

3. A FOGLALKOZTATOTTAK EGÉSZSÉGE

3.1. MUNKAJÖVEDELEM, EGÉSZSÉGI ÁLLAPOT ÉS EGÉSZSÉGÜGYI KIADÁSOK

BÍRÓ ANIKÓ & PRINZ DÁNIEL

Bevezetés

Magyarországon, más fejlett országokhoz hasonlóan, a társadalombiztosítás elvileg jövedelemtől függetlenül mindenkinek egyforma hozzáférést biztosít a számára szükséges egészségügyi ellátásokhoz és gyógyszerekhez. A betegek térítésmentesen vehetik igénybe a kórházi és járóbeteg-ellátást, míg a gyógyszerek megvásárlását különböző mértékben támogatja a társadalombiztosítás. Ugyanakkor a téma magyarországi irodalma szerint jelentősek a hozzáférési korlátok (*Lucevic és szerzőtársai*, 2019) és a regionális eltérések a társadalombiztosítási kiadásokban (*Orosz*, 1990, *Nagy*, 2010; *Fadgyas-Freyler–Korponai*, 2016, valamint lásd a 2.1. alfejezetet). Ebben az alfejezetben a jövedelmeket és az egészségügyi indikátorokat egyaránt tartalmazó egyéni szintű adminisztratív adatok, a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) Adatbankja által összeállított Admin3-adatbázis alapján mutatjuk be a földrajzi és a jövedelem szerinti egyenlőtlenségeket, illetve a kéttípusú egyenlőtlenség összefüggéseit.¹

Az adatbázisban havi szinten megtalálhatók a magyar lakosság véletlenszerűen kiválasztott 50 százalékos almintájának foglalkoztatottsági és jövedelmi adatai a 2003–2017-es és egészségügyi kiadási adatai a 2009–2017-es időszakra vonatkozóan.² Mintánkat a 18–60 éves, egész évben teljes állásban dolgozó munkavállalók adják. A t -edik év jövedelmét kapcsoljuk a $t + 1$ -edik év egészségügyi kiadásaihoz (illetve a $t + 1$ -edik évben mért hároméves halálozási valószínűséghez) annak érdekében, hogy eredményeink ne az egészségnak a jövedelemre való hatását ragadják meg. Az egészségügyi indikátorokból és mortalitásból kiszűrjük a kor-, nem- és évhátásokat. Kimenatként vizsgáljuk a halálozási valószínűséget, a fekvőbeteg-ellátási, a járóbeteg-szakellátási és a vényköteles gyógyszerkiadásokat. Utóbbi kategóriánál a társadalombiztosítás és a beteg által fizetett kiadás összegét használjuk.

Az egészségügyi kiadások egyenlőtlenségét régiós bontásban vizsgáljuk,³ munkajövedelemmel való összefüggését pedig a munkajövedelmeket húsz egyenlő méretű csoportra osztva elemezzük.

Négy mintázatot írunk le: 1) az ország különböző részein jelentősen eltérnek az egy foglalkoztatottra fordított kiadások; 2) pozitív összefüggés van a kiadások és a munkajövedelem között; 3) a kiadások és a munkajövedelem között fennálló pozitív összefüggés erőssége különbözik az ország különböző területein; 4) negatív összefüggés van a mortalitás és a jövedelem között. Ezek

¹ Az adatbázis rövid leírását lásd a Közelkép Függelékében és részletesebben *Sebők* (2019) tanulmányában.

² 2003–2011 közötti adatok (az adminisztratív adatbázis egy korábbi verziója) alapján vizsgálta az egészségügyi kiadások egyenlőtlenségeit *Bíró–Prinz* (2020).

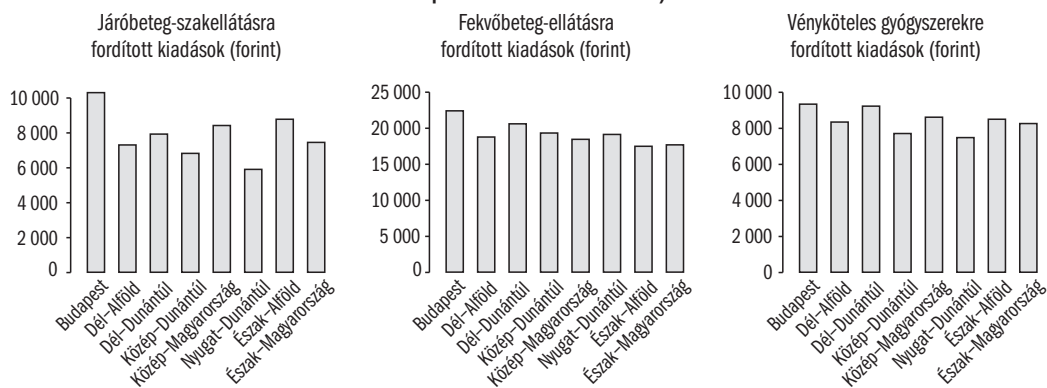
³ Budapest, Közép-Magyarország Budapestén kívül, Közép-Dunántúl, Nyugat-Dunántúl, Dél-Dunántúl, Észak-Magyarország, Észak-Alföld, Dél-Alföld.

alapján azt az összefoglaló következtetést tesszük, hogy Magyarországon a magasabb jövedelmű dolgozók egészségesebbek, mint az alacsonyabb jövedelmű dolgozók, és magasabbak a társadalombiztosítás rájuk fordított kiadásai, mint az alacsonyabb jövedelmű dolgozókra fordított kiadások.

A foglalkoztatottakra jutó egészségügyi kiadások földrajzi egyenlőtlenségei

Az 3.1.1. ábra mutatja, hogyan alakul a fekvőbeteg- és járóbeteg-szakellátásra, valamint a gyógyszerekre fordított kiadás régióként. A korábbi irodalommal összhangban látható, hogy jelentős egyenlőtlenségek vannak a régiók között, amelyeket nem magyaráznak a demográfiai különbségek (például a korösszetétel). A legnagyobb különbségeket a járóbeteg-szakellátásra és a gyógyszerekre fordított kiadások között látjuk. A járóbeteg-szakellátás esetében Budapesten a legmagasabbak a kiadások: 74 százalékkal magasabbak, mint Nyugat-Dunántúlon (ahol a legalacsonyabbak). A gyógyszerekre fordított kiadások esetében is Budapesten találjuk a legmagasabb összeget: 28 százalékkal magasabbat, mint Észak-Alföldön (ahol a legalacsonyabbak). A fekvőbeteg-ellátási kiadásokban valamelyest kisebbek az eltérések, a Budapesten a legmagasabbak ezek a kiadások: 25 százalékkal több, mint Nyugat-Dunántúlon (ahol a legalacsonyabbak).

3.1.1. ábra: Régiós eltérések a foglalkoztatottak éves szintű egészségügyi indikátoraiban (korra, nemre és naptári évre szűrt értékek)



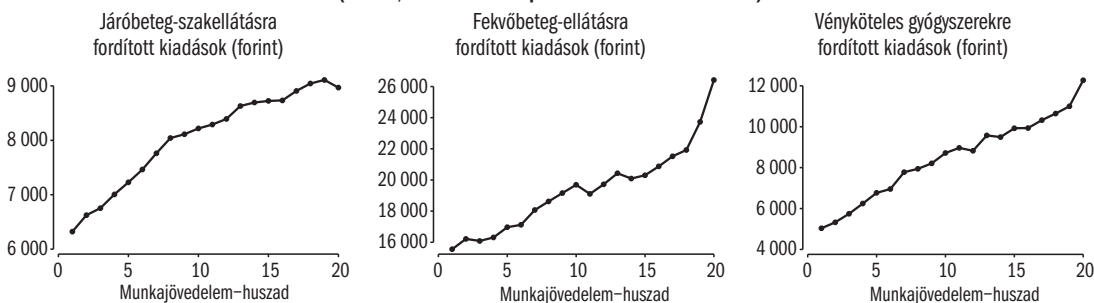
Forrás: Saját számítás 2009–2017 közötti *Admin3* adatok alapján.

Az egészségügyi kiadások és a munkajövedelem összefüggése

A 3.1.2. ábra a munkajövedelem és az egészségügyi ellátások igénybevételének összefüggését mutatja be. Látható, hogy mindhárom kategória kiadása pozitív összefüggést mutat a munkajövedelemmel. A legfelső jövedelmi huszadban (a legmagasabb munkajövedelemmel rendelkező 5 százalék, évenként számítva) 42 százalékkal magasabb a járóbeteg-ellátással kapcsolatos kiadás,

70 százalékkal magasabb a gyógyszerkiadás, és több mint kétszer magasabb a fekvőbeteg-kiadás, mint a legelső jövedelmi huszadban (a legkevesebb munkajövedelemmel rendelkező 5 százalék).

3.1.2. ábra: Éves szintű indikátorok munkajövedelem-huszadok szerint (korra, nemre és naptári évre szűrt értékek)



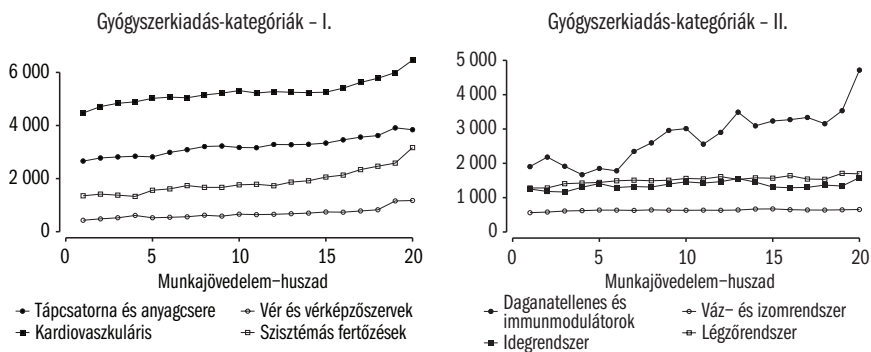
Forrás: Saját számítás 2009–2017 közötti *Admin3* adatok alapján.

A 3.1.3. ábrán gyógyszercsoportonként (*Anatomical Therapeutic Category, ATC*) vizsgáljuk meg a munkajövedelem szerinti egyenlőtlenségeket. Azt látjuk, hogy minden gyógyszerkategóriára többet költenek a magasabb keresetűek, de az összefüggés erőssége eltérő. Abszolút és relatív értelemben is a legnagyobbak az egyenlőtlenségek a szisztémás fertőzések elleni szerek (ATC J, például antibiotikumok) és a daganatellenes szerek és immunmodulátorok (ATC L) esetén. A tápcsatornára és anyagcserére (ATC A, többségében a cukorbetegség gyógyszerei) és a kardiovaszkuláris rendszerre ható szerek (ATC C, legnagyobb részét vérnyomáscsökkentők és koleszterinszint-csökkentők) esetén is jelentősek az egyenlőtlenségek, míg mérsékelt abszolút és relatív egyenlőtlenségeket látunk a váz- és izomrendszer (ATC M), idegrendszer (ATC N, benne antidepresszánsok és nyugtatók) és légzőrendszer (ATC R) gyógyszereinél. A vér és vérbépszervek gyógyszereire (ATC B) költött kiadások viszonylag alacsonyak, de a relatív különbség több mint kétszeres a legalsó és legfelső jövedelemhuszad között.

További számításaink azt mutatják, hogy jövedelemegyenlőtlenségek nemcsak a gyógyszerkiadások mértékében vannak jelen, hanem a gyógyszeresedés valószínűségében is, azonban ez az egyenlőtlenség szintén eltér a gyógyszercsoportok között. A gyógyszeresedés valószínűségének becslésekor azt vizsgáljuk, hogy az adott jövedelemhuszadba tartozók szedtek-e az adott gyógyszercsoportba tartozó gyógyszert (igen/nem). Például a kardiovaszkuláris gyógyszerek esetén csak 3 százalékos (0,1 százalékpontos) az eltérés a szedési arányban a legalacsonyabb és a legfelső jövedelemhuszad között, míg a tápcsatorna és anyagcsere gyógyszerei esetében ez a különbség már 18 százalékos (2,6 százalékpontos), a légzőrendszer gyógyszereinél pedig 60 százalékos (6,2 százalékpontos). Tehát összességében a gyógyszeresedés va-

lósínűségében és a szedett gyógyszerek költségében is látunk pozitív összefüggést a jövedelemmel.

