

Egészségi állapot, egészségügyi ellátások
igénybevétele és nyugdíjba vonulás összefüggései

MTA DOKTORI ÉRTEKEZÉS

Bíró Anikó

Budapest, 2023

Tartalomjegyzék

Bevezetés	1
1. Nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai	5
1.1. Elméleti háttér	5
1.1.1. Közvetett csatornák	5
1.1.2. Közvetlen csatornák	13
1.2. Empirikus eredmények az irodalomban	14
1.2.1. Egészségügyi ellátások igénybevétele	15
1.2.2. Fizikális egészség	16
1.2.3. Mentális egészség és kognitív képességek	17
1.2.4. Várható élettartam	18
1.2.5. Nyugdíjba vonulás módjának a szerepe	19
1.3. Járóbeteg ellátások igénybevétele nyugdíjba vonulás után Európában	20
1.3.1. Adatok	21
1.3.2. Becslési eredmények a járóbeteg ellátás és nyugdíjas státusz összefüggésére	24
1.3.3. Összegzés	30
1.4. Nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai Magyarországon	31
1.4.1. Nyugdíjkorhatár változások	32
1.4.2. Becslési módszerek	33

1.4.3.	Adatok	36
1.4.4.	Becslési eredmények, nők	41
1.4.5.	Becslési eredmények, férfiak	46
1.4.6.	Összegzés	52
1.5.	Kényszerű nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai Magyarországon .	53
1.5.1.	Adatok	55
1.5.2.	Becslési módszer	58
1.5.3.	Becslési eredmények	61
1.5.4.	Összegzés	71
2.	Egészség hatása nyugdíjba vonulási döntésekre	73
2.1.	Elméleti háttér	73
2.1.1.	Egészség hatása a nyugdíjba vonulásra	73
2.1.2.	Várható élettartam hatása a nyugdíjba vonulásra	75
2.1.3.	Endogén várható élettartammal összefüggések	78
2.1.4.	Vállalatok szerepe a nyugdíjba vonulási döntésekben	82
2.2.	Empirikus eredmények az irodalomban	83
2.2.1.	Nyugdíjba vonulás fő meghatározói tényezői	83
2.2.2.	Egészség hatása a nyugdíjba vonulásra	85
2.2.3.	Nyugdíjba vonulási szándék	87
2.3.	Nyugdíjba vonulás az egészség függvényében Európában	88
2.3.1.	Adatok	89
2.3.2.	Munkavégzéskor mért egészségi állapot és nyugdíjba vonulás .	92
2.3.3.	Összegzés	102
2.4.	Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás Magyarországon	103
2.4.1.	Adatok	104
2.4.2.	Egészségi állapot nyugdíjkorhatár előtt és a nyugdíjba vonulás összefüggése	105

2.4.3.	Egészségsokk hatása nyugdíjba vonulásra	114
2.5.	Vállalatok szerepe az egészség hatásában a nyugdíjba vonulási döntésekre	123
2.5.1.	Vállalati termelékenység mérése	125
2.5.2.	Egészségi állapot nyugdíjkorhatár előtt és a nyugdíjba vonulás összefüggésének eltérései vállalati termelékenység szerint	126
2.5.3.	Egészségsokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére vállala- lati termelékenység szerint	128
2.5.4.	Összegzés	137
2.6.	Egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulási döntéseinek összefüggése az egész- séggel	139
2.6.1.	Adatok	142
2.6.2.	Egészségsokk hatása munkapiaci részvételre egyéni vállalkozók körében	145
2.6.3.	Összegzés	149
3.	Egészségügyi kimenetek és a nyugdíj összege	151
3.1.	Nyugdíj rendszeres összege és egészségügyi kimenetek közötti összefüg- gések leíró jellegű vizsgálata	152
3.1.1.	Egészségügyi ellátások igénybevétele	153
3.1.2.	Életvégi egészségügyi ellátások igénybevétele	159
3.1.3.	Nyugdíj összege és mortalitás összefüggései	161
3.2.	Nyugdíj rendszeres összegének oksági hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére	165
3.2.1.	Adatok	166
3.2.2.	Instrumentális változós becslési eredmények	168
3.3.	Eseti nyugdíjkifizetések hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére	170
3.3.1.	A 13. havi nyugdíj és nyugdíjprémium	171
3.3.2.	Adatok	171

AnikoBiro_107_23

3.3.3. Eseti kifizetések becsült hatása	173
3.4. Összegzés	177
Következtetések	178

Ábrák jegyzéke

1.	65 éves és annál idősebb lakosság aránya az Európai Unióban és Magyarországon	1
2.	Foglalkoztatottsági arány 55-64 éves lakosság körében az Európai Unióban és Magyarországon	2
3.	Várható élettartam és foglalkoztatottsági arány 55-64 éves lakosság körében Európában	3
1.1.	Öregségi nyugdíjban részesülők aránya életkor és születési év szerint .	37
1.2.	Egészségügyi kiadások életkor és születési év szerint, nők	39
1.3.	Egészségügyi kiadások életkor és születési év szerint, férfiak	40
1.4.	Öregségi nyugdíj melletti foglalkozás aránya	56
1.5.	Foglalkoztatottság aránya a 2012. decemberében nyugdíj mellett dolgozók körében	57
1.6.	Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása összesített egészségügyi ellátási indikátorokra	62
1.7.	Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása gyógyszerfogyasztás bináris indikátoraira gyógyszercsoportonként	65
1.8.	Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása gyógyszerfogyasztás logaritmikus indikátoraira gyógyszercsoportonként	66
2.1.	Nyugdíjba vonulási életkor és valószínűség SHARE adatok alapján . .	91

2.2. Országok közötti eltérés nyugdíjba vonulásban és továbbdolgozási valószínűségben, lineáris valószínűségi modell eredményei SHARE adatok alapján	96
2.3. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére 1-4 éves időhorizonton	120
2.4. Egészségsokk gyakorisága vállalati bérprémium kategóriák szerint . .	131
2.5. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint	134
2.6. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint	136
2.7. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint	138
2.8. Nyugdíjasok aránya 55 éves korban megfigyelt munkapiaci státusz szerint	144
2.9. Öregségi nyugdíj összegének eloszlása	145
2.10. Egészségsokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében	147
2.11. Egészségsokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére és öregségi nyugdíjra 50-62 éves egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében . . .	148
2.12. Egészségsokk hatása munkapiacról kilépésre nyugdíj mellett dolgozó egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében	149
3.1. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorai	154
3.2. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorainak összefüggése egyéni jellemzők kiszűrésével	156
3.3. Öregségi nyugdíj összege és gyógyszerkategóriák szerinti kiadás indikátorai	157
3.4. Öregségi nyugdíj összege és gyógyszerkategóriák szerinti kiadás bináris indikátorai	159

3.5. Élet végéig hátralévő évek és az egészségügyi ellátások összesített indikátorai	160
3.6. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorai az élet utolsó évében	162
3.7. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorainak összefüggése az élet utolsó évében, egyéni jellemzők kiszűrésével	163
3.8. Öregségi nyugdíj összege és három éves halálozási valószínűség	164
3.9. Öregségi nyugdíj összege és három éves halálozási valószínűség összefüggése egyéni jellemzők kiszűrésével	165
3.10. Öregségi nyugdíj rendszeres összege 2016-ban megállapítás éve szerint	167
3.11. Eseti öregségi nyugdíjkifizetések eloszlása	172
3.12. Eseti öregségi nyugdíjkifizetések eloszlása	173

Táblázatok jegyzéke

1.1. Leíró statisztikák SHARE 1., 2. és 4. hullámának adatai alapján . . .	23
1.2. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában . .	25
1.3. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában – heterogenitás vizsgálatok	28
1.4. Nyugdíjas státuszra használt instrumentumok relevanciája SHARE 1., 2. és 4. hullámának adatain	30
1.5. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában – instrumentális változókkal becsült eredménye	31
1.6. Nyugdíjkorhatár változásai Magyarországon	33
1.7. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, nők .	42
1.8. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére iskolai végzettség szerint, nők	44
1.9. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére 54 éves kori gyógyszerkiadás szerint, nők	45
1.10. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére alter- natív becslési specifikációkkal, nők	46
1.11. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, férfiak	47
1.12. Nyugdíjas státusz hatása gyógyszerfogyasztásra gyógyszercsoportok szerint, férfiak	48

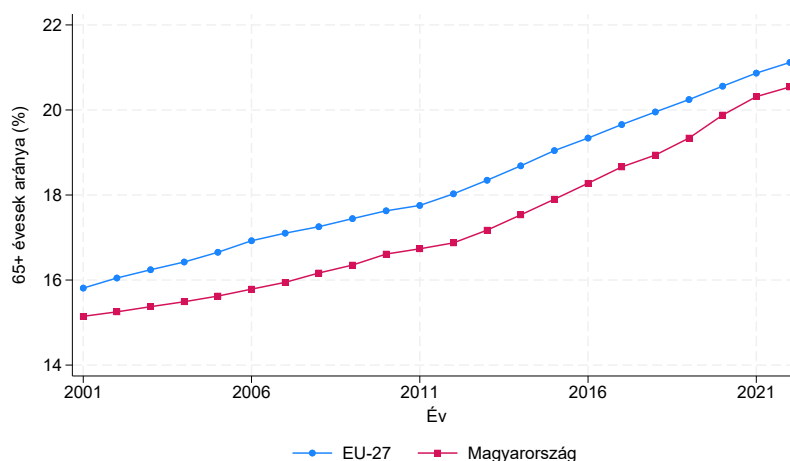
1.13. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére iskolai végzettség szerint, férfiak	50
1.14. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére 58 éves kori gyógyszerkiadás szerint, férfiak	51
1.15. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére alternatív becslési specifikációkkal, férfiak	52
1.16. Átlagos egyéni jellemzők munkaerőpiaci státusz szerint	58
1.17. Kényszerű nyugdíjazás átlagos hatása összesített egészségügyi ellátási indikátorokra	63
1.18. Kényszerű nyugdíjazás hatása gyógyszerfogyasztásra	64
1.19. Kényszerű nyugdíjazás hatása egészségügyi ellátások igénybevételére: heterogenitás vizsgálatok	69
1.20. Kényszerű nyugdíjazás hatása pszichonaleptikumok fogyasztására . .	70
2.1. Leíró statisztikák, SHARE 4. és 7. hulláma	90
2.2. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás SHARE adatok alapján	93
2.3. Egészségi állapot és 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűsége SHARE adatok alapján	95
2.4. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, heterogenitás munkaviszony típusa szerint	98
2.5. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés krónikus betegségekkel	100
2.6. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés betegség tünetekkel	101
2.7. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés mentális egészséggel	102
2.8. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás halálozási valószínűség függvényében, férfiak	107

2.9. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás kórházi tartózkodás függvényében, férfiak	108
2.10. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, férfiak	109
2.11. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás halálozási valószínűség függvényében, nők	111
2.12. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás kórházi tartózkodás függvényében, nők	112
2.13. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, nők	113
2.14. Változók átlagos értékei nyugdíjkorhatár után dolgozók mintáján . .	116
2.15. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére	118
2.16. Halálozási arány egészségsokk függvényében	119
2.17. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére nem, korcsoport és iskolai végzettség szerint	122
2.18. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, vállalati termelékenység szerint, férfiak	127
2.19. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, nők	128
2.20. Leíró statisztikák: egészségsokk által érintett és nem érintett férfiak jellemzői	132
2.21. Diagnózis kategóriák gyakorisága egészségsokk esetén	133
2.22. Egészségügyi ellátások igénybevétele egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében	143
2.23. Egészségsokk (legalább 10 napos kórházi tartózkodás) valószínűsége munkapiaic státusz, nem és korcsoport szerint	146
3.1. Rendszeres nyugdíjkifizetés hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, instrumentális változós becslési eredmények	170
3.2. Eseti nyugdíjkifizetés hatása egészségügyi ellátások havi indikátoraira	175
3.3. Eseti nyugdíjkifizetés hatása gyógyszerfogyasztásra	176

Bevezetés

A 65 év felettiek aránya 20,4%, és az előrejelzések szerint 2050-re eléri a 29,6%-ot az Európai Unióban ([European Commission, 2021](#)). Az 1. ábrán mutatott statisztikák alapján a 65 éves és annál idősebb lakosság aránya az elmúlt két évtizedben mind az Európai Unió országaiban átlagosan, mind Magyarországon folyamatosan növekedett. Magyarországot tekintve ez az arány a 2001-es 15,1%-os szintről 2022-re 20,5%-ra emelkedett, az Európai Unióban pedig az arány átlagosan fél százalékpont körüli értékkel magasabb, mint Magyarországon.

1. ábra. 65 éves és annál idősebb lakosság aránya az Európai Unióban és Magyarországon



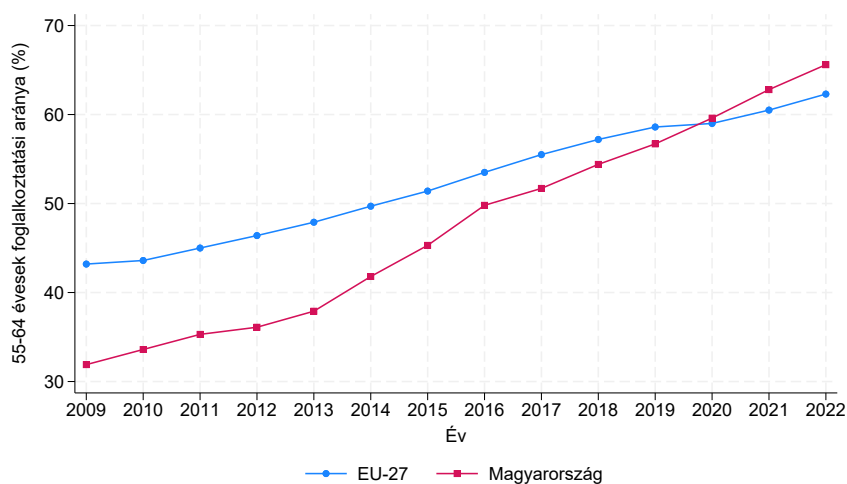
Jegyzetek: Adatok forrása: [Eurostat \(2023d\)](#).

A népesség elöregedése és az időskori eltartottak arányának növekedése komoly kihívást jelent a társadalmak és a gazdaságok számára. A megfelelő adóbevételek

fenntartása és a társadalombiztosítási rendszerek terheinek csökkentése érdekében a kormányok növelni kívánják az idősök foglalkoztatási rátáját, amely az Európai Unióban jelenleg 72,5% az 55-59 évesek körében és 44,7% a 60-64 évesek körében (szemben a 25-54 éves életkorúak 80,5%-ával) (Eurostat, 2023b). Az időskori foglalkoztatás növelése érdekében több európai országban is megemelték az öregségi nyugdíjkorhatárt, átalakították a rokkantsági nyugdíjrendszereket, és korszpecifikus adókkal támogatták a foglalkoztatást.

A 2. ábrán kirajzolt statisztikák alapján az 55-64 éves lakosság körében a foglalkoztatási arány az elmúlt több, mint egy évtizedben folyamatosan növekedett mind az Európai Unióban átlagosan, mind pedig Magyarországon. 2022-ben a foglalkoztatási arány 62% körül volt az Unióban és kicsit magasabb Magyarországon, a 2009-en mért több, mint 10 százalékpontos foglalkoztatási lemaradás Magyarországon mostanra eltűnt. A foglalkoztatási arány növekedéséhez a közpolitikai intézkedések (különösen a nyugdíjkorhatár emelések) mellett az idősebb lakosság javuló egészségi állapota is hozzájárulhatott.

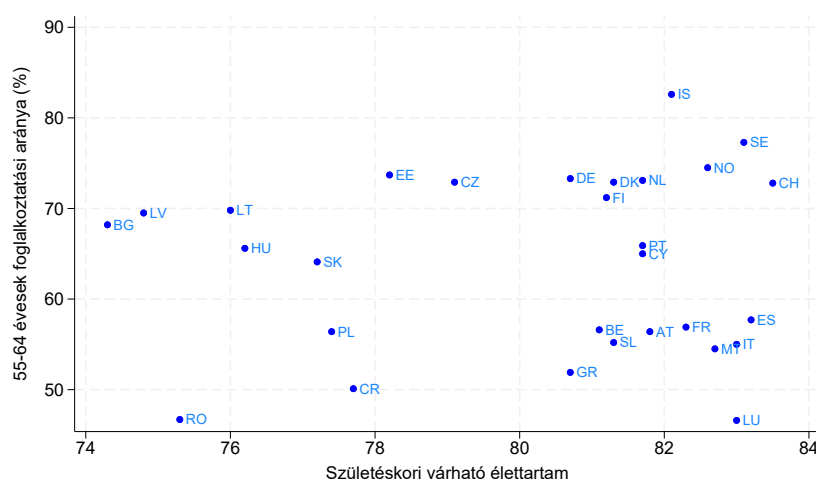
2. ábra. Foglalkoztatottsági arány 55-64 éves lakosság körében az Európai Unióban és Magyarországon



Jegyzetek: Adatok forrása: Eurostat (2023a).

Ugyanakkor a 3. ábrán mutatott 2022. évi statisztikák alapján nem rajzolódik ki világos összefüggés a születéskori várható élettartam és az 55-64 év közötti foglalkoztatottsági arány között Európában. Látszik az ismert tény, hogy a közép-kelet-európai országok körében jellemzően alacsonyabb a várható élettartam, mint a nyugat-európai országokban, azonban a 55-64 évesek körében nagy a szóródás a foglalkoztatottsági arányban mind a közép-kelet-európai, mind a nyugat-európai országok körében. Tehát nem látszik olyan összefüggés, hogy az időskori munkavállalás aránya magasabb lenne a hosszabb várható élettartammal jellemezhető országokban.

3. ábra. Várható élettartam és foglalkoztatottsági arány 55-64 éves lakosság körében Európában



Jegyzetek: Adatok forrása: [Eurostat \(2023a\)](#) és [Eurostat \(2023c\)](#), 2022-re vonatkozó statisztikák.

Értekezésemben a nyugdíjba vonulás és egészségügyi kimenetek összefüggéseit elemzem. Egyrészt megvizsgálom az időskori munkavállalás és nyugdíjba vonulás hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére és az egészségi állapotra. Ez az elemzés rávilágít, hogy az időskori foglalkoztatottság növelésének milyen egészségügyi következményei lehetnek. Másrészt megvizsgálom, hogy az egészségi állapot hogyan befolyásolja az időskori munkakínálatot és a nyugdíjba vonulás időzítését. Ez az elemzés arra világít rá, hogy az egészségi állapot javítását célzó közpolitikai intézkedések mennyiben lehetnek sikeresek az időskori munkakínálat növelését illetően. Végezetül

megvizsgálom az öregségi nyugdíj összegének hatását az egészségügyi ellátások igénybe vételére Magyarországon, miszerint a magasabb nyugdíjkifizetések jobb hozzáférést implikálnak-e az egészségügyi ellátásokhoz.

Az értekezés felépítésében a kiinduló pontot a nyugdíjba vonulás és egészségügyi kimenetek közötti kétirányú oksági összefüggés képezi. Elsőként a munkapiaci státusz egészségügyi hatásait vizsgálom, másodikként az egészségi állapot hatását vizsgálom a munkapiaci státuszra. Mindkét irányú összefüggés elemzését az elméleti háttér tárgyalásával indítom, ami rávilágít az összefüggések mögött álló lehetséges ösztönzőkre. Ezt követően áttekintem a kapcsolódó irodalmat, majd rátérek az empirikus elemzésekre. Ahol releváns, nemzetközi empirikus evidenciával indítom az elemzést, majd azt követően térek rá a magyarországi eredményekre. Magyarországi részletes adminisztratív adatok felhasználásával és elsősorban intézményi változások által nyújtott identifikációs stratégiákkal tudok oksági összefüggéseket feltárni a nyugdíjba vonulás és egészségügyi kimenetek között. Amennyiben az oksági elemzés nem lehetséges megfelelő identifikációs stratégia hiányában, azon esetekben elemzésem leíró jellegű, amely részek szintén fontos összefüggésekre és egyenlőtlenségekre hívják fel a figyelmet.

Az értekezés hozzájárul a nyugdíjba vonulás és az egészségi állapot, egészségügyi ellátások igénybevétele közötti összetett összefüggés jobb megértéséhez, különös figyelemmel az oksági hatások lehetséges feltárására. Az értekezés fókuszában, elsősorban a kiemelkedően gazdag adminisztratív adatállomány miatt Magyarország áll – az empirikus vizsgálatokhoz a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Adatbankjában elérhető egyéni szintű adminisztratív adatbázisokat használtam, amelyekben a munkapiaci kimenetek mellett részletes egészségügyi indikátorok is megfigyelhetők, az egyéni adatok pedig vállalati (munkáltatói) adatokhoz vannak kapcsolva. Ez az adatstruktúra tette lehetővé, hogy a meglévő irodalomhoz hozzájáruljak új, több esetben is oksági összefüggéseket feltáró eredményekkel a nyugdíjba vonulás és egészségügyi kimenetek összefüggésére vonatkozóan.

1. fejezet

Nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai

1.1. Elméleti háttér

1.1.1. Közvetett csatornák

Statikus modell

Kiindulásként egy egyszerű, statikus modell segítségével mutatom be, hogy az egészségügyi ellátások igénybevétele miért változhat nyugdíjba vonuláskor. A modell [Bíró \(2016\)](#) tanulmányomon alapul, amelyben a részletes levezetések is megtalálhatók. A modell [Grossman \(1972\)](#) szemléletét követi abban az értelemben, hogy az egészségügyi ellátások igénybevétele javítja az egészségi állapotot, ami pedig növeli az egyéni hasznosságot. Az egyszerűség kedvéért egy statikus modellt írok fel az egészségügyi ellátások igénybevételére Cobb-Douglas hasznossági függvénnyel. A hasznosság a fogyasztástól (C) és egészségi állapottól (H) függ. Felteszem, hogy az egészségi állapot az egészségügyi ellátások igénybevételének (M) lineáris függvénye. Ugyanakkor megengedem, hogy az egészségi állapot közvetlenül is összefüggjön a munkapiaci státusszal,

amit a ρ paraméter ragad meg, ami egy akkor, ha valaki nyugdíjas, 0 különben. Ebben az egyszerű modellkeretben az idősödés hatását az egészségre a nyugdíjas státusz egészségre való hatása ragadja meg – az egyszerűség kedvéért nem modellezem ennél részletesen az életkor hatását, a munkapiaci státusz pedig ebben a modellben exogén. $\phi_0(\rho)$ az egészségi állapot akkor, ha valaki nem vesz igénybe semennyi egészségügyi ellátást, ami a modellben egyúttal a lehetséges legrosszabb egészségi állapot adott munkapiaci státusz mellett.

