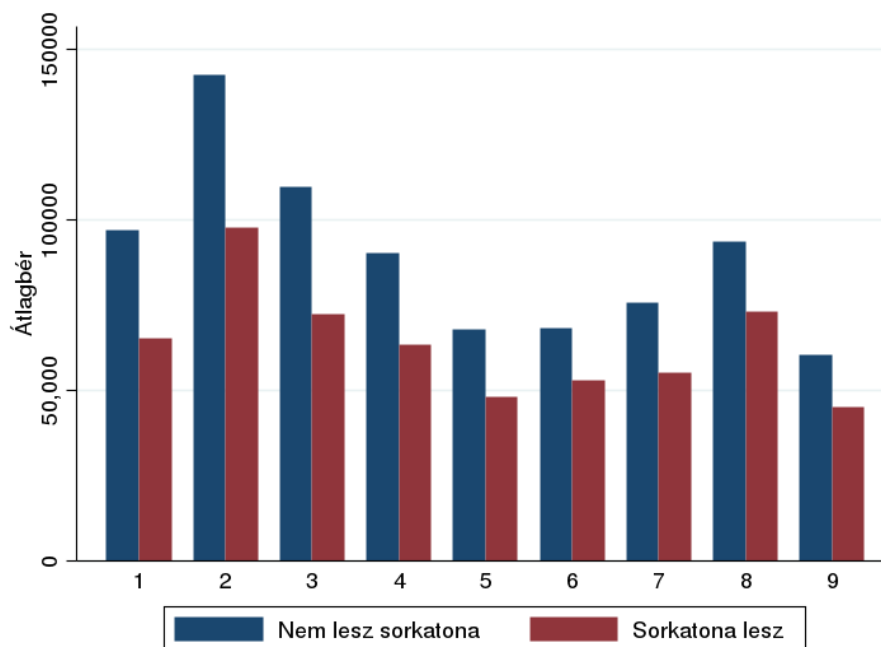
6. ábra: Az 1 jegyű FEOR kód szerinti megoszlás 2005 januárjában volt sorkatonák és 20-25 év közötti civilek között



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

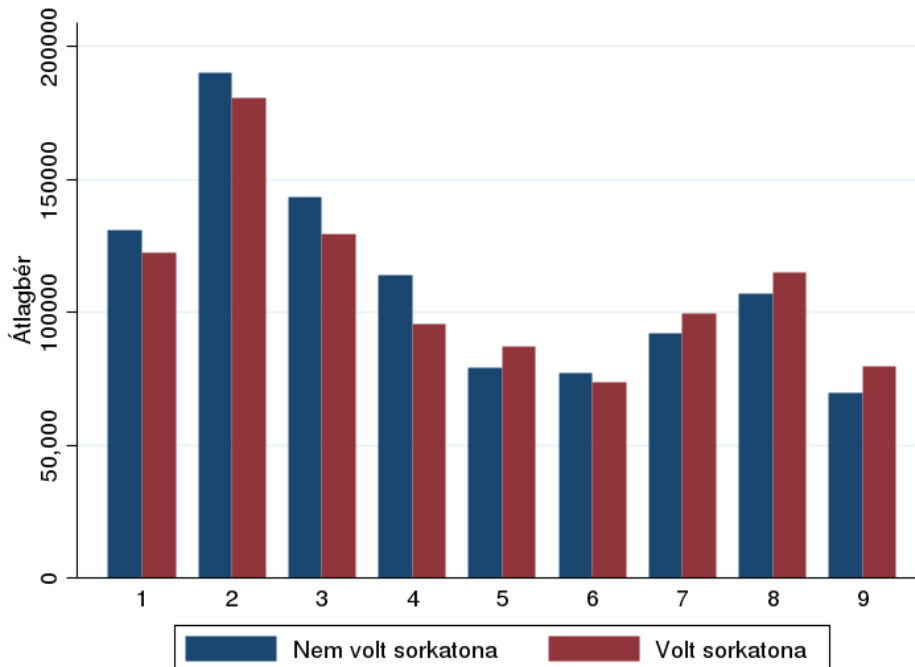
A 7. és 8. ábra az előbb bemutatott két ábra celláira mutatja az átlagbéreket. Az ábrákból az látható, hogy a sorkatonaság előtt jelentősen kevesebbet kerestek azok, akiket a következő két évben besoroztak, összehasonlítva azokkal, akiket nem soroztak be. Az alacsonyabb FEOR kódok esetében több, mint 30 százalékos különbség 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. A magasabb FEOR kódok esetén az átlagbér a sorozottak között nagyobb egy kevéssel, míg az alacsonyabb FEOR kódok esetén a nem sorozottak esetében nagyobb valamivel az átlagbér.

7. ábra: 2003 januárjában az átlagbér 1 jegyű FEOR kódonként, valamint leendő sorkatonák és 18-23 év közötti civilek megbontásában



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

8. ábra: 2005 januárjában az átlagbér 1 jegyű FEOR kódonként, valamint volt sorkatonák és 18-23 év közötti civilek megbontásában

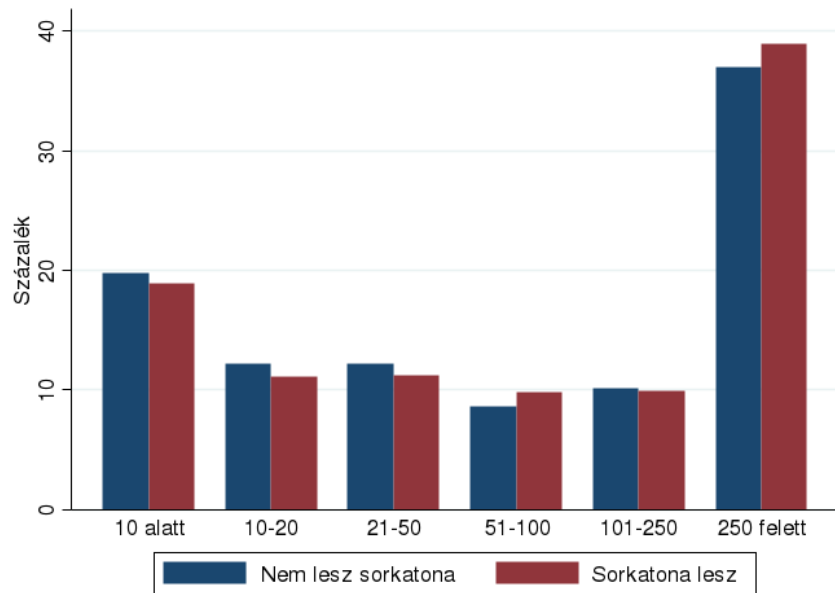


Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Leíró statisztikák alapján tehát elmondható, hogy sorkatonaság előtt a besorozottak jelentős bérhátránnyal rendelkeztek, ami azonban eltűnt a sorkatonai szolgálat utáni egy-két éven belül. A bérkülönbség egyik magyarázata lehet, hogy a sorkatonák bevonulás előtt kisebb méretű, alacsony bérű cégeknél 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 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 hasonló az eloszlás a sorkatonaság előttihez, azonban pár százalékkal nagyobb arányban dolgoznak nagyobb vállalatoknál a szolgálat után.