3.1.3. ábra: Éves gyógyszerkiadás munkajövedelem-huszadok szerint gyógyszercsoportonként (korra, nemre és naptári évre szűrt értékek)

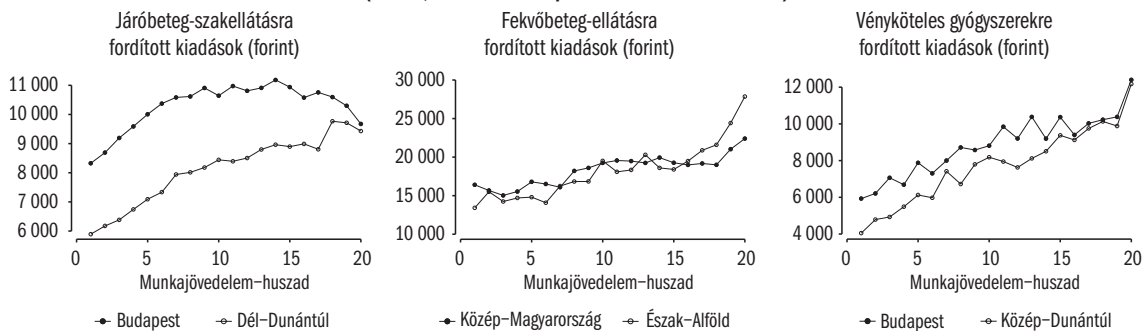


Forrás: Saját számítás 2009–2017 közötti *Admin3* adatok alapján.

Az egészségügyi kiadások egyenlőtlenségének földrajzi dimenziói

Az előzőkben bemutatottuk, hogy a munkavállalók körében jelentős az egészségügyi kiadások földrajzi és jövedelem szerinti egyenlőtlensége. Azt is érdemes megvizsgálni, hogy ezek az egyenlőtlenségek mennyiben eltérőek az ország különböző földrajzi régióiban. A 3.1.4. ábra azt mutatja be, hogy a különböző régiókban hogyan alakul az egészségügyi kiadások és a munkajövedelem összefüggése.

3.1.4. ábra: Munkajövedelem szerinti egyenlőtlenségek régiós bontásban (korra, nemre és naptári évre szűrt értékek)



Forrás: Saját számítás 2009–2017 közötti *Admin3* adatok alapján.

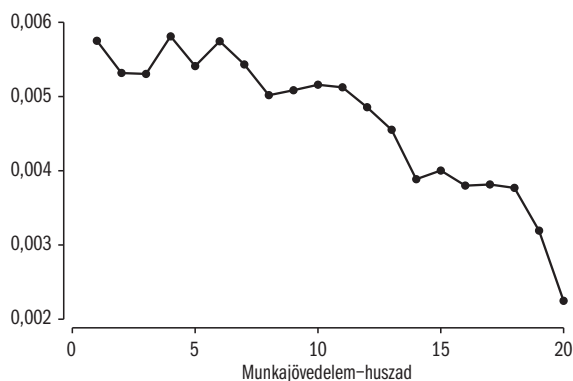
Mindegyik ábrán az adott indikátor szerinti leginkább egyenlő és leginkább egyenlőtlen régiót ábrázoljuk, a jövedelmi huszadokat továbbra is az országos eloszlás alapján definiáltuk. Az ábrán látható, hogy az egyes régiókban is jelentősek – de régióként eltérő mértékben – a munkajövedelem szerinti egyenlőtlenségek. A járóbeteg-szakellátásra fordított kiadások tekintetében

országos szinten 42 százalékos az eltérés a legalacsonyabb és legmagasabb jövedelmi huszad között, a leegyenlőbb Budapesten belül (16 százalékos különbség), míg az ebben a kategóriában leegyenlőtlenebb Dél-Dunántúlon (60 százalékos különbség). A gyógyszerkiadásoknál országos szinten 70 százalékos az eltérés, az ebben a kategóriában leegyenlőbb Közép-Magyarországon (36 százalékos különbség), a leegyenlőtlenebb Észak-Alföldön (107 százalékos különbség). A fekvőbeteg-kiadás országosan 244 százalékkal magasabb a legfelső huszadban, mint a legalsóban, ugyanakkor ez a különbség Budapesten kétszeres, míg a leegyenlőtlenebb Közép-Dunántúlon háromszoros.

Az egészségi állapot és a munkajövedelem összefüggése

Az általunk használt adminisztratív adatokból nehéz a dolgozó népesség valós egészségi állapotára következtetni. A legegyszerűbben vizsgálható és talán legmegbízhatóbb változó a mortalitás. A 3.1.5. ábra a három éven belüli halálzási valószínűséget mutatja a munkajövedelmi huszad szerint. Látható, hogy összességében a magasabb jövedelműeknek kisebb a halálzási valószínűsége, vagyis feltételezhetően jobb az egészségi állapotuk – a legmagasabb és legalacsonyabb jövedelmi huszad közötti eltérés majdnem háromszoros.

3.1.5. ábra: Három éven belüli halálzási valószínűsége munkajövedelem-huszadok szerint



Forrás: Saját számítás 2009–2017 közötti Admin3 adatok alapján.

Következtetések

Elemzésünkben összességében megállapítható, hogy bár Magyarországon a társadalombiztosítás által biztosított ellátásokhoz elvileg lakhelytől és jövedelemtől függetlenül mindenki egyformán hozzáfér, jelentősek a különbségek a társadalombiztosítási ellátások igénybevételeiben az egyes földrajzi régiók és a különböző jövedelmi csoportok között. A dolgozó népesség körében a magasabb munkajövedelműek csoportjai több ellátást vesznek igénybe: nagyobbak a rájuk fordított fekvőbeteg-kiadások, a szakorvosi ellátásukra jutó kiadások

és a gyógyszerkiadások is. Ez a jövedelem szerinti egyenlőtlenség különböző mértékű az ország különböző régióiban. Szintén megállapítható, hogy miközben a magasabb jövedelműek több ellátást vesznek igénybe, egészségesebbek is, például alacsonyabb a mortalitásuk. Ebben az alfejezetben nem vizsgáltuk közvetlenül az egészségügyi ellátáshoz való hozzáférést, azonban feltételezhető, hogy az ellátás igénybevételének eltérései a hozzáférés egyenlőtlenségeire vezethetők vissza, amint arra a Közelkép mortalitási és morbiditási egyenlőtlenségekről szóló *2.1. alfejezete* is utal.

Hivatkozások

- BÍRÓ ANIKÓ–PRINZ DÁNIEL (2020): Healthcare spending inequality: Evidence from Hungarian administrative data. *Health Policy*, Vol. 124. No. 3. 282–290. o.
- FADGYAS-FREYLER PETRA–KORPONAI GYULA (2016): Az Országos Egészségbiztosítási Pénztár beteghez köthető természetbeni kiadásai a 2015. év során. *IME Interdiszciplináris Magyar Egészségügy*, 15. évf. 99. sz. 6–12. o.
- LUCEVIC, A.–PÉNTEK MÁRTA–KRINGOS, D.–KLAZINGA, N.–GULÁCSI LÁSZLÓ–FERNANDES, Ó. B.–BONCZ IMRE–BAJI PETRA (2019): Unmet medical needs in ambulatory care in Hungary: forgone visits and medications from a representative population survey. *The European Journal of Health Economics*, Vol. 20. No. 1. 71–78.o.
- NAGY BALÁZS (2010): Egy hiányzó láncszem? Forráselosztás a magyar egészségügyben. *Közgazdasági Szemle*, 57. évf. 4. sz. 337–353. o.
- OROSZ ÉVA (1990): Regional inequalities in the Hungarian health system. *Geoforum*, Vol. 21. No. 2. 245–59. o.
- SEBŐK ANNA (2019): A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2019.11.1230>.

3.2. VÁLLALATJELLEMZŐK ÉS EGÉSZSÉG

BISZTRAY MÁRTA, BÍRÓ ANIKÓ & PRINZ DÁNIEL

Ebben az alfejezetben a vállalatjellemzők – elsősorban a vállalatok tulajdonosa – és az egészségi állapot közötti összefüggéseket vizsgáljuk. Magyarországon elsőként a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) Adatbankja által összeállított munkapiaci-egészségügyi adminisztratív adattállomány (Admin3) tesz lehetővé ilyen jellegű elemzést, mivel a sokrétű egyéni adat között részletes egészségindikátorokat, munkatörténetet, valamint a munkáltató cégek jellemzőit is tartalmazza.¹ A munkahely sajátosságai és az egészségi állapot között feltehetően kétirányú oksági összefüggés van: egyrészt az egyén egészségi állapota befolyásolja, hogy milyen jellegű vállalatnál helyezkedik el (*Madden, 2004, Pelkowski–Berger, 2004*), másrészt a vállalati jellemzők is hatással lehetnek az egészségre (*Fletcher és szerzőtársai, 2011*). Ebben az alfejezetben az oksági összefüggések feltárása helyett elsősorban korrelációkat mutatunk be, tehát elemzésünk alapvetően leíró jellegű. Az alfejezet második részében mozdulunk el az oksági elemzések felé, ahol az egészség-sokkok vállalatjellemzőtől függő következményeit vizsgáljuk.

Egészségindikátorok belföldi és külföldi tulajdonú vállalatoknál

A külföldi tulajdoni hányad alapján a vállalatokat két csoportba soroljuk aszerint, hogy adott évben legfeljebb 50 százalékos a külföldi tulajdon aránya (*belföldi vállalatok*) vagy 50 százalék feletti (*külföldi vállalatok*). Az alábbi eredmények a 2009–2017 közötti évek adatai alapján születtek.

Mintánkat azokra a 20 és 60 év közöttiekre szűkítjük, akik legalább hat hónapot egy évben ugyanannál a – tíz fő feletti – cégnél töltöttek.² A továbbiakban használt egészségindikátorokból regressziós módszerrel mindenhol kiszűrjük az évek közötti eltéréseket, a tisztított (szűrt) eredményekben emellett a kor és a nem szerinti különbségeket is.³

Gyógyszerkiadás és kórházi napok száma

Elsőként a vényköteles gyógyszerekre fordított éves szintű, társadalombiztosítás és beteg által fizetett kiadás összegét, valamint az éves kórházi napok számát vizsgáljuk mint kompozit egészségindikátorokat.⁴

A 3.2.1. ábra bal oldali része azt mutatja, hogy a külföldi tulajdonú vállalatok dolgozóinak átlagos gyógyszerkiadásai több mint 20 százalékkal alacsonyabbak, mint a belföldi tulajdonú vállalatokban dolgozóké. Viszont a különbség jelentősen csökken, ha kiszűrjük az életkor és a nem hatását, amelyek közül az életkor szerepe a fontosabb. A 3.2.1. ábra jobb oldali része az előzőhöz hasonló mintázatot mutat a kórházban töltött napok számát tekintve, ugyanakkor a relatív különbség nagyobb marad az életkor és

¹ Az adatbázis rövid leírását lásd a Közelkép Függelékében, részletesebben pedig *Sebbők* (2019) tanulmányban.

² A mintából kihagyjuk az anyasági ellátásban részesülő nőket és az anyasági ellátás kezdetét megelőző 12 hónapot (közéltőleg a terhesség időszakát). Kihagyjuk azokat a vállalatokat is, ahol többségben vannak a közalkalmazottak vagy köztisztviselők, vagy azok mintabeli száma 10 fő vagy alatti bármelyik évben. A célunk ezzel a mintaszűkítéssel az, hogy a magánszektor vállalataira tudjunk fókuszálni, melyek közül csak a 10 fő fölöttieket vesszük figyelembe.

³ A főbb mintázatok változatlanok maradnak akkor is, ha a naptári év, kor és nem mellett kiszűrjük az iparág (egyjegyű TEÁOR-kód), cégméret (hat méretkategória) és foglalkozás (egyjegyű FEOR-kód) szerinti különbségeket is.

⁴ *Bíró–Elek* (2018) alapján az egészségügyi kiadási kategóriákon belül a gyógyszerkiadás jelzi előre a legjobban a későbbi halálozási valószínűséget. Ugyanakkor alacsonyabb gyógyszerkiadás mellett is lehetnek fel nem tárt betegségek, illetve az részben eredhet rosszabb jövedelmi helyzetből is.

nem szerinti összetételbeli különbségek kiszűrése után is. Feltételezhetjük, hogy a kórházi napok száma a gyógyszerkiadásokkal szemben a súlyosabb betegségeket ragadja meg. Így összességében azt látjuk, hogy a külföldi vállalatok jellemzően fiatalabb munkavállalókkal dolgoznak, és ezen belül is jellemzően egészségesebbekkel.

3.2.1. ábra: Éves gyógyszerkiadás és éves kórházi napok száma tulajdoni arány szerint (2009–2017-es periódus átlaga)



Megjegyzés: A tisztított indikátorból kiszűrjük a naptári év, nem és életkor hatását.

A két cégcsoport közti eltérések mindenhol szignifikánsak 99 százalékos szinten.

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatok alapján.