A reprezentatív egyén az alábbi hasznossági függvényt maximalizálja két döntési tényezővel, a fogyasztással és egészségügyi ellátások igénybevételével:

$$\max_{C \geq 0, M \geq 0} U = C^\gamma H(M)^{1-\gamma}. \quad (1.1)$$

Az egészségi állapotot meghatározó egyenlet pedig:

$$H(M) = \phi_0(\rho) + \phi_1(M), \quad (1.2)$$

ahol $\phi_0(\rho) \geq 0$ és $\phi_1 \geq 0$.

Az egyén költségvetési korlátja egyenlővé teszi a kiadásokat (bal oldal) a bevételekkel (jobb oldal):

$$C + pM = \rho R + (1 - \rho)w(W_0 + W_1 H(M) - tM), \quad (1.3)$$

ahol a fogyasztás egységárát tekintem 1-nek, p pedig az egészségügyi ellátások egységára. R a nyugdíj összege, w az órabér (ami konstans ebben a modellben), W_0 a ledolgozott munkaórák száma ha valaki egészségi állapota $H(M) = 0$. W_1 ragadja meg, hogy mennyivel nő a ledolgozott munkaórák száma, ha az egészségi állapot egy egységgel javul. Végezetül, t az egészségügyi ellátások igénybevételének időkölsége.

Annak érdekében, hogy a modell a lehető legegyszerűbb maradjon, felteszem, hogy

adott egészségi állapot mellett a munkakínálat (ledolgozott munkaórák száma) exogén, emellett a nyugdíjas státusz, a nyugdíj összege és az órabér is exogén. Az egészségi állapot nyugdíjas státuszra való hatására a 2. fejezetben térek vissza. Az optimalizáció elsőrendű feltétele alapján kapjuk meg az egészségügyi ellátások igénybevételének optimális értékét. [Bíró \(2016\)](#) függelékében bemutatom, hogy a másodrendű feltételek teljesülnek.

A nyugdíjban lévő egyén egészségügyi ellátások iránti kereslete az optimumban:

$$M_{\rho=1} = -\gamma \frac{\phi_0(\rho=1)}{\phi_1} + \frac{(1-\gamma)R}{p}, \quad (1.4)$$

a dolgozó egyén egészségügyi ellátások iránti kereslete az optimumban pedig:

$$M_{\rho=0} = -\gamma \frac{\phi_0(\rho=0)}{\phi_1} + \frac{(1-\gamma)w(W_0 + W_1\phi_0(\rho=0))}{p - w(W_1\phi_1 - t)}. \quad (1.5)$$

Ezen egyszerű modell azonnal rávilágít, hogy több oka is lehet, hogy miért lehet magasabb az egészségügyi ellátások igénybevétele a nyugdíjasok között ($M_{\rho=1} > M_{\rho=0}$). Először is, ha az ellátások ára alacsonyabb a nyugdíjasok körében (p alacsonyabb) például gyógyszerártámogatás miatt, akkor az az ellátások iránti kereslet növekedését eredményezi. Másodszor, a preferenciák is változhatnak a munkaerőpiaci státusszal – ha az egészség relatív súlya a hasznossági függvényben nő a nyugdíjba vonulás után (γ csökken), az is az egészségügyi ellátások keresletének növekedését eredményezi. A modellben feltettem, hogy a nyugdíjasok körében az egészségügyi ellátások igénybevételének időkölsége nulla ($t = 0$), ami szintén abba az irányba mutat, hogy a nyugdíjasok körében magasabb az ellátások iránti kereslet. Ez utóbbi (leegyszerűsítő) feltevés magyarázata, hogy a nyugdíj összege független az egyén időbeosztási döntéseitől. Végezetül, ha a nyugdíjasok (és idősebbek) körében rosszabb az ellátások igénybevétele nélküli egészségi állapot (alacsonyabb ϕ_0) vagy magasabb az ellátások igénybevételének egészség-haszna (magasabb ϕ_1), akkor ezek a csatornák is ahhoz

vezetnek, hogy a nyugdíjasok körében magasabb az ellátások iránti kereslet.

Ugyanakkor a modellben van egy olyan csatorna, ami ellentétes irányú összefüggést implikál. Amíg valaki dolgozik, addig a munkajövedelem pozitívan függ az egészségi állapottól (a W_1 paraméteren keresztül). Az egészségi állapotot viszont az egészségügyi ellátások igénybevétele befolyásolja. Ez a csatorna egy olyan pénzügyi ösztönzőt jelent, ami azt eredményezheti, hogy a dolgozók körében fontosabb a jó egészség fenntartása, mint a nyugdíjasok körében, akik esetén a jövedelem (nyugdíj összege) nem függ az egészségi állapottól (munkaképességtől). A modell ezen következtetése összhangban van [Mazzonna és Peracchi \(2012\)](#) kognitív képességekre vonatkozó elméleti modelljével, amelyben a fő eredmény az, hogy a nyugdíjba vonulás felgyorsíthatja a kognitív képességek hanyatlását amiatt, hogy a nyugdíjasok körében megszűnik a munkapiaci ösztönző a kognitív képességek fenntartására. Hasonló csatorna jelenik meg [Case és Deaton \(2005\)](#) modelljében is. Amellett, hogy [Case és Deaton \(2005\)](#) is bemutatja, hogy a pénzügyi ösztönzők hatásának megszűnése miatt a nyugdíjba vonulást követően romlik az egészségi állapot, a dinamikus modelljük alapján arra a következtetésre is jutnak, hogy ugyanakkor az egészségromlás üteme gyorsabb közvetlenül nyugdíjba vonulás előtt, mint közvetlenül nyugdíjba vonulás után.

Dinamikus modell

A fenti illusztratív modell számos egyszerűsítő feltevésen alapul, különösen a munkapiaci státusz exogenitásán és a statikus modellkereten. A munkapiaci státusz exogenitását fenntartva egy lehetséges továbbfejlesztése a modellnek a dinamika beemelése, miszerint az egészségi állapot és pénzügyi vagyon függ az előző időszak értékeitől. A dinamikus modell felírásában [Galama és mtsai. \(2013\)](#) modelljét követem. Bár [Galama és mtsai. \(2013\)](#) a modelljének kiterjesztésében endogenizálja a nyugdíjba vonulási döntést, én itt az exogén nyugdíjba vonulási döntés feltevését megtartom. A modell megoldásának lépéseit nem mutatom be, azok megtalálhatók [Galama és mtsai. \(2013\)](#)

tanulmányában, ehelyett a modell keretére és a megoldásából fakadó következtetésekre fókuszálók.

Tegyük fel, hogy az egyén T évig él és R éves korában vonul nyugdíjba (amit exogénnek teszünk fel). Az egyén az életpálya-hasznosságot maximalizálja, ami függ a fogyasztástól (C) és egészségi állapottól (H), valamint a diszkont faktortól (β):

$$\int_0^R U_w[C(t), H(t)]e^{-\beta t} dt + \int_R^T U_r[C(t), H(t)]e^{-\beta t} dt, \quad (1.6)$$

ahol U_w a nyugdíj előtti, U_r pedig a nyugdíj utáni hasznossági függvény, amelyekre feltesszük a Cobb-Douglas függvényformát:

$$U_w = \frac{(C^\xi H^{1-\xi})^{1-\rho}}{1-\rho},$$

$$U_r = k \frac{(C^\xi H^{1-\xi})^{1-\rho}}{1-\rho},$$

ahol $0 \leq \xi \leq 1$, $\rho > 0$ a kockázatkerülés paramétere, k pedig a nyugdíj alatti és dolgozás alatti hasznosság aránya.

A hasznosság maximalizálása három korlát mellett történik. Az első korlát az egészségi állapot dinamikáját írja le, ahol $m(t)$ az igénybevett egészségügyi ellátások mennyisége, $\mu(t)$ az ellátások hatékonysága, $d(t)$ pedig az egészségromlás „természetes” üteme:

$$\dot{H} = \mu(t)m(t) - d(t)H(t). \quad (1.7)$$

A második korlát a pénzügyi eszközök ($A(t)$) dinamikáját írja le, ahol δ a kamatrátája, $Y(H(t))$ a jövedelem, $p(t)$ pedig az egészségügyi ellátások egységára:

$$\dot{A} = \delta A(t) + Y(H(t)) - C(t) - p(t)m(t). \quad (1.8)$$

Végezetül a harmadik korlát a jövedelemre vonatkozik, ami eltér a munkapiaci státusz

szerint. A jövedelem konstans (és exogén) b , ha valaki nyugdíjas, míg ha valaki dolgozik, akkor a jövedelem egy életkor-függő tag ($w_0(t)$) és egy egészségtől függő tag összege, ahol $\varphi(t) \geq 0$ ragadja meg az egészségi állapot jövedelemre való hatását:

$$Y(H(t)) = w_0(t) + \varphi(t)H(t) \quad \text{ha} \quad 0 < t \leq R, \quad (1.9)$$

$$Y(H(t)) = b \quad \text{ha} \quad R < t \leq T. \quad (1.10)$$

Exogén nyugdíjba vonulási időpontot (R) feltételezve, valamint feltéve, hogy az igénybevett egészségügyi ellátások mennyisége ($m(t)$) nem nulla, [Galama és mtsai. \(2013\)](#) alapján az alábbi optimális értékek adódnak a fogyasztás szintjére, az igénybevett egészségügyi ellátások mennyiségére és az egészségügyi állapotra, ahol mindhárom kimenet optimális értéke diszkrétén változik a nyugdíjba vonulás időpontjában.

Az optimális fogyasztási szint:

$$C^*(t) = \xi \Lambda \left(\pi_H(t) - \varphi(t) \right)^{1-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho}t} \quad \text{ha} \quad 0 < t \leq R, \quad (1.11)$$

$$C^*(t) = k^{\frac{1}{\rho}} \xi \Lambda \left(\pi_H(t) \right)^{1-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho}t} \quad \text{ha} \quad R < t \leq T, \quad (1.12)$$

ahol $\chi = \frac{1-\rho\xi-\xi}{\rho}$, $\Lambda = \xi^{\frac{1-\rho}{\rho}} \left(\frac{\xi}{1-\xi} \right)^{1-\chi} p_A(0)^{-\frac{1}{\rho}}$, $p_A(0)$ a vagyon árnyékára (Lagrange-multiplikátor), $\pi(t)$ pedig az egészség marginális költsége, amiről feltesszük, hogy nagyobb, mint az egészség jövedelemre való hatása ($\varphi(t)$):

$$\pi(t) = \frac{p(t)}{\mu(t)} \left(d(t) + \delta - \dot{p}(t)/p(t) + \dot{\mu}(t)/\mu(t) \right). \quad (1.13)$$

A nyugdíj előtti időszakban az egészség hatása a jövedelemre ($\varphi(t)$) csökkentőleg hat a fogyasztás optimális szintjére (feltéve, hogy $1 - \chi > 0$). A nyugdíjba vonulás időpontjában ez a csökkentő tényező megszűnik, viszont ha a k paraméter kicsi, akkor az csökkenti a nyugdíjba vonulástól kezdődően az optimális fogyasztás szintjét.

Az egészségügyi ellátások optimális szintje egy komplex függvény, a mechanizmusok viszont intuitívek – alacsonyabb k érték csökkenti a nyugdíjba vonulás után az egészségügyi ellátások optimális értékére, emellett az egészség jövedelemre való hatásának megszűnése is azt eredményezi, hogy a nyugdíjba vonulás után csökken az egészségügyi ellátások optimális értéke (felhasználva, hogy $\chi > 0$):

$$m^*(t) = \frac{1}{\mu(t)} e^{-\int_0^t d(s)ds} \frac{d}{dt} \left[(1 - \xi) \Lambda \left(\pi_H(t) - \varphi(t) \right)^{-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho} t} e^{\int_0^t d(s)ds} \right] \quad \text{ha } 0 < t \leq R, \quad (1.14)$$

$$m^*(t) = \frac{1}{\mu(t)} e^{-\int_0^t d(s)ds} k^{\frac{1}{\rho}} \frac{d}{dt} \left[(1 - \xi) \Lambda \left(\pi_H(t) \right)^{-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho} t} e^{\int_0^t d(s)ds} \right] \quad \text{ha } R < t \leq T. \quad (1.15)$$

Végezetül az egészségi állapot optimális szintje:

$$H^*(t) = (1 - \xi) \Lambda \left(\pi_H(t) - \varphi(t) \right)^{-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho} t} \quad \text{ha } 0 < t \leq R, \quad (1.16)$$

$$H^*(t) = k^{\frac{1}{\rho}} (1 - \xi) \Lambda \left(\pi_H(t) \right)^{-\chi} e^{-\frac{\beta-\delta}{\rho} t} \quad \text{ha } R < t \leq T. \quad (1.17)$$

[Galama és mtsai. \(2013\)](#) modellkerete tehát azt mutatja, hogy a nyugdíjba vonulás időpontjában az egészségi állapot optimális szintje csökken egyrészt amiatt, hogy megszűnik a jövedelem általi ösztönző a jobb egészség feltartására, másrészt amiatt is csökkenhet, ha a nyugdíj alatti és a dolgozás alatti hasznosság aránya alacsony. Az is látszik az eredményekből, hogy ha az egészség marginális költsége életkorral (t növekedésével) növekszik, akkor az egészség optimális szintje az életkorral csökken.

[Kuhn és mtsai. \(2015\)](#) egy összetettebb életciklus-modellt mutatnak be, amelyben az egészségügyi kimenetek és nyugdíjba vonulás közötti összefüggés négy fő mechanizmuson alapul: (i) pozitív összefüggés van az egészségi állapot és a várható élettartam között, és a várható élettartam befolyásolja a nyugdíj-előtakarékosság optimális szintjét és a nyugdíjba vonulási döntéseket; (ii) pozitív összefüggés van az egészségi állapot és a munkatermelékenység között, ezáltal a jövedelem (órabér) is függ az egészségi

állapottól; (iii) a munkavégzés befolyásolja az egészséget – ennek az összefüggésnek az iránya függ a munkakörnyezettől; (iv) a munkajövedelem befolyásolja a későbbi nyugdíj mértékét, és mindkettő hatással van az egészségi állapotra azáltal, hogy befolyásolják az elérhető egészségügyi ellátásokat. [Kuhn és mtsai. \(2015\)](#) modellje tehát elsősorban a várható élettartam figyelembe vételével fejleszti tovább [Galama és mtsai. \(2013\)](#) modelljét, és egyúttal továbblép [Bloom és mtsai. \(2007\)](#) modelljén is, akik a várható élettartam és a nyugdíjba vonulás összefüggését elemzik, de nem modellezik az egészségügyi ellátások igénybevételére vonatkozó döntést.

[Kuhn és mtsai. \(2015\)](#) modelljében a hasznosságot maximalizáló egyén három változóról dönt: fogyasztásról, igénybe vett egészségügyi ellátásokról, valamint a nyugdíjba vonulásról (feltéve, hogy a dolgozók munkakínálata konstans). [Kuhn és mtsai. \(2015\)](#) modelljének egyik fő következtetése, hogy a nyugdíjba vonulás hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére nem egyértelmű, függ attól, hogy a jövedelem és a munkavégzés negatív hatása a hasznosságra hogyan függ az egészségi állapottól. Ha a jövedelem erős pozitív összefüggésben áll az egészségi állapottal, vagy ha a munkavégzés negatív hatása a hasznosságra erősen csökken jobb egészségi állapot esetén, akkor növekszik a nyugdíjba vonulás előtti kereslet az egészségügyi ellátások iránt. Ezzel szemben, ha a jövedelem szintje vagy a munkavégzés negatív hasznossága kevésbé függ az egészségi állapottól, akkor az csökkentőleg hathat a nyugdíjba vonulás előtti egészségügyi ellátások iránti keresletre.

Az iskolai végzettség egy olyan fontos tényező lehet, ami befolyásolhatja a nyugdíjba vonulás és egészségügyi ellátások igénybevétele közti összefüggést. Svédországi adminisztratív adatok alapján [Lundborg és mtsai. \(2015\)](#) arra a következtetésre jut, hogy az alacsonyabb végzettségű dolgozók keresete jobban függ az egészségi állapottól, és ez az összefüggés erősödik idősebb korban. Valószínűsíthető az is, hogy a munkavégzés negatív hasznossága jobban összefügg az egészségi állapottal azok körében, akik fizikai munkát végeznek, és akik egyúttal jellemzően alacsonyabb végzettséggel rendelkeznek.

Ezek az összefüggések – [Kuhn és mtsai. \(2015\)](#) modelljéből kiindulva – azt implikálják, hogy a nyugdíjba vonulás nagyobb valószínűséggel és jobban csökkenti az egészségügyi ellátások iránti keresletet az alacsonyabb végzettségű dolgozók körében.

[Bíró és Elek \(2018\)](#) alapján a táppénz-csatorna egy további olyan lehetséges mechanizmus, amint keresztül a munkapiaci státusz befolyásolhatja az egészségügyi ellátások iránti keresletet. Ha egy dolgozó betegszabadságra vagy táppénzre kíván menni, fel kell vennie a kapcsolatot egy orvossal (jellemzően a háziorvosával), aki igazolja a távollét jogosultságát. Az orvos egyúttal gyógyszereket írhat fel, további ellátásokat ajánlhat a páciensnek vagy kórházba is beutalhatja. [Puhani és Sonderhof \(2010\)](#) eredményei egy németországi reform alapján is megerősítik ennek a mechanizmusnak a jelentőségét – eredményeik alapján a táppénz összegének a bér 100%-áról 80%-ára csökkentése a kórházi napok számát átlagosan 30%-kal csökkenti anélkül, hogy az egészségi állapotra hatást találnának. Amint viszont a dolgozó nyugdíjba megy, akkor megszűnik az ösztönzés az orvoslátogatásra a betegszabadság vagy táppénz igénybevétele által. Ez a mechanizmus is azt sugallja, hogy nyugdíjba vonulás után csökkenhet az egészségügyi ellátások igénybevétele.

1.1.2. Közvetlen csatornák

A preferenciákra és pénzügyi ösztönzőkre való (közvetett) hatások mellett a nyugdíjba vonulás közvetlenül is befolyásolhatja az egészségi állapotot.

A nyugdíjba vonulással megszűnik a munkahely által okozott stressz és több időt tud fordítani az egyén pihenésre vagy testmozgásra, amelyek pozitívan hathatnak az egészségi állapotra. Ezekre a pozitív hatásokra mutat empirikus bizonyítékot németországi kérdőíves adatok alapján [Eibich \(2015\)](#), valamint brit kérdőíves adatok alapján [Rose \(2020\)](#).

Ugyanakkor a nyugdíjba vonulás önmagában egy olyan jelentős esemény, amely stresszt okozhat ([Behncke, 2012](#)). A stressz hatásait vizsgáló irodalomban pedig számos

bizonyíték található a stressz negatív egészségi következményeiről. A stressz növelheti az egészségre káros viselkedések valószínűségét (Cooper és mtsai., 1992; Torres és Nowson, 2007), növelheti a kardiovaszkuláris betegségek valószínűségét (Kivimäki és Steptoe, 2018) és negatív hatással lehet a mentális egészségre (Virtanen és mtsai., 2007). A nyugdíjba vonulás nagyobb valószínűséggel vált ki stresszt, ha az nem önkéntes vagy nem előre tervezett volt (Bíró és mtsai., 2022).

A stresszen keresztüli hatásokhoz kapcsolódóan Janlert és Hammarström (2009) érvelését követve további mechanizmus lehet a nyugdíjba vonulás egészségi hatásait illetően a társadalmi kapcsolatokon keresztüli hatás. Janlert és Hammarström (2009) ezt a csatornát a munkanélküliség hatásain keresztül tárgyalják, de ugyanaz az érvelés érvényesülhet nyugdíjba vonulás esetén is. A nyugdíjba vonulással együtt csökkenhetnek vagy megszűnhetnek a társadalmi kapcsolatok, a társadalmi kapcsolatok hiánya pedig negatív egészségi reakciókat válthat ki egyrészt közvetlenül, mert a társas kapcsolatok alapvető szükségletnek tekinthetők, másrészt közvetetten, mert a társas kapcsolatok segítenek kezelni a stresszt.

Janlert és Hammarström (2009) megkülönböztetik továbbá a „látens funkciók” általi mechanizmust, miszerint a munkavégzésnek vannak olyan „látens funkciói”, mint például a napi rutin kialakulása, közös célok kitűzése és azok elérése iránti törekvés, közös élmények átélése. Ezen látens célok hiányának pedig negatív egészségi következményei lehetnek, elsősorban a mentális egészséget illetően.

1.2. Empirikus eredmények az irodalomban

Az elméleti megfontolások alapján nem egyértelmű, milyen irányú hatások várhatók a nyugdíjba vonulástól az egészségügyi kimenetekre. Míg az egészségügyi ellátások esetén inkább csökkenés várható a nyugdíjba vonulást követően, az egészségi állapotot illetően pozitív és negatív hatások is várhatók, és a hatások eltérhetnek mentális és

fizikális egészséget tekintve. Empirikus elemzésekkel tárható fel a hatások iránya. Az alábbiakban röviden áttekintett empirikus irodalomban fontos átfogó kérdés a nyugdíjba vonulás oksági hatásának identifikációja, amely elsősorban a nyugdíjrendszereket érintő reformokra építve vagy nyugdíjrendszerek országok közötti eltérését kihasználva érhető el.

1.2.1. Egészségügyi ellátások igénybevétele

[Eibich \(2015\)](#) németországi kérdőíves adatokat használva vizsgálja a nyugdíjba vonulás hatását egészségügyi kimenetekre. Empirikus stratégiája azon alapul, hogy a nyugdíjkorhatárnál jelentősen megnő a nyugdíjba vonulás valószínűsége, így a nyugdíjkorhatár környékén a szakadásos regresszió (regression discontinuity) módszerével fel lehet tárni a nyugdíjba vonulás oksági hatásait. Az egészségügyi ellátások igénybevételét tekintve [Eibich \(2015\)](#) azt találja, hogy a nyugdíjba vonulás csökkenti a kórházba kerülés valószínűségét és az orvosi vizitek számát is.

[Hagen \(2018\)](#) svéd adminisztratív adatokat használ a nyugdíjba vonulás hatásainak becsléséhez, felhasználva a helyi önkormányzati dolgozók nyugdíjkorhatárának emelését az oksági hatások feltárásához. Ezen a speciális mintán [Hagen \(2018\)](#) pontosan becsült nulla hatását találja a nyugdíjba vonulásnak a gyógyszerfogyasztás és kórházi ellátás igénybevételének valószínűségére és mértékére.