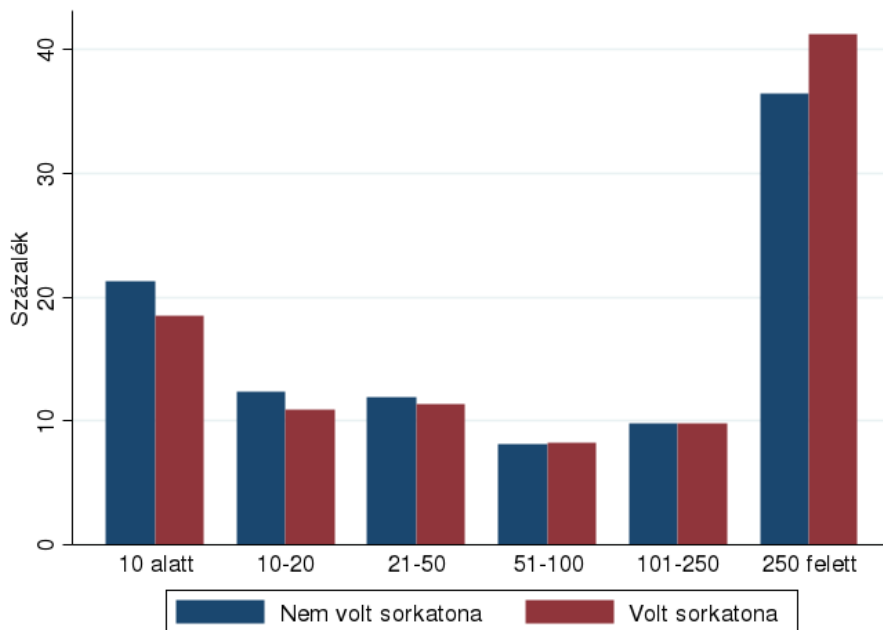
¹ A vállalatok szerepét a diskuszió részben részletesen megvizsgáljuk.

9. ábra: Leendő sorkatonák és 18-23 év közötti nem behívottak vállalatainak méreteloszlása 2003 januárjában



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

10. ábra: Volt sorkatonák és 20-25 év közötti civilek vállalatainak méreteloszlása 2005 januárjában

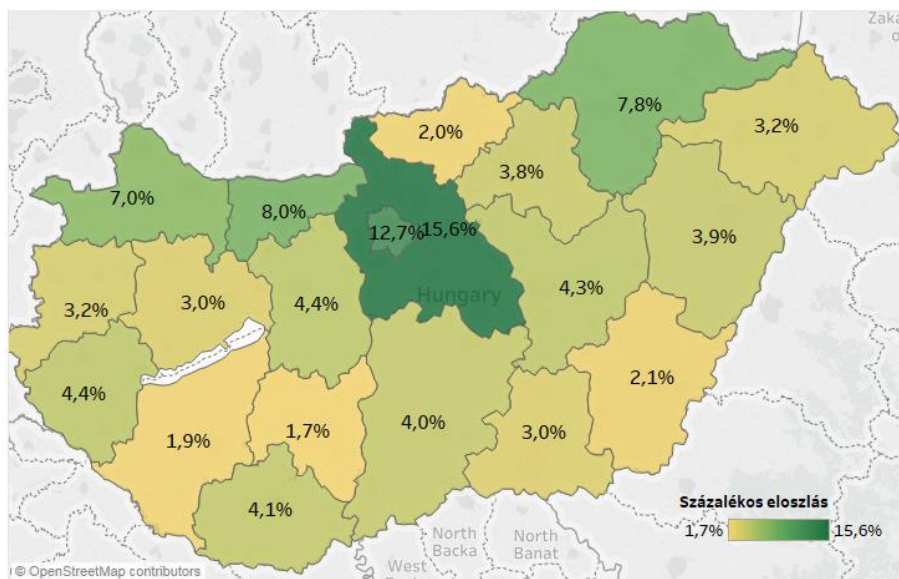


Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A volt sorkatonák és szolgálatot nem teljesítők bérének regressziós keretek közötti összehasonlításához fontos, hogy legyenek olyan párok a mintában, akik hasonló tulajdonságokkal rendelkeztek és azonos munkakörülmények között dolgoztak, ugyanis Altonji et al. (2005) megmutatták, hogy a hasonló megfigyelhető tulajdonságokkal rendelkező egyéneknek, feltételezhetően hasonlóak a nem megfigyelhető tulajdonságaik is. Ezért minden volt sorkatonához olyan párt keresünk, aki azonos korú, ugyanannál a vállalatnál dolgozik, azonos 2 jegyű FEOR kód szerinti foglalkozási körben. 2005 januárjában 2.239.513 olyan férfi van a mintában, aki nem volt sorkatona. Közülük 1.504.334 (67%) férfinak volt legalább egy olyan volt sorkatona párja, aki azonos korú és ugyanabban a vállalatban dolgozik, hasonló munkakörben.

A sorkatonák szemszögéből nézve, 2005 januárjában 5.410 olyan férfi van, aki volt sorkatona 2003 és 2004 között és rendelkezik 2 jegyű FEOR kóddal, valamint vállalati azonosítóval. Az 5.410 volt sorkatona közül 2.274 (42%) embernek 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 ezen, párral rendelkező volt sorkatonák, 2003-as lakóhelyük megyéje szerint hogyan oszlanak el az országban. A regressziós vizsgálatunkat ezen a szűkített mintán is megismételjük.

11. ábra: Kor, 2 jegyű FEOR kód és vállalati azonosító szerint párral rendelkező sorkatonák eloszlása 2003-as lakóhelyük szerint



Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

4. Regressziós elemzések

4.1. Bérhatás

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

A vizsgálathoz a következő lineáris egyenletet becsüljük meg:

$$\log(bér_{it}) = \beta_0 + \beta_1 katona_{it} + \beta_2 X_{ijt} + \mu_{j2003} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

A függő változó mutatja, hogy az i munkavállalónak, t évben mekkora volt a bére. A dolgozatban csak januári béreket használunk fel, hogy a becslések számításigényét csökkentsük. A mintaelemszám így is elegendő nagy ahhoz, hogy pontos becslést adjunk.