Gyógyszerkiadás a munkakör típusa szerint

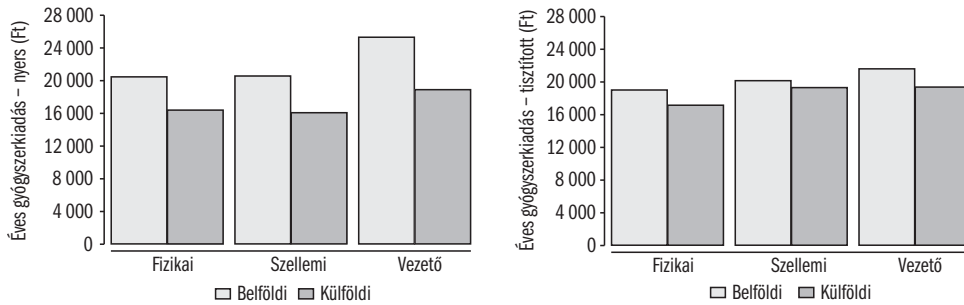
FEOR (Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere) kódok alapján a dolgozókat két csoportja osztjuk: fizikai és szellemi dolgozók. A szellemi dolgozók csoportján belül külön vizsgáljuk a vezető beosztásúakat is.⁵ A 3.2.2. ábrán azt látjuk, hogy az átlagos gyógyszerkiadás a belföldi és külföldi vállalatok vezetőinek körében a legmagasabb a nem- és az életkorbeli különbségek kiszűrése után is. A szellemi és fizikai dolgozók között csak a tisztítás után látnunk eltérést, az életkor és nem szerinti összetételbeli különbségek miatt. Az eltérés a vezetők és a többi szellemi dolgozó között erősebb a belföldi, mint a külföldi vállalatok körében. Fontos hangsúlyozni, hogy a látott mintázat jelentheti azt, hogy a vezető állásúak egészségi állapota átlagosan rosszabb, de azt is, hogy ők ugyanolyan egészségi állapot esetén nagyobb valószínűséggel vesznek igénybe gyógyszeres kezelést – egyrészt azért, mert jobban hozzáférnek az ellátáshoz, másrészt mert nagyobb az ösztönözöttségük munkaképességük fenntartására. Ezt minden esetben szem előtt kell tartani, amikor a gyógyszerkiadások közötti eltéréseket értelmezzük.

Azt is látjuk a 3.2.2. ábrán, hogy míg a nyers adatokat használva mindhárom dolgozói csoportban alacsonyabbak a gyógyszerkiadások a külföldi vállalatoknál dolgozók körében, addig a tisztított indikátort tekintve ez a különbség jelentősen csökken, és a fizikai dolgozók körében marad a legmagasabb (10 százalékos körüli eltéréssel). Ha feltesszük, hogy az ellátáshoz való hozzáférés és az egészségpreferenciák hasonlóak a külföldi és belföldi

⁵ Szellemi munkának tekintjük a FEOR 1–4 kódokat, fizikai munkának a FEOR 5–9 kódokat. Vezető beosztásnak tekintjük a FEOR 1 kódot.

vállalatok munkavállalói között, akkor ez az eredmény azt sugallja, hogy a külföldi tulajdonú vállalatoknál elsősorban a fizikai dolgozók jobb egészségi állapotban vannak. További kutatást igényelne annak a feltárása, hogy ez szelekció eredménye-e vagy az eltérő munkakörülmények eredményezik a megfigyelt eltérést.

3.2.2. ábra: Éves gyógyszerkiadás tulajdoni arány és munkakör szerint



Megjegyzés: A tisztított indikátorból kiszűrjük a naptári év, nem és életkor hatását.

A két cégcsoport közötti eltérések mindenhol szignifikánsak 99 százalékos szinten.

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatok alapján.

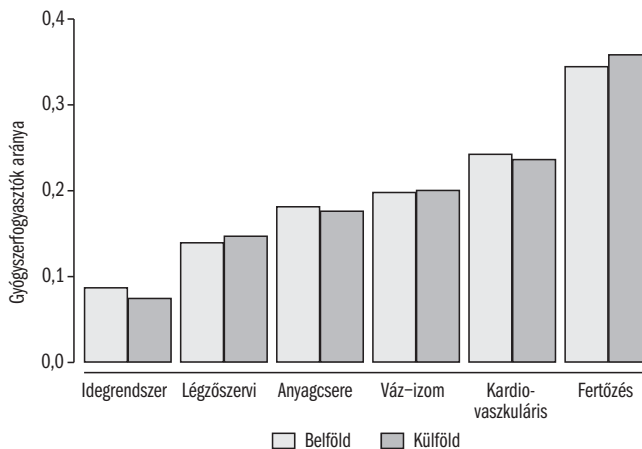
Gyógyszerkiadások betegcsoportok szerint

A hatóanyagok szerint csoportosított gyógyszerfogyasztási kategóriákkal ragadunk meg hat betegcsoportot, amelyeket úgy definiálunk, hogy valaki egy adott évben vásárolt-e a gyógyszerkategóriába tartozó gyógyszert a tápcsatorna és anyagcsere (ATC A, többségében a cukorbetegség gyógyszerei), a kardiovaszkuláris rendszer (ATC C, nagy többségében vérnyomáscsökkentők és koleszterinszint-csökkentők), a szisztémás fertőzés (ATC J, többségében antibiotikumok), a váz- és izomrendszer (ATC M), az idegrendszer (ATC N, ide tartoznak az antidepresszánsok és nyugtatók), valamint a légzőrendszer (ATC R) betegségeire.

A 3.2.3. ábrán az egyes gyógyszercsoportokat fogyasztó munkavállalók arányát mutatjuk be vállalati tulajdonlás szerint, kiszűrve az év, nem és életkor hatását. A 3.2.1. ábrával összhangban itt is azt látjuk, hogy a tisztított indikátorokat tekintve kicsik a vállalattípus szerinti eltérések a gyógyszerfogyasztásban. Az idegrendszerre ható gyógyszerek szedési aránya 6 százalékkal alacsonyabb a külföldi vállalatoknál. A szisztémás fertőzések elleni és légzőrendszerre ható gyógyszercsoportoknál viszont fordított a mintázat, tisztítás után is 3 és 7 százalékkal magasabb a szedési arányuk a külföldi vállalatoknál, bár abszolút értékben mindegyik eltérés kicsi, 1 százalékpont alatti.⁶ Az utóbbi két csoportba tartoznak jellemzően a fertőző betegségek esetén szedett gyógyszerek, tehát a kapott mintázat egybeesik azzal a feltételezéssel, hogy megbetegedés esetén nagyobb eséllyel fordulnak orvos által felírt gyógyszeres kezeléshez a külföldi vállalatok dolgozói.

⁶ A tulajdoni forma szerinti különbségek a légzőszervi és szisztémás fertőzések elleni gyógyszerek esetén teljesen eltűnnek, a váz- és izomrendszeri megbetegedéseknél megfordulnak, ha a naptári év, kor és nem mellett kiszűrjük a foglalkozási kategória (egyjegyű FEOR), az iparág (egyjegyű TEÁOR) és a vállalati méretkategória szerinti eltéréseket.

3.2.3. ábra: Egyes gyógyszerkategóriák fogyasztási aránya vállalati tulajdon szerint



Megjegyzés: A tisztított indikátorból kiszűrjük a naptári év, nem és életkor hatását.

A két célcsoport közötti eltérések mindenhol szignifikánsak 99 százalékos szinten.

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatok alapján.

Egészségsokkok következményei

Végül azt nézzük meg, hogy egy egészségsokkot követő évben a vállalati jellemzők függvényében milyen valószínűséggel dolgozik valaki, illetve milyen valószínűséggel dolgozik ugyanott, mint az egészségsokk előtt. Egészségsokknak azt tekintjük, ha valakinek a gyógyszerkiadása egy évben a felső tizedben (decilisben) volt úgy, hogy a megelőző két évben a felső negyednél (kvartilisnél) alacsonyabb volt. Továbbdolgozásnak azt tekintjük, ha az illetőnek az egészségsokk utáni naptári évben legalább egy hónapban van munkaviszonya. A vállalatnál maradás indikátora akkor 1, ha a sokk előtti és utáni évben ugyanannál a vállalatnál dolgozik, 0 akkor, ha dolgozott a sokk előtti évben, de nincs munkaviszonya a sokk utáni évben vagy más vállalatnál van munkaviszonya. Fixhatás-regressziókat becslünk, ahol a függő változó a sokk utáni évben dolgozás vagy vállalatnál maradás, a fő magyarázó változó az egészségsokk és a vállalat típus interakciója, kontrollváltozók az életkor és naptári év hatások, valamint az egyén fix hatás.

A 3.2.1. táblázat eredményei alapján az látszik, hogy azok körében, akik a sokk előtti évben belföldi vállalatnál dolgoztak, az egészségsokk 5,1 százalékponttal csökkenti a továbbdolgozás valószínűségét. A külföldi tulajdonú vállalatnál dolgozás viszont ezt a negatív hatást 2 százalékponttal mérsékli, azaz az összesített hatás csak 3,1 százalékpont.

A táblázat 2. számszlopa azt mutatja, hogy az egészségsokk belföldi vállalatok esetében 3,4 százalékponttal csökkenti a vállalatnál maradás valószínűségét, részben munkanélkülivé vagy inaktívvá válás, részben munkahelyváltás miatt (a betegséget jobban toleráló munkahely felé). Ez a becsült hatás ismét

mérséklődik – kevesebb mint egy százalékpontonra – a külföldi vállalat dolgozói esetében. További számításaink azt mutatják, hogy ha az egészségsokkot nemcsak a vállalatípussal, hanem a nemmel, életkorral (folytonos változóként) és a munkakörrel (fizikai vagy szellemi) is interaktáljuk, akkor a vállalatípus becsült hatásának az előjele megmarad, de nagysága mérséklődik. A kibővített modellben az egészségsokknak a továbbdolgozásra becsült negatív hatását a külföldi tulajdonú vállalatnál dolgozás 1 százalékponttal mérsékli (p -érték 0,006). Az egészségsokknak a vállalatnál maradásra becsült negatív hatását a külföldi tulajdonú vállalatnál dolgozás 1,3 százalékponttal mérsékli (p -érték 0,056). Elképzelhető, hogy a vállalatípusok közötti eltérést a magasabb átlagos keresetek vagy jobb munkakörülmények okozzák, de a pontosabb magyarázathoz további elemzésekre van szükség.

3.2.1. táblázat: Egészségsokk munkaviszonyra gyakorolt hatása vállalati jellemzők szerint (lineáris valószínűségi fixhatás-modell)

	Továbbdolgozás	Vállalatnál maradás
Vállalatípus (referencia: belföldi)		
Külföldi	-0,0008 (0,0007)	0,0815*** (0,0011)
Egészségsokk	-0,0512*** (0,0020)	-0,0338*** (0,0031)
Egészségsokk × külföldi vállalat	0,0200*** (0,0033)	0,0265*** (0,0056)
Életkor, év és egyén hatás	igen	igen
Megfigyelések száma	5 870 079	5 870 079
Egyének száma	1 573 657	1 573 657

Megjegyzés: Zárójelben robusztus standard hibák. Az éves továbbdolgozás átlagos értéke a mintában 92 százalék, a vállalatnál maradás átlagos értéke a mintában 57 százalék.

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

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatok alapján.

Ezek az eredmények robusztusak az egészségsokk alternatív definícióira: ha a sokkot úgy definiáljuk, hogy az egészségügyi kiadások a megelőző években a felső decilis alatt voltak (felső kvartilis helyett), vagy ha csak azt tekintjük sokknak, ha legalább két évig a felső decilisben maradtak a kiadások. Azt viszont fontos hangsúlyozni, hogy eredményeinkben dolgozásnak tekintjük azt is, ha valaki tartósan betegállományban van, valamint az értelmezésnél feltételezzük, hogy vállalatípus szerint nincsenek jelentős különbségek az általunk definiált egészségsokkok jellegében.

Következtetések

A kapcsolt vállalati-munkavállalói (*Admin3*) adatok azt mutatják, hogy 2009–2017 között szisztematikus különbségeket figyelhetünk meg a hazai és a külföldi tulajdonban lévő vállalatok dolgozóinak egészségi indikátorai között.

A külföldi vállalatok dolgozói átlagosan egészségesebbek a gyógyszerfogyasztás és a kórházban töltött napok száma alapján, viszont ezeknek a különbségeknek a jelentős része abból az összetételbeli különbségből adódik, hogy a külföldi cégek jellemzően fiatalabbakat alkalmaznak. Gyógyszercsoportokat tekintve, kontrollálva az életkor és nem szerinti összetételbeli különbségekre, az egészségesebb dolgozók külföldi vállalatok általi szelekciójára utaló eredmények jellemzően megmaradnak, ugyanakkor ellentétes mintázatokat látunk a szisztémás fertőzések és a légzőszervi megbetegedések elleni szerek esetében. Végül a regressziós elemzésünk azt mutatja, hogy egy egészségsokkot követően a külföldi vállalatoknál dolgozók nagyobb valószínűséggel dolgoznak tovább, illetve maradnak ugyanannál a vállalatnál.

Eredményeink arra mutatnak rá, hogy az egészségi állapot összefüggésben van azzal, hogy ki milyen típusú vállalatnál dolgozik. Az egészségesebbek (és egyúttal fiatalabbak) jellemzően a jobban fizető, jobb munkakörülményeket nyújtó vállalatoknál helyezkednek el, hozzájárulva az egészség szerinti jövedelmi egyenlőtlenségekhez. Ugyanakkor azt is látjuk, hogy az egészség megromlása esetén a továbbdolgozás és a vállalatnál maradás valószínűsége is magasabb a külföldi vállalatoknál, ami azt sugallja, hogy a vállalathoz bekerülésre van inkább hatása az egészségi állapotnak, nem a vállalatnál maradásra.