Magyarországot tekintve [Bíró és Elek \(2018\)](#) tanulmányunkban vizsgáljuk a nyugdíjba vonulás hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére adminisztratív adatok alapján. A nők korengedményes nyugdíjkorhatárának emelését felhasználva az oksági összefüggések identifikációjához azt találjuk, hogy a nyugdíjba vonulás hatásaként csökken a járóbeteg és fekvőbeteg ellátások igénybevételének valószínűsége és a gyógyszervásárlás valószínűsége is, az egészségesebbek és az alacsonyabb végzettségűek körében erősebbek ezek a hatások. Az 1.4. fejezetben visszatérek az ezen tanulmány által használt identifikációs stratégiához.

Bíró (2016) és Lucifora és Vigani (2018) egyaránt a Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) nemzetközi kérdőíves adatait használják a nyugdíjba vonulás hatásának az egészségügyi ellátásokra való becsléséhez. A nemzetközi adatok segítségével az identifikációhoz kihasználható az országok közötti eltérések a nyugdíjkorhatárokból – mindkét idézett tanulmány a nyugdíjkorhatárt használja fel instrumentális változóként a nyugdíjas státuszhoz. Ehhez a módszerhez visszatérek az 1.3 és 1.4. fejezetekben. Bíró (2016) és Lucifora és Vigani (2018) azt találják, hogy a nyugdíjba vonulás növeli az orvosi vizitek számát, amit az orvoslátogatás lehetőségköltségének csökkenésével és a preferenciák változásával magyaráznak.

Az irodalomban talált eltérő előjelű és mértékű hatások azt sugallják, hogy az intézményi háttér különbségei eltérő hatást implikálhatnak a nyugdíjba vonulástól az ellátások igénybevételére, valamint hogy a hatások eltérhetnek társadalmi csoportonként (nem, életkor, egészségi állapot és társadalmi-gazdasági státusz szerint).

1.2.2. Fizikális egészség

A nyugdíjba vonulás egészségi állapotra való hatásának becslése ökonometriailag nehezebb, mint az egészségügyi ellátások igénybevételére való hatás becslése. Ennek kettő alapvető oka van. Egyrészt amíg az egészségügyi ellátások igénybevétele rögtön a nyugdíjba vonulást követően változhat, addig lehet, hogy az egészségi állapotban mutató hatás csak több év múlva jelentkezik, ami hosszabb idősort igényel az adatoktól és az egyéb tényezők (pl. intézményi változások, makrogazdasági környezet változásai) kiszűrése is nehezebbé válik. Másrészt pedig az egészségügyi ellátások mértékének mérése (pl. kórházi napok száma, gyógyszerre költött összeg) is könnyebb, mint az egészségi állapot objektív mérése.

Így tehát érthető, hogy kevesebb evidenciával rendelkezünk a nyugdíjba vonulás fizikális egészségre való hatásáról. A korábban már idézett tanulmányában Eibich (2015) németországi kérdőíves adatok alapján megvizsgálja a nyugdíjba vonulás hatását

a fizikális egészségre is. Vizsgálatában szubjektív, az általános egészségre és fizikális egészségre vonatkozó mérőszámokat használ és azt találja, hogy a nyugdíjba vonulás javítja az egészségi állapotot – 12 százalékponttal növeli a kielégítő vagy annál jobb (szubjektív) egészségi állapot valószínűségét.

Eibich (2015) eredményei összhangban vannak Coe és Zamarro (2011) eredményeivel, akik SHARE adatok alapján, szintén szubjektív egészség-indikátorokra fókuszálva, és az országok közötti nyugdíjkorhatár-eltéréseket felhasználva azt találják, hogy a nyugdíjba vonulás jelentősen, 35 százalékponttal csökkenti az elfogadható vagy annál rosszabb (szubjektív) egészségi állapot valószínűségét.

Fontos ugyanakkor figyelembe venni a szubjektív egészség-indikátor korlátait a nyugdíjba vonulás fizikális egészségre való hatásának becslésekor, hiszen a szubjektív egészség a mentális egészségi állapotot is megragadja.

Van der Heide és mtsai. (2013) szisztematikus irodalomáttekintésében hat olyan magas színvonalú tanulmányt talált, amely a nyugdíjba vonulás oksági hatását vizsgálata objektíven mért fizikális egészségre (pl. fáradtság, betegség tünetek, krónikus betegség), ezek a tanulmányok azonban összességében nem konkluzívak a hatás előjelét illetően.

A mérési nehézségek miatt indokolt a várható élettartamra való hatás vizsgálata, az arra vonatkozó evidenciákra az 1.2.4. alfejezetben térek vissza.

1.2.3. Mentális egészség és kognitív képességek

A nyugdíjba vonulás mentális egészségre való hatásának mérése elsősorban kérdőíves adatok alapján történik az irodalomban, depresszió-skálára fókuszálva. A nyugdíjba vonulás várhatóan gyorsabban hat a mentális egészségre mint a fizikális egészségre, a hatások erősebbek is lehetnek, ezenkívül a standard mérőszámok is könnyebbé teszik a hatás becslését a fizikális egészségre való hatás becsléséhez képest.

SHARE adatok alapján, a nyugdíjkorhatár országok közötti eltéréseit felhasználva

Kolodziej és García-Gómez (2019) azt találják, hogy a nyugdíjba vonulás pozitív hatással van a mentális egészségre, csökkenti a depresszió valószínűségét. Odone és mtsai. (2021) 41 tanulmányon alapuló szisztematikus irodalomáttekintése is hasonló következtetésre jut – eredményeik alapján a nyugdíjba vonulás 20%-kal csökkenti a depresszió valószínűségét. Odone és mtsai. (2021) áttekintésébe bevont tanulmányok döntő többsége kérdőíves felméréseken alapul. Antidepresszáns fogyasztási adatok és depresszió kórházi kezelésére vonatkozó adminisztratív adatok alapján kevesebb és vegyes evidencia áll rendelkezésünkre a nyugdíjba vonulás hatásáról (Oksanen és mtsai., 2011; Olesen és mtsai., 2015).

A mentális egészségre való pozitív hatástól eltérően Bonsang és mtsai. (2012) azt találják, hogy a nyugdíjba vonulás negatívan hat a kognitív képességekre. Az európai SHARE és az amerikai Health and Retirement Study (HRS) adatait használják, a kognitív képességeket pedig a memóriát és verbális képességeket mérő feladatok eredményeivel mérik. Hasonló módszertant követve, és szintén a SHARE és HRS adataiból kiindulva (kiegészítve az angol ELSA adatbázis adataival), Rohwedder és Willis (2010) is arra a következtetésre jutnak, hogy a korai nyugdíjazás jelentősen negatív hatással van a kognitív képességekre. Az elméleti megfontolásokhoz visszatérve, a negatív hatás magyarázata lehet, hogy a nyugdíjba vonulás után megszűnik az ösztönzés a kognitív képességek fenttartására, valamint a munkahelyi feladatok megszűnése is a kognitív képességek gyengüléséhez vezethet.

Összességében tehát az empirikus irodalom eredményei azt sugallják, hogy a nyugdíjba vonulás hatása a mentális egészségre pozitív, azonban a kognitív képességekre negatív.

1.2.4. Várható élettartam

A nyugdíjba vonulás fizikális egészségre becsült hatásaihoz hasonlóan nincsen egyértelmű bizonyíték arra vonatkozóan az irodalomban, hogy hogyan hat a nyugdíjba

vonulás a halandóságra és várható élettartamra.

A 1.2.1. fejezetben már idézett [Hagen \(2018\)](#) a svéd helyi önkormányzati dolgozók adataira támaszkodva nem talál arra vonatkozóan bizonyítékot, hogy a nyugdíjba vonulás hatással lenne a halandóságra. A hatás hiányát azonban okozhatja, hogy az általa vizsgált minta nem reprezentatív a teljes lakosságra. Ez a probléma nem áll fenn [Hernaes és mtsai. \(2013\)](#) tanulmányában, akik Norvégia teljes lakosságára vonatkozó adminisztratív adatok alapján becslik meg a nyugdíjba vonulás oksági hatását a halandóságra. Identifikációjuk alapját a nyugdíjrendszer egy olyan átalakítása szolgálja, amely a lakosság egy részére korai nyugdíjazást tett lehetővé. [Hernaes és mtsai. \(2013\)](#) is azt az eredményt kapják, hogy a nyugdíjba vonulás életkora nincsen hatással a halandóságra.

Eltérő eredményeket kap [Fitzpatrick és Moore \(2018\)](#), akik azt vizsgálják amerikai halandósági adatok alapján, hogy a nyugdíjazás standard 62 éves kora után megugrik-e a halandóság. Becslési eredményeik azt mutatják, hogy 62 éves kor után hirtelen 2%-kal megnő a halandóság, de csak férfiak körében, amit elsősorban életmódbeli változásokkal magyaráznak. Hasonló következtetésekre jut [Kuhn és mtsai. \(2020\)](#), miszerint egy évvel korábbi nyugdíjazás férfiak körében 0,2 évvel csökkenti a halálozáskori életkort, nők körében azonban nem találnak hatást. Az oksági hatás identifikációjának alapjául egy osztrák nyugdíjreform szolgál, amely korengedményes nyugdíjat tett lehetővé bizonyos régiókban. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy ebben az intézményi környezetben a nyugdíjazás sok esetben nem önkéntes volt, ami okozhatja a halandóságra való kedvezőtlen hatást – erre a kérdésre visszatérek a 1.2.5. alfejezetben.

1.2.5. Nyugdíjba vonulás módjának a szerepe

Ha a nyugdíjba vonulás nem önkéntes, akkor nagyobb valószínűséggel járhat negatív következményekkel az egészségre nézve. Erre vonatkozóan azonban kevés az evidencia az irodalomban – a kapcsolódó tanulmányok hiányára [Van der Heide és mtsai. \(2013\)](#)

is rámutat a szisztematikus irodalomáttekintésükben.

Leíró jellegű, holland panel adatokra alapuló elemzésükben [Dingemans és Henkens \(2014\)](#) és [Hershey és Henkens \(2014\)](#) azt találják, hogy az önkéntes nyugdíjba vonuláshoz képest a kényszerű nyugdíjba vonulás nagyobb valószínűséggel rontja az élettel való elégedettséget. Hasonló következtetésre jut az amerikai HRS kérdőíves adatai alapján [Bender \(2012\)](#) és németországi kérdőíves adatok alapján [Bonsang és Klein \(2012\)](#), miszerint a nyugdíjasok jólléte szignifikánsan alacsonyabb, ha kényszerű volt a nyugdíjba vonulásuk.

Magyar adminisztratív adatokon alapuló elemzésükben, felhasználva a közszektorban dolgozók kényszerű nyugdíjazását, [Bíró és mtsai. \(2022\)](#) kutatásunkban nem találtunk arra bizonyítékot, hogy a kényszerű nyugdíjazás rontaná az egészségi állapotot vagy növelné a halandóságot. A gyógyszerfogyasztással vagy orvosi ellátással nem járó mentális egészségi problémákra való hatást viszont az általunk használt adatok alapján nem lehetséges kimutatni. A kényszerű nyugdíjazás egészségügyi hatásainak empirikus becslésére az 1.5. fejezetben térek vissza.

1.3. Járóbeteg ellátások igénybevétele nyugdíjba vonulás után Európában

Ebben a fejezetben nemzetközi adatokat felhasználva mutatok be összefüggéseket a nyugdíjba vonulás és az egészségügyi kimenetek között. A Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) nemzetközi kérdőíves adatokat használok a fejezetben.¹

¹Az értekezés során a SHARE 1-7. hullámának adatait használok (10.6103/SHARE.w1.800, 10.6103/SHARE.w2.800, 10.6103/SHARE.w3.800, 10.6103/SHARE.w4.800, 10.6103/SHARE.w5.800, 10.6103/SHARE.w6.800, 10.6103/SHARE.w7.800), módszertani részletekért lásd [Börsch-Supan és mtsai. \(2013\)](#). A SHARE-adatfelvételt az Európai Bizottság DG Research and Development finanszírozta az alábbi forrásokból: FP5 (QLK6-CT-2001-00360), FP6 (SHARE -I3: RII -CT-2006-062193, COM PARE : CI T5-CT-2005-028857, SHARELIFE : CIT4-CT-2006-028812), FP7 (SHARE -PREP: GA No.211909, SHARE -LEA P: GA No.227822, SHARE M4: GA No.261982, DASIS H: GA No.283646),

Megvizsgálom, hogyan függ össze a járóbeteg ellátások igénybevétele a nyugdíjas státusszal tíz európai ország mintáján. Az elemzés alapját a [Bíró \(2016\)](#) tanulmányom képezi, de értekezésemben a becsléshez használt mintában és a módszertan részleteiben vannak eltérések a [Bíró \(2016\)](#) tanulmányomhoz képest.² Az elemzés alapvetően leíró jellegű, de az instrumentális változók módszerét használva lépést teszek az oksági elemzés irányába, felhívva a figyelmet annak korlátaira. Jól identifikált oksági elemzést magyarországi adminisztratív adatok használatával fogok bemutatni az [1.4.](#) fejezetben.

1.3.1. Adatok

A SHARE adatbázis egy, az európai 50 év feletti lakosság körében végzett kétévenkénti panel adatgyűjtés eredménye. Az adatbázis által lefedett országok köre fokozatosan bővült. A kérdőív témái között szerepel többek között a munkapiaci státuszra, demográfiai tényezőkre, egészségi állapotra és egészségügyi ellátások igénybevételére vonatkozó kérdések.

Az elemzéshez a SHARE adatbázis 1., 2. és 4. hullámát használom fel ([Börsch-Supan, 2022a,b,c](#)). A 3. adatfelvételi hullám retrospektív adatfelvétel volt, így azon adatfelvételi hullám adatait nem tudom használni a jelen elemzéshez. Az első adatfelvétel 2004-ben volt, a második adatfelvétel 2006-2007-ben, a negyedik adatfelvétel 2011-ben. Az 5. és azt követő adatfelvételi hullámok adatait nem tudom ebben a fejezetben használni, mert azokban a kérdőívekben nem került megkülönböztetésre a háziorvosi és szakorvosi vizitek száma, ami jelen fejezetem elemzésének fókuszában

Horizon 2020 (SHARE -DEV 3: GA No.676536, SHARE -COHESION : GA No.870628, SERISS : GA No.654221, SSHOC: GA No.823782), valamint H2020 SHARE -Covid-19 (GA 101015924); illetve a DG Employment, Social Affairs & Inclusion az alábbi forrásokból: VS 2015/0195, VS 2016/0135, VS 2018/0285, VS 2019/0332 és VS 2020/0313. További finanszírozók a Német Oktatási és Kutatási Minisztérium, a Max Planck Society for the Advancement of Science és a US National Institute on Aging (U01_AG09740-13S2, P01_AG005842, P01_AG08291, P30_AG12815, R21_AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG_BSR 06-11, OG HA_04-064, HHSN271201300071C, RAG 052527A). További részletekért lásd <https://share-eric.eu/>.

²Értekezésemben nem vizsgálom az Egyesült Államokban megfigyelhető összefüggéseket, a SHARE adatok frissebb kiadását használom, és azon összefüggésekre fókuszálok, amelyek jobban kapcsolódnak a következő fejezetben Magyarországra bemutatott elemzéshez.

van. A fekvőbeteg ellátások igénybevételét nem vizsgálom mert az egészségügyi intézményben lévőket nem fedi le a kérdőív, emiatt kevésbé lennének megbízhatók a kapott eredmények. A legbetegebb lakosság alulreprezentáltsága probléma a járóbeteg ellátásra vonatkozó becslések esetén is, a minta szelektivitását súlyozással kezelem, a SHARE adatbázisban elérhető egyéni súlyokat felhasználva, amelyek korrigálnak a mintavételből fakadó egyenlőtlenségekre és a felmérésben való részvétel megtagadásából származó torzításokra is.

A mintát azokra az országokra szűkítem, amelyek részt vettek a SHARE adatfelvétel 1., 2. és 4. hullámában is. Ez tíz országot jelent: Ausztria, Belgium, Dánia, Franciaország, Hollandia, Németország, Olaszország, Spanyolország, Svájc és Svédország.

Leíró statisztikákat a 1.1. táblázatban mutatok be a három adatfelvételi hullámra összesítve. Az egészségügyi ellátások indikátorai a kérdezést megelőző 12 hónapra vonatkoznak. A nyugdíjas státusz a munkapiaci státuszra vonatkozó önbevallásos kérdésen alapul, tehát ha valaki nyugdíj mellett dolgozik, akkor őt akkor rögzítik az adatbázisban nyugdíjasnak, ha azt jelöli meg a válaszadó (elsődleges) munkapiaci státuszként. A alaptevékenységek (activities of daily living – ADL) limitációinak száma egy olyan kérdésen alapul, ahol felsorolják a lehetséges limitációkat a válaszadónak (pl. 100 méter megtétele, körülbelül két óra ülés, lépcsőzés, stb., nehézségei), majd azok közül jelöli be, hogy melyik vonatkoznak rá. Hasonlóan, a krónikus betegségek száma is egy listán alapul (pl. magas vérnyomás, cukorbetegség, daganatos betegség, stb.), ahol a válaszadónak lehetősége van további, a listán nem szereplő betegségek említésére is. Azt a betegséget kell jelölnie a válaszadónak, amelyet valaha diagnosztizáltak nála. A tünetek száma is listán alapul, ahol azt kell megjelölnie a válaszadónak, amely tünet az elmúlt hat hónapban jelentkezett nála (pl. hátfájás, tartós köhögés, szédülés). Az iskolai végzettség egységes nemzetközi osztályozása (ISCED skálára, ami az International Standard Classification of Education rövidítése) a kérdőíves válaszok

AnikoBiro_107_23

feldolgozása során történik, egységes skálára hozva a nemzetközileg és kohorszok között eltérő iskolai végzettségi kategóriákat.

1.1. táblázat. Leíró statisztikák SHARE 1., 2. és 4. hullámának adatai alapján

	Átlag	Szórás	Megfigyelések száma
Járt háziornosnál	0,846	0,361	82 631
Háziornosi vizitek száma	5,347	8,286	82 631
Járt szakornosnál	0,502	0,500	82 630
Szakornosi vizitek száma	2,296	5,516	82 630
Nyugdíjas	0,511	0,500	82 599
Életkor	65,788	10,657	83 585
Nő	0,545	0,498	83 585
ADL limitációk száma	0,264	0,903	83 585
Krónikus betegségek száma	1,634	1,495	83 273
Tünetek száma	1,807	1,871	83 269
<i>Családi állapot</i>			83 585
Házass, házastárssal él	0,648		
Élettársi kapcsolat	0,009		
Házass, házastárstól külön él	0,014		
Nőtlen, hajadon	0,073		
Elvált	0,073		
Özvegy	0,183		
<i>Iskolai végzettség</i>			83 585
Végzettség nélküli	0,064		
Általános iskola	0,244		
Alsó középfokú	0,173		
Felső középfokú	0,316		
Középfok utáni, nem felsőfokú	0,020		
Főiskola, egyetem	0,174		
Tudományos fokozat	0,009		
<i>Lakhely jellege</i>			79 607
Nagyvárosi	0,136		
Nagyváros külső részén lévő	0,136		
Városi	0,147		
Kisvárosi	0,276		
Vidéki, falusi	0,304		

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 1., 2. és 4. adatfelvételi hulláma. Az ADL az alaptevékenységek (activities of daily living) rövidítése.

1.3.2. Becslési eredmények a járóbeteg ellátás és nyugdíjas státusz összefüggésére

Alap eredmények

A nyugdíjas státusz és a járóbeteg ellátások igénybevételének összefüggését lineáris regressziós modellekkel becsülöm. Itt is, és az értekezés hátralévő becslései során a lineáris specifikációkat preferálom az eredmények könnyebb értelmezhetőségének érdekében, figyelembe véve, hogy a céloom összefüggések feltárása és nem előrejelzés.³ Előrejelzések készítésekor jelentene problémát, hogy az előrejelzett értékek kétértékű változók esetén is lehetnek 0-nál kisebbek vagy 1-nél nagyobbak, vagy csak pozitív értékkel rendelkező változók esetén is lehetnek 0-nál kisebbek.

Függő változóként a háziorvosi vizitek és járóbeteg szakellátási vizitek kétértékű indikátorait és a vizitek számát használok (mindegyik indikátor a SHARE interjút megelőző 12 hónapra vonatkozik), a fő magyarázó változó pedig az, hogy a válaszadó nyugdíjas-e. Első lépésként a modellben kontroll változóként szerepeltetem az életkort, életkor négyzetét, nemet, ország indikátorokat és a SHARE adatfelvételi hullámára vonatkozó indikátorokat. A mintába bevont három adatfelvételi hullám adatait együttesen használok fel, a standard hibákat egyéni szinten klaszterezem. Az életkor és nem olyan demográfiai indikátorok, amelyek várhatóan erősen összefüggnek az egészségügyi ellátások igénybevételével és a munkapiaci státusszal is, így kontroll változóként szerepeltetésük a modellben indokolt. Az ország indikátorok az országonkénti eltérő nyugdíj- és egészségügyi rendszerekből fakadó különbségeket ragadják meg, az adatfelvételi hullám indikátorai pedig általános trendhatásokat szűrnék ki.

Második lépésként kibővítem a modellt további kontroll változók bevonásával, amelyek összefüggésben lehetnek mind a nyugdíjas státusszal, mind az ellátások

³Az értekezés későbbi fejezeteiben, adminisztratív adatokon becsléseknél szempont a becslés lefutásának sebessége is, ami lineáris modelleknél lényegesen gyorsabb, mint például logisztikus regresszióknál. Emellett pedig heterogenitás vizsgálatok esetén is interakciós tagok bevonása esetén az interakciós tagok értelmezése lineáris specifikációkban könnyebb.

igénybevételével. A pluszban bevont kontroll változók az ADL limitációk száma, krónikus betegségek száma, tünetek száma, iskolai végzettség, családi állapot és lakhely jellemzőjének indikátora. Ezen kontroll változók között elsősorban az egészségre vonatkozók endogének lehetnek a modellben – a nyugdíjas státusz is hatással lehet az egészségre. Emiatt, és egyéb meg nem figyelt, a nyugdíjas státusszal és egészségi ellátások igénybevételével is összefüggésben álló jellemzők miatt az eredmények leíró jellegűek, nem mutatnak oksági összefüggést.