A fő eredményeinket $katona_{it}$ változó paraméter mutatja. Ez a változó egyes értéket vesz fel, ha i munkavállaló valaha katona volt. X_{ijt} jelöli a kontrol változókat, a kort, a kor négyzetét, és dummy változókat a 2003 januárjában a sorkatonaság előtt megfigyelt megye kódra, 2 jegyű foglalkozás kódra. Hasonlóan, μ_{j2003} a 2003 januári cég fix hatása. A 2003 januárjában bevonulók esetében nem áll rendelkezésre a sorkatonaság előtti cég és foglalkozás azonosító, így őket nem szerepeltetjük az elemzésben. Mivel a sorkatonaság nem csak a bért, hanem az egyéb munkaerőpiaci tulajdonságokat is befolyásolja, ezért a katonaság után is a katonaság előtti tulajdonságokra kontrollálunk². 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 összetétel hatásból fakadó bérkülönbségeket.

A bérregresszióknál a mintát leszűkítjük azokra, akik minimum 50.000 forint, de legfeljebb 1 millió forint keresettel rendelkeznek. Az alsó korlátot a 2003-as minimálbér alapján határoztuk

² Például lehetséges, hogy egy nyíregyházi katona 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 megyéjét, a foglalkozást és az alkalmazó céget is befolyásolja.

meg. A felső korlátot a kiugró ékek torzító hatása és az adathibák miatt alkalmazzuk. Az éppen sorkatonai szolgálatot teljesítő egyének nem szerepelnek a mintában.

3. táblázat: Bérregressziók 1

Függő változó	(1) log(bér)	(2) log(bér)	(3) log(bér)	(4) log(bér)	Párosított minta (5) log(bér)
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
2 jegyű 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)
Elemszám	1,896,086	1,872,569	1,767,288	1,598,022	143,999
R-négyzet	0.000	0.132	0.347	0.646	0.546

A megye, foglalkozás és vállalat fix hatások a 2003 januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. Robusztus standard hibák a zárójelekben, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A 3. táblázat mutatja a „volt sorkatona” dummykat tartalmazó bérregressziókat. Az első regresszió esetében 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 a sorkatonaságban részt nem vevő munkavállalók. 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%. A 4. oszlopban kiszűrjük annak a hatását, hogy a sorkatonaságban részt vevők és részt nem vevők különböző cégeknél dolgoztak 2003-ban. A 4. oszlop szerint, a sorkatonaság utáni bérelőny 2,35 százalékos pozitív hatását mutatja ki a bérekre.

Végül az 5. oszlopban direkt párosítást (*exact matching*) használunk a sorkatonaságban részt vevők és részt nem vevők közti különbségek kiszűrésére. Ez azt jelenti, hogy minden sorkatonához hozzápárosítjuk azokat a munkavállalókat, akik 2003 januárjában, ugyanabban a megyében laktak, ugyanabban a cégen dolgoztak és ugyanazzal a 2-jegyű foglalkozás kóddal rendelkeztek. 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 többi nyugat-európai országban a 20 év körüli fiatalokat sorozták be, így ezzel a mintaszűkítéssel a magyar eredmények jobban összehasonlíthatók a nemzetközi eredményekkel. A Függelék 1. táblázatában lévő eredmények azt mutatják, hogy a 20 és 21 éves fiatalok körében a sorkatonák nyers bérelőnye nagyobb, mint a teljes mintában. Azonban ha kontrollálunk az összetételhatásra, akkor a sorkatonák bérelőnye ebben az al-mintában nem tér el a teljes sokaságban mért hatásoktól.

A második al-mintából kivesszük azokat a megfigyeléseket, ahol a munkavállaló managerként (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 eredményekhez hasonlóan (Card és

Cardoso 2012) Magyarországon is nagyobb hatást gyakorol-e a sorkatonaság az alacsonyabb végzettségű katonák esetében. Az eredményeket a Függelék 2. táblázatában mutatjuk. Csak úgy, mint az ezelőtti mintaszűkítésnél, itt is nagyobb nyers hatást becslünk, mint a teljes mintán talált különbség. Azonban, ha kontrollálunk az összetétel hatásra (4. és 5. oszlop), akkor a pontbecslésünk nagyon hasonló lesz a teljes mintához.

4.2. A sorkatonák szelekciója

A 4. táblázatban mért pozitív paraméterek nem feltétlenül a sorkatonaság pozitív oksági hatását jelentik. A pozitív bérkülönbséget okozhatja a sorozás nem véletlenszerű szelekciója okozza. Tehát elképzelhető, hogy a jobb képességűek mennek el sorkatonának. Ezt a lehetőséget két féle képpen is megvizsgáljuk. Először esemény tanulmány módszerrel (*event study approach*, MacKinlay, 1997) másodsor Cardot és Cardosot (2012) követve regressziós analízissel is megvizsgáljuk a sorkatonaság előtti bérkülönbségeket.

Az esemény tanulmány 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 első és a második egyenlet abban különbözik, hogy a katonaság dummyt itt interaktáljuk egy olyan dummyval, ami egyes értéket vesz fel, ha az egyén j évvel ezelőtt sorkatona volt. A j legkisebb értéke -1 , tehát azt is megvizsgáljuk, hogy mekkora volt a jövődő sorkatonák bére a bevonulás előtti januárban³.

A módszertannak két fontos előnye van. Egyrészt megvizsgálhatjuk vele, 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.

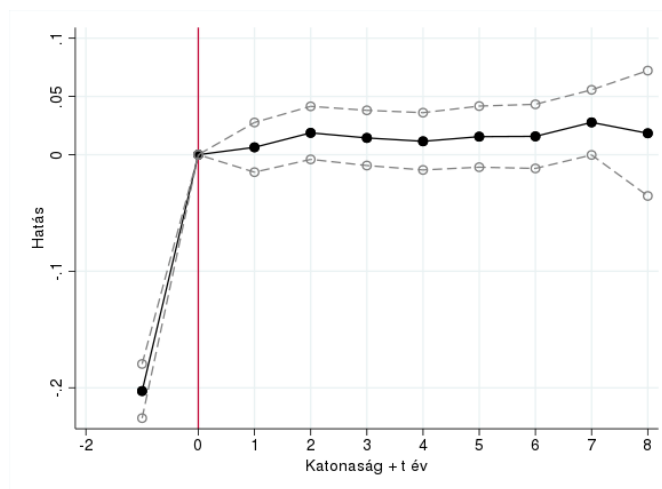
³ A szakirodalomban az esemény előtti hosszabb időhorizontot is be szoktak vonni az elemzésbe. Ezt az adatok nem teszik lehetővé számunkra, mert az adatbázis 2003 januárjától gyűjti az adatokat és az utolsó sorozott katona 2004 májusában vonul be a hadseregbe.