Hivatkozások

- BÍRÓ ANIKÓ–ELEK PÉTER (2018): How does retirement affect healthcare expenditures? Evidence from a change in the retirement age. *Health Economics*, Vol. 27. No. 5. 803–818. o. <https://doi.org/10.1002/hec.3639>.
- FLETCHER, J. M.–SINDELAR, J. L.–YAMAGUCHI, S. (2011): Cumulative effects of job characteristics on health. *Health Economics*, Vol. 20. No. 5. 553–570. o. <https://doi.org/10.1002/hec.1616>.
- MADDEN, D. (2004): Labour market discrimination on the basis of health: an application to UK data. *Applied Economics*, Vol. 36. No. 5. 421–442. o. <https://doi.org/10.1080/00036840410001682133>.
- PELKOWSKI, J. M.–BERGER, M. C. (2004): The impact of health on employment, wages, and hours worked over the life cycle. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 44. No. 1. 102–121. o. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2003.08.002>.
- SEBŐK ANNA (2019): A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2019.11.1230>.

3.3. MUNKAHELYI BALESETEK

KÖLLŐ JÁNOS & SINKA-GRÓSZ ZSUZSANNA

Az Európai Bizottság becslése szerint minden három és fél percben meghal valaki az Európai Unióban a munkájával összefüggő okok miatt, és évente több mint hárommillió ember szenved munka közben súlyos – legalább négy napnyi kiesést okozó – sérülést (EB, 2008). Magyarországon 2017-ben százezer foglalkoztatottra két halálos és 640 súlyos baleset jutott, amint azt a 3.3.1. táblázat utolsó sora mutatja.

3.3.1. táblázat: Százezer foglalkoztatottra jutó munkahelyi balesetek száma az EU-ban, 2017

	Halálos		Nem halálos, súlyos ^a	
Legmagasabb	4,49	Románia	3396	Franciaország
Második legmagasabb	3,40	Bulgária	2848	Portugália
...
Második legalacsonyabb	0,54	Ciprus	84	Románia
Legalacsonyabb	0,45	Málta	82	Bulgária
EU27-átlag	1,79		1704	
Magyarország	2,01		640	

^a Legalább négy napos távollétet okozó baleset.

Forrás: Eurostat (2019).

A 3.3.1. táblázat azonban arra is felhívja a figyelmet, hogy a baleseti valószínűségek országok közötti eloszlásáról nem lehet hű képet alkotni. A listavezető Romániában több mint tízszer, Bulgáriában kilencszer gyakrabban fordulnak elő halálos munkahelyi balesetek, mint a legbiztonságosabbnak tűnő Máltán. A súlyos, de nem halálos balesetek valószínűsége viszont éppen Romániában és Bulgáriában a legalacsonyabb, alig két-három százaléka (!) a listavezető Franciaországban mért értéknek.

A *tényleges* munkahelyi baleseti valószínűség országok közötti eltérését számos tényező befolyásolja: a munka és a technológia jellege, a gazdaság ágazati összetétele, a balesetvédelmi előírások és ezek ellenőrzésének a szigorúsága, a munkavállalók és munkáltatók szabálykövető vagy nemtörődöm viselkedése. A *megfigyelt* valószínűség szempontjából azonban ugyanilyen fontos, hogy milyen arányban regisztrálják a bekövetkezett baleseteket, ami erősen függ a munkavállalók és munkáltatók közötti erőviszonytól, továbbá attól, hogy a társadalombiztosítás hogyan kompenzálja az áldozatokat. A sok nem halálos sérülést regisztráló országokban az érintettek jelentős kompenzációra számíthatnak a munkahelyi balesetekre vonatkozó speciális biztosítás terhére (*insurance based accident reporting systems*). Más országokban, Kelet-Közép-Európában szinte mindenütt, a balesetet szenvedők az általános társadalombiztosítási rendszer ügykörébe tartoznak (*legal obligation systems*), kártérítést a munkál-

tatótól követelhetnek, ami erőteljesen csökkenti a vállalatok és intézmények bejelentési hajlandóságát (*Eurostat*, 2019). Valószínűleg ezzel függ össze Bulgária és Románia élesen eltérő helyezése a nem halálos balesetek és a sokkal nehezebben letagadható halálos szerencsétlenségek rangsorában.

A fentieket figyelembe véve a munkahelyi balesetek kérdését egy-egy országon belül időbeli összehasonlításban érdemes tanulmányozni. Magyarországon 2009–2018-ban évi 50–100 halálos és 14–22 ezer nem halálos balesetet regisztráltak, mint az az 3.3.2. táblázatban látható. Az előbbieket 2009–2013-ban jelentős csökkenésre, majd enyhe növekedésre utalnak az adatok. (Ebben az alacsony esetszám miatt a véletlen is komoly szerepet játszhat). 2014 után évi 70–80 eset környékén stabilizálódott a regisztrált esetszám. A nyilvántartott nem halálos balesetek száma évi 14–17 ezerről a 20–22 ezres sávba emelkedett 2015–2018-ban.

3.3.2. táblázat: Százezer foglalkoztatottra eső munkahelyi balesetek száma Magyarországon, 2009–2018

Év	Halálos	Nem halálos, súlyos ^a
2009	91	15 326
2010	89	16 326
2011	75	14 277
2012	60	16 717
2013	50	15 401
2014	74	15 918
2015	81	17 013
2016	75	22 429
2017	76	20 858
2018	71	19 580

^a Legalább négy napos távollétet okozó baleset.

Forrás: *Eurostat* (2019).

A magyarországi baleseti valószínűség ágazatok és vállalat típusok közötti különbségeit ugyanúgy torzítják a bejelentési hajlandóság eltérései, mint a nemzetközi összehasonlítást. Ahogy az 3.3.3. táblázatban látható, az építőipar felel a halálos balesetek több mint egynegyedéért, az összes balesetben való részesedése azonban még a négy százalékot sem éri el. Hasonló aránytalanságot figyelhetünk meg a *mezőgazdaságban* és kisebb mértékben a *szállításban*, és éppen ellentéteset a feldolgozóiparban, ahol az összes bejelentett baleset közel 40 százaléka, a halálos baleseteknek azonban csak a 15 százaléka történt 2011–2017-ben. Hasonlóképpen, míg a *tízfősnél kisebb vállalatok* részesedése a halálos balesetekből több mint 40 százalékos, az összes bejelentett balesetnek csak a 9 százalékáért felelnek.

Ezekből az adatokból nyilvánvaló, hogy a nem halálos balesetek bejelentési valószínűsége az átlagosnál sokkal kisebb az építőiparban, a mezőgazdaságban, a szállításban és általánosságban a kisvállalatoknál, továbbá, hogy ez erősen torzítja az összgazdasági szinten mért teljes baleseti valószínűséget is. Az össz-

gazdasági kockázatra sehogy, a kockázat ágazatok vagy foglalkozások szerinti eltéréseire pedig csak a halálos balesetek gyakoriságából következtethetünk.

3.3.3. táblázat: Ágazatok és vállalati méretkategóriák részesedése az összes és a halálos balesetekből, 2011–2017

	Százalékos részesedés	
	a halálos balesetekből	az összes balesetből
Ágazatok		
Építőipar	25,4	3,9
Szállítás, raktározás	16,4	12,9
Feldolgozóipar	15,1	37,2
Mezőgazdaság, halászat	14,4	3,5
Kereskedelem	6,6	11,8
Többi ágazat	22,1	30,7
Összesen	100,0	100,0
Kis- és nagyvállalatok		
1–9 fős	40,6	9,0
10–49 fős	32,8	24,7
50–249 fős	15,9	33,5
250–499 fős	4,0	11,4
500 fős és nagyobb	6,4	21,3
Ismeretlen	0,3	0,1
Összesen	100,0	100,0

Esetszám: 161 659 baleset, ebből 603 halálos.

Forrás: *ESAW*-adatbázis.

Az itt használt *ESAW (European Statistics on Accidents at Work)* adatbázis – amelynek mikrodadatait az Innovációs és Technológiai Minisztérium Munkavédelmi Főosztálya gyűjti és a minisztérium engedélyével a KSH bocsátotta rendelkezésünkre – csak magukról a balesetekről tudósít, arról nem, hogy különböző ágazatokban vagy foglalkozásokban egy főre vagy egy munkaóra mennyi eset jut. Ezért a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) Adatbankja által összeállított Admin3 adatbázis¹ 2011–2017-re rendelkezésre álló adataiból kiszámítottuk a ledolgozott munkanapok számát foglalkozás-ágazat-vállalatméret cellákra, és ehhez viszonyítottuk az adott célában bekövetkezett halálos munkabalesetek számát.² Az arányokat az 3.3.1. ábra három része mutatja.

Ami a halálos balesetet szenvedők összetételét illeti, 95 százalékuk férfi, 41 százalékuk ötven évesnél idősebb, miközben a foglalkoztatottnak alig több mint egynegyede tartozik ebbe a kortartományba a KSH Munkaerő-felmérése szerint.³ Az áldozatok 69 százalékát a munkavégzés ideiglenes helyszínén (tehát nem a megszokott munkahelyi környezetben) érte a baleset, 40 százalékukat pedig úton (de csak 11 százalékot közúton). Ez utóbbi adatok arra utalnak, hogy az ismeretlen, változékony környezet fontos rizikófaktornak számít.

A bejelentett balesetek miatt kieső munkaidőnek csak nagyon durva és nyilvánvalóan alábecsült értékét tudjuk kiszámolni a „boríték hátán”. Feltételezve,

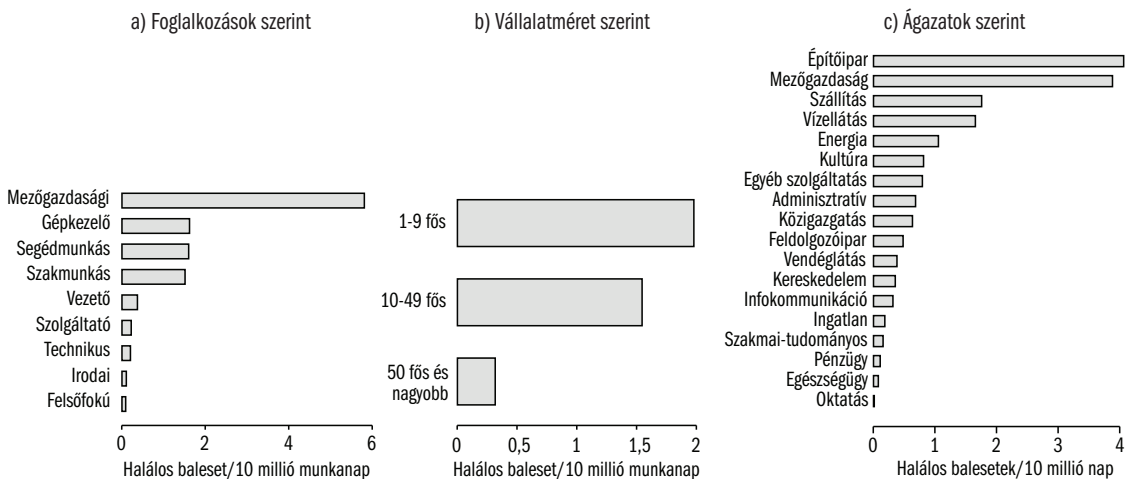
¹ Az adatbázis rövid leírását lásd a Közelkép Függelékében és részletesebben *Sebők* (2019) tanulmányában.

² A számításokat a *KSH–KRTK kutatószobában* végeztük.

³ A 2018. évi 3. negyedévi hullámban például 28,5 százalék.

hogy a $t - 1$. évben kezdődött kieséseknek ugyanakkora hányada nyúlik át a t . évbe, mint amekkora hányada a t . évi kieséseknek a $t + 1$. évbe, tehát egyfajta állandósult állapotban vagyunk, a számítás a 2016. évi ESAW-adatokkal a következőképpen végezhető el.

3.3.1. ábra: Halálos munkabalesetek valószínűsége 2011–2017, 10 millió munkanapra vetítve



Forrás: Saját számítás *ESAW* és *Admin3* adatbázis alapján.

Feltételezzük, hogy minden baleset január 1-jén következik be. Ismert a halálos balesetek száma, esetükben 365 napos kieséssel számolunk. A hat hónapnál hosszabb kiesések esetén alsó becslésként hat hónapos, felső becslésként 12 hónapos értéket tételezünk fel, az ismeretlen hosszúságú kieséseknél pedig az ismert hosszúságúak átlagértékét vesszük alapul. Az összes biztosított napok számát 4,2 milliószor 365 napnak tekintjük. Az így végzett kalkuláció szerint a munkabalesetek miatt kieső munkanapok aránya valahová 0,12 és 0,16 százalék közé eshet, egy százaléknál a látenciát figyelembe véve is bizonyosan kisebb. Ezek nem nagy számok: a munkahelyi balesetek szomorú jelentőségét nem a közvetlen gazdasági veszteség, hanem az áldozatokat és családtagjaikat érő trauma és az esetleges (de ismeretlen mértékű) hosszabb távú egészségkárosodás adja.