1.2. táblázat. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában

	Háziorvosi vizitek 0-nál több (igen/nem)		Járóbeteg szakellátási vizitek 0-nál több (igen/nem)	
		Száma		Száma
<i>Alap kontroll változókkal</i>				
Nyugdíjas	0,027*** (0,005)	-0,351** (0,151)	0,034*** (0,008)	0,246*** (0,089)
Kor	0,019*** (0,003)	0,202*** (0,077)	0,027*** (0,004)	0,135*** (0,041)
Kor ²	-0,0001*** (0,00002)	-0,0004 (0,0006)	-0,0002*** (0,00003)	-0,001*** (0,0003)
Nő	0,047*** (0,005)	0,634*** (0,107)	0,077*** (0,006)	0,398*** (0,072)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	nem	nem	nem	nem
<i>Bővebb kontroll változókkal</i>				
Nyugdíjas	0,025*** (0,005)	-0,153 (0,144)	0,032*** (0,008)	0,279*** (0,089)
Kor	0,014*** (0,003)	0,237*** (0,077)	0,017*** (0,004)	0,135*** (0,041)
Kor ²	-0,0001*** (0,00002)	-0,001** (0,0006)	-0,0001*** (0,00003)	-0,001*** (0,0003)
Nő	0,029*** (0,005)	-0,134 (0,096)	0,068*** (0,006)	0,204*** (0,073)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 1., 2, és 4. adatfelvételi hulláma. Kontroll változók az alsó panelben: ADL limitációk száma, krónikus betegségek száma, tünetek száma, iskolai végzettség, családi állapot és lakhely jellemzőjének indikátorai. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. Megfigyelések száma a felső panelben: 82 119, az alsó panelben: 78 944. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

A becslési eredményeket az 1.2. táblázatban mutatom be. A felső és alsó panel eredményeit összevetve az látható, hogy a háziiorvosi vizitek számának kivételével a

nyugdíjas státusz és az egészségügyi ellátások igénybevételének becsült összefüggése kicsit változik csak, ha a nem és életkor indikátorain túl további egyéni jellemzőkre is kontrollálok. Az idősebbek és a nők átlagosan, *ceteris paribus*, több járóbeteg ellátást vesznek igénybe, bár az életkor hatása csökkenő (a négyzetes tag együttthatója negatív). A becslési eredmények alapján a megfigyelt egyéni jellemzők, ország hatások és adatfelvételi hullám hatások kiszűrése után a nyugdíjas státusz 3 százalékpont körüli mértékkel nagyobb járóbeteg ellátás igénybevételi valószínűséget implikál. A nyugdíjas státuszúak ugyanakkor évente átlagosan 0,3-mal több alkalommal keresnek fel járóbeteg szakorvost, ami az átlagos vizitek számához képest több, mint 10%-os növekmény. Ezek az eltérések statisztikailag szignifikánsak és nagyságrendileg hasonlóak a férfiak és nők közötti becsült eltéréshez az ellátások igénybevételét illetően. A háziiorvosi vizitek számát tekintve a nyugdíjas státusz alacsonyabb igénybevételt implikál, de az egyéni kontrollok bevonását követően ez az összefüggés statisztikailag nem szignifikáns.

Heterogenitás vizsgálatok

A nyugdíjas státusz és a járóbeteg ellátások igénybevétele közötti összefüggés eltérő lehet nemenként. Az eddig bemutatott eredmények alapján látható, hogy a nők átlagosan több ellátást vesznek igénybe (*ceteris paribus*), de az alap eredmények alapján nem tudható, hogy a nemek közötti eltérés mérséklődik vagy erősödik-e nyugdíjas korban. Egészségi állapot szerint is eltérhet a nyugdíjas státusz és az ellátások igénybevétele közti összefüggés – az várható, hogy rosszabb egészségi állapot mellett az ellátások igénybevételét kevésbé befolyásolja a munkapiaci státusz.

Ezen heterogenitások vizsgálatára az egyéni kontrollokkal bővített regressziót tovább bővíttem egy interakciós taggal a nyugdíjas státusz és a heterogenitási indikátor szerint. Heterogenitási indikátorként használok a nemet, a krónikus betegségek számát és a tünetek számát. Az eredményeket az 1.3. táblázatban mutatom be.

A felső panelben mutatott eredmények alapján a nők átlagosan több járóbeteg-ellátást vesznek igénybe a kontroll változók szinten tartása mellett, azonban a nyugdíjasok körében a nemek közötti eltérés megszűnik (az interakciós tag és a nő indikátor együtthatója ellentétes előjelű és hasonló mértékű). Az eredmények arra is rámutatnak, hogy a vizsgált mintán a nyugdíjasok magasabb ellátási igénybevétele átlagosan a férfiakra igaz, a nők körében nincs lényeges eltérés az ellátások igénybevételében nyugdíjas státusz szerint.

A 1.3. táblázat középső paneljén mutatott eredmények alapján – a várakozásoknak megfelelően – a krónikus betegségek magasabb száma több járóbeteg-ellátás igénybevételt implikál. Az interakciós tag együtthatója azt mutatja, hogy bár átlagosan a nyugdíjasok több ellátást vesznek igénybe, ez a különbség kisebb azok körében, akiknél krónikus betegséget diagnosztizáltak korábban. Hasonló mintázatot mutat a táblázat alsó panelje is, miszerint a több egészségügyi tünetben szenvedők körében átlagosan kisebb az eltérés a nyugdíjas státusz szerint az ellátások igénybevételében, bár a háziorvosi vizitek száma és a járóbeteg szakellátási vizitek száma esetén az interakciós tag együtthatója statisztikailag nem szignifikáns.

Összességében tehát a magasabb ellátás-szükségletű (rosszabb egészségi állapotú) 50 év feletti egyének és az 50 év feletti nők körében kisebb a nyugdíjas státusz szerinti különbség a járóbeteg-ellátások igénybevételében Európában.

Becslés instrumentális változók módszerével

Az eddigiekben bemutatott eredmények nem tárják fel a nyugdíjas státusz oksági hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére, egyrészt, mert az egészségi állapoton keresztül az ellátások igénybevétele is befolyásolhatja a munkapiaci státuszt, másrészt pedig mert a nyugdíjas státusz más meg nem figyelt tényezők (pl. egészségi állapot meg nem figyelt aspektusai) által is összefüggésben állhat az ellátások igénybevételére.

Ebben az alfejezetben az instrumentális változók módszerének alkalmazásával

1.3. táblázat. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában – heterogenitás vizsgálatok

	Háziorvosi vizitek 0-nál több (igen/nem)		Járóbeteg szakellátási vizitek 0-nál több (igen/nem)	
		Száma		Száma
<i>Nem szerinti heterogenitás</i>				
Nyugdíjas	0,055*** (0,009)	0,600*** (0,175)	0,099*** (0,011)	0,697*** (0,122)
Nyugdíjas × nő	-0,051*** (0,010)	-1,236*** (0,201)	-0,111*** (0,012)	-0,686*** (0,141)
Nő	0,056*** (0,008)	0,514*** (0,119)	0,127*** (0,009)	0,564*** (0,104)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen
<i>Betegségek száma szerinti heterogenitás</i>				
Nyugdíjas	0,068*** (0,008)	0,240 (0,168)	0,055*** (0,010)	0,511*** (0,111)
Nyugdíjas × betegségek száma	-0,024*** (0,003)	-0,221** (0,088)	-0,013*** (0,004)	-0,131** (0,053)
Betegségek száma	0,054*** (0,003)	0,995*** (0,062)	0,077*** (0,003)	0,603*** (0,042)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen
<i>Tünetek száma szerinti heterogenitás</i>				
Nyugdíjas	0,058*** (0,010)	-0,033 (0,145)	0,057*** (0,011)	0,389*** (0,106)
Nyugdíjas × tünetek száma	-0,045*** (0,010)	-0,158 (0,168)	-0,035*** (0,012)	-0,149 (0,118)
Tünetek száma	0,095*** (0,009)	0,092 (0,136)	0,135*** (0,010)	0,387*** (0,098)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 1., 2, és 4. adatfelvételi hulláma. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, nem, ADL limitációk száma, krónikus betegségek száma, tünetek száma, iskolai végzettség, családi állapot és lakhely jellemzőjének indikátorai. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. Megfigyelések száma: 78 944. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

mérséklek az endogenitási problémákat és újrabecslem a nyugdíjas státusz és a járóbeteg ellátások igénybevétele közti összefüggést. Ugyanakkor egyik instrumentum sem tökéletes, az identifikációs feltevések megkérdőjelezhetők. Magyarországi nyugdíjreformot felhasználva a 1.4. fejezetben mutatok be olyan identifikációs stratégiát, amely segítségével biztosabban állítható az oksági összefüggések feltárása. Jelen alfejezetben a céloom csupán az endogenitás mérséklése.

Elsőként azt használok instrumentumként, hogy valaki az ország- és nemspecifikus korai vagy normál nyugdíjkorhatárt elérte-e. A nyugdíjkorhatárként [Coe és Zamarro \(2011\)](#) tanulmányában is szereplő nyugdíjkorhatárokat használok. A nyugdíjas státuszt tehát két darab kétértékű változóval instrumentálok: az egyén a korai nyugdíjkorhatár felett van-e, az egyén a normál nyugdíjkorhatár felett van-e. A probléma ezzel az instrumentummal, hogy bár kontrollálok a regressziós modellben az életkorra és az életkor négyzetére, nem zárható ki, hogy a nyugdíjkorhatár körül a nyugdíjas státusztól függetlenül is lenne törés az ellátások igénybevételében. Emellett probléma az is, hogy országonként eltérő mértékben, de a ténylegesen jellemző nyugdíjba vonulási életkor eltérhet a hivatalos nyugdíjkorhatártól, például karkedvezmények vagy továbbdolgozási hajlandóság miatt, ami csökkentheti az instrumentum relevanciáját. Ezen problémák miatt második megközelítésként azt használok instrumentumnak, hogy az egyén neme, életkora és országa szerint mekkora a nyugdíjasok aránya a többi válaszadó között. Ennek az instrumentumnak a validitását szintén az kérdőjelezheti meg, ha a nem-kor-ország specifikus nyugdíjas státuszbeli arány egyéb tényezőket is megragad, mint például a jellemzően rosszabb (meg nem figyelt) egészségi állapotot.

Az [1.4.](#) táblázatban mutatom be az instrumentális változós regressziók első lépcsőjének becslési eredményét. Az instrumentumként használt változók összefüggése a nyugdíjas státusszal mind nagyságrendileg, mint statisztikailag erős, megerősítve, hogy az instrumentumok relevánsak.

Az instrumentális változók felhasználásával becsült összefüggést a nyugdíjas státusz és a járóbeteg ellátások igénybevétele között az [1.5.](#) táblázatban mutatom. A nyugdíjkorhatár feletti életkort használva instrumentumként (felső panel) a pozitív összefüggések a nyugdíjas státusz és a járóbeteg ellátások igénybevétele között nem maradnak fenn. Azonban a nem-kor-ország szerinti nyugdíjasok arányát használva instrumentumként (alsó panel), a háziiorvosi vizitek számától eltekintve, a pozitív összefüggések megmaradnak és a járóbeteg szakellátás esetén 1%-os szignifikancia-

1.4. táblázat. Nyugdíjas státuszra használt instrumentumok relevanciája SHARE 1., 2. és 4. hullámának adatain

	Nyugdíjas	Nyugdíjas
Korai nyugdíjkorhatár fölött	0,241*** (0,010)	
Normál nyugdíjkorhatár fölött	0,243*** (0,009)	
Nem-kor-ország szerint nyugdíjasok aránya		0,916*** (0,014)
Ország és idő hatások	igen	igen
Egyéni kontroll változók	igen	igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 1., 2. és 4. adatfelvételi hulláma. Kontroll változók: nem, életkor, életkor négyzete, ADL limitációk száma, krónikus betegségek száma, tünetek száma, iskolai végzettség, családi állapot és lakhely jellemzőjének indikátorai. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. Megfigyelések száma: 79 372. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

szinten szignifikánsak. Az eredmények érzékenysége a választott instrumentumokra⁴ indokoltta teszi olyan identifikációs stratégia keresését, amely esetén nem áll fenn az a limitáció, hogy az instrumentum életkor-hatásokat vagy egyéb nem megfigyelt tényezők hatását ragadhatja meg. Ilyen specifikációt mutatok be a 1.4. fejezetben.

1.3.3. Összegzés

A nemzetközi, 50 év feletti európai lakosságot lefedő SHARE adatokon alapuló eredmények szerint életkor, nem, egyéb egyéni jellemzők és ország hatások kiszűrése után a nyugdíjasok körében magasabb a háziiorvosi ellátás és járóbeteg szakellátás igénybevételének a valószínűsége, és a járóbeteg szakellátási vizitek száma is magasabb. Ezek az összefüggések elsősorban a férfiak és az egészségesebb lakosság körében figyelhetők meg. A nyugdíjas státusz oksági hatására vonatkozó eredményeim nem konkluzívak, az oksági összefüggések pontos feltárására a következő fejezetben térek rá, magyarországi adminisztratív adatokat felhasználva.

⁴Az instrumentális változós eredmények érzékenyek a becslési mintára is, erre utalnak az itt bemutatott és a Bíró (2016) tanulmányban bemutatott eredmények eltérései is.

1.5. táblázat. Nyugdíjas státusz és járóbeteg ellátások igénybevétele Európában – instrumentális változókkal becsült eredménye

	Háziorvosi vizitek		Járóbeteg szakellátási vizitek	
	0-nál több (igen/nem)	Száma	0-nál több (igen/nem)	Száma
<i>Instrumentum: korai és normál nyugdíjkorhatár feletti kor</i>				
Nyugdíjas	0,004 (0,023)	-1,146** (0,506)	-0,008 (0,030)	0,216 (0,367)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen
<i>Instrumentum: nem-kor-ország szerinti aránya nyugdíjasoknak</i>				
Nyugdíjas	0,027* (0,015)	-0,597* (0,333)	0,080*** (0,020)	0,718*** (0,216)
Ország és idő hatások	igen	igen	igen	igen
További kontroll változók	igen	igen	igen	igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 1., 2, és 4. adatfelvételi hulláma. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, nem, ADL limitációk száma, krónikus betegségek száma, tünetek száma, iskolai végzettség, családi állapot és lakhely jellemzőjének indikátorai. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. Megfigyelések száma: 78 944. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

1.4. Nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai Magyarországon

Az elméleti háttér és a bemutatott nemzetközi eredmények alapján nem egyértelmű, milyen hatása van a nyugdíjba vonulásnak az egészségügyi kimenetekre. Az eltérő hatások okai között szerepelhetnek az intézményi háttér eltérései és az eltérő identifikációs stratégiák. Ebben a fejezetben magyarországi adminisztratív adatok felhasználásával vizsgálom meg a nyugdíjba vonulás oksági hatásait egészségügyi kimenetekre. Ez az elemzés három tényező miatt bővíti az ismereteinket a kérdéskörben: (1) Magyarországon a közelmúltban nők és férfiak esetén is voltak olyan változások a nyugdíjkorhatárban, amelyek lehetővé teszik a nyugdíjba vonulás oksági hatásainak becslését; (2) olyan adminisztratív adatbázis áll rendelkezésünkre a KRTK KTI Adatbankjában, amely lehetővé teszi részletes egészségügyi kimenetek vizsgálatát egyéni szinten; (3) a hatásokat a magyarországi intézményi rendszer keretében becsülöm, ami például az egészségügyi ellátásokhoz való hozzáférés eltérései miatt más

következtetésekhez vezethet, mint más országok alapján végzett elemzések.

Ez a fejezet alapjául három korábbi munkám szolgál: [Bíró és Elek \(2018\)](#), [Bíró és Elek \(2020b\)](#), [Bíró és mtsai. \(2021\)](#).

1.4.1. Nyugdíjkorhatár változások

Magyarországon a nyugdíjba vonulás legkorábbi lehetséges életkorát (nyugdíjkorhatárt) a kormányzat határozza meg. Öregségi nyugdíjra legalább 20 év munkaviszony után válik valaki jogosulttá, feltéve, hogy elérte a nyugdíjkorhatárt. 2012-ig lehetőség volt korhatár előtti öregségi nyugdíj igénybevétele, bár a korábbi nyugdíjba vonulás alacsonyabb nyugdíjjövedelmet eredményezett. Ez a lehetőség 2012. januárjában megszűnt, viszont 2011-ben bevezetésre került a Nők40 program. A Nők40 program alapján minden olyan nő, akinek a jogviszonya elérte a 40 évet, az általános korhatár előtt nyugdíjba vonulhat a nyugdíjösszeg csökkenése nélkül ([Simonovits és Tir, 2018](#)).

A nyugdíjrendszer fenntarthatóságának érdekében Magyarországon a 2000-es évek közepétől fokozatosan, jelentősen emelkedett a nyugdíjkorhatár. A nők korengedményes öregségi nyugdíjkorhatára 2009-ben 57-ről 59 évre nőtt, aminek következtében jelentősen csökkent a később (1951 után) született kohorszok körében az 57–58 éves korban nyugdíjban részesülők aránya. Az 1951-ben született nők 2008-ban nyugdíjba mehettek, míg az 1952-ben születettek csak 2011-ben. Ezt a korhatáremelést használtam fel az empirikus elemzésemben, mivel exogén okokból (nyugdíjszabályok változása miatt) egy hirtelen és nagy törés következett be a nyugdíjba vonulási életkorban. A szabályváltozásról 2007 decemberében döntött a Parlament, így az 1952-es kohorsznak csak mintegy egy éve volt az új szabályokhoz igazodni.

Férfiak körében is volt egy hasonló, jelentős emelés az öregségi nyugdíj korhatárában. 2011. decemberig a férfiak 60 éves korukban nyugdíjba vonulhattak, felhasználva a korhatár előtti öregségi nyugdíj lehetőségét. Ez a lehetőség az 1951-ben vagy azelőtt született kohorszokra vonatkozott. Az 1952-es kohorsz viszont csak legkorábban 62

és fél éves korban vonulhatott nyugdíjba. Ezt követően az öregségi nyugdíjkorhatár születési évenként fél évvel emelkedett, az 1957-es születésű kohorsznál érte el a 65 évet a nyugdíjkorhatár.

Az 1.6. táblázatban foglalom össze a nyugdíjkorhatár változásait, vastagon kiemelve azokat az emeléseket, amelyeken az oksági összefüggések identifikációja alapul.

1.6. táblázat. Nyugdíjkorhatár változásai Magyarországon

Születési év	Nők, korhatár előtti	Nők, normál	Férfiak, korhatár előtti	Férfiak, normál
1945	55	60	60	62
1946	56	61	60	62
1947-1951	57	62	60	62
1952	59	62,5	-	62,5
1953	-	63	-	63
1954	-	63,5	-	63,5
1955	-	64	-	64
1956	-	64,5	-	64,5
1957	-	65	-	65

Az adminisztratív adatok arra az időszakra vonatkozóan érhetők el, amikor a nők nyugdíjkorhatára 57-ről 59 évre nőtt, valamint amikor a férfiak nyugdíjkorhatára 60-ról 63 évre nőtt. Az adataink által lefedett időszak alatt a nők nyugdíjkorhatára is tovább emelkedett, viszont a további emelkedések időszakában már életben volt a Nők40 program, ami jelentősen befolyásolta a nők nyugdíjba vonulási döntéseit. A Nők40 program hatálybalépése után a nyugdíjkorhatár lehetséges definiálására a 2.4.1. fejezetben térek vissza.

1.4.2. Becslési módszerek

Az alábbiakban bemutatott identifikációs stratégia [Bíró és Elek \(2018\)](#) és [Bíró és mtsai. \(2021\)](#) módszertanát követi. A minták összeállítása és a specifikáció részletei azonban az alábbiakban helyenként eltérnek ettől a két hivatkozott tanulmányomtól. Az eltérések fő oka, hogy a nőkre és férfiakra vonatkozó eredmények összehasonlíthatóságát növeljem.

Jelölje y_{it} az i egyén egészség-indikátorát t évben. Bár az „Admin3” adatokban havi sűrűségű megfigyelések vannak, a becslésekben éves adatokat használok, mert az éves indikátorok jobban meg tudják ragadni az egyén egészségi állapotát és ellátások igénybevételét. Például rendszeresen szedett gyógyszerek esetén a három havonkénti felírás jellemző, vagy egy súlyos betegség miatti kórházi tartózkodás hosszabb időszakra is rossz egészségi állapotot jelenthet (további kórházi tartózkodás nélkül is).

Az egészség-indikátornak a következő modelljét becslöm:

$$y_{it} = \gamma_r R_{it} + \gamma_a D_{it}^{age} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (1.18)$$

ahol R_{it} a nyugdíjas státusz bináris indikátora, aminek értéke 1, ha valaki nyugdíjas, 0 különben. D_{it}^{age} az években mért életkor bináris változói, tehát minden életkorhoz egy 0/1 bináris változót rendeljek. Az egyén fixhatást α_i , az idő fixhatást δ_t jelöli, ε_{it} a hibatag. Az egyén fixhatás olyan nem megfigyelt, időben konstansnak tekinthető tényezőket ragadhat meg, mint az egészség-preferenciák, a családi állapot vagy a lakóhely (időben nem változó) jellemzői. Az idő fixhatás pedig aggregált befolyásoló tényezőket ragad meg, mint például az időjárás tényezői, vagy bizonyos ellátástípusok (pl. bizonyos gyógyszerek) árának változása.

A függő változót tekintve kétlépcsős („hurdle”) modelleket becslék. Első lépcsőként a függő változó kétértékű változó. Az „Admin2” adatokat használva ez annak az indikátora, hogy az adott évben az egyén volt-e járóbeteg szakellátáson, kórházban és vett-e gyógyszert. Az „Admin3” adatokat használva a bináris függő változók ezeken kívül, hogy volt-e házi orvosnál, valamint hogy vásárolt-e bizonyos kategóriába tartozó gyógyszert (a gyógyszerkategóriákat az 1.4.3. fejezetben vezetem be). Második lépcsőként a függő változó akkor definiált, ha az első lépcsőben a kétértékű változó értéke 1 volt. A második lépcső függő változói az „Admin2” adatok alapján a járóbeteg szakellátásra, kórházi ellátásra és gyógyszerekre költött összeg logaritmus, ahol a

gyógyszerek esetén a társadalombiztosítás és beteg általi kifizetés is figyelembe van véve. Az „Admin3” adatok alapján ezenkívül vizsgálom a háziorvosi vizitek számát és a vizsgált gyógyszercsoportokra költött forint összeg logaritmusát is, az utóbbi kimeneteknél itt is összeadva a társadalombiztosítás és beteg általi költést.