A másik előny, hogy a módszerrel elkülöníthetjük a sorkatonaság rövid és hosszú távú hatását. Ha a sorkatonaság egyszeri szint béli bérnövekedést okoz, akkor azt várjuk, hogy a sorkatonák bérelőnye egy évvel és 5 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 esemény tanulmány eredményeit a 12. és 13. ábra foglalja össze. A 12. ábrán a 3. táblázat 4. oszlopának kontroll változóit 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 kerestek, mint a be nem vonuló társaik. Ezen különbségek azonban statisztikailag nem térnek el nullától.

Az ábra másik fontos eredménye, hogy a sorkatonák, a sorkatonaság előtti évben nagyon nagy, több mint 20 százalékos bérhátrányban voltak a be nem vonuló munkavállalókhöz képest.

12. ábra: A sorkatonaság bérhatásának változása időben.

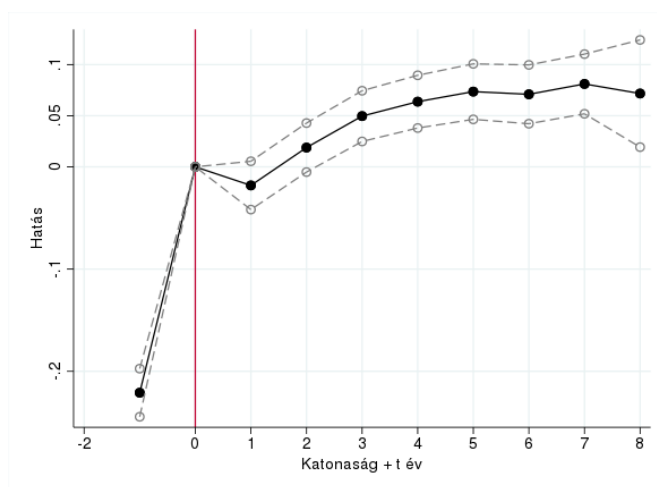


A bérhatás fekete vonallal és teli körrel, valamint a 95 százalékos konfidencia intervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. A kontroll változók megegyeznek a 3. táblázat 4. oszlopában használt változókkal Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Az eredmények robusztusságának vizsgálatára a 13. ábrán a becslést megismételjük úgy is, hogy direkt párosítást végzünk⁴. 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 nem csak szintben emeli meg a béreket, hanem a volt sorkatonák körében a bérnövekedés üteme is szignifikánsan magasabb, mint a be nem vonuló munkavállalók körében.

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

13. ábra: Bérhatás változása időben a párosított minta esetén.



A bérhatás fekete vonallal és teli körrel, valamint a 95 százalékos konfidencia intervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. A kontroll változók megegyeznek a 3. táblázat 5. oszlopában használt változókkal. Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Mivel az esemény tanulmány ábra azt mutatja, hogy a sorkatonák bérhátrányban voltak a sorkatonaság előtt a be nem vonulókhöz képest, ezért Cardot és Cardoso (2008) követve regressziós módszerrel is megvizsgáljuk, hogy a későbbi sorkatonák, sorkatonaság előtti bérhátrányát

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

mennyiben magyarázza meg, hogy eltérőek a munkaerőpiaci tulajdonságaik. Itt csak a sorkatonaság előtti évet használjuk fel, és kiszámoljuk a későbbi sorkatonák feltételes bérhátrányát. Az alapötlet az, hogy ha a 2003-as megfigyelhető bérkülönbségek megmagyarázzák a későbbi katonák bérhátrányát, akkor feltételezhetjük, hogy a későbbi sorkatonák meg nem figyelhető tulajdonságaik nem térnek el a soha be nem vonulókétól (Altonji és tsa. 2005)⁵.

Az eredményeket a 4. táblázatban közöljük. Az első 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 elemszám ebben az esetben lényegesen alacsonyabb, mint a 3. táblázatban, hiszen csak a bevonulás előtti januárt használjuk a becsléshez.

A második 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 béli (3. oszlop) és a munkadókban lévő különbséget (4. oszlop), akkor azt kapjuk, hogy a későbbi sorkatonák körül belül 20 százalékkal kevesebbet kerestek, mint a később be nem vonulók. Az eredmény nem változik akkor sem, amikor közvetlen párosítást alkalmazunk a megfigyelhető tulajdonságok kiszűrésére.

4. táblázat: A sorkatonák bérhátránya sorkatonaság előtt

Függő változó	(1) log(bér)	(2) log(bér)	(3) log(bér)	(4) log(bér)	Párosított minta (5) log(bér)
sorkatona lesz 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

⁵ Ez az elemzés lényegében Card és Cardoso (2012) 3. táblázatának a kibővített reprodukciója.

év fix hatás		igen	igen	igen	igen
2 jegyű 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)
Elemszám	235,592	232,193	217,265	181,211	18,333
R-négyzet	0.000	0.047	0.308	0.801	0.694

A megye, foglalkozás és vállalat fix hatások a 2003 januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. Robusztus standard hibák a zárójelekben, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Ezek az eredmények egyértelműen azt mutatják, hogy a sorkatonák a bevonulás előtti hónapokban kb. 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 6 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 kohorszon belül nagyon alacsony, felmerül a lehetőség, hogy itt nem a katonaság oksági hatását, hanem valamilyen önszelekciós mechanizmus hatását mérjük. Mielőtt rátérnénk ezeknek a mechanizmusoknak a vizsgálatára az 5. fejezetben, megbecsüljük, hogy milyen hatással volt a sorkatonaság a munkaerőpiaci részvételre.

4.3. Foglalkoztatási hatás

A sorkatonaság 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 a katonák bérét növelné, hanem a foglalkoztatási lehetőségeit csökkentené.

Ezért a regressziós elemzést megismételjük úgy, hogy függő változónk a munkanélküli státuszt méri. Pontosabban, a munkanélküliséget jelző kétértékű dummy változó akkor egy, ha az

adott személy volt regisztrált munkanélküli az adott év legalább egy hónapjában. A kontrollváltozók között nem szerepelnek a munkához kapcsolódó változók, mint a foglalkozási kör és a vállalati azonosító, hiszen ezek szintén nincsenek munkanélküliek esetén.

5. táblázat: Munkanélküliségre felírt regressziók – lineáris valószínűségi modell.

Függő változó	(1) Munkanélküli adott évben	(2) Munkanélküli adott évben	(3) Munkanélküli adott évben
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)
Elemzés	5,353,143	5,353,143	5,230,162
R-négyzet	0.000	0.027	0.072

Robusztus standard hibák a zárójelekben *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Az 5. táblázat tartalmazza az év interakció nélküli, sorkatonaságot jelző kétértékű változós regressziókat. Az év fix hatásokat és életkort tartalmazó második modell, valamint a megye fix hatásokat is tartalmazó harmadik modell azt mutatja, hogy a sorkatonaság csökkenti a munkanélküliség valószínűségét 2 százalékkal. Mivel bináris függőváltozót használunk, ezért megismételjük a becslést logit függvényforma alkalmazásával. A Függelék 4. táblázatában bemutatott eredmények hasonló parciális hatást jelentenek.