Hivatkozások

EB (2008): *A munkahelyi balesetek és megbetegedések számának csökkentése jobb munkahelyi körülményekkel*. Sajtóközlemény, Európai Bizottság, Brüsszel, június 13.
 EUROSTAT (2019): *Accidents at work statistics*. Statistics Explained.
 SEBŐK ANNA (2019): A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <https://doi.org/10.18414/KSZ.2019.11.1230>.

K3.1. Baleseti kockázat és bérek – elméleti megfontolások

KÖLLŐ JÁNOS

Legtöbbünkre igaz, hogy egész vagyónunkat feláldoznánk a *szinte biztosnak tűnő* halál elkerülésére. Sok pénzt vagy időt költenénk egy *nagyon nagy eséllyel bekövetkező* baleset elhárítására is. A mindennapi döntéseinkben azonban, amikor ezek a kockázatok kisebbek és távolinak tűnnek, hajlamosak vagyunk olyan veszélyek vállalására, amelyeket anyagi áldozatok árán mérsékelhetnénk vagy teljesen elháríthatnánk. Amikor így teszünk – anyagi áldozatot hozunk az egészség megtartására, illetve, anyagi előnyöket fogadunk el kisebb-nagyobb egészségi vagy halálozási kockázattért cserébe –, akkor implicit módon „beárazzuk” az életünket vagy az egészségünket, akár bevalljuk ezt magunknak, akár nem. (Ennek a trade-offnak, átváltásnak az alapos és sok szempontot mérlegelő bemutatását lásd például *Ashenfelter–Greenstone*, 2004b cikkben).

Vegyünk két, ezerfős vállalatot, amelyek dolgozói azonos tulajdonságokkal rendelkeznek, és azonos munkát végeznek! Az egyikben (*A*) egy halálos baleset bekövetkezésének valószínűsége egy-egy évben nullánál alig nagyobb ($p \approx 0$), a másikban (*B*) $p + 0,001$. A *B* vállalat dolgozói ezt a többletkockázatot magasabb bérért vállalják: míg az *A* vállalat dolgozói évente w forintot keresnek, a *B* cégnél dolgozók $w + 6600$ forintot. Úgy is fogalmazhatunk, hogy *B* vállalat dolgozói 6600 forintos prémium fejében fogadják el az egy ezrelékkal magasabb halálozási kockázatot – azt, hogy közülük egy fő évente

szinte biztosan meghal. Ezren összesen 6,6 millió forintot fogadnak el évi egy halálesetért cserébe: a választásukban megnyilvánuló, nem feltétlenül tudatos értékelésük szerint ennyit ér egy élet. Szinte biztos, hogy *B* vállalat dolgozói az „Ön szerint mennyit ér egy élet?” kérdésre nem ezt válaszolnák, ha egyáltalán szóba állnának velünk egy ilyen kérdés hallatán, de a döntésükben megnyilatkozó preferenciáik ezt az értékelést tükrözik, megfelelő feltételek fennállása esetén.¹

Milyen feltételekről van szó? A baleseti kockázat eltéréseit tükröző „kiegyenlítő bérkülönbségek” kialakulásához elengedhetetlen, hogy a dolgozók tisztában legyenek a munkahelyi kockázatok létezésével és mértékével (60–70 évvel ezelőtt nagyon kevesen tudtak például az asbeszt vagy az ásványolajok rákkeltő hatásáról). Hasonlóan fontos, hogy a munkavállalók az egészségügyi kockázatok ismeretében, szabadon, csakis a kockázati preferenciáik függvényében választhassanak erősebben vagy gyengébben kitett, de más szempontból hasonló munkahelyek között.² Szükséges feltétel az is, hogy az a személy vagy intézmény, aki/amely a bérekről dönt, megfelelően tapogassa le a megcélzott munkavállalói réteg tipikus tagjának kockázati preferenciáit. Alapos elemzésre szoruló, vitatott kérdés, hogy ezek a feltételek különböző munkaerőpiacon milyen mértékben állnak fenn.

Egy tiszta versenygazdaságban, jól informált és döntéseikben szabad aktorok esetén a baleseti kockázat és a bérek között sajátos egyensúly alakul ki. Az egyének különböznek a kockázat és a bér értékelésében, a vállalatok pedig abban, hogy milyen költségek árán tudják mérsékelni a baleseti kockázatot. Ahol ezek a költségek magasak, ott a vállalat jobban jár, ha magas kockázatú, de jól fizető állásokat kínál, ahol viszont alacsonyak, ott a kevésbé kockázatos, de rosszabbul fizető cégek ajánlatai lesznek versenyképesek. Az egyensúlyban a kockázatkerülő munkavállaló számára a rosszabbul fizető, de kevésbé veszélyes ajánlat a vonzó, és ezt

¹ Ehhez hasonló példával illusztrálja az „élet statisztikai értékének” fogalmát *Borjas* (2009) munkagazdaságtan tankönyve.

² Az ártalmak megismerésének időpontja a kiegyenlítő bérkülönbségek kialakulása szempontjából nem perdöntő. Kevesebb jelentkező vagy több kilépő ugyanúgy rákényszerítheti a vállalatot a bérek emelésére, amennyiben a fluktuáció költséges a vállalat számára. Személyesen természetesen egyáltalán nem mindegy, hogy a kockázatokról a belépés előtt vagy után értesülünk-e.

olyan cég nyújtja, amelyik a kockázatot olcsón tudja mérsékelni. A kevésbé kockázatkerülő dolgozó a jól fizető, de balesetveszélyes ajánlatot preferálja, és ezt olyan cég kínálja, amelyik csak nagyon drágán tudná mérsékelni a baleseti kockázatot. Ideális esetben kialakul egy olyan „bér–kockázat egyensúlyi árgörbe”, amely mentén a heterogén munkáltatók és munkavállalók számára egyaránt kedvező és megvalósítható bérajánlatok sorakoznak.

Ezeknek az összefüggéseknek az empirikus elemzése igen nehéz feladat (*Ashenfelter–Greenstone*, 2004a). Biztosítani kell, hogy mindenben hasonló, csakis a baleseti kockázat mértékében különböző munkahelyeket hasonlítsunk össze, és hogy általában hátrányosnak vagy előnyösnek tekintett munkahelyi jellemzők kereseti hatását vizsgáljuk.³ Ezért e területen komoly kutatások csak a huszadik század vége felé indultak, amikor mód nyílt nagy és gazdag adatbázisok felhasználására.

A baleseti kockázat és a reálbéren felértékelt időmegtakarítás közötti átváltást számos empirikus kutatás vizsgálta (lásd *Bellavance és szerzőtársai*, 2009). Az eljárás logikájára jó példa *Ashenfelter–Greenstone* (2004b) úttörő tanulmánya, amelyben az országúti sebességhatár felemelésének következményeit vizsgálta az Egyesült Államokban. A nyolcvanas évek végén 38 tagállamban emelték a sebességhatárt bizonyos típusú (*rural interstate*) autópályákon. Az emelés 35 százalékkal emelte a halálos balesetek arányát egy utaskilométerre vetítve, ugyanakkor jelentősen csökkentette a menetidőt. A kettő viszonya és a forgalmi adatok alapján ki lehetett számolni, hogy minden addicionális baleset 125 000 óra megtakarítást hozott az utazási időben. Az akkor 12 dolláros átlagos órabérrel kalkulálva a megtakarítás egy halálos balesetre ve-

títve 1,5 millió dollárnak adódott – ez tekinthető egy élet *statisztikai* értékének az adott döntésben.⁴

Hasonló logikát követő, a munkahelyi baleseti kockázat és a bérek közötti átváltásra vonatkozó számítások Magyarországon is készültek: *Adorján* (2001), *Kaderják és szerzőtársai* (2005). Utóbbi tanulmányban az elemzést 456 halálos és 90 673 nem halálos munkahelyi balesetre vonatkozó 1994–1996-os adatok alapján végezték. A balesetek ideje és helye – ágazati, foglalkozási és vállalati szinten – ismert volt. A szerzők béregyenleteket becsültek egyebek mellett a kockázatot mérő magyarázó változókkal, és azt találták, hogy az egy ezrelékkal magasabb halálozási kockázat 20–25 havi, az egy ezrelékkal magasabb nem halálos baleseti kockázat pedig 1 havi életkereseti többlettel járt együtt. Az emberi élet statisztikai értéke ezen számításban 13–44 millió forintnak (mai árakon 78–264 millió forintnak), egy baleset elkerülésének értéke pedig 540–640 ezer forintnak (mai árakon 3,2–3,8 millió forintnak) adódott. (A munkahelyi balesetek foglalkozás, vállalatméret és ágazat szerinti megoszlásáról újabb számításokat a 3.3. *alfejezet* tartalmaz.)

Az alfejezet megírása idején dühöngő koronavírus-járvány kezelése – Magyarországon és külföldön – jó példa arra, amikor a kormányzati döntések mögött húzódik meg a fentiekhez hasonló logika. Magyarországon, a járvány első hulláma idején nagy gazdasági áldozat árán tudták a kórházi kapacitás korlátai közé szorítani a súlyos megbetegedések számát. A második hullámban a kormányzat – ezen kézirat lezárásáig – elzárkózott a gazdasági teljesítményt erősen rontó intézkedésektől, tudatosan vállalva, hogy ez számos, nagyobb gazdasági áldozat árán elkerülhető halálesetet eredményez.

³ Számos munkaköri attribútum értékelése egyénenként eltér: van, aki állandó és fedett helyen szeret dolgozni, mások éppen ellenkezőleg, a szabad ég alatt, folytonos mozgásban, és a többi.

⁴ A szerzők a „különbségek különbsége” megközelítést alkalmazva, az emelést bevezető és be nem vezető államok emelés előtti és utáni adatait hasonlították össze.

Hivatkozások

ADORJÁN RICHÁRD (2001): Az emberi élet értéke Magyarországon. Statisztikai Szemle, 79. évf. 8. sz. 669–689. o.

ASHENFELTER, O.–GREENSTONE, M. (2004a): Estimating the Value of a Statistical Life: The Importance of Omitted Variables and Publication Bias. American Economic Review, Vol. 94. No. 2. 454–460. o. <https://doi.org/10.1257/0002828041301984>.

ASHENFELTER, O.–GREENSTONE, M. (2004b): Using Mandated Speed Limits to Measure the Value of a Sta-

tistical Life. Journal of Political Economy, Vol. 112. No. S1. S226–S267. o. <https://doi.org/10.1086/379932>.

BELLAVANCEA, F.–DIONNE, G.–LEBEAU, M. (2009): The value of a statistical life: A meta-analysis with a mixed effects regression model. Journal of Health Economics, Vol. 28. No. 2. 444–464. o. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.10.013>.

BORJAS, G. J. (2009): Labor Economics. 5. kiadás, McGraw Hill.

KADERJÁK PÉTER–ÁBRAHÁM ÁRPÁD–PÁL GABRIELLA (2005): A csökkenő halálozási és baleseti kockázat közgazdasági értéke Magyarországon. Közgazdasági Szemle, 52. évf. 3. sz. 231–248. o.

K3.2. A dohányzási tilalom hatása a vendéglátóhelyeken dolgozó nők újszülöttjeinek egészségére

HAJDU TAMÁS & HAJDU GÁBOR

Számos betegség és az elkerülhető halálozások jelentős hányada köthető a dohányzáshoz mind globálisan (*GBD 2015 Tobacco Collaborators*, 2017), mind pedig Magyarországon (*Wéber*, 2016). Mindez számottevő mértékű egészségügyi kiadással jár együtt (*Gresz és szerzőtársai*, 2012). Emiatt az egészségesebb életmódot ösztönözni kívánó közpolitikai intézkedések között kiemelkedő fontosságúak a dohányzás visszaszorítása érdekében tett intézkedések. Ebben az írásban példát mutatunk arra, hogy a munkahelyi környezetet érintő, dohányzással kapcsolatos közpolitikai intézkedéseknek mérhető pozitív hatása lehet az egészségre.

Magyarországon a nemdohányzók védelméről szóló 1999. évi XLII. törvény 2012-ben életbe lépett szigorításának következtében tilossá vált a dohányzás többek között a munkahelyeken, a közforgalmú intézményekben, illetve a közösségi közlekedési eszközökön. A legnagyobb változás a vendéglátóhelyek, kocszmák esetében történt, ahol korábban a törvényi korlátozás hiányában ritka kivételt jelentett a dohányzás tilalma (*Tárnoki és szerzőtársai*, 2009).