Tudjuk, hogy az egészségi állapot befolyásolhatja a nyugdíjba vonulási döntést, emiatt ebben a modellben R_{it} endogén lehet. Annak érdekében, hogy elkerüljem az endogenitásból fakadó torzítást a becslésben, az instrumentális változók módszerét használom. Az instrumentum egy bináris változó, ami egy akkor, ha az egyén életkora a nyugdíjkorhatár felett van: $I\{Z_{it} > E_i\}$, ahol Z_{it} az életkor hónapokban mérve, E_i pedig az egyénre jellemző nyugdíjkorhatár (ami a korhatári előtti nyugdíj, amíg az érvényben volt). A nyugdíjkorhatár változásait kihasználva a modellben egyszerre tudom identifikálni az életkor hatását és a nyugdíjas státusz hatását.

Nők esetén a mintát az 56-59 éves nőkre szűkítem, akik 1949-1953 között születtek, tehát akikre vonatkozóan 57 vagy 59 év volt a nyugdíjkorhatár. Megkövetelem továbbá, hogy 54 éves korukban dolgozzanak, továbbá hogy a ténylegesen megfigyelt nyugdíjba vonulási életkoruk 57-59 év között legyen. Ezekkel a szűkítésekkel az a célom, hogy azokra a nőkre fókuszáljak, akiket ténylegesen érinthetett a nyugdíjkorhatár emelése, és akiket megfigyelünk az „Admin2” adatokban.

Férfiak esetén 59-63 éves kor közötti férfiakra fókuszálok, akik 1950-1954 között születtek, tehát akikre vonatkozóan 60 vagy 62,5-63,5 év volt a nyugdíjkorhatár. Megkövetelem továbbá, hogy 58 éves korukban dolgozzanak, szintén annak érdekében, hogy a nyugdíjkorhatár emeléssel ténylegesen érintettek legyenek a mintámban.

Az instrumentális változók modelljét kétlépcsős fixhatás modellel becslöm, heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibákkal. Az eredmények tehát a nyugdíjas státusz oksági hatását mutatják meg az egészségügyi kimenetekre.

Két alternatív specifikációval szintén megbecsülöm a modellt. Elsőként az instrumentum használata nélkül, fixhatás regresszióval becslöm meg a nyugdíjas státusz

„hatását” az egészségügyi kimenetekre. Másodsor, az irodalomban standard módszertant követve (lásd pl. [Coe és Zamarro, 2011](#); [Eibich, 2015](#)), a nyugdíjkorhatárt használok instrumentális változóként a nyugdíjas státuszra, de nem használok ki a nyugdíjkorhatár *változását*, tehát egyén fixhatás szerepeltetése nélkül becslöm meg az instrumentális változók módszerével a modellt. Fontos ugyanakkor hangsúlyozni, hogy az irodalomban szokásos módszerektől eltérően tudok szerepeltetni életkor dummy változókat a regresszióban (lineáris vagy kvadratikus korhatás helyett), kihasználva a nyugdíjkorhatár változását. Annak érdekében, hogy a becslési eredmények összehasonlíthatók legyenek a különböző specifikációk között, nők és férfiak esetén is ugyanazt a mintát használok a becslésnél, mint a preferált fixhatás instrumentális változók regressziójában.

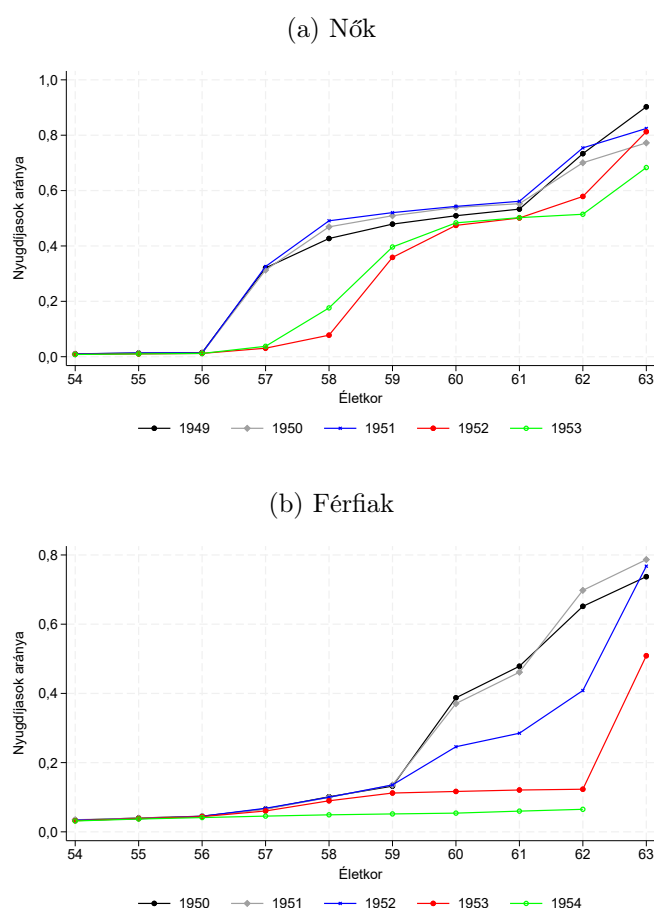
Visszatérve a preferált becslési módszerhez, ami a nyugdíjkorhatár változását használja fel az identifikációhoz, megvizsgálom, hogy a nyugdíjas státusz hatása heterogén-e két egyéni jellemző mentén: egyrészt a nyugdíjba vonulás előtt látott foglalkozáskódok alapján imputált végzettségi szint szerint, másrészt a gyógyszerkiadások összege által megragadott egészségi állapot szerint.

1.4.3. Adatok

Az empirikus vizsgálathoz a KRTK KTI Adatbakjában elérhető adminisztratív adatállományokat, az úgynevezett „Admin2” és „Admin3” adatbázisokat használok. Mindkét adatbázis egyéni szintű panel adatbázis alapvetően havi adatokkal. Az „Admin2” adatbázis a 2003-ban 15-74 éves lakosságnak egy véletlen 50%-át fedi le, az adatok 2003-2011 közötti évekre vonatkoznak. Az „Admin3” adatbázis a 2003-as teljes lakosságnak egy véletlen 50%-át fedi le, az adatok itt 2003-2017 közöttre vonatkoznak. Mindkét adatbázis több forrásból származó adminisztratív adatokat kapcsol össze. A munkapiaci státuszra, jövedelemre és nyugdíjra vonatkozó adatok az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságtól származnak. Az „Admin3” adatbázisban 2017-ben

a nyugdíjra vonatkozó adatok nem teljeskörűek, így a munkapiaci státuszt csak 2016-ig bezárólag vizsgálom. Az egészségügyi adatok a Nemzeti Egészségbiztosítási Alapkezelőtől (korábban Országos Egészségbiztosítási Pénztártól) származnak. Az „Admin3” adatokban az egészségügyi indikátorok csak 2009-2017 közötti évekre érhetők el.

1.1. ábra. Öregségi nyugdíjban részesülők aránya életkor és születési év szerint



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. Azt tekintem nyugdíjasnak, akinek a nyugdíj jövedelme magasabb a munkavégzésből származó kereseténél.

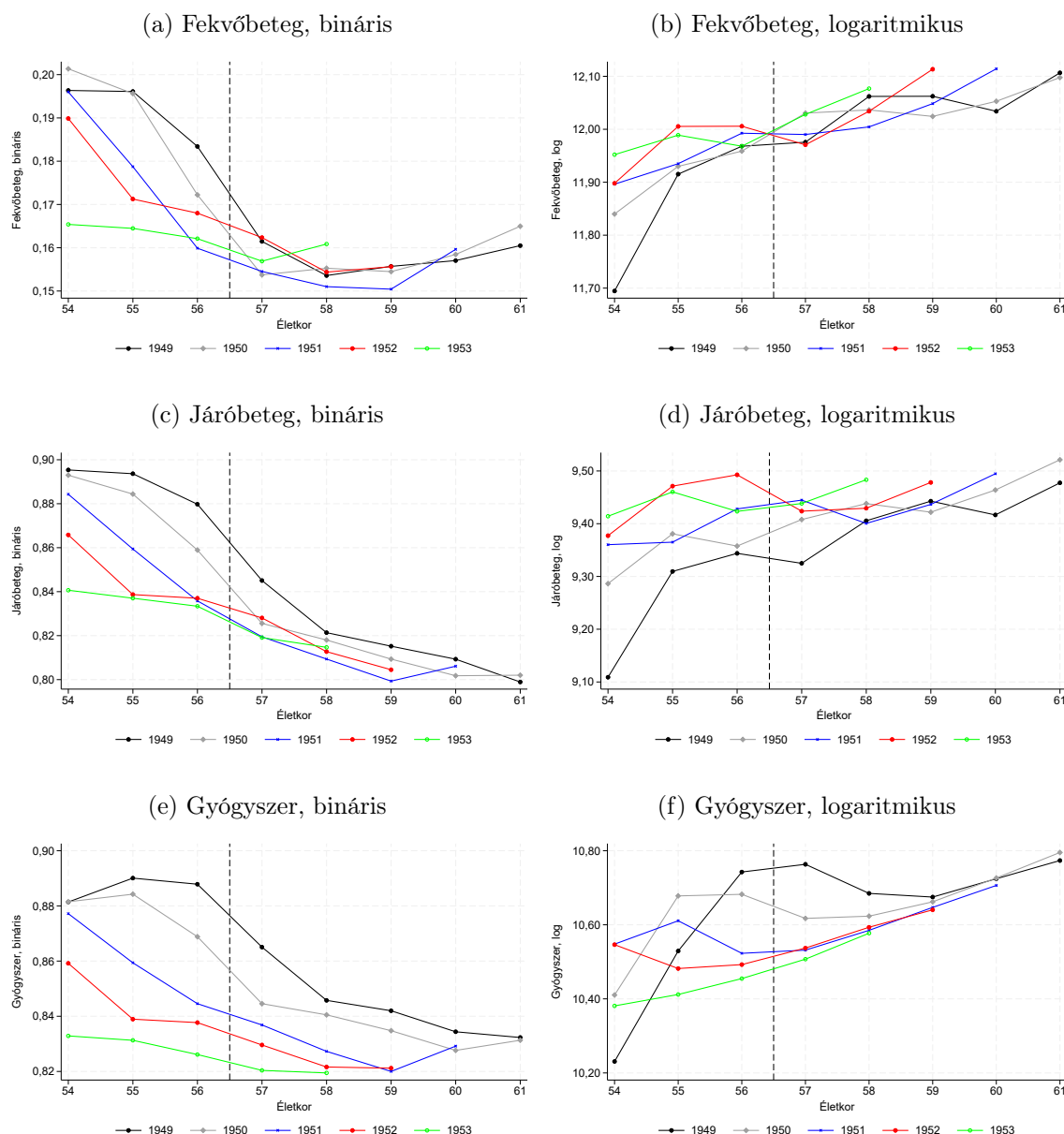
Az adatbázisok alapját képező munkapiaci adatok havi adatok. Látszik minden egyén munkapiaci státusza, keresete, kap-e nyugdíj jellegű ellátást és annak összege is. Ha valakinek egy adott hónapban nyugdíj jövedelme és munkavégzésből származó keresete is van, abban az esetben akkor tekintem nyugdíjasnak, ha a nyugdíj jövedelme

magasabb a munkavégzésből származó kereseténél. Amikor éves adatokkal dolgozok, akkor a munkapiaci státusz éves indikátorát a havi indikátorok (dolgozik vagy nyugdíjas) mediánjaként definiálom. A nyugdíjba vonulás évének pedig azt a legkorábbi évet tekintem, amikor az egyént nyugdíjasként kategorizálom a fenti definíció szerint.

Az 1.1. ábra mutatja az „Admin3” adatok alapján számított arányát az öregségi nyugdíjasoknak életkor és születési év szerint, az öregségi nyugdíjasok csoportjába beleértve a korhatár előtti nyugdíjat kapókat is. A nyugdíjkorhatár emeléssel összhangban látható, hogy nőknél az 1952-es és 1953-as születésűek körében 57-59 éves korban jelentősen csökkent az öregségi nyugdíjasok aránya. Férfiak körében pedig az 1952-ben és azt követően születettek körében látszik, hogy 60 éves kortól kezdődően jelentősen csökkent az öregségi nyugdíjasok aránya.

Az „Admin2” adatbázisban három egészségügyi indikátor figyelhető meg, mindegyik éves szinten: járóbeteg szakellátás, fekvőbeteg ellátás és gyógyszer vásárlások éves egyéni költsége. A járó- és fekvőbeteg ellátásnál a magán ellátások költsége nem figyelhető meg. A gyógyszer vásárlások költsége ugyanakkor magába foglalja a társadalombiztosítás által és a beteg által fizetett részt is. A gyógyszer vásárlások azonban csak a gyógyszertárakban, recept alapján vásárolt gyógyszereket fedik le, tehát a vény nélkül kapható gyógyszereket vagy kórházi ellátás során kapott gyógyszereket nem. Az „Admin3” adatbázisban megfigyelhető ugyanez a három egészségügyi változó, de havi szinten. Emellett megfigyelt a háziorvosi látogatások száma, a gyógyszerkiadásokat tekintve pedig tartalmazza az adatbázis a kiadásokat úgynevezett ATC csoportok szerint is, egy betű és két számjegy szintjén (az ATC az „anatómiai, gyógyászati és kémiai” osztályozási rendszer angol rövidítése). A továbbiakban hat nagy gyógyszercsoportra fókuszálok: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer.

1.2. ábra. Egészségügyi kiadások életkor és születési év szerint, nők

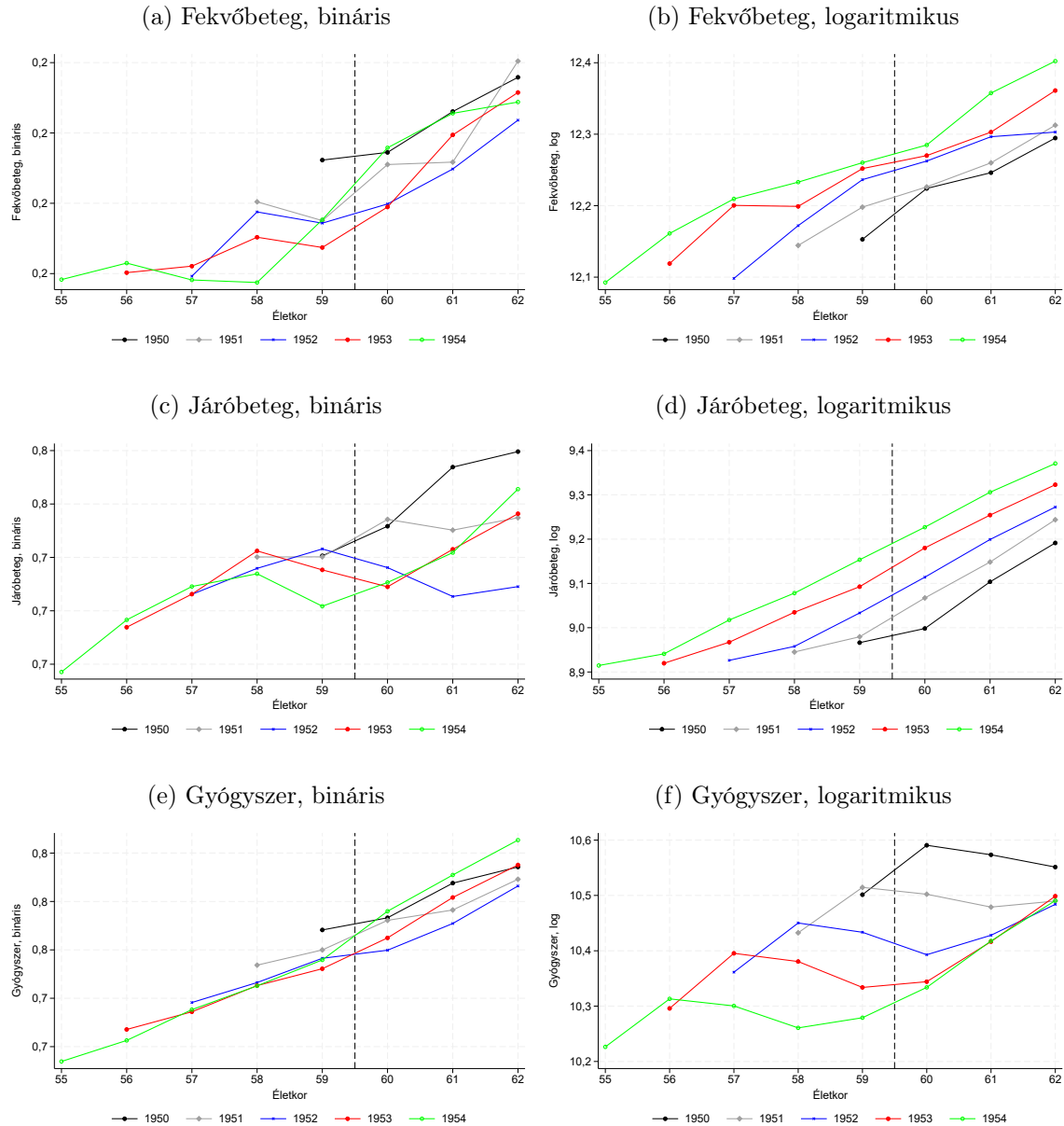


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin2” adatok. A szaggatott függőleges vonal azt jelzi, hogy az idősebb kohorszok (1949-1951 között születettek) a jelzett életkor utáni években nagyobb arányban voltak nyugdíjban.

Az 1.2 és 1.3. ábrákon leíró statisztikákat mutatok be az fekvő-, járóbeteg és gyógyszerkiadások bináris és logaritmikus értékéről születési évenként az életkor függvényében. Mindkét ábrán egyértelműen látszik, hogy az egészségügyi kiadások indikátoraiban időbeli trend van, amit az idősödés folyamata és aggregált hatások

is hajthatnak. Ezt a regressziós becslések során az életkor és idő hatásokra való kontrollálással kezelem.

1.3. ábra. Egészségügyi kiadások életkor és születési év szerint, férfiak



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. A szaggatott függőleges vonal azt jelzi, hogy az idősebb kohorszok (1950-1951 között születettek) a jelzett életkor utáni években nagyobb arányban voltak nyugdíjban.

A nők egészségügyi ellátásait mutató 1.2. ábra alapján azt sejthetjük, hogy a nyugdíjkorhatár emelése által nem érintett (1949-1951-es születésű) kohorszok esetén

a rájuk vonatkozó, alacsonyabb nyugdíjkorhatár után jobban csökkent az járóbeteg ellátás igénybevételének valószínűsége és jobban csökkent a gyógyszervásárlás valószínűsége.

A férfiak egészségügyi ellátásait mutató 1.3. ábra alapján nem rajzolódik ki egyértelmű mintázat arra vonatkozóan, hogy milyen hatással lehetett a nyugdíjkorhatár emelés az egészségügyi ellátások igénybevételére – részben a jelentős időbeli trendek miatt sem. Az ábra (c) panelje alapján sejthető, hogy a járóbeteg ellátás igénybevétele a nyugdíjkorhatár emelése által nem érintett (1950-1951-es születésű) kohorszok esetén a rájuk vonatkozó, alacsonyabb nyugdíjkorhatár után magasabb volt. A pontos oksági hatások feltárása csak regressziós becslés segítségével lehetséges.

1.4.4. Becslési eredmények, nők

Alap eredmények

Az (1.18) egyenletet nők esetén az „Admin2” adatok alapján becsülöm. A mintát az 1949-1953 között született nőkre szűkítem, 56-59 éves kori megfigyeléseiket használva. Megkövetelem továbbá, hogy 54 éves korukban dolgozzanak – a kohorsz szerinti mintaszűkítést követően a minta 61,5%-ára teljesül az 54 éves korban dolgozás feltétele.

Az alap becslési eredményeket az 1.7. táblázatban mutatom be. Az instrumentális változók regressziójának első lépcsőjének eredménye alapján látható, hogy a nyugdíjkorhatár, mint instrumentum erős magyarázó erővel bír a nyugdíjas státuszra vonatkozóan – a becslési mintától függően 30-38 százalékponttal növeli a nyugdíjas státusz valószínűségét, ha valaki a nyugdíjkorhatár felett van.

Az ellátások igénybevételét mutató bináris kimenetek azt mutatják, hogy a fekvőbeteg ellátás igénybevételének valószínűsége nem változik a nyugdíjas státusszal. Ugyanakkor a járóbeteg szakellátás igénybevételének valószínűsége 1,9 százalékponttal csökken. A receptre felírt gyógyszerek vásárlásának valószínűsége is hasonló mértékben, 1,7 százalékponttal csökken. Mindkét hatás statisztikailag szignifikáns és az átlagos

fogyasztási valószínűséghez viszonyítva 2% körüli csökkenést implikál.

A nem nulla igénybevétel esetén az ellátásra fordított forintkiadás logaritmusát tekintve azt kapom a becslések eredményeként, hogy a fekvőbeteg ellátás kiadása növekszik közelítőleg 20%-kal, míg a járóbeteg és gyógyszerkiadás nem változik.

1.7. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, nők

	Bináris		
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer
Nyugdíjas	-0,006 (0,006)	-0,019*** (0,006)	-0,017*** (0,005)
Függő változó átlaga	0,127	0,857	0,863
Megfigyelések száma	438 716	438 716	438 716
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas			
Nyugdíjkorhatár feletti	0,370*** (0,002)	0,370*** (0,002)	0,370*** (0,002)
	Log kiadás		
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer
Nyugdíjas	0,197** (0,088)	-0,017 (0,022)	0,001 (0,017)
Függő változó átlaga	11,925	9,300	10,382
Megfigyelések száma	55 862	376 044	378 753
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas			
Nyugdíjkorhatár feletti	0,300*** (0,010)	0,375*** (0,003)	0,374*** (0,003)

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin2”. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A fekvőbeteg ellátásra vonatkozó eredmények azt sugallják, hogy a nyugdíjba vonulás nem rontja a kórházba kerülési valószínűséggel megragadható egészségi állapotot, azonban ha valaki nyugdíjasként kórházba kerül, akkor a fekvőbeteg ellátás összege magasabb, mint dolgozók esetén. Ez egyrészt utalhat rosszabb egészségi állapot miatti igénybevételre, másrészt az is magyarázhatja, hogy ugyanolyan betegség esetén a nyugdíjasok nagyobb valószínűséggel töltenek több napot vagy kapnak drágább ellátást a kórházban. Az „Admin2” adatbázisban rendelkezésre álló adatok alapján nem lehetséges elkülöníteni ezt a két lehetséges mechanizmust.