A 6. táblázat mutatja az év interakciós sorkatona dummy változókkal rendelkező regressziókat. Elméletileg lehetséges, hogy a leszerelt katonák nem tudnak korábbi munkahelyükre visszamenni dolgozni, ezért átmenetileg munkanélkülivé válnak, és csak egy bizonyos idő elteltével

tudnak munkát találni. A 8. táblázatban szereplő esemény tanulmány segít az ilyen átmeneti hatások számszerűsítésében.

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 úgy 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 munkanélkülinek lenniük. A függelékben azonban megtalálható (A1. táblázat) az adott évet vizsgáló regressziók eredménytáblája is. 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 álláskeresőek. Az életkort, év és megye fix hatást tartalmazó harmadik modell esetén, a katonaság utáni első évben egy százalékkal nagyobb a valószínűsége a munkanélküliségnek, a volt sorkatonák esetén, azonban a második évre ennek pont az ellenkezője mutatkozik, 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.

6. táblázat: Munkanélküliségre felírt regressziók 2.

Függő változó	(1) Munkanélküli januárban	(2) Munkanélküli januárban	(3) Munkanélküli ja- nuárban
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)

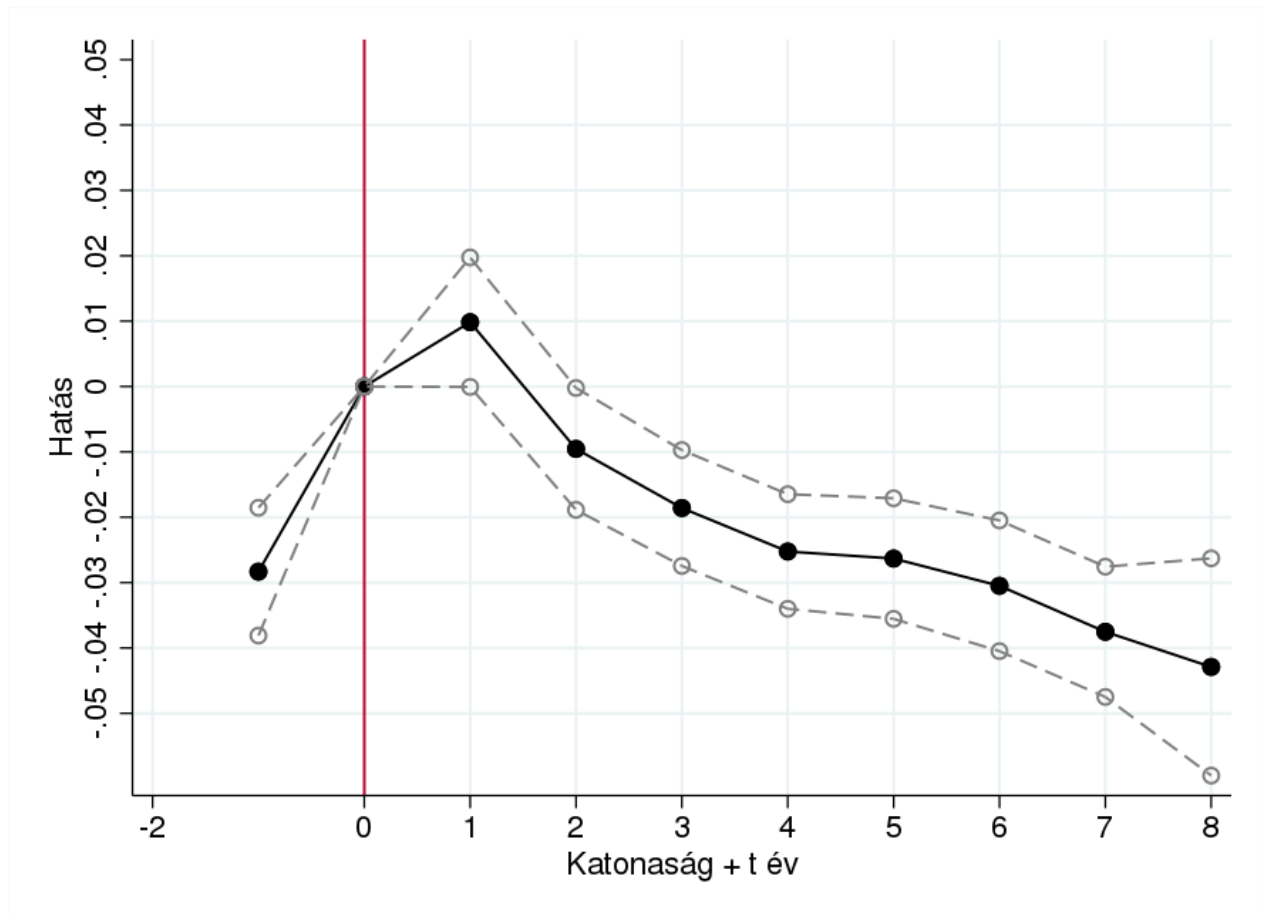
katona volt 3 éve	-0.0121*** (0.00452)	-0.0211*** (0.00451)	-0.0186*** (0.00452)
katona volt 4 éve	-0.0172*** (0.00450)	-0.0270*** (0.00449)	-0.0252*** (0.00447)
katona volt 5 éve	-0.0178*** (0.00470)	-0.0285*** (0.00470)	-0.0263*** (0.00470)
katona volt 6 éve	-0.0201*** (0.00513)	-0.0317*** (0.00512)	-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)
Elemszám	5,353,143	5,353,143	5,230,162
R-négyzet	0.014	0.016	0.057

Robusztus standard hibák a zárójelekben

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

14. ábra: A munkanélküliségre kifejtett hatás változása.



A hatás fekete vonallal és teli körrel, valamint a 95 százalékos konfidencia intervallum szürke szaggatott vonallal és üres körrel jelölve. Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

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

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 nem törte meg a katonaság a karrierútját. A katonaság utáni években azonban

pár éven belül visszaállt a katonaság előtti különbség, és a sorkatonák újra kisebb valószínűséggel voltak munkanélküliek.

5. Diszkusszió

Az előbbi fejezetben megmutattuk, hogy a katonaság előtt az emberek 20 százalékkal kevesebbet kerestek, majd rögtön a katonaság után 3-4%-os bérelőnyre tettek szert. Bár a bérekben lévő ugrás nagyon nagy, a bérelőny mégis időben nem igazán változik. Ebben a fejezetben megvizsgáljuk azokat a mechanizmusokat, amelyek magyarázatot adhatnak erre a meglepő eredményre.