Kutatásunkban a KSH élveszületési, továbbá magzati és csecsemőhalálozási mikroadat-állo-

mányainak segítségével azt vizsgáltuk, hogy mékint hatott a dohányzás korlátozása a vendéglátóiparban dolgozó nők újszülött gyermekeinek egészségére (*Hajdu–Hajdu*, 2018). Az elemzés során a különbségek különbsége módszert alkalmaztuk. A vendéglátóhelyeken felszolgálóként vagy pincérként dolgozó nők újszülöttjeinek egészségi mutatóiban a szigorítás előtti és utáni időszak között (összességében egy kétéves periódus alatt) bekövetkező változást hasonlítottuk össze egy kontrollcsoport hasonló adataival. A kontrollcsoportot a kereskedelem és szolgáltatási szektorban dolgozó nők (például bolti eladók, pénztárosok, fodrászok, kozmetikusok) újszülöttjei alkották. Utóbbiak esetén az anyák nemcsak a törvényi változás után, hanem jellemzően már az előtt is füstmentes munkahelyi környezetben dolgoztak a terhességük alatt, ugyanakkor egyéb tulajdonságaikat tekintve nem különböztek jelentősen a vendéglátóhelyeken dolgozó nőktől.

Eredményeink szerint a dohányzás korlátozása szignifikánsan javította a vendéglátóhelyeken dolgozó nők újszülöttjeinek egészségét. A jogszabályváltozás hatására többek között nőtt az átlagos születési súly (55 grammal), csökkent az alacsony

(2500 gramm alatti) születési súlyú újszülöttek és a koraszülöttek aránya (nagyjából 2–2 százalékponttal). Egyéb egészségmutatók tekintetében is kedvező változások mutathatók ki. A becsült hatások hasonlóak a dohányzást korlátozó intézkedések más országokban mért hatásaihoz (például *Bharadwaj és szerzőtársai*, 2014).

A dohányzási tilalom bevezetése két fő mechanizmus útján javíthatja az újszülöttkori egészséget. Egyrészt ösztönözheti a dohányzó nőket, hogy szokjanak le a dohányzásról. Másrészt a tilalom miatt a munkahelyi környezet füstmentessé válik, ezért a passzív dohányzás csökken. A felhasznált adatbázisok nem tartalmazzak in-

formációt a dohányzási szokásokról, így nem tudtuk közvetlenül vizsgálni e két tényező jelentőségét, ugyanakkor nagyobb hatásokat találtunk az érettségivel nem rendelkező – és a felmérések szerint nagyobb arányban dohányzó (*Tombor és szerzőtársai*, 2011) – nők újszülöttjeinél. Mindez arra utal, hogy a tilalom elsősorban az érintett nők dohányzási szokásainak megváltoztatása útján javíthatja a születéskori egészségmutatókat.

Összességében az eredményeink azt mutatják, hogy a dohányzás vendéglátóhelyeken, kocsmákban történő korlátozása kedvező hatással volt az ott dolgozó nők újszülöttjeinek születéskori egészségmutatóira.

Hivatkozások

BHARADWAJ, P.–JOHNSEN, J. V.–LØKEN, K. V. (2014): Smoking bans, maternal smoking and birth outcomes. *Journal of Public Economics*, Vol. 115. 72–93. o. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.04.008>.

GBD 2015 TOBACCO COLLABORATORS (2017): Smoking prevalence and attributable disease burden in 195 countries and territories, 1990–2015: a systematic analysis from the Global Burden of Disease Study 2015. *The Lancet*, Vol. 389. No. 10082. 1885–1906. o. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)30819-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)30819-X).

GRESZ MIKLÓS–NAGY JÚLIA–FREYLER PETRA (2012): A dohányzás egészségügyi hatásainak költségei az Országos Egészségbiztosítási Pénztár szemével. *Orvosi Hetilap*, 153. évf. 9. sz. 344–350. o. <https://doi.org/10.1556/oh.2012.29280>.

HAJDU TAMÁS–HAJDU GÁBOR (2018): Smoking ban and health at birth: Evidence from Hungary. *Economics & Human Biology*, Vol. 30. 37–47. o. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2018.05.003>.

TÁRNOKI ÁDÁM DOMONKOS–TÁRNOKI DÁVID LÁSZLÓ–TRAVERS, M. J.–HYLAND, A.–DOBSON, K.–MECHTLER LÁSZLÓ–CUMMINGS, K.M. (2009): Tobacco smoke is a major source of indoor air pollution in Hungary's bars, restaurants and transportation venues. *Clinical and Experimental Medical Journal*, Vol. 3 No. 1. 131–138. o. <https://doi.org/10.1556/CEMED.3.2009.1.12>.

TOMBOR ILDIKÓ–PAKSI BORBÁLA–URBÁN RÓBERT–KUN BERNADETTE–ARNOLD PETRA–RÓZSA SÁNDOR–BERKES TÍMEA–DEMETROVICS ZSOLT (2011): Epidemiology of smoking in the Hungarian population, based on national representative data. *Clinical and Experimental Medical Journal*, Vol. 5. No. 1. 27–37. o. <https://doi.org/10.1556/CEMED.4.2010.28817>.

WÉBER ANDRÁS (2016): A dohányzás halandóságra gyakorolt hatása Magyarországon 2000 és 2014 között. *Statisztikai Szemle*, Vol. 94. No. 5. 85–610. o. <https://doi.org/10.20311/stat2016.06.hu0585>.

3.4. A TÁPPÉNZ ÖSZTÖNZÉSI HATÁSAI

CSILLAG MÁRTON, MARCZELL KINGA & MÁRK LILI

Míg a munkanélküli-segély viselkedési hatásait a munkagazdászok igen mélyen kutatták, addig a (tartósan) rossz egészségi állapot miatt járó, biztosítási alapú pénzbeli ellátások (táppénz, rokkantsági ellátások) munkapiaci hatásait csak az elmúlt 20 évben kezdték vizsgálni. Ugyanebben az időben az ilyen ellátások használata és a rájuk költött összegek jelentősen nőttek, és jó néhány országban tartósan magasabbak, mint a munkanélküli-ellátások költségvetési vonzata.¹ Ezzel párhuzamosan sok országban a munkanélküli ellátások viselkedési feltételeit szigorították, és a táppénz összege is jelentősen magasabb, mint a munkanélküli segély, így felvetődött: mennyiben használják a dolgozók indokolatlanul a táppénzt, és milyen eszközökkel lehetne őket arra ösztönözni, hogy a meggyógyulásukat követően a lehető leggyorsabban visszatérjenek a munkába?

A táppénzszabályozás változása és a táppénzen töltött napok számának alakulása (2005–2019)

Magyarországon jóval korlátozottabb a táppénz munkapiaci szerepe, a kilencvenes évek második fele óta mind a táppénzen lévő jogosultak aránya, mind a táppénzen töltött napok száma visszafogott volt, és a GDP körülbelül 0,4 százalékát tették csak ki a kiadások.² Ennek ellenére, jórészt költségvetési megfontolásokból a táppénz bőkezűségét több lépésben és különböző formákban csökkentették 2009 és 2011 között, így Magyarország az Európai Unión belül a szűkmarkúbb csoportba sorolható (*Spasova és szerzőtársai*, 2016).

A szabályváltozások igen alkalmasak voltak arra, hogy a kutatók megvizsgálják a táppénz konstrukciójának ösztönzési hatásait. A változások három fontos paramétert érintettek. Először is: 2009 májusától a táppénz a korábbi kereset 60 százalékát teszi ki, a megelőző 70 százalék helyett. Másodsor: a táppénz (napi) összegét először 2009 májusában maximálták (a napi minimálbér négyszeresében), majd 2011 májusától a legmagasabb lehetséges összeget a korábbi felére csökkentették. Harmadszor: a passzív táppénzt, amelyik a beteg foglalkoztatottnak a jogviszony megszűnte után is járt (amennyiben három napon belül folyamodott érte), több lépcsőben csökkentették. Vagyis: a passzív táppénz 2007-ig legfeljebb 90 napra járt,³ majd 2007-től már csak 45 napra, 2009-től csak 30 napra, végül 2011-ben megszűnt ez az ellátás.⁴

Valószínűsíthető, hogy a táppénzen töltött napok számát, valamint a táppénzre fordított kiadásokat (aggregált szinten) elsősorban a szabályváltozások mozgatják. Így az 3.4.1. ábrán is jól érzékelhető, hogy a 2009–2011 közötti, a táppénzt szűkmarkúbbá tevő intézkedéseket követően igen jelentősen esett a táppénzen töltött napok száma (több mint 40 százalékkal), és az egy táp-

¹ Ennek kirívó példája Norvégia, ahol a GDP 2,5 százalékát költik táppénzre (ami több mint háromszor annyi, mint a munkanélküli-ellátásokra fordított kiadások), de például Hollandiában és Németországban is a GDP 1,5 százaléka körüli a táppénzkiadás (Lásd: Eurostat [spr_exp_fsi]).

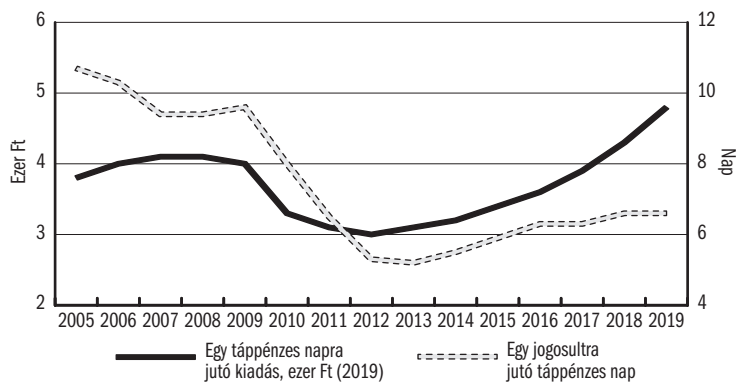
² Erről lásd részletesebben: *KSH* (2014).

³ Még korábban, 1997 és 2003 között a passzív táppénz legfeljebb 180 napra járt, és 2004-től csökkentették ennek felére.

⁴ Az Európai Unió országainak nagyrésztében az álláskeresők valamilyen formában jogosultak táppénzre (*Spasova és szerzőtársai*, 2016).

pénzes napra jutó kiadások is csökkentek (közel 25 százalékkal).⁵ Emellett nyilvánvaló, hogy a táppénzkiadásokat a reálkeresetek alakulása mozgatja, míg a táppénzen töltött napok száma prociklikus mintázatot követ.

3.4.1. ábra: Az egy biztosítottra számított táppénzes napok száma (jobb skála) és az egy táppénzes napra jutó kiadások (bal skála)



Forrás: KSH STADAT, 2.5.19. Egészségbiztosítás, táppénz.

⁵ E két változás következtében míg 2009-ben a táppénzkiadások a GDP 0,38 százalékát tették ki, addig 2012-ben már csak 0,19 százalékát.

⁶ Bár ez az összefüggés nyilvánvalóan tűnik, a szakirodalomban igen eltérő eredmények születtek: míg például *Böckerman és szerzőtársai* (2019) Finnországban azt találták, hogy a táppénz 10 százalékos csökkentése körülbelül 10 százalékkal csökkenti a táppénzes időszakok hosszát, addig *Ziebarth* (2013) Németországban, *Bryson–Dale–Olsen* (2019) Norvégiában nem mutattak ki hasonló hatást.

⁷ Ezek az értékek a következők voltak (2010-es bruttó havi keresetekben): a 2009-es plafon 520 ezer forint volt, a 2011-es ennek fele. Míg 2009-es plafon az alkalmazottként teljes munkaidőben dolgozó férfiak felső 6 százalékát, addig a 2011-es plafon már körülbelül 23 százalékukat érintette.

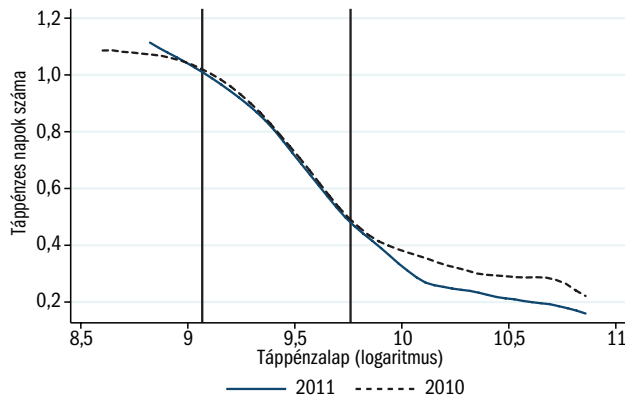
⁸ Az elemzés során *Csillag* (2019) a 25–54 év közötti alkalmazottként dolgozó férfiak mintáját használta, közülük is azokat, akiknek stabil munkaviszonyuk volt, és a kereseti eloszlás felső 35 százalékában voltak. A mintát a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) 2003–2011. évekre vonatkozó adminisztratív adatállománya (Admin2) alapján képezte, és 2010, illetve 2011 második félévének adatait elemezte.