A járóbeteg és gyógyszer ellátás igénybevételének csökkenése nyugdíjba vonulás

után vagy javuló egészségi állapottal magyarázható, vagy azzal, hogy ugyanolyan egészségi állapot mellett a nyugdíjas nők kisebb valószínűséggel fordulnak orvoshoz vagy vásárolnak gyógyszert. Az alábbi heterogenitás vizsgálatok segítenek rávilágítani, hogy melyik mechanizmus valószínűbb.

Heterogenitás vizsgálatok

A heterogenitás vizsgálatok során a nyugdíjas státusznak a bináris kimenetekre való hatására fókuszálok, és a mintát megbontom a heterogenitási változók szerint. Elsőként az imputált iskolai végzettség szerint vizsgálom a hatásokat. Az „Admin2” adatbázis nem tartalmazza az iskolai végzettség indikátorát, ehelyett az 54 éves korban megfigyelt 4-jegyű foglalkozási (FEOR) kódokhoz rendelem a Munkaerő Felmérés adatai alapján megfigyelt jellemző iskolai végzettséget. Az 1.8. táblázatban bemutatott eredmények alapján a járóbeteg ellátás igénybevételének és gyógyszerfogyasztásnak a valószínűsége magasabb a magasabb iskolai végzettségűek körében, ugyanakkor esetükben kisebb a nyugdíjba vonulás hatása az ellátások igénybevételére. Az alapfokú végzettségűek körében csökken a legerősebben a járóbeteg és gyógyszer ellátások igénybevételének a valószínűsége a nyugdíjba vonulással, 5,5 és 3,4 százalékpontos mértékkel.

Következő heterogenitás vizsgálatom célja annak bemutatása, hogy a nyugdíjba vonulás előtti egészségi állapot szerint eltér-e a nyugdíjba vonulásnak a hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére. Az egészségi állapot közvetlen indikátorainak hiányában a gyógyszerfogyasztás 54 éves kori (nyugdíjba vonulás előtti) értékével ragadom meg az egészségi állapotot. Aszerint bontom meg a mintát, hogy az adott naptári évben a gyógyszerkiadás az összes 54 éves nő gyógyszerkiadása alapján számított medián érték felett vagy alatt van-e. [Bíró és Elek \(2018\)](#) tanulmányomban megmutatom, hogy egy így generált változó erős előrejelző erővel bír a középtávú (6 éves) halálozási kockázatra.

Az 1.9. táblázatban bemutatott eredmények alapján látható, hogy a nyugdíjba

1.8. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére iskolai végzettség szerint, nők

		Bináris	
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer
Alapfokú végzettség, nyugdíjas	0,014 (0,015)	-0,055*** (0,014)	-0,034*** (0,013)
Függő változó átlaga	0,133	0,845	0,842
Megfigyelések száma	91 636	91 636	91 636
Középfokú végzettség érettségi nélkül, nyugdíjas	0,002 (0,013)	-0,032** (0,013)	-0,021* (0,011)
Függő változó átlaga	0,129	0,849	0,853
Megfigyelések száma	89 809	89 809	89 809
Középfokú végzettség érettségivel, nyugdíjas	0,023** (0,010)	-0,019** (0,009)	-0,013 (0,008)
Függő változó átlaga	0,125	0,867	0,877
Megfigyelések száma	144 781	144 781	144 781
Felsőfokú végzettség, nyugdíjas	-0,003 (0,013)	0,013 (0,012)	-0,004 (0,010)
Függő változó átlaga	0,118	0,869	0,878
Megfigyelések száma	82 150	82 150	82 150

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin2”. Az iskolai végzettség imputálásához a Munkaerő Felmérés adatait használok. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

vonulás csökkentő hatása a járóbeteg és gyógyszerellátások igénybevételére erősebb azon nők körében, akik 54 éves korukban egészségesebbek voltak. Ez az eredmény azt sugallja, hogy az ellátások csökkenő igénybevételét nyugdíjba vonulás után nem a javuló egészségi állapot hajtja, hanem adott egészségi állapot mellett az ellátások iránti kereslet csökkenése. Ennek magyarázata lehet a táppénz-hatás megszűnése (kisebb betegség esetén nem szükséges orvoshoz fordulni nyugdíjba vonulás után), a munkaképesség fenntartására való ösztönzés megszűnése, valamint az ellátásokhoz való hozzáférés változása is (ha például a munkahelyen üzemorvos rendszeresen végzett egészségfelmérést).

1.9. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére 54 éves kori gyógyszerkiadás szerint, nők

	Fekvőbeteg	Bináris Járóbeteg	Gyógyszer
Alacsony gyógyszerkiadás, nyugdíjas	-0,004 (0,007)	-0,024*** (0,009)	-0,029*** (0,009)
Függő változó átlaga	0,097	0,804	0,775
Megfigyelések száma	238 223	238 223	238 223
Magas gyógyszerkiadás, nyugdíjas	-0,009 (0,009)	-0,013*** (0,006)	-0,001 (0,004)
Függő változó átlaga	0,164	0,920	0,968
Megfigyelések száma	200 493	200 493	200 493

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin2”. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Alternatív specifikációk

A nyugdíjas státusz hatásának becsléséhez a preferált becslési módszer az eddigiekben használt panel fixhatás instrumentális változók módszere. Ebben az alfejezetben megvizsgálom, hogyan változnak a becslési eredmények, ha egyszerűbb becslési módszereket használok, amik ugyanakkor szigorúbb feltevéseken alapulnak. A bináris kimenetekre fókuszálok a továbbiakban is.

Elsőként megbecsülöm a nyugdíjas státusz hatását az (1.18) egyenlet alapján, de az instrumentális változók használata nélkül. Az eredményeket az 1.10. táblázat felső paneljében közlöm. Az látható, hogy mindhárom bináris kimenetre statisztikailag szignifikáns pozitív hatást becslek – úgy tűnik, mintha a nyugdíjba vonulás növelné az ellátások igénybevételének a valószínűségét. Ugyanakkor ez a becslés nem kezeli a fordított oksági irány lehetőségét, ugyanis a nyugdíjba vonulást romló egészségi állapot is okozhatja, ezt tükrözhetik az instrumentum nélkül becsült pozitív hatások.

A második alternatív becslési módszerben használok a nyugdíjkorhatár feletti életkort mint instrumentális változót, ugyanakkor nem szerepeltetek a modellben egyén fixhatást, így nem tudom kiszűrni, hogy a magasabb nyugdíjkorhatár más meg

nem figyelhető jellemzőkkel bíró egyénekre vonatkozhatott. Ezzel a becslési módszerrel a preferált módszer eredményeihez hasonlóan negatív hatást kapok az egészségügyi ellátások igénybevételére, ugyanakkor a nyugdíjba vonulás becsült hatása erősebb.

1.10. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére alternatív becslési specifikációkkal, nők

	Bináris		
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer
<i>Becslési módszer: fixhatás regresszió instrumentum nélkül</i>			
Nyugdíjas	0,018*** (0,002)	0,006*** (0,002)	0,012*** (0,002)
<i>Becslési módszer: instrumentális változós regresszió fixhatás nélkül</i>			
Nyugdíjas	-0,020*** (0,004)	-0,040*** (0,004)	-0,028*** (0,004)
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas			
Nyugdíjkorhatár feletti	0,506*** (0,002)	0,506*** (0,002)	0,506*** (0,002)
Függő változó átlaga	0,127	0,857	0,863
Megfigyelések száma	438 716	438 716	438 716

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin2”. A táblázat a módosított (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja. A felső panelben szerepeltetek egyén fixhatást a modellben, de nem használok instrumentális változót. Az alsó panelben használok instrumentális változót, de nem szerepeltetek egyén fixhatást a modellben. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

1.4.5. Becslési eredmények, férfiak

Alap eredmények

Az (1.18) egyenletet férfiak esetén az „Admin3” adatok alapján becsülöm. A mintát az 1950-1954 között született férfiakra szűkítem, 59-63 éves kori megfigyeléseiket használva. Megkövetelem továbbá, hogy 58 éves korukban dolgozzanak – a kohorsz szerinti mintaszűkítést követően a minta 58,4%-ára teljesül az 58 éves korban dolgozás feltétele.

Az ellátások összesített igénybevételére vonatkozó alap becslési eredményeket az 1.11. táblázatban mutatom be. A nőkre vonatkozó első lépcsős becslési eredményekhez

hasonlóan férfiak esetén is a nyugdíjkorhatár feletti életkor erős előrejelző erővel bír a nyugdíjas státuszra vonatkozóan – nyugdíjkorhatár felettiek körében átlagosan 31-34 százalékponttal magasabb a nyugdíjas státusz valószínűsége.

Ugyanakkor, a nőkre vonatkozó eredményektől eltérően, a nyugdíjas státusznak nincsen szignifikáns hatása a járóbeteg ellátás és gyógyszerfogyasztás valószínűségére férfiak körében. A fekvőbeteg ellátás valószínűsége kismértékben nő a nyugdíjba vonulás hatására, de ez a hatás statisztikailag csak 1%-os szinten szignifikáns. A háziorvosi vizitek száma viszont a nyugdíjba vonulás hatására évente közel egy vizittel csökken, ami 10% körüli csökkenést jelent átlagosan. Mivel a többi ellátás igénybevétele valószínűsége vagy annak a szintje nem csökken a nyugdíjba vonulás után, arra következtetnek, hogy a háziorvosi vizitek számának csökkenése nem egészség javulást, hanem inkább az egészségi állapottól független keresletcsökkenést mutat.

1.11. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, férfiak

	Bináris			
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos
Nyugdíjas	0,012* (0,007)	-0,004 (0,008)	0,004 (0,006)	-0,000 (0,006)
Függő változó átlaga	0,148	0,754	0,809	0,848
Megfigyelések száma	473 651	473 651	473 651	473 651
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas				
Nyugdíjkorhatár feletti	0,341*** (0,003)	0,341*** (0,003)	0,341*** (0,003)	0,341*** (0,003)
	Log kiadás			Háziorvos
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	vizitek száma
Nyugdíjas	-0,043 (0,084)	-0,022 (0,026)	0,026 (0,021)	-0,915*** (0,118)
Függő változó átlaga	12,211	9,084	10,250	8,742
Megfigyelések száma	70 175	357 155	382 974	401 477
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas				
Nyugdíjkorhatár feletti	0,311*** (0,009)	0,338*** (0,003)	0,338*** (0,003)	0,343*** (0,003)

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Gyógyszerkategóriánként vizsgálva a gyógyszervásárlásokat, az 1.12. táblázat ered-

ményei alapján az látszik, hogy a nyugdíjba vonulás csökkenti férfiak között a váz- és izomrendszerre (ATC M) és az idegrendszerre (ATC N) ható gyógyszerek vásárlásának valószínűségét. Ezek csökkenését magyarázhatja, hogy a nyugdíjba vonulással megszűnhetnek a fizikális egészségre káros tevékenységek (az ATC N – idegrendszerre ható gyógyszerek egyik fő csoportjába fájdalomcsillapítók tartoznak). A gyógyszervásárlás társadalombiztosítási és beteg által fizetett költsége (pozitív igénybevétel esetén) egyik gyógyszerkategória esetén sem változik statisztikailag szignifikáns mértékben.

1.12. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása gyógyszerfogyasztásra gyógyszercsoportok szerint, férfiak

	Bináris					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Nyugdíjas	-0,001 (0,007)	0,005 (0,006)	0,000 (0,009)	-0,020*** (0,008)	-0,012** (0,005)	-0,006 (0,006)
Függő változó átlaga	0,355	0,622	0,286	0,288	0,135	0,147
Megfigyelések száma	473 651	473 651	473 651	473 651	473 651	473 651

	Log kiadás					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Nyugdíjas	-0,005 (0,035)	0,016 (0,019)	0,062 (0,039)	-0,041 (0,035)	0,048 (0,065)	0,001 (0,073)
Függő változó átlaga	9,159	9,868	8,026	8,113	8,791	8,561
Megfigyelések száma	168 084	294 620	135 231	136 299	64 063	69 700

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. Adatok forrása: „Admin3”. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Heterogenitás vizsgálatok

Férfiak esetén is megvizsgálom, hogy a nyugdíjba vonulás hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére eltér-e az imputált végzettség és a gyógyszerfogyasztási szint által megragadott egészségi állapot szerint. Akárcsak a nőkre végzett heterogenitás vizsgálatokban, férfiaknál is a fekvő- és járóbeteg ellátás és gyógyszerfogyasztás bináris kimeneteire fókuszálok, de emellett megvizsgálom a hatások heterogenitását a háziorvos

vizitek számára is.

Az „Admin3” adatokban sem látható az iskolai végzettség (kivéve az 1990 után születettek), így férfiak esetén is a 4-jegyű foglalkozási kódok alapján imputálom az iskolai végzettséget, a Munkaerő Felmérés adatait felhasználva a foglalkozás-végzettség párosításhoz. Az 58 éves korban megfigyelt foglalkozások alapján definiált végzettségi szint szerint vizsgálom a hatások heterogenitását.

A gyógyszerfogyasztás, mint egészség-indikátor esetén pedig az 58 éves kori gyógyszerkiadásnál nézem meg, hogy az 58 éves férfiak gyógyszerkiadásának mediánja alatt vagy felett van-e az egyéni gyógyszerkiadás.

Az 1.13. táblázatban bemutatott eredmények alapján férfiak esetén a nyugdíjba vonulás negatív hatását a háziorvosi vizitek számára az alsó középfokú végzettségűek hajtják. A felsőfokú végzettségűek körében (a nőknél megfigyelt mintázattal összhangban) kicsi és statisztikailag inszignifikáns hatásokat becslek, bár esetükben a nyugdíjba vonulás hatására 3 százalékponttal növekszik a fekvőbeteg ellátások valószínűsége, ami 10%-os szignifikanciaszinten szignifikáns. Ezt a (gyenge) hatást magyarázhatja, hogy felsőfokú végzettségű férfiak bizonyos szükséges kórházi kezeléseket a nyugdíjba vonulás utánra időzítenek.

Az 1.14. táblázat eredményei azt mutatják, hogy a háziorvosi vizitek száma az egészségesebbnek tekinthető (alacsonyabb gyógyszerkiadású) férfiak körében csökken, míg a betegebbek körében a nyugdíjba vonulás hatására nő a háziorvosi vizitek száma. Ezzel azonos előjelű a járóbeteg ellátás igénybevételének valószínűségére kapott hatás heterogenitása – egészségesebbek esetén csökken, betegebbek esetén nő a nyugdíjba vonulás hatására. Akárcsak a nőkre kapott heterogenitás becslések esetén, egészségesebb férfiak esetén is magyarázó tényező lehet a táppénz-hatás és a munkaképesség fenntartására való ösztönzés megszűnése nyugdíjba vonulás után. Ennek viszont elmentmondani látszik, hogy a gyógyszervásárlás valószínűsége bár kis mértékben, de az egészségesebb férfiak körében nő a nyugdíjba vonulás hatására. Figyelembe véve, hogy

1.13. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére iskolai végzettség szerint, férfiak

	Fekvőbeteg	Bináris Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos vizitek
Alapfokú végzettség, nyugdíjas	0,024 (0,018)	0,003 (0,020)	0,020 (0,017)	-0,104 (0,351)
Függő változó átlaga	0,159	0,710	0,743	9,485
Megfigyelések száma	66 603	66 603	66 603	54 297
Középfokú végzettség érettségi nélkül, nyugdíjas	0,009 (0,011)	-0,018 (0,012)	0,000 (0,010)	-1,518*** (0,192)
Függő változó átlaga	0,143	0,746	0,802	8,872
Megfigyelések száma	188 988	188 988	188 988	161 400
Középfokú végzettség érettségivel, nyugdíjas	-0,005 (0,026)	-0,040 (0,027)	-0,023 (0,022)	-0,630 (0,388)
Függő változó átlaga	0,143	0,789	0,845	8,223
Megfigyelések száma	37 757	37 757	37 757	32 795
Felsőfokú végzettség, nyugdíjas	0,028* (0,016)	0,021 (0,017)	0,008 (0,013)	-0,203 (0,234)
Függő változó átlaga	0,141	0,789	0,851	7,858
Megfigyelések száma	104 066	104 066	104 066	87 867

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”. Az iskolai végzettség imputálásához a Munkaerő Felmérés adatait használok. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

a járóbeteg és háziorvosi vizitek ugyanebben a csoportban csökkentek, a legvalószínűbb magyarázat a növekvő hatásra az lehet, hogy az alacsony gyógyszerkiadású csoportban „indokolatlanul” alacsony volt 58 éves korban a gyógyszerfogyasztás – amit ki nem váltott receptek hajthattak, ami a nyugdíjba vonulás következtében megváltozhatott, például amiatt, hogy nyugdíjba vonulás után a megnövekedett szabadidőben könnyebb a felírt gyógyszereket kiváltani. Azt is látjuk, hogy a magasabb gyógyszerkiadású férfiak körében nyugdíjba vonulás hatására nő a kórházi tartózkodás valószínűsége, aminek magyarázata a végzettség szerinti heterogenitásnál említett „időzítési” mechanizmus lehet.

1.14. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére 58 éves kori gyógyszerkiadás szerint, férfiak

	Fekvőbeteg	Bináris Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos vizitek
Alacsony gyógyszerkiadás, nyugdíjas	0,008 (0,008)	-0,023** (0,011)	0,017* (0,010)	-0,477*** (0,151)
Függő változó átlaga	0,122	0,667	0,674	6,720
Megfigyelések száma	263 620	263 620	263 620	200 035
Magas gyógyszerkiadás, nyugdíjas	0,037*** (0,014)	0,041*** (0,012)	-0,000 (0,005)	0,753*** (0,210)
Függő változó átlaga	0,181	0,863	0,977	10,749
Megfigyelések száma	210 031	210 031	210 031	201 442

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”. A táblázat az (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja panel fixhatás instrumentális változók módszerével való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Alternatív specifikációk

Akárcsak a nők mintáján, a férfiak mintáján is két alternatív specifikációt becslek a nyugdíjba vonulás hatására. Az eredményeket az 1.15. táblázatban mutatom be.

Az látható a táblázat felső paneljében szereplő eredmények alapján, hogy ha felteszem, hogy a nyugdíjba vonulás exogén, akkor a becsült hatása a járóbeteg ellátás és gyógyszerfogyasztás valószínűségére szignifikánsan pozitív, míg a háziorvosi vizitek számára negatív marad, de abszolút értékben kisebb, mint a preferált panel fixhatás instrumentális változók módszerével becsülve. Mivel romló egészségi állapot indulálhat nyugdíjba vonulást, emiatt az instrumentális változók nélküli becsült hatás felfelé torzított lehet, ezt tükrözik ezek az eredmények.

A táblázat alsó paneljében szereplő eredmények olyan specifikáción alapulnak, ahol használok a nyugdíjkorhatárt instrumentumként, de nem szűröm ki a nem megfigyelt, időben konstans egyéni tényezők szerepét. Itt is látható, hogy az első lépcsőben a nyugdíjkorhatár jelentős magyarázó erővel bír a nyugdíjas státuszra. Az is látható továbbá, hogy ebben a specifikációban a nyugdíjba vonulás becsült negatív hatása a járóbeteg ellátás igénybevételére és a háziorvosi vizitek számára erősebb negatív, mint

a preferenciált fixhatás instrumentális változók regressziójában.

Összességében az az eredmény, hogy a nyugdíjba vonulás hatására csökken a háziorvosi vizitek száma, robusztus az alternatív specifikációkra, de a hatás nagysága eltér a becslési módszerek között.

1.15. táblázat. Nyugdíjas státusz hatása egészségügyi ellátások igénybevételére alternatív becslési specifikációkkal, férfiak

	Fekvőbeteg	Bináris Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos vizitek
<i>Becslési módszer: fixhatás regresszió instrumentum nélkül</i>				
Nyugdíjas	0,011*** (0,003)	0,005*** (0,002)	0,004** (0,002)	-0,165*** (0,031)
<i>Becslési módszer: instrumentális változós regresszió fixhatás nélkül</i>				
Nyugdíjas	0,001 (0,006)	-0,045*** (0,007)	-0,003 (0,007)	-1,530*** (0,139)
Első lépcsőben függő változó: nyugdíjas				
Nyugdíjkorhatár feletti	0,325*** (0,002)	0,325*** (0,002)	0,325*** (0,002)	0,324*** (0,003)
Függő változó átlaga	0,148	0,754	0,809	8,742
Megfigyelések száma	473 651	473 651	473 651	401 477

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”. A táblázat a módosított (1.18) egyenlet γ_r becsült paraméterét mutatja. A felső panelben szerepeltetnek egyén fixhatást a modellben, de nem használok instrumentális változót. Az alsó panelben használok instrumentális változót, de nem szerepeltetnek egyén fixhatást a modellben. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

1.4.6. Összegzés

A KRTK KTI Adatbankjában elérhető adminisztratív adatállományok felhasználásával tudtam megbecsülni nők és férfiak esetén is a nyugdíjas státusz oksági hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére. Nők esetén a nyugdíjba vonulás hatására a járóbeteg szakellátás igénybevételének és a gyógyszerfogyasztásnak a valószínűsége csökken, amit az alacsonyabb végzettségű és egészségesebb nőkre való hatás hajt. Férfiak esetén a háziorvosi vizitek száma és néhány gyógyszerkategória fogyasztásának valószínűsége csökken a nyugdíjba vonulás hatására, az egészségesebb férfiak körében

pedig a járóbeteg szakellátás igénybevételének a valószínűsége is csökken.

Összességében nem találok arra utaló hatást, hogy a nyugdíjba vonulás rontaná az egészségi állapotot, ehelyett inkább csökkenti az ellátások iránti keresletet. Rosszabb egészségi állapotú férfiak esetén találok arra vonatkozóan evidenciát, hogy a nyugdíjba vonulást követően megnő bizonyos ellátások igénybevétele, amit a nyugdíjba vonulás utánra halasztott ellátások mechanizmusa hajthat.

1.5. Kényszerű nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai

Magyarországon

Az 1.4. fejezetben a nyugdíjkorhatár elérése által indukált nyugdíjba vonulás hatásait vizsgáltam egészségügyi kimenetekre. Az ilyen jellegű nyugdíjba vonulás önkéntesnek tekinthető, mivel a nyugdíjkorhatár elérése nyugdíjba vonulási lehetőséget jelent, nem kötelezettséget. Ahogy az 1.2. fejezet alatti irodalomáttekintésben utaltam rá, az önkéntes nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásai eltérhetnek a kényszerű nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásaitól. Ebben a fejezetben egy magyarországi reformot felhasználva vizsgálom meg, hogyan hat a kényszerű nyugdíjba vonulás az egészségügyi kimenetekre. A vizsgálat alapját a [Bíró és mtsai. \(2021\)](#) és [Bíró és mtsai. \(2022\)](#) tanulmányaim képezik.⁵

Magyarországon a 2000-es évek közepétől fokozatosan emelkedett a nyugdíjkorhatár, aminek első lépése a korhatár előtti öregségi nyugdíj lehetőségének a megszüntetése volt. A nyugdíjkorhatár változásokat részletesen bemutattam a 1.4.1. fejezetben és 1.6. táblázatban.

A nyugdíjkorhatár emelések és a Nők40 program bevezetése mellett egy jelentős, a nyugdíjba vonulást érintő reform volt, hogy 2013-tól nem kaphatott valaki egyidejűleg

⁵Az értekezésben vizsgált kimeneti változók köre és a becslési módszer részben eltér a hivatkozott korábbi tanulmányaimtól az értekezés egységességének céljából, így az eredmények is bár hasonlóak, de nem teljesen azonosak.

öregségi nyugdíjat és közalkalmazotti vagy kormányzati szolgálati jogviszonyból (a továbbiakban röviden: közalkalmazotti jogviszonyól) származó fizetést. Az intézkedés hatására azon egyének többsége nyugdíjba vonult, akik egyszerre öregségi nyugdíjat kaptak és közalkalmazotti viszonya volt – ezeket a nyugdíjba vonulásokat kényszerű nyugdíjba vonulásnak nevezem. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy a közvetlenül érintett személyek már öregségi nyugdíjat kaptak azelőtt, hogy a jogszabály hatására megszűntették volna a közalkalmazotti munkájukat. Tehát a kényszerű nyugdíjba vonulás esetükben valóban a munkapiacról kilépést és az öregségi nyugdíj fenntartását jelentette.

A nyugdíj melletti munkát korlátozó szabályozás 2012. júniusában került kihirdetésre és 2013. januárjától volt érvényben (később a korlátozást enyhítették, de az enyhítés időszaka kívül esik az ebben a fejezetben vizsgált időszakon). Azonban ha valaki közalkalmazottként dolgozott 2013. január 1-jén, akkor a korlátozás rá csak 2013. július 1-jétől vonatkozott, ezáltal átmeneti időszakot biztosítva a foglalkoztatotti vagy öregségi nyugdíjas státusz felfüggesztéséhez. Az általános szabály ugyanis az volt, hogy a korlátozás által érintett személyek választhattak a továbbdolgozás és öregségi nyugdíj között, de nem választhatták egyszerre a kettőt. A központi költségvetési szerveknél dolgozók alapvetően nem választhatták a nyugdíjkorhatár utáni továbbdolgozást, bár ez a korlátozás alól lehetett mentességet igényelni.

Az egészségügyi munkaerőhiány miatt az egészségügyi dolgozók is mentességet kaptak a nyugdíj melletti munka korlátja alól. Pontosán a jogalkotók úgy oldották meg az öregségi nyugdíjkorhatár feletti egészségügyi dolgozók megtartását, hogy le kellett mondaniuk az öregségi nyugdíjról, de annak az (elvesztett) összegét keresetkiegészítésként igényelhettk a kormánytól. Ezen lehetőség miatt az alábbi empirikus vizsgálatból kiveszem az egészségügyi dolgozókat.

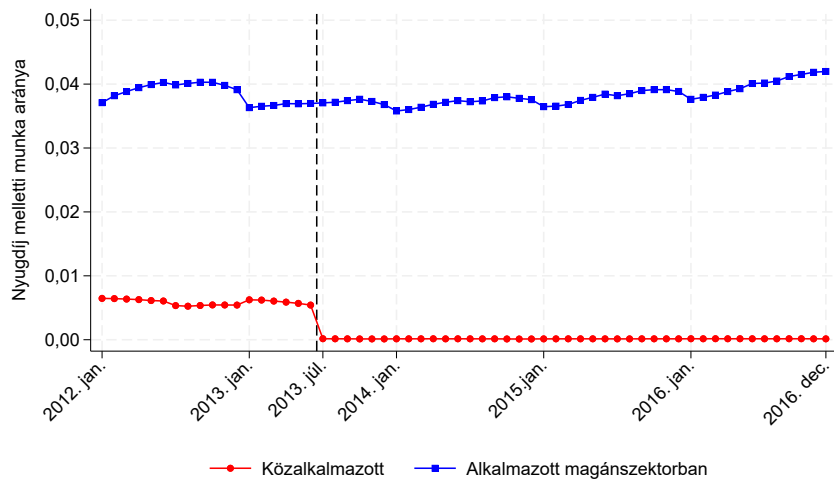
1.5.1. Adatok

A kényszerű nyugdíjazás hatásának vizsgálatát a KRTK KTI Adatbankjában elérhető „Admin3” adatok alapján végzem. Az adatokat a [1.4.3.](#) fejezetben bemutattam. Mivel az egészségügyi vonatkozású adatok csak 2009-től érhetők el, így 2009 előtti adatokat nem használok az elemzésben. Továbbá, mivel 2017-ben a nyugdíjra vonatkozó adatok nem teljeskörűek, így a munkapiaci státuszt csak 2016-ig bezárólag vizsgálom. A mintát 55 éves és annál idősebb egyénekre szűkítem, hiszen a kényszerű nyugdíjazás a fiatalabbakat nem érintette közvetlenül.

Bár az alapadatok havi gyakoriságúak, csak a munkapiaci státusz vizsgálatakor használok havi adatokat, az egészségügyi kimenetek vizsgálatakor féléves frekvenciájú adatokat használok. Ez utóbbi választásnak az oka, hogy a rendszeresen szedett gyógyszereket jellemzően nem havonta írják fel az orvosok, valamint egy kórházi tartózkodás is több hónapra vonatkozóan jelezhet rosszabb egészségi állapotot.

Az [1.4.](#) ábra mutatja az öregégi nyugdíj melletti foglalkozás arányának időbeli alakulását külön közalkalmazottakra és a magánszektorban alkalmazottakra. Látható, hogy a korlátozás életbe lépésekor (2013. júliusában) közel nullára esett vissza az öregségi nyugdíj mellett közalkalmazottként dolgozók aránya – ez az arány 0,54%-ról 0,02%-ra esett vissza 2013. júniusa és júliusa között az öregségi nyugdíjat kapók körében. Ugyanekkor nem látható jelentős változás a nyugdíj mellett magánszektorban dolgozók arányában. Az ábra alapján – kisebb ingadozásokkal – az öregségi nyugdíjat kapók közel 4%-a dolgozott a magánszektorban 2012-2016 közötti években.

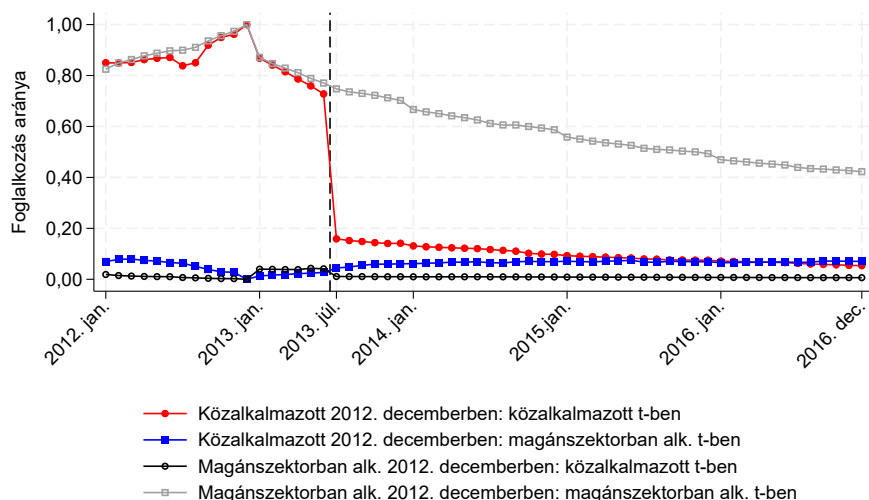
1.4. ábra. Öregségi nyugdíj melletti foglalkozás aránya



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 55 éves és idősebbek mintája. Az ábra az öregségi nyugdíjat kapók körében mutatja a foglalkozás arányát, foglalkozás típusa szerint. A közalkalmazottak csoportja nem tartalmazza az egészségügyi dolgozókat.

Az 1.5. ábrán bemutatom, hogyan alakult időben azoknak a foglalkoztatása, akik 2012. decemberében nyugdíj mellett dolgoztak. A nyugdíj mellett dolgozókat két csoportra bontom aszerint, hogy közalkalmazottként vagy magánszektorban alkalmazottként dolgoztak, majd rájuk külön-külön megnézem, hogy milyen arányban dolgoztak 2012-2016 között közalkalmazottként és magánszektorban alkalmazottként. Látható, hogy a 2012. decemberében öregségi nyugdíj mellett közalkalmazottként dolgozók körében a korlátozás életbe lépésekor (2013. júliusban) 80% körüli szintről 20% körüli szintre esett a közalkalmazottként való dolgozás aránya. A korlátozást követően kismértékben növekedett körükben a magánszektorban való foglalkozás aránya. Ugyanekkor nem látható törés azok körében, akik 2012. decemberében a magánszektorban voltak alkalmazottak. Fokozatosan csökken körükben a magánszektorban való alkalmazás aránya, jelentős időbeli törés nélkül. Körükben a közalkalmazottként való foglalkozás aránya az egész időperiódusban nulla körüli volt.

1.5. ábra. Foglalkoztatottság aránya a 2012. decemberében nyugdíj mellett dolgozók körében



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 55 éves és idősebbek mintája, akik 2012. decemberében öregségi nyugdíj mellett dolgoztak. A kőzalkalmazottak csoportja nem tartalmazza az egészségügyi dolgozókat.

Az 1.16. táblázatban mutatok további leíró statisztikákat a munkaerőpiaci státusz szerinti bontásban. A bemutatott átlagok 2012. decemberére vonatkoznak, amikor négy csoportra bontom a mintát: (1) kőzalkalmazottak, mellette öregségi nyugdíjat kapnak; (2) kőzalkalmazottak, mellette nem kapnak öregségi nyugdíjat; (3) magánszektorban foglalkoztatottak, mellette öregségi nyugdíjat kapnak; (4) magánszektorban foglalkoztatottak, mellette nem kapnak öregségi nyugdíjat. Látható, hogy az öregségi nyugdíjat kapók átlagos életkora mindkét szektorban körülbelül 6 évvel magasabb, mint az öregségi nyugdíjat nem kapóké (55 év és idősebbekre szűkítve a mintát). A férfiak aránya alacsonyabb a kőzalkalmazottak között, de az ő körükben magasabb 7 százalékponttal a férfiak aránya azok körében, akik öregségi nyugdíjat kapnak. A havi kereset jelentősen magasabb a kőzalkalmazottak között, viszont mindkét szektorban alacsonyabb az átlagos havi keresete azoknak, akik öregségi nyugdíj mellett dolgoznak. Ezt az eltérést részben magyarázhatja az, hogy a heti munkaórák számának átlaga alacsonyabb a nyugdíj mellett dolgozók körében. A havi nyugdíj is magasabb a nyugdíj

mellett közalkalmazottként dolgozók körében, mint a nyugdíj mellett magánszektorban foglalkoztatottaknál.⁶ Végezetül a foglalkozást tekintve a közalkalmazottak körében lényegesen magasabb a felsőfokú végzettséget igénylő munkakörben dolgozók aránya és lényegesen kevesebb a szakképzettséget igénylő fizikai dolgozók aránya. Ez fennáll mind a nyugdíj mellett dolgozókra és a nem nyugdíjas dolgozókra is. Mindkét szektorban a nyugdíj mellett dolgozók körében magasabb a szakképzettséget nem igénylő foglalkozásúak aránya. A közalkalmazottak körében a többi foglalkozást tekintve nincsen jelentős eltérés a nyugdíjat kapók és nem kapók között.

1.16. táblázat. Átlagos egyéni jellemzők munkaerőpiaci státusz szerint

	Közalkalmazott		Magánszektorban dolgozó	
	Nyugdíjas	Nem nyugdíjas	Nyugdíjas	Nem nyugdíjas
Kor	63,59	57,11	63,39	57,18
Férfi	0,39	0,32	0,45	0,58
Havi kereset (Ft)	220 791	243 960	120 589	184 469
Heti munkaórák	33,05	39,25	27,17	37,13
Havi nyugdíj (Ft)	161 198	2 887	121 188	7 633
<i>Foglalkozás</i>				
Vezető	0,09	0,12	0,11	0,10
Felsőfokú végzettség önálló alkalmazását igénylő foglalkozás	0,39	0,40	0,10	0,08
Egyéb szellemi munka	0,23	0,24	0,23	0,18
Szakképzettséget igénylő fizikai	0,07	0,08	0,25	0,30
Gépkezelők, összeszerelők, járművez.	0,02	0,02	0,08	0,16
Szakképzettséget nem igénylő fogl.	0,21	0,14	0,23	0,18

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 55 éves és idősebbek mintája, akik 2012. decemberében dolgoztak. A munkaerőpiaci státuszt 2012. decemberében mérem. A közalkalmazottak csoportja nem tartalmazza az egészségügyi dolgozókat. Az első oszlopban felsorolt változók átlagos értékei is 2012. decemberére vonatkoznak.

1.5.2. Becslési módszer

A kényszerű nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásainak becslésekor a mintát azokra szűkítem, akik 2012. decemberében 63-70 évesek voltak (tehát felette voltak az öregségi nyugdíj korhatárának), közalkalmazottként vagy a magánszektorban alkalmazottként

⁶Az öregségi nyugdíjban nem részesülőkre is az átlagos nyugdíj értéke nem nulla, bár kicsi. A nem nulla érték oka, hogy egyéb nyugdíj jellegű ellátást (pl. özvegyi nyugdíjat) ők is kaphatnak.

dolgoztak és amellett öregségi nyugdíjat kaptak.

Akik nyugdíj mellett közalkalmazottként dolgoztak, ők alkotják a „kezelt” csoportot, akik nyugdíj mellett a magánszektorban alkalmazottként dolgoztak, ők alkotják a „kontroll” csoportot. A kényszerű nyugdíjazás 2013. második félévében lépett életbe azokra vonatkozóan, akik nyugdíj mellett dolgoztak 2013. év elején, emiatt 2009. első félévétől 2013. első félévéig terjedő időszakot használok viszonyítási (reform előtti) időszakként, és a 2013. második félévétől 2016. második félévéig terjedő időszakot reform utáni időszakként.

Az egészségügyi ellátások időbeli változását az alábbi fixhatás regresszióval becsülöm:

$$y_{it} = \text{közalk}_i \times \sum_{j=2009F1}^{2016F2} \alpha_j + \beta \text{kor}_{it}^2 + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1.19)$$

ahol i az egyén, t a féléves dátum indexe, a „közalk” változó értéke egy, ha valaki 2012. decemberében közalkalmazott volt (nyugdíj mellett), nulla különben. A kimeneti változó a kórházi tartózkodás, járóbeteg ellátás, gyógyszer fogyasztás kétértékű indikátorai és a költség logaritmus (nem nulla kiadás esetén), házi orvosi vizitek kétértékű indikátora és száma, gyógyszerfogyasztás kétértékű indikátorai és a kiadás logaritmus (nem nulla fogyasztás esetén) gyógyszercsoportok szerint. A reform átlagos hatásának becsléséhez az alábbi regressziót használok:

$$y_{it} = \alpha \times \text{közalk}_i \times D_t + \beta \text{kor}_{it}^2 + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1.20)$$

ahol a D_t kétértékű változó nulla értéket vesz fel a viszonyítási (reform előtti) időszakban, egy utána (2013. második félévétől).

Mivel a közalkalmazottként nyugdíj mellett dolgozás esetén lehetett választani a nyugdíjról lemondást (amit ténylegesen nagyon kevesen választottak, lásd 1.5. ábra), emiatt a fenti két regresszióval a „kezelési szándék” (angolul „intention to treat”) hatását becsülöm meg, nem közvetlenül a kényszerű nyugdíjba vonulás hatását.

Annak érdekében, hogy a kezelt és kontroll csoportok egészségügyi kimeneteinek az időbeli változásai hasonlóak legyenek a reform nélkül, [Stuart és mtsai. \(2014\)](#) és [Austin és Stuart \(2015\)](#) módszerét követve a megfigyeléseket súlyozom annak a becslt valószínűségével, hogy valaki 2012. decemberében közalkalmazottként dolgozott. Logit modellt becslek a nyugdíj mellett dolgozók mintáján, és a közalkalmazotti státuszt a következő változókkal jelzem előre: nem, életkor dummy változók, egyjegyű foglalkozás kód, gyógyszerfogyasztás kétértékű indikátora gyógyszercsoportok szerint, háziiorvosi látogatások száma, kórházi tartózkodás és járóbeteg ellátás kétértékű indikátora. Az egészségügyi indikátorokat 2009-2012-re vonatkozóan féléves indikátorokként szerepeltetem a logit regresszióban. A közalkalmazotti státusznak így kapott becslt valószínűségét használom súlyként a kontroll csoportban lévő egyének súlyozására (a kezelt csoportban lévő egyének egyes súlyt kapnak).

Megvizsgálom a kényszerű nyugdíjazás egészségügyi hatásainak heterogenitását nem szerint, foglalkozáscsoport szerint (fizikai vagy szellemi), valamint aszerint, hogy a kényszerű nyugdíjazás nagy relatív jövedelemcsökkenéssel járt-e. Ez utóbbi heterogenitás vizsgálatnál a közalkalmazottak körében 2013. első és második féléve között mért jövedelemcsökkenés eloszlásának mediánjánál nagyobb csökkenéseket (41%-nál nagyobb csökkenéseket) tekintem nagy jövedelemcsökkenésnek.

A kényszerű nyugdíjazás mortalitásra való hatásának becslésére a fenti fixhatás regressziós specifikáció nem alkalmas, ehelyett 2012. január és 2016. december közöttre vonatkozóan definiálok egy kétértékű M_i változót, ami egy akkor, ha valaki elhunyt ezen időszak alatt. Erre a változóra vonatkozóan becslek lineáris valószínűségi modellt az alábbi magyarázó változókkal: közalkalmazottként dolgozott (nyugdíj mellett) 2012. decemberében, nem, életkor dummy változók, egyjegyű foglalkozás kód, gyógyszerfogyasztás kétértékű indikátora gyógyszercsoportok szerint, háziiorvosi látogatások száma, járóbeteg ellátás és kórházi tartózkodás kétértékű indikátora – az egészségügyi indikátorokat 2009-2012-re vonatkozóan féléves indikátorokként

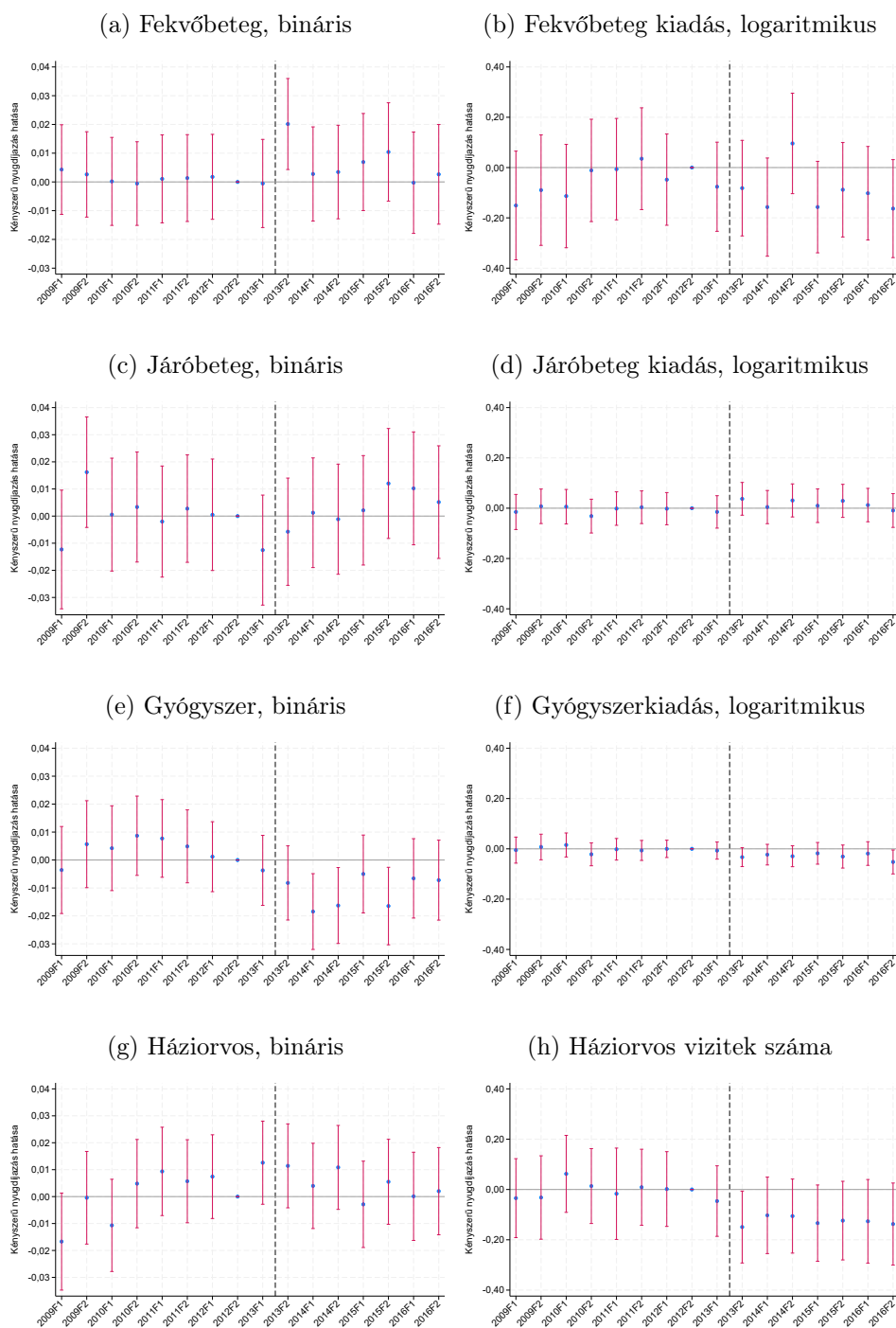
szerepeltetem.

1.5.3. Becslési eredmények

Az 2.8. ábrán mutatom be az (1.19) egyenlet becsült α_j együtthatóit az egészségügyi ellátások igénybevételének összesített mutatóira. A becsült együtthatók azt mutatják meg, hogyan változott az ellátások igénybevétele a kényszerű nyugdíjazás által érintett személyek (nyugdíj mellett közalkalmazottként dolgozók) körében azokhoz képest, akik nem voltak érintettek (nyugdíj mellett magánszektorban foglalkoztatottak). Referencia időszaknak 2012. második félévét használom. Az ábra alapján látható, hogy nem voltak jelentős eltérések a „kezelt” és a „kontroll” csoport között a kényszerű nyugdíjazást megelőző időszakban. Ugyanakkor a reform bevezetését követően is csak néhány kimenet esetén láthatók nagyságrendileg vagy statisztikailag szignifikáns eltérések. A gyógyszervásárlás valószínűsége és az összkiadás értéke látszódik csökkenni a reform után, valamint a háziiorvosi vizitek száma is csökkenni látszik.

Ezeket a mintázatokot erősítik meg az 1.17. táblázatban bemutatott átlagos hatások, amelyek az (1.20) modell becsült α paraméterei a különböző egészségügyi indikátorokat tekintve függő változóként. A bináris kimenetet tekintve (táblázat felső panelje), az egyedüli statisztikailag szignifikáns hatása a kényszerű nyugdíjazásnak a gyógyszerfogyasztás valószínűségére van, ami 1,4 százalékponttal csökken. Az átlagos 86% körüli fogyasztási valószínűséghez viszonyítva ez egy viszonylag kismértékű csökkentő hatás. A gyógyszerkiadások forintértéke is csökkent átlagosan a reform hatására, körülbelül 2,7%-kal, ám ez a hatás csak 1%-os szinten szignifikáns statisztikailag. Statisztikailag erősebb hatás, hogy a háziiorvosi vizitek féléves száma 0,121-gyel csökkent átlagosan a kényszerű nyugdíjazás hatására, ám az átlagos 4,8 körül vizitszámhoz viszonyítva ez kis hatásnak tekinthető.

1.6. ábra. Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása összesített egészségügyi ellátási indikátorokra



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. Az ábra az (1.19) modell becsült α_j együtthatóit mutatja 95%-os konfidencia intervallummal, 2012. második félévét (2012F2) használva referencia időszakként. A szaggatott függőleges vonal azt jelzi, amiután a kényszerű nyugdíjazás életbe lépett.

1.17. táblázat. Kényszerű nyugdíjazás átlagos hatása összesített egészségügyi ellátási indikátorokra

	Bináris			
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos
Kényszerű nyugdíjazás	0,005 (0,004)	0,004 (0,005)	-0,014*** (0,004)	0,003 (0,004)
Függő változó átlaga	0,099	0,750	0,859	0,819
Megfigyelések száma	335 365	335 365	335 365	335 365
	Log kiadás			Háziorvos
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	vizitek száma
Kényszerű nyugdíjazás	-0,045 (0,042)	0,022 (0,015)	-0,027* (0,016)	-0,121*** (0,044)
Függő változó átlaga	11,960	8,959	10,004	4,756
Megfigyelések száma	31 793	241 851	283 432	279 127

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2012 közötti megfigyelések. A táblázat az (1.20) egyenlet α becsült paraméterét mutatja súlyozott panel fixhatás regresszióval való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Mivel a kényszerű nyugdíjazás hatására csökkenni látszik összesítve a gyógyszerfogyasztási valószínűség és a gyógyszerkiadási értékek, érdemes ezért megnézni, hogy a nagy gyógyszercsoportok valamelyikében látható-e csökkenő hatás. Hat gyógyszerkategóriára fogyasztásának valószínűségére mutatom be az 1.7. ábrán az (1.19) egyenlet becsült α_j együtthatóját. Az 1.8. ábrán pedig a nem nulla gyógyszerkiadás logaritmusára becsült együtthatókat ábrázolom. Az ábrák alapján a reformot megelőző időszakban jellemzően hasonló volt mindegyik gyógyszerkategória esetén a fogyasztás a nyugdíj mellett közalkalmazottként vagy magánszektorban foglalkoztatottként dolgozók körében. A kényszerű nyugdíjazást követően a kardiovaszkuláris rendszerre ható gyógyszerek, a szisztémás fertőzés elleni szerek és a légzőrendszerre ható gyógyszerek valószínűsége látszik csökkenni (1.7. ábra), a kiadás logaritmusát tekintve (1.8. ábra) nem rajzolódik ki egyértelmű eltérés a „kezelt” és „kontroll” csoportok között a reform után.

Az 1.18. táblázatban bemutatott átlagos hatások megerősítik, hogy a kényszerű nyugdíjazás hatására ebbe a három gyógyszercsoportba tartozó gyógyszerek fogyasztásának a valószínűsége csökken statisztikailag szignifikáns mértékben, 1-1,5

százalékponttal. A szisztémás fertőzések elleni szerek szedési valószínűsége 26% körüli, a légzőrendszerre ható gyógyszerek szedési valószínűsége pedig 14% körüli, így ezekhez az átlagokhoz képest az 1-1,5 százalékpont körüli csökkenés nem elhanyagolható. A táblázat alsó panelje azt mutatja, hogy a tápcsatorna és anyagcsere és a kardiovaszkuláris rendszer gyógyszereire, valamint a szisztémás fertőzés elleni szerekre költött (társadalombiztosítási és beteg általi) kiadás 3-6%-kal csökken átlagosan, ezek a hatások legalább 10%-os szinten statisztikailag szignifikánsak. Ugyanakkor a váz- és izomrendszer gyógyszereire fordított átlagos kiadás értéke növekszik, átlagosan mintegy 6%-kal.

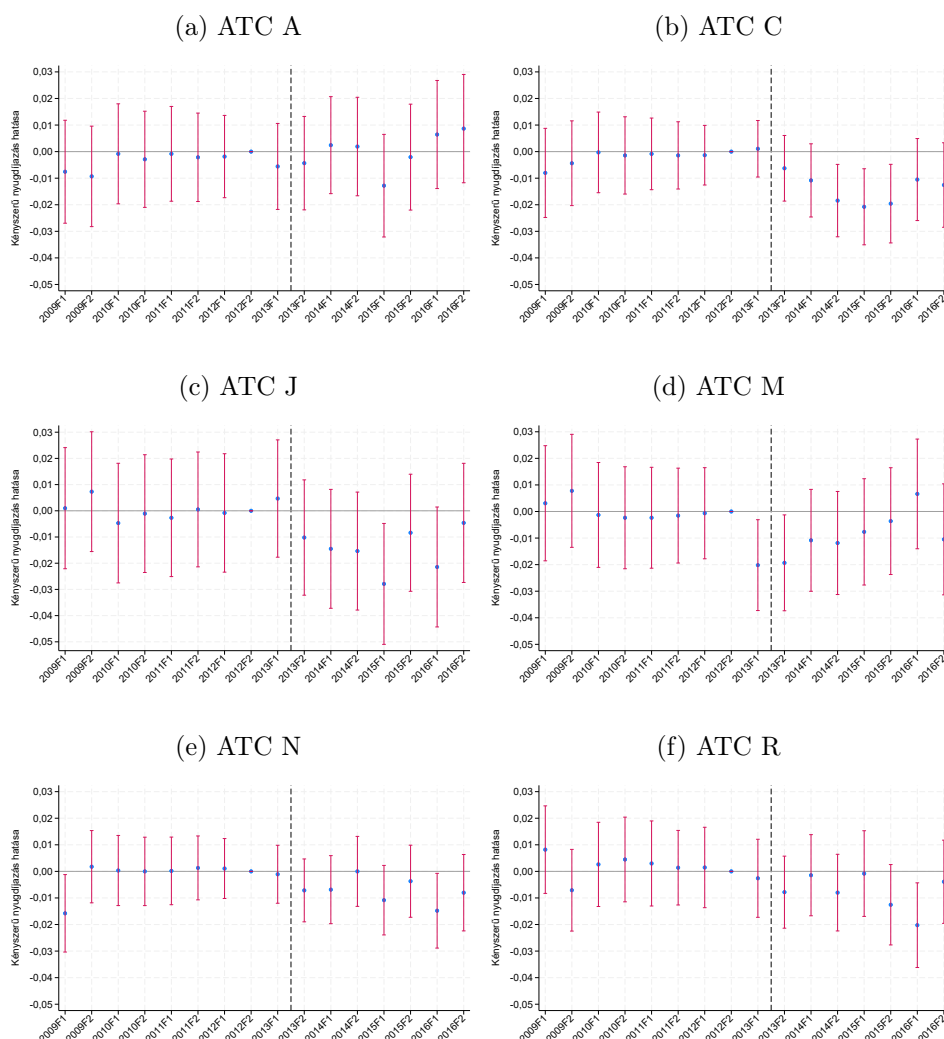
1.18. táblázat. Kényszerű nyugdíjazás hatása gyógyszerfogyasztásra

	Bináris					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Kényszerű nyugdíjazás	0,003 (0,006)	-0,012** (0,005)	-0,015*** (0,005)	-0,006 (0,006)	-0,006 (0,004)	-0,009** (0,004)
Függő változó átlaga	0,382	0,698	0,259	0,270	0,137	0,141
Megfigyelések száma	335 365	335 365	335 365	335 365	335 365	335 365
	Log kiadás					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Kényszerű nyugdíjazás	-0,061** (0,027)	-0,030** (0,015)	-0,032* (0,018)	0,058** (0,022)	0,018 (0,043)	-0,001 (0,048)
Függő változó átlaga	8,751	9,489	7,940	8,097	8,595	8,464
Megfigyelések száma	128 476	232 584	78 800	90 898	47 471	45 141

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2012 közötti megfigyelések. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. A táblázat az (1.20) egyenlet α becsült paraméterét mutatja súlyozott panel fixhatás regresszióval való becsléssel. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

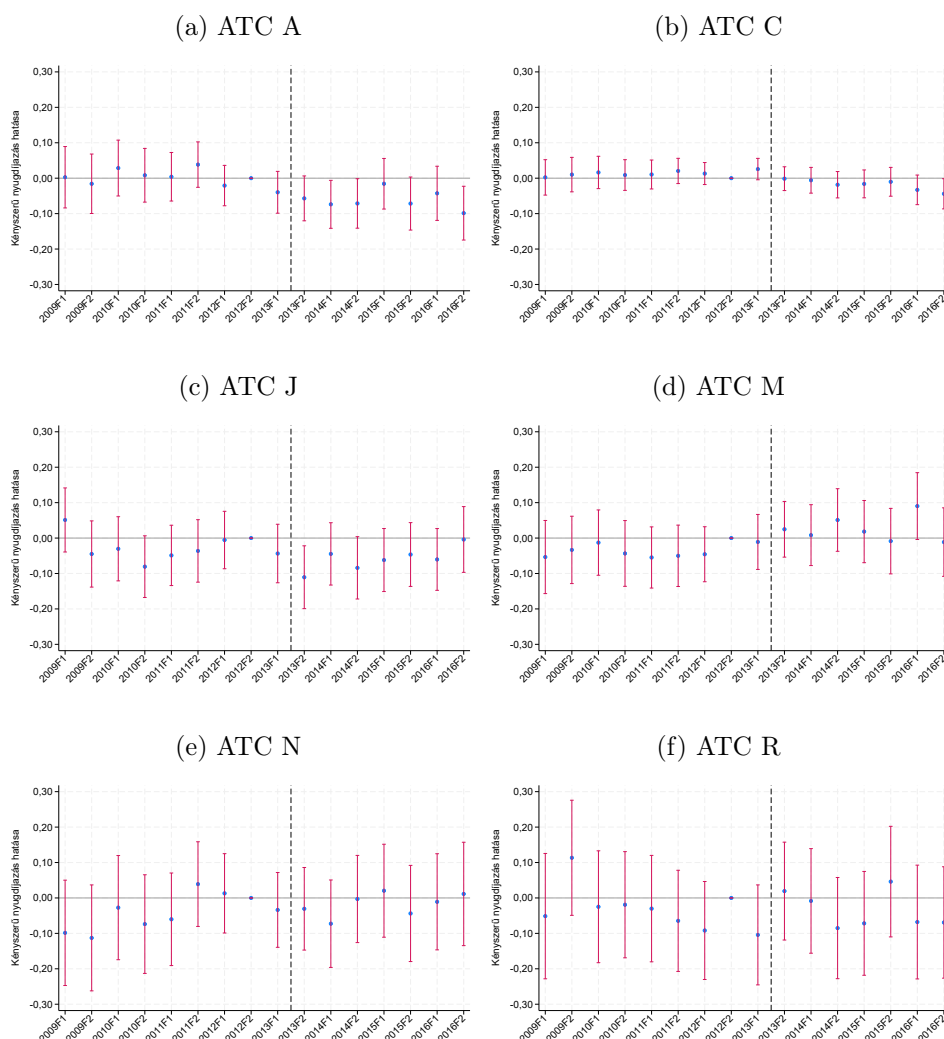
Az eddigi eredmények alapján a kényszerű nyugdíjazás hatására kismértékben, de csökken a gyógyszerfogyasztás valószínűsége és mértéke, valamint a házi orvosi ellátások igénybevétele. A gyógyszerfogyasztás csökkenését az antidiabetikumok (ATC A csoport fő kategóriája), vérnyomáscsökkentők (ATC C csoport fő kategóriája) és antibiotikumok (ATC J csoport fő kategóriája) fogyasztásának csökkenése hajtja.

1.7. ábra. Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása gyógyszerfogyasztás bináris indikátoraira gyógyszercsoportonként



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. Az ábra az (1.19) modell becsült α_j együtthatóit mutatja 95%-os konfidencia intervallummal, 2012. második félévét (2012F2) használva referencia időszakként. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. A szaggatott függőleges vonal azt jelzi, amiután a kényszerű nyugdíjazás életbe lépett.

1.8. ábra. Kényszerű nyugdíjazás félévenkénti hatása gyógyszerfogyasztás logaritmikus indikátoraira gyógyszercsoportonként



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. Az ábra az (1.19) modell becsült α_j együtthatóit mutatja 95%-os konfidencia intervallummal, 2012. második félévét (2012F2) használva referencia időszakként. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. A szaggatott függőleges vonal azt jelzi, amiután a kényszerű nyugdíjazás életbe lépett.

Heterogenitás vizsgálatok

Következő lépésként megvizsgálom, hogy a kényszerű nyugdíjazás hatása az egészségügyi ellátások igénybevételének összesített indikátoraira eltér-e nem, foglalkozás és a nyugdíjazás jövedelmi hatása szerint. Az (1.20) modellt becslöm újra, de a $\text{közalk}_i \times D_t$ interakciós tag mellé beemelek még egy interakciós tagot, ami a $\text{közalk}_i \times D_t$ szorozva nem, a foglalkozás vagy a jövedelmi hatás kétértékű indikátorával. A becslt együtthatókat az 1.19. táblázatban mutatom be.

Nemek szerint nem látszik statisztikailag szignifikáns heterogenitás egyik kimenet esetén sem, és a becslt heterogenitási együttható nagysága is viszonylag alacsony mindegyik kimenetnél. Hasonlóan, ha aszerint vizsgálom a hatások heterogenitását, hogy valaki 2012. második félévében fizikai dolgozó volt-e, akkor is a legtöbb kimenetnél a heterogenitás nem szignifikáns statisztikailag, bár nagyságrendileg itt nagyobbak a heterogenitási együtthatók. Statisztikailag erős eredmény, hogy a kényszerű nyugdíjazás hatása kisebb (és negatív) a fizikai dolgozók körében a járóbeteg ellátás igénybevételének valószínűségére (3 százalékponttal kisebb a becslt hatás, mint a szellemi dolgozók körében). Hasonlóan, a kényszerű nyugdíjazás hatására fizikai dolgozók körében jobban csökken a fekvőbeteg és járóbeteg ellátások költsége, valamint a háziorvosi vizitek száma is, de ezek a heterogenitási becslések szórása nagy, az együtthatók nem szignifikánsak statisztikailag.

Végezetül ha azt nézem, hogy eltérnek-e a hatások aszerint, hogy a reform életbelépésekor az érintettek körében mért jövedelemcsökkenés mediánjánál (41%-nál) jobban csökkent-e a jövedelem, akkor az látszik, hogy a nagy jövedelemcsökkenést szenvedők körében jobban csökken a kórházi, járóbeteg szakellátás és háziorvosi ellátás igénybevételének a valószínűsége a kényszerű nyugdíjazás hatásaként³, az utóbbi statisztikailag szignifikáns 2,5 százalékponttal erősebb negatív hatással. Ugyanakkor a háziorvosi vizitek száma és mindhárom kiadási indikátor forintértéke is jobban csökkent a nagy jövedelemcsökkenést szenvedők körében, de ezek a heterogenitások statisztikailag nem

szignifikánsak (a háziorvosi vizitek számának csökkenésének heterogenitása szignifikáns 10%-os szinten).

Arra következtetnek, hogy a kényszerű nyugdíjazás hatására az egészségügyi ellátások igénybevétele átlagosan jobban csökkent a fizikai dolgozók körében és azok között, akiknek arányaiban jobban csökkent a jövedelme a kényszerű nyugdíjazást követően (jellemzően az alacsony nyugdíjat kapók), azonban a legtöbb esetben ezen heterogenitások becsült értékében nagy a statisztikai bizonytalanság.

Mentális egészség

Az 1.2.5. fejezetben ismertetett kapcsolódó irodalom alapján a kényszerű nyugdíjazás inkább negatív hatással lehet a mentális egészségre, mint az önkéntes nyugdíjba vonulás. A mentális egészséget közvetlenül nem tudom megfigyelni az adminisztratív adatokban, így helyette a pszichoanaleptikumok fogyasztását vizsgálom (ATC N06 csoport), amely gyógyszercsoportnak jelentős részét az antidepresszánsok képezik. Fontos hangsúlyozni, hogy ez az indikátor nem tudja megragadni a gyógyszerrel nem kezelt (valószínűleg enyhébb) depressziót.

A kényszerű nyugdíjazás hatását a pszichoanaleptikumok fogyasztására az (1.20) egyenlettel becsülöm, a becsült eredményeket az 1.20. táblázat 1. oszlopa mutatja. A 2. oszlopban egy módosított specifikáció eredményeit mutatom be – itt az (1.20) egyenletet úgy módosítom, hogy a reform utáni időszaknak a reform bejelentése utáni, 2012. júliusától kezdődő időszakot tekintem. Bár ekkor még nem történtek kényszerű nyugdíjazások, de a szabályváltozás már ismert volt, ami negatív hatással lehetett az érintettek mentális egészségére.

1.19. táblázat. Kényszerű nyugdíjazás hatása egészségügyi ellátások igénybevételére: heterogenitás vizsgálatok

	Bináris			
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	Háziorvos
Kényszerű nyugdíjazás	0,006 (0,005)	0,004 (0,006)	-0,019*** (0,006)	0,004 (0,006)
Kényszerű nyugdíjazás × férfi	-0,001 (0,007)	-0,001 (0,009)	0,012 (0,008)	-0,002 (0,008)
Kényszerű nyugdíjazás	0,005 (0,004)	0,011** (0,005)	-0,014*** (0,005)	0,006 (0,005)
Kényszerű nyugdíjazás × fizikai dolgozó	0,004 (0,008)	-0,030*** (0,011)	0,002 (0,009)	-0,011 (0,009)
Kényszerű nyugdíjazás	0,007 (0,005)	0,015** (0,006)	-0,012** (0,006)	0,006 (0,006)
Kényszerű nyugdíjazás × nagy jöv.csökkenés	-0,011 (0,009)	-0,010 (0,011)	0,004 (0,009)	-0,025** (0,010)
	Log kiadás			Háziorvos
	Fekvőbeteg	Járóbeteg	Gyógyszer	vizitek száma
Kényszerű nyugdíjazás	-0,040 (0,061)	0,033 (0,021)	-0,018 (0,021)	-0,103* (0,060)
Kényszerű nyugdíjazás × férfi	-0,006 (0,084)	-0,028 (0,031)	-0,020 (0,032)	-0,038 (0,089)
Kényszerű nyugdíjazás	-0,030 (0,049)	0,031* (0,018)	-0,025 (0,019)	-0,094* (0,052)
Kényszerű nyugdíjazás × fizikai dolgozó	-0,053 (0,093)	-0,031 (0,034)	0,001 (0,035)	-0,070 (0,102)
Kényszerű nyugdíjazás	-0,006 (0,056)	0,025 (0,021)	-0,029 (0,022)	-0,050 (0,069)
Kényszerű nyugdíjazás × nagy jöv.csökkenés	-0,131 (0,097)	-0,046 (0,037)	-0,012 (0,038)	-0,108* (0,060)

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2012 közötti megfigyelések. A táblázat a heterogenitási taggal kibővített (1.20) egyenlet alapján becsült kezelési hatást mutatja panel fixhatás regresszióval való becsléssel. A fizikai dolgozó indikátor 2012. második félévére vonatkozik. A nagy jövedelemcsökkenés kétértékű változó értéke akkor egy, ha a munkából és nyugdíjból származó jövedelem összege legalább 41%-kal csökkent 2013. első és második féléve között. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Az 1.20. táblázat felső panelje alapján látható, hogy a vizsgált mintában 6,5% volt a pszichoanaleptikumok szedési aránya, amire nem volt kimutatható hatással a kényszerű nyugdíjazás. A táblázat alsó panelje azonban azt mutatja, hogy a pszichoanaleptikumokat szedők körében a kényszerű nyugdíjazás hatására mintegy 11%-kal nőtt a pszichoanaleptikumokra fordított kiadás, és ez a hatás szignifikáns statisztikailag 5%-os szinten. A becsült hatás nem érzékeny arra, hogy melyik definícióját használok a reform után időszaknak. Tehát az eleve mentális problémákkal küzdők körében átlagosan valószínűleg romlott a mentális egészség a kényszerű nyugdíjazás hatására.

Nem, foglalkozáscsoport és jövedelemhatás szerint sem becsültem statisztikailag vagy nagyságrendileg jelentős eltéréseket a becsült hatásban a pszichoanaleptikumok szedésére.

1.20. táblázat. Kényszerű nyugdíjazás hatása pszichoanaleptikumok fogyasztására

	Pszichoanaleptikumok, bináris	
	Reform utáni időszak: 2013.júl.-2016.dec.	Reform utáni időszak 2012.júl.-2016.dec.
Kényszerű nyugdíjazás	-0,0003 (0,003)	-0,001 (0,003)
Függő változó átlaga	0,065	0,065
Megfigyelések száma	335 365	335 365
	Pszichoanaleptikumok, log kiadás	
	Reform utáni időszak: 2013.júl.-2016.dec.	Reform utáni időszak 2012.júl.-2016.dec.
Kényszerű nyugdíjazás	0,111** (0,053)	0,119** (0,054)
Függő változó átlaga	8,730	8,730
Megfigyelések száma	21 116	21 116

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2012 közötti megfigyelések