A lehetséges mechanizmusok vizsgálatához Abowd et al. (1999) és Card et al. (2018) által felállított elméleti keretet használjuk fel. A modellben a munkavállalók és cégek véletlenül kerülnek kapcsolatba egymással. Ha a kapcsolat mindkét fél számára előnnyel jár, akkor létrejön a munkaszerződés. A munkavállaló termelékenysége idővel nőhet, ha munkavállaló tapasztalatot szerez, munkanélküliként pedig csökkenhet. Modelljük alapján az adott időszak bér négy tényezőtől függ: (i) az időben állandó egyéni jellemzők, (ii) az időben változó egyéni karakterisztikáktól (foglalkozás, tapasztalat), (iii) az időben állandó vállalati jellemzőktől, illetve (iv) a munkavállaló és a cég párkapcsolatának 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.

Az 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 dolgoznak, mint a katonaság előtt tették. Ennek a magyarázatnak azonban ellentmond az 5. és a 6. ábra. Ezek az ábrák megmutatták, hogy a sorkatonaság foglalkozásbéli 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 megemelte a sorozottak termelékenységét (Card és Cardoso 2012). Ez a bérhatás azonban a korábbi sorkatonaságot vizsgáló tanulmányok eredményei alapján kiugróan magas⁶. Nagyságrendileg a különbség azt jelenti, hogy fél év sorkatonaság hatása két iskolai év bérhatásának felel meg (Takács és Vincze 2018).

Közvetlenül is tesztelni tudjuk, hogy ha a bérnövekedést csak a termelékenység javulása okozza függetlenül a vállalati jellemzőktől. Ebben az esetben pozitív bérhatást várunk azok között, akik a katonaság előtt munkanélküliek voltak. Ezért megismételjük a 4. táblázatban lévő regressziókat azok mintáján, akik 2003 januárjában munkanélküliek voltak. Értelemszerűen itt nem tudjuk a katonaság előtti foglalkozásra vagy munkaadóra kontrollálni..

A 2003-ban munkanélküliek mintáján elvégzett becslések a 7. táblázatban láthatók. A legfontosabb eredmény, 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 tulajdonítjuk⁷.

7. táblázat: Bérregressziók - munkanélküliek

Függő változó	(1) log(bér)	(2) log(bér)	(3) log(bér)	(4) log(bér)
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	0.00646	-0.00913	-0.0242

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

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

	(0.0626)	(0.0599)	(0.0604)	(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
2 jegyű feor kód fix hatás			igen	igen
vállalati azonosító fix hatás				igen
log(bér) 2003 januárban				
Konstans	11.55*** (0.00385)	10.48*** (0.0873)	10.93*** (0.0762)	10.92*** (0.0696)
Megfigyelések	71,652	70,655	68,112	58,984
R-négyzet	0.159	0.202	0.396	0.823

Robusztus standard hibák a zárójelekben

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

Időben állandó vállalati jellemzők – a vállalatok szelekciója. Az elemzésünk keretében szolgáló véletlen keresési modellben, és a munkavállalóknak nehéz megtalálni 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 kerültek⁸,

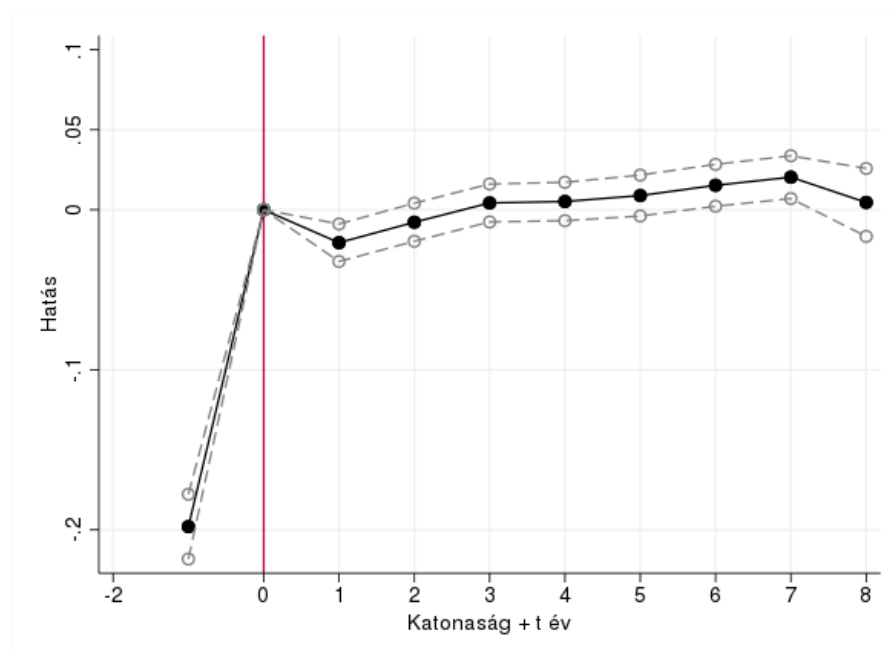
⁸ Oreopoulos, Wachter és Heisz (2012) tanulmányukban azt is megmutatják, hogy hosszú távú negatív hatása van annak, ha valaki alacsonyabb kezdő bérrel rosszabb cégnél kezd el dolgozni.

azaz a vállalatuk fix hatása nagyon alacsony. A véletlen keresés miatt a sorkatonák aztán átlagosan jobb céget találnak, mint a katonaság előtti cégük volt, így a bérhátrányuk eltűnik.

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 újra-becsüljük a 12. és 13. ábrát úgy, hogy a 2003-as vállalat azonosítók helyett, a megfigyelés évében lévő vállalatra kontrollálunk. Emellett, ezeken az ábrákon szintén az aktuális foglalkozás kódra kontrollálunk, hogy kiszűrjük a foglalkoztatás változásokból fakadó különbségeket is.

A 15. és 16. ábrán bemutatott eredmények, szinte teljesen megegyeznek a 4.2 fejezetben bemutatott eredeti ábrákkal. A sorkatonák kb. 20 százalékkal kevesebbet kerestek 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 cégeknél vagy foglalkozásokban kezdtek el dolgozni a sorkatonaság után.

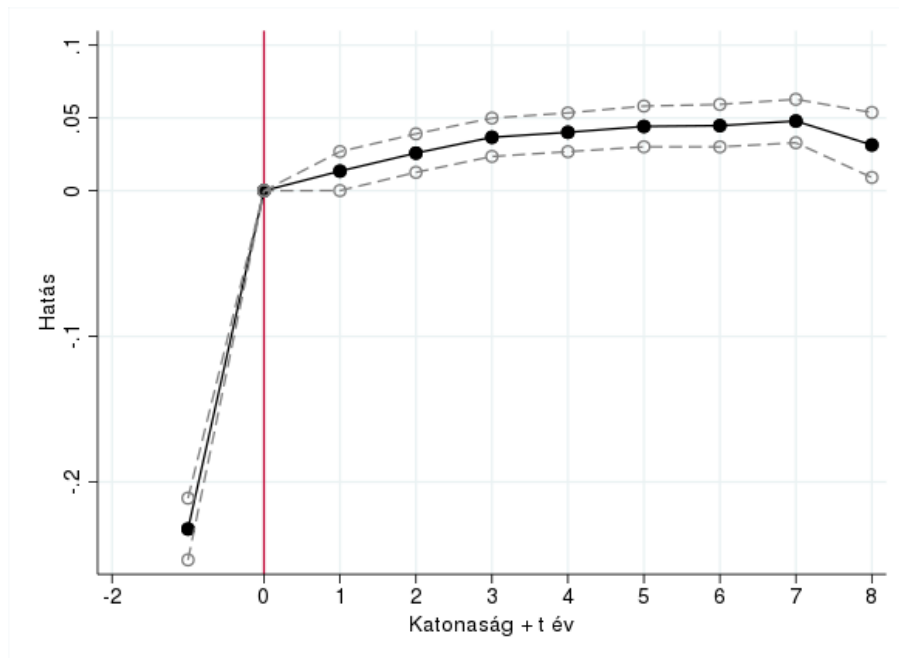
15. ábra: Bérh hatás változása időben – az aktuális munkaadó hatása nélkül



A bérh hatás fekete vonallal és teli körrel, valamint a 95 százalékos konfidencia intervallum 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. Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

16. ábra: Bérhatás változása időben a párosított minta esetén – az aktuális munkaadó hatása nélkül



A bérhatás fekete vonallal és teli körrel, valamint a 95 százalékos konfidencia intervallum 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. Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A munkavállaló és a cég párkapcsolatának az értéke. Ha a munkavállalók több fajta képességgel rendelkeznek, és eltér az, hogy a vállalatoknál milyen arányban használják az egyes képességeket, akkor az emberek termelékenysége különböző vállalatoknál eltér⁹. Card et al. (2018) modelljében ezt mérnénk 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 alacsony. A katonaság után aztán a munkavállalók egy másik céghez kerülnek, és ez a negatív érték eltűnik. Végezetül, lehet, hogy azért alacsony a kapcsolat értéke, mert a munkaadók diszkriminálják a jövendő sorkatonákat. A cégek ugyanis tudják, hogy a munkavállaló rövid időn belül katona lesz, és a tényleges termelékenységénél alacsonyabb bért ajánl. A katonaság után a cégeknek már nincs okuk vagy lehetőségük diszkriminálni, és a bérhátrány eltűnik. Ezt a két lehetséges mechanizmus megmagyarázza az empirikus eredményeket. Megkülönböztetésükhöz azonban, a munkavállalókat hosszabb időtávon is meg kellene figyelniük a sorkatonaság előtt.

6. Összegzés

Elemzésünkben a magyar kötelező sorkatonai rendszer utolsó két évében szolgálók munkabér és foglalkoztatottság adatait vizsgáltuk 9 éven keresztül. Az utolsó két évben 2003 és 2004-ben már arányaiban kevés 13, illetve 17 ezer főt hívtak be a katonaságba. A sorozás elől könnyű volt felmentést szerezni, így a katonai szolgálatot tevők kiválasztása vélhetően erősen szelektív volt. A pontos hatásbecsléshez így mindenképpen szükséges volt a nem random szelekciót kezelni, amit a témával foglalkozó szakirodalom is kiemel. A szakirodalom három fő módszertant alkalmaz a problémára, instrumentális változót, szakadásos regressziót és különbségek-különbsége módszert, amelyek közül az utolsót használtuk az elemzésben.

⁹ PI. Egy egyetemi oktató a témakörét taníthatná általános iskolában is. Azonban arányaiban, egy általános iskolában kevesebb szakterületi és több pedagógiai képességhasználatra van szükség, mint egy egyetemen. Ezért az egyetemi oktató termelékenysége a két iskola típusban eltér.

Az eredmények azt mutatják, hogy a katonaság előtt a behívottak megfigyelhető tulajdonságai nagyon hasonlóak a teljes populációhoz, mégis kb. 20 százalékos bérhátrányban voltak a nem sorozottakhoz képest. Ez a bérhátrány azonban a katonaság után eltűnik. Végül, a sorkatonák körében a munkanélküliség csökken a katonaság előtti szinthez képest.

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

7. Irodalomjegyzék

Abowd, John M.; Kramarz, Francis és Margolis, David N. (1999): „High Wage Workers and High Wage Firms”, *Econometrica* Vol. 67(2), pp. 251-333, <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00020>

Altonji, Joseph G., Todd E. Elder, and Christopher R. Taber. (2005): "Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools", *Journal of Political Economy* Vol. 113(1) pp. 151-184, <https://doi.org/10.1086/426036>

Angrist, Joshua D. (1990): „Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social SecurityAdministrative Records”, *The American Economic Review*, Vol. 80(3), pp. 313-336

Angrist, Joshua D. és Krueger, Alan B. (1994): „Why Do World War II Veterans Earn More than Nonveterans?”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 12(1), pp. 74-97, <https://doi.org/10.1086/298344>

B. Müller Tamás (2018): „Sorkatonai és önkéntes katonai szolgálatok”, Országgyűlés Hivatala, Közgyűjteményi és Közművelődési Igazgatóság

Bauer, Thomas K.; Bender, Stefan; Paloyo, Alfredo R.; Schmidt, Christoph M. (2012): "Evaluating the labor-market effects of compulsory military service." *European Economic Review* Vol. 56(4) pp- 814-829. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2012.02.002>

Berger, Mark C., és Hirsch, Barry T. (1983): "The Civilian Earnings Experience of Vietnam-Era Veterans", *Journal of Human Resources* Vol. 18 (4), pp. 455-79, <https://doi.org/10.2307/145439>

Buonanno, Paolo (2006): „Long-term Effects of Conscription: Lessons from the UK”, Working papers at the Hyman P. Minsky Dep. of Economic Studies

Card, David és Cardoso, Ana Rute (2012): „Can Compulsory Military Service Raise Civilian Wages? Evidence from the Peacetime Draft in Portugal”, *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 4(4): pp. 57–93, <https://doi.org/10.1257/app.4.4.57>

Card, David, Cardoso, Ana Rute, Heining, Joerg és Kline. Patrick (2018): "Firms and labor market inequality: Evidence and some theory." *Journal of Labor Economics*, Vol. 36(1) pp 13-70. <https://doi.org/10.1086/694153>

Csapody Tamás (2005): „Utak és útvesztők - a sorkötelezettség története”, *Valóság* 48. évf. 11. sz., pp. 77-86

De Tray, Dennis N. (1982): „Veteran Status as a Screening Device”, *American Economic Review* Vol. 72, 133-42

Di Pietro, Giorgio (2013): “Military conscription and university enrolment: evidence from Italy”, *Journal of Population Economics*, Volume 26(2), pp. 619–644, <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0407-y>

Einiö, Elias (2018): “Long-Term Effects of Social Sorting: Evidence from a Universal Conscription”, VATT and London School of Economics

Galiani, Sebastian; Rossi, Martín A. és Schargrotsky, Ernesto (2011): „Conscription and Crime: Evidence from the Argentine Draft Lottery”, *American Economic Journal: Applied Economics* Vol. 3(2), pp. 119-36, <https://doi.org/10.1257/app.3.2.119>

Hjalmarsson, Randi és Lindquist, Matthew J (2019) „The Causal Effect of Military Conscription on Crime”, *The Economic Journal*, Volume 129(622), pp. 2522–2562, <https://doi.org/10.1093>

Hubers, Frank és Webbink, Dinand (2015): „The long-term effects of military conscription on educational attainment and wages”, *IZA Journal of Labor Economics* 4, Article number: 10, <https://doi.org/10.1186/s40172-015-0026-4>

Hülvely Lajos (2016): „A vegyes hadkiegészítési rendszertől az önkéntességig” In: Földesi Ferenc – Kiss Zoltán – Isaszegi János (szerk.): „A Magyar Honvédség negyedszázada – a rendszerváltástól napjainkig” Zrínyi Kiadó, Budapest

MacKinlay, A. Craig (1997). „*Event studies in economics and finance*”, Journal of Economic Literature, Vol 35(1), pp. 13-39.

Manning, Alain (2003): „*Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*”, Princeton University Press.

Martindale, Melanie, és Poston, Dudley (1979): „Variations in Veteran/Non- veteran Earnings Patterns among World War II, Korea, and Vietnam War Cohorts”, Armed Forces and Society Vol. 5(2), pp. 219-43, <https://doi.org/10.1177/0095327x7900500202>

Maurin, Eric és Xenogiani, Theodora (2007): „Demand for Education and Labor Market Outcomes, Lessons from the Abolition of Compulsory Conscription in France”, The Journal of Human Resources Vol. 42(4), pp. 795-819, <https://doi.org/10.3368/jhr.xlii.4.795>

metropol.hu (2014): „Tíz éve szűnt meg a sorkatonaság”, letöltés ideje: 2019.10.6. <https://www.orientpress.hu/cikk/tiz-eve-szunt-meg-a-sorkatonasag>

Németh Szilárd (2018): „Nemzeti érdek, hogy erős, honvédő hadseregünk legyen” Magyar Hírlap Interjú, letöltés ideje 2020.04.06. https://www.magyarhirlap.hu/belfold/Nemzeti_erdek_hogy_eros_honvedo_hadseregunk_legyen

Oreopoulos, Philip; von Wachter, Till és Heisz, Andrew (2012): „The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession”, American Economic Journal: Applied Economics, Vol. 4(1): pp. 1–29, <https://doi.org/10.1257/app.4.1.1>

Paloyo, Alfredo R. (2010): „Compulsory Military Service in Germany Revisited”, Ruhr Economic Paper No. 206, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1707994>

Rosen, Sherwin és Taubman, Paul (1982): „Changes in Life Cycle Earnings: What Do Social Security Data Show?”, Journal of Human Resources Vol. 17(3) pp. 321-38, <https://doi.org/10.2307/145583>

Takács, Olga, and János Vincze (2018): "Bérelőrejelzések–prediktorok és tanulságok." *Közgazdasági Szemle* Vol. 65(6) pp. 592-618., <https://doi.org/10.18414/ksz.2018.6.592>

Thisse, Jacques-François, and Yves Zenou (2000) „Skill mismatch and unemployment” *Economics Letters* Vol. 69(3) pp. 415-420., [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(00\)00334-7](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(00)00334-7)

Torun, Huzeyfe (2019): „Ex-ante labor market effects of compulsory military service”, *Journal of Comparative Economics*, Volume Vol. 47(1), pp. 90-110, <https://doi.org/10.1016/j.jce.2018.12.001>

8. Függelék

A1. táblázat: katonaság hatása a 20 és 21 éves korosztálykörében.

Függő változó	(1) log(bér)	(2) log(bér)	(3) log(bér)	(4) log(bér)	Párosított minta (5) log(bér)
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
2 jegyű 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)
Elemszám	243,052	239,610	232,788	192,118	25,160

R-négyzet	0.001	0.203	0.351	0.618	0.513
-----------	-------	-------	-------	-------	-------

A megye, foglalkozás és vállalat fix hatások a 2003 januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. A mintában csak azok szerepelnek akik a 2003 januárjában 20 vagy 21 évesek voltak. Robusztus standard hibák a zárójelekben, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A2. táblázat: katonaság hatása managerek és diplomás munkakörök nélkül.

Függő változó	(1) log(bér)	(2) log(bér)	(3) log(bér)	(4) log(bér)	Párosított minta (5) log(bér)
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
2 jegyű 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)
Elemszám	1,302,377	1,286,405	1,266,152	1,285,566	122,477
R-négyzet	0.000	0.161	0.314	0.610	0.528

A megye, foglalkozás és vállalat fix hatások a 2003 januári, tehát katonaság előtti tulajdonságokat jelölik. A mintában csak azok szerepelnek akik a 2003 januárjában nem managarként vagy diplomás munkakörben dolgoztak. Robusztus standard hibák a zárójelekben, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva

A3. táblázat: Munkanélküliségre felírt regressziók 2/B. A függő változó azt mutatja, hogy adott év januárban volt-e regisztrált munkanélküli a megfigyelt.

Függő változó	(1) munkanélküli adott évben	(2) munkanélküli adott évben	(3) munkanélküli adott évben
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
ln_w_03_jan			
Konstans	0.172*** (0.000327)	0.284*** (0.00651)	0.242*** (0.00633)
Elemszám	5,353,143	5,353,143	5,230,162
R-négyzet	0.022	0.027	0.072

A4. táblázat: Munkanélküliségre felírt regressziók – logit modell.

Függő változó	(1) Munkanélküli adott évben	(2) Munkanélküli adott évben	(3) Munkanélküli adott évben
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)
Elemzés	5,353,143	5,353,143	5,230,162

Robusztus standard hibák a zárójelekben *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Saját számítás az MTA-KRTK ADMIN adatbázist felhasználva