A táppénz összegének ösztönzési hatása

Csillag (2019) azt vizsgálta, a táppénz összegének csökkentése mennyiben ösztönözte a beteg munkavállalókat arra, hogy minél előbb visszatérjenek a munkába.⁶ Az ilyen kutatások fő nehézsége, hogy általánosságban a betegstatusban maradás közben elért jövedelem (a táppénz) és a munkába visszatérés anyagi haszna (a munkabér) igen erősen összefügg, hiszen a táppénz a munkabér fix hányada. Éppen ezért *Csillag* (2019) a 2011-es táppénzplafon-csökkentést mint természetes kísérletet használja: összehasonlítja a táppénzes napok alakulását abban a csoportban, amelyikben a keresetek valamivel elmaradtak a 2011-es táppénzplafontól két másik csoport viselkedésével; azokéval, akiket a 2009-es táppénzmaximum még nem, de a 2011-es maximum már érintett, valamint a legmagasabb keresetűekével, akik már 2009-ben is a táppénzplafon fölött kerestek.⁷ A táppénzszabály változtatásával míg az első csoportban a táppénz jövedelempótlási hányada 2010 és 2011 között változatlan maradt, addig a második csoportban ez (átlagosan) 60 százalékról 42 százalékra csökkent, a magas keresetűeknél pedig 42 százalékról 21 százalékra esett.

Az elemzés alapvető eredménye⁸ már a 3.4.2. ábrán is megmutatkozik: míg a magas keresetűek körében jelentősen csökkent a táppénzen töltött napok száma 2010-ről 2011-re, addig a közepes keresetűeknél nem történt változás. A regressziós eredmények szerint a magas keresetűek táppénzen töltött napjai a korábbi közel felére estek vissza, és a táppénzes napok számának a táppénz összegére mért rugalmassága 0,45. Vagyis: amennyiben a táppénz összegét 10 százalékkal csökkentik, úgy a táppénzen töltött napok száma 4,5 százalékkal esik vissza.

3.4.2. ábra: A táppénzes napok száma (havi) a táppénzalap függvényében, 2010 és 2011



Megjegyzés: Lokális polinomiális simítás. A függőleges vonalak a 2009-es és 2011-es táppénzplafont mutatják.

Forrás: Csillag (2019).

Az, hogy a beteg dolgozók reagálnak a pénzügyi ösztönzőkre, egy fontos további kérdést vet fel. Mennyiben lehetséges, hogy a táppénz csökkentése előtt tovább maradtak táppénzen, mint azt az egészségi állapotuk feltétlenül megkövetelte? Vagy a táppénz csökkentése miatt még betegen visszatérnek a munkahelyükre, így hosszabb távon a saját egészségi állapotukat tovább rontják, és esetlegesen a munkatársaikat is megfertőzik?⁹ Erre a kérdésre *Marczell* (2018) úgy próbált válaszolni, hogy megbecsülte, hogy az egészségügyi kiadásokra miként hatott a táppénz-igénybevételnek a táppénzszabály-változások hatására történő csökkenése. Hipotézise szerint, ha a táppénzt igénybe vevők (vagy kollégáik) egészségügyi kiadásai nőnek a táppénzen töltött napok számának csökkenésének következtében, az arra utal, hogy a beteg munkavállalók „túl korán” visszatértek a munkahelyükre. Elemzésében ugyanakkor nem talált statisztikailag szignifikáns kapcsolatot a táppénzen töltött napok száma és a (későbbi) egészségügyi kiadások között.

A főnök szerepe a táppénz használatában

A táppénzen töltött napok számát természetesen nem csupán az anyagi ösztönzők, hanem például a vállalati kultúra is befolyásolhatja. *Marczell* (2018) erre talált empirikus bizonyítékot, a várandós nők esetét vizsgálva, ami nem elhanyagolható kérdés, hiszen a tipikus terhes nő a 2003–2011 közötti időszakban 16 hétig volt táppénzen (veszélyeztetett terhesség miatt),¹⁰ és a nemzetközi szakirodalom szerint a gyermekes anyák későbbi munkaerőpiaci helyzetét befolyásolja, hogy mennyi időre estek ki a munkából. A szerző azt a hipotézist vizsgálta, hogy az olyan főnökök, akik maguk is a közelmúltban szültek, arra ösztönzik a várandós nőket, hogy kevesebb időt töltsenek táp-

⁹ *Csillag* (2019) csak annyit tudott megmutatni, hogy éppen azok reagáltak a legérzékenyebben a pénzügyi ösztönzőkre, akik feltehetően nem voltak krónikus betegek.

¹⁰ Itt azokról az alkalmazottakról volt szó, akiknek viszonylag stabil volt a munkaviszonyuk. A mintában a terhességi-gyermekágyi segélyre jogosult, azaz a szülés előtti két évben legalább 180, illetve 2010. május 1-jétől legalább 365 nap munkaviszonnyal rendelkező nők szerepelnek. A számítások az Admin2 adatbázis alapján készültek.

pénzen a várandósságuk alatt, feltehetően azért, hogy megfelelő munkakörülményeket tudnak teremteni a számukra. Az eredmények szerint az ilyen főnökök mellett a terhes nők mintegy 1,5 héttel kevesebb időt töltenek táppénzen a terhességük alatt. Úgy tűnik, ez 1) nem egyszerűen a női főnökök jelenlétének köszönhető, 2) nem annak tudható be, hogy az „egészségesebb” nők dolgoznak a befogadó munkahelyeken és 3) nem indokolatlanul dolgoznak többet a terhes nők – azaz a nők egészségére nem hat negatív módon ez a további munka.¹¹

Táppénz vagy munkanélküli-járadék állásvesztést követően?

Márk–Csillag (2020) azokat a beteg munkavállalókat vizsgálta, akik elveszítették a munkájukat, és jogosultak voltak úgynevezett passzív táppénzre.¹² Először arra a kérdésre kereste a választ, hogy mennyiben volt szerepük az anyagi ösztönzőknek a passzív táppénz igénybevételében. Meglepő módon nem csupán az egészségi állapot közelítő változóinak (a múltbeli egészségügyi költségeknek) van szerepe abban, ki veszi igénybe a passzív táppénzt, de a magasabb keresetűek (és a közszférában dolgozók) nagyobb valószínűséggel mentek passzív táppénzre, miután megszűnt a munkájuk. Az pedig az anyagi ösztönzők szerepét mutatja, hogy azok, akik jóval magasabb pénzbeli ellátást kaptak, ha passzív táppénzre mentek, mint ha (az igen alacsony értéken maximált) álláskeresési járadékra, legalább 1 százalékponttal magasabb eséllyel vették az előbbi ellátást igénybe.

Másodszor, ha a jogosultak egy része valóban (részben) az álláskeresési járadék helyettesítőjeként használta a passzív táppénzt, kérdés, hogy a passzív táppénz maximális hosszának radikális csökkentése felgyorsította-e a munkába állást? A passzív táppénz 2007-es csökkentése előtt és után igénybe vevők munkapiaci státusát vizsgálva *Márk–Csillag* (2020) nem talált szignifikáns különbséget. Pontosabban: míg azok a dolgozók, akiknek egészségügyi kiadásai csekélyek (feltehetően nem krónikus betegek), a szabályváltozás után nagyobb arányban helyezkedtek el közvetlenül a passzív táppénz lejárta (45 nap) után, ez a különbség már 90 nap után eltűnik, addig a feltehetően a krónikus betegek elhelyezkedésére semmilyen hatással nem volt a szabályváltozás. Vagyis, bár igaz, hogy a passzív táppénzt az állásukat elvesztők egy része anyagi megfontolások miatt (is) vette igénybe, a jogosultság kurtitása összességében nem ösztönözte a gyorsabb munkába állást. Ez összhangban van az álláskeresési járadék magyarországi kurtításának hatását vizsgáló korábbi cikkekkel (*Galasi–Nagy*, 2002).

Összegzés

A táppénz szabályozásában az elmúlt tizenöt évben jelentős változásokat hajtott végre, és ezek igen megkurtították a táppénzes ellátások bőkezűségét. A változtatások hatását vizsgáló cikkek rendre arra jutottak, hogy a táppénz

¹¹ Meg kell jegyeznünk, hogy az újszülött egészségéről *Marczell* (2018) nem rendelkezett adatokkal.

¹² Az elemzésben a 25–54 éves kor közötti férfiakat vizsgálták, akik alkalmazottként dolgoztak a 100 fő fölötti vállalatoknál. Ebben a mintában a munkaviszonyukat befejezők körülbelül 3 százaléka vette igénybe a passzív táppénzt.

igénybevételét nemcsak a biztosítottak egészségi állapota, de a táppénz összege is befolyásolta. Ezt ki lehetett mutatni, ha a dolgozók táppénzen töltött idejét vagy a passzív táppénz igénybevételét vettük szemügyre. A jövőbeli kutatások fő kérdése az lehet, hogy már annyira lecsökkentették-e a táppénzt, hogy sokan még betegon visszatérnek a munkahelyükre, vagy éppen csak az esetleges táppénzcsalás mérséklődését érték el.

Hivatkozások

- BÖCKERMAN, P.–KANNINEN, O.–SUONIEMI, I. (2018): A Kink that Makes You Sick: The Incentive Effect of Sick Pay on Absence. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 33. No. 4. 568–579. o.
- BRYSON A.–DALE-OLSEN, H. (2019): The Role of Employer-provided Sick Pay in Britain and Norway. *Research in Labor Economics*, Vol. 47. 227–252. o. <https://doi.org/10.1108/S0147-912120190000047008>.
- CSILLAG MÁRTON (2019): The Incentive Effects of Sickness Absence Compensation – Analysis of a Natural Experiment in Eastern Europe. *Research in Labor Economics*, Vol. 47. 227–252. o. <https://doi.org/10.1108/S0147-912120190000047007>.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA (2002): Járadékjogosultsági időtartam és elhelyezkedés. *Közgazdasági Szemle*, 49. évf. 2. sz. 126–142. o.
- KSH (2014): *Táppénz, 2005–2013*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MARCELL KINGA (2018): *Essays on the Relationship between Health and Labor Market Outcomes*. Doktori disszertáció, Central European University, Budapest.
- MÁRK LILI–CSILLAG MÁRTON (2020): The Incentive effects of sickness benefit for the unemployed. Analysis of a reduction in potential benefit duration. Kézirat, KRTK KTI, Budapest.
- SPASOVA S.–BOUGET D.–VANHERCKE B. (2016): *Sick pay and sickness benefit schemes in the European Union*. Background report for the Social Protection Committee’s In-depth Review on sickness benefits (17 October 2016), European Social Policy Network (ESPN). European Commission, Brüsszel.
- ZIEBARTH, N. R. (2013): Long-Term Absenteeism and Moral hazard – Evidence from a Natural Experiment. *Labour Economics*, Vol. 24. 277–292.

K3.3. Egészségügyi fejlesztések hatása a munkavállalókra – egy fejlesztési program példája

CSILLAG MÁRTON & ELEK PÉTER

Az egészségügyi ellátórendszer fejlesztésének közvetett munkapiaci hatásai is lehetnek, hiszen egyrészt javulhat a lakosság egészségi állapota és így foglalkoztathatósága, másrészt csökkenhet a már foglalkoztatottak munkából kieső ideje is. Ezeket a mechanizmusokat próbáljuk számszerűsíteni egy európai uniós (TIOP 2.1.2.) programból finanszírozott fejlesztés esetében, amelynek során 2010 és 2012 között új járóbeteg-szakrendelőket létesítettek húsz, ilyen kapacitással addig nem rendelkező járásban.¹ Korábbi cikkeinkben (*Elek és szerzőtársai*, 2015, 2019) megmutattuk, hogy a fejlesztésnek köszönhetően 310 ezerrel több ember számára lett gépkocsival 20 percen belül elérhető a járóbeteg-szakellátás, és ennek hatására az érintett járásokban a járóbeteg-esetszám 19 százalékkal emelkedett.

A lehetséges egészségnyereségre utal, hogy a kórházi tartózkodások száma 1,6 százalékkal csökkent, a potenciálisan elkerülhető kórházi tartózkodás pedig ennél nagyobb mértékben, 5 százalékkal esett vissza. Ebben az írásban azt vizsgáljuk, hogy ezek a hatások az aktív korú lakosság munkajövedelem szerint képzett különböző csoportjaiban miként oszlottak el, valamint hogy befolyásolta-e a fejlesztés a táppénzenapok számát vagy akár a foglalkoztatottságot. A korábbi becsléseinkhez hasonlóan a húsz érintett járásban mért értékeket hasonlítjuk össze olyan – részvételi valószínűsége alapján alapuló párosítással (*propensity score matching*) kiválasztott – kontrolljárások értékeivel, amelyek fejlesztés előtti jellemzői hasonlóak voltak a fejlesztett járásokéhoz.

A Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont (KRTK) Adatbankja által összeállított Admin3 adatbázist használjuk, amely a magyar lakosság felének véletlen mintájára vonatkozóan tartalmaz többéves munkapiaci és egészségügyi adatokat.² Az *K3.3.1. táblázat* mutatja a 25–59 éves korosztály egészére, valamint négy, a 2007–2009-es évek átlagos munkajövedelme alapján képzett – nagyjából egyenlő nagyságú – csoportjára a hatásokat. A fejlesztések eredményeként a járóbeteg-esetszám az aktív korú népességben jövedelmi csoporttól függetlenül 18–23 százalékkal emelkedett, a kiadások forintértékének növekedése viszont több mint másfélszeres volt a munkajövedelemmel nem rendelkező csoportban, mint a legmagasabb jövedelmű csoportban, hiszen az előbbi csoport jellemzően rosszabb egészségű és így már kezdetben is magasabb járóbeteg-költségű volt. A járó- és fekvőbeteg-ellátás között megfigyelhető némi helyettesítési hatás: a kórházi tartózkodás valószínűsége [pontosabban esélye (*odds*)] mintegy 3 százalékkal csökkent. A kiváltott vénnyak száma és a háziorvosi esetszám néhány százalékkal emelkedett, elsősorban az alacsonyabb munkajövedelmű csoportokban.

Feltételezésünk szerint, ha a megfelelő szakellátás elérhetővé válik, úgy az ott lakók egészségi állapota javulhat, és így kevesebb időre esnek ki a munkából (ha dolgoznak). Ezt a táppénzenapok számával mértük,³ azonban nem találtunk semmilyen számottevő változást (*K3.3.2. táblázat*). Ezenfelül megvizsgáltuk, bővült-e a foglalkoztatás, ami három okból is érdekes. Először is: lehetséges, hogy a javuló egészségi helyzet következtében többen tudnak dolgozni. Másodszor: ha többen tudnak dolgozni, akkor kevésbé pozitívan szelektált az aktuálisan dolgozók köre, és ezért potenciálisan torzított lehet a táppénzre vonatkozó becslés. Harmadszor: az egészségügyi fejlesztések magukkal vonzhatják a foglalkoztatás bővülését (a lakos-

(folytatás a 140. oldalon)

¹ A fejlesztések idején még a kistérségi közigazgatási rendszer volt érvényben, amely azóta járási alapúra változott. Az írásban ez utóbbi csoportosítást használjuk, mert újabb számításaink ezen alapulnak.

² Az adatbázis leírását lásd a Közelkép Függelékében.

³ Csak azokat vetjük be a mintába, akik az adott év folyamán legalább három hónapig dolgoztak (biztosítottak voltak).

K3.3.1. táblázat: Az új szakrendelők létesítésének hatása különböző egészségügyi változókra az egyéni munkajövedelem szerint, 2009–2015

	Összes 25–59 éves	Átlagos munkajövedelem 2007–2009-ben (ezer forint)			
		0	1–600	600–1320	1320+
Éves esetszámok (logaritmikus hatások)					
Járóbeteg-esetszám	0,217*** (0,0060)	0,231*** (0,011)	0,228*** (0,012)	0,221*** (0,012)	0,183*** (0,012)
Kórházi tartózkodás esélye (odds)	-0,034** (0,013)	-0,047* (0,025)	-0,048* (0,025)	0,018 (0,027)	-0,047 (0,030)
Kiváltott vények száma	0,033*** (0,0047)	0,037*** (0,0083)	0,041*** (0,0106)	0,031*** (0,0093)	0,017* (0,0091)
Háziorvosi esetszám	0,025*** (0,0035)	0,021*** (0,0071)	0,041*** (0,0074)	0,030*** (0,0069)	0,0032 (0,0068)
Éves kiadások (forint)					
Járóbeteg-kiadás	2433*** (80)	3165*** (179)	2361*** (150)	2305*** (148)	1905*** (163)
Fekvőbeteg-kiadás	-849 (604)	-2160 (1395)	-1369 (1326)	-768 (981)	716 (1117)
Gyógyszerkiadás	-392 (690)	-944 (1725)	385 (1165)	-1408 (1342)	552 (1257)
Megfigyelések száma	1 403 478	346 804	372 952	358 657	325 065
Egyének száma	249 358	68 510	68 235	59 201	53 412

Megjegyzés: Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett robusztus (kivéve: logit) standard hibák.

Fix hatású Poisson-modellek az esetszámokra, fix hatású logit modell a kórházi tartózkodás valószínűségére, fix hatású lineáris modellek a kiadásokra.

Kontrollváltozók: életkor harmadfokú függvénye,

naptári év, egyéni fix hatás.

Minta: 25–59 éves, a fejlesztett és kontrolljársókban lakó emberek.

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

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatbázis alapján.

K3.3.2. táblázat: Az új szakrendelők létesítésének hatása a munkapiaci kimenetekre, 2007–2015

	Táppénzes napok száma (log hatás)	Dolgozott-e 3 hónapot? (log esélyhányados)	Biztosított napok száma (lin. hatás)
Szakrendelés létesítése után	0,0059 (0,0205)	-0,0189* (0,0108)	0,502 (0,517)
Megfigyelések száma	508 531	372 952	1 820 493
Egyének száma	76 664	68 235	267 919

Megjegyzés: Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett robusztus (kivéve: logit) standard hibák.

Fix hatású Poisson-modellek a táppénzes napok számára, fix hatású logit modell a legalább három hónap munkavégzés valószínűségére, fix hatású lineáris modell a biztosított napok számára. A táppénzes napok számát csak azokra becsültük, akik dolgoztak legalább három hónapot az adott évben. Az esetszámok eltérnek, mert a logit modell nem használja azon

egyéneket, akiknek nem változott a helyzete a megfigyelt időszak alatt.

Kontrollváltozók: életkor harmadfokú függvénye,

naptári év, egyéni fix hatás.

Minta: 25–59 éves, a fejlesztett és kontrolljársókban lakó emberek.

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

Forrás: Saját számítás *Admin3* adatbázis alapján.

ság egészségi állapotától függetlenül is). Két függő változót vizsgáltunk: annak valószínűségét, hogy az egyén legalább három hónapot dolgozott adott évben; illetve az adott évben foglalkoztatásban eltöltött napok számát. Összességében azt találtuk,

hogy a fejlesztések nem jártak együtt a foglalkoztatás növekedésével (K3.3.2. táblázat). A későbbiekben érdemes lehet még megvizsgálni, hogy bizonyos betegségekben szenvedő csoportok esetében volt-e hatás a munkavégző képességre.

Hivatkozások

ELEK PÉTER–VÁRADI BALÁZS–VARGA MÁRTON (2015): Effects of geographical accessibility on the use of outpatient care services: quasi-experimental evidence from panel count data. *Health Economics*,

Vol. 24. No. 9. 1131–1146. o. <https://doi.org/10.1002/hec.3201>.

ELEK PÉTER–MOLNÁR TAMÁS–VÁRADI BALÁZS (2019): The closer the better: does better access to outpatient care prevent hospitalization? *The European Journal of Health Economics*, Vol. 20. No. 6. 801–817. o. <https://doi.org/10.1007/s10198-019-01043-4>.

K3.4. Az elvándorlók egészsége*

BÍRÓ ANIKÓ

Tanulmányomban azt vizsgáltam, hogy a Kelet-Közép-Európából és Törökországból származó, Németországban élő bevándorlóknak milyen az egészségi állapota, és az hogyan változik a Németországban töltött évek során. Kelet-Közép-Európa lakosságának átlagosan rosszabb az egészségi állapota, mint a németországi lakoságnak. Németországba költözést követően változhat az elvándorlók életmódja és az egészségügyi ellátások igénybevétele is, befolyásolva egészségi állapotukat.

Kutatásomhoz az adatok a német szocio-ökonomiai panel (SOEP) adatbázisból származtak. A német SOEP a Németországban élő háztartások reprezentatív mintán alapuló, évenként ismétlődő panel-adatfelvétele. Kutatásomban az 1984–2013 közötti évek adatait használtam. Az adatbázis sokféle témát lefed, köztük tartalmaz a demográfiai, szocio-ökonomiai, egészségre vonatkozó indikátorokat, valamint a származásra és beilleszkedésre vonatkozó információt. Az első (1984-es) SOEP-mintában felül volt reprezentálva a török, görög, jugoszláv, spanyol és olasz lakosság, akik akkor Németországban a főbb bevándorló csoportot

alkották. Akkor 1393 bevándorló és 4528 német háztartásból állt a minta. 1994–1995-ben kibővítették a mintát további 531 háztartással, amelyben legalább egy háztartástag 1984 után költözött Németországba. Végül 2013-ban szintén bővült a SOEP-minta 2700 olyan háztartással, amelyben legalább egy háztartástag vagy azok legalább egy szülője 1994 után költözött Németországba.

Elsőként leíró elemzéssel vizsgáltam származási csoport szerint a 2013-ban mért egészségi állapotot. A török bevándorlók kivételével azt látjuk, hogy a Németországban élő, Kelet-Közép-Európából származó bevándorlóknak átlagosan jobb az egészségi állapota, mint a német lakosságé. Kivételt ezalól a túlsúlyosság indikátorai képeznek. A bevándorlók jobb egészségi állapota az úgynevezett *egészséges bevándorló hatásra* vezethető vissza, ami széles körben dokumentált a kapcsolódó irodalomban (*Antecol–Bedard*, 2006, *Janevic és szerzőtársai*, 2011). E szerint jellemzően az egészséges emberek vándorolnak el egy küldő országból, ami miatt a fogadó országban a bevándorlók egészségi állapota jellemzően átlagon felüli.

Ezt követően regressziós modell keretében vizsgáltam meg, hogy az egyéni tényezők kiszűrése (életkor, nem, családi állapot, végzettség, mun-

* A keretes írás Bíró (2018) főbb eredményeit foglalja össze.

kapiaci státus, kereset, német nyelvtudás) hogyan befolyásolja a becsült összefüggést a származás és az egészségi állapot között. Az egészségkülönbség megmarad akkor is, ha kiszűrjük az egyéb egyéni tényezők szerepét (K3.4.1. táblázat). Például ha valaki „egyéb kelet-közép-európai országból” származik, amelyek közé Magyarország is tartozik, akkor a többi tényező kiszűrése után is 2013-ban átlagosan 8,7 százalékponttal nagyobb valószínűséggel mondta azt, hogy jobb az egészségi állapota, mint egy Németországból származó válaszdó.

K3.4.1. táblázat: Egészségi állapot mutatók a német lakossághoz viszonyítva 2013-ban

Származási ország	Egészséggel való elégedettség (0-tól 10-ig)	Jó egészség (0/1)
	(1)	(2)
Törökország	0,412*** (0,158)	0,0676** (0,0315)
Volt Jugoszlávia	0,870*** (0,143)	0,105*** (0,235)
Oroszország, Ukrajna, Fehéroroszország	0,742*** (0,126)	0,0511* (0,0267)
Egyéb Kelet-Közép-Európa	0,698*** (0,119)	0,0872*** (0,0250)
Egyéni jellemzőkre kontrollálás	igen	igen
Megfigyelések száma	19 384	19 395

Megjegyzés: Zárójelben robusztus standard hibák.

Az (1) oszlop lineáris regressziós modell eredményeit mutatja, a (2) oszlop probit regressziós modellből számított átlagos marginális hatást mutat.

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

Forrás: Bíró (2018).

Az egészségi állapot változását tekintve nem találtam arra bizonyítékot, hogy a bevándorló lakosság

egészségi állapota gyorsabban romlana, mint a német lakosságé.

További eredmények azt mutatják, hogy a kelet-közép-európai bevándorló lakosság becsült egészségelőnye elsősorban azok között figyelhető meg, akik dolgoznak is Németországban. Eltűnik az egészségi előny azok körében is, akik nem rendelkeznek német nyelvtudással, és akik azt mondják, hogy érte őket hátrányos megkülönböztetés a származásuk miatt. Mindezek alapján szükséges a németországi társadalomba való integráltság ahhoz, hogy egy kelet-közép-európai bevándorló a német lakossághoz viszonyítva jó egészségi állapotban legyen.

Összességében tanulmányom rávilágít, hogy a kelet-közép-európai országokból jellemzően az egészségesebb lakosság vándorol el Németországba. Ha találnak munkát, és sikeresen beilleszkednek a fogadó ország társadalmába, akkor jellemzően meg is őrzik az egészségelőnyüket, és nem okoznak többletterhelést a fogadó ország egészségügyi rendszerének.

Hivatkozások

- ANTECOL, H.–BEDARD, K. (2006): Unhealthy assimilation: why do immigrants converge to American health status levels? *Demography*, Vol. 43. No. 2. 337–360. o. <https://doi.org/10.1353/dem.2006.0011>.
- BÍRÓ ANIKÓ (2018): Health of Central and Eastern European migrants in Germany: healthy migrant effects and good health maintained? *International Journal of Migration, Health and Social Care*, Vol. 14. No. 1. 68–81. o. <https://doi.org/10.1108/ijmhsc-03-2017-0008>.
- JANEVIC, T.–SAVITZ, D. A.–JANEVIC, M. (2011): Maternal education and adverse birth outcomes among immigrant women to the United States from Eastern Europe: a test of the healthy migrant hypothesis. *Social Science & Medicine*, Vol. 73. No. 3. 429–435. o. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.05.041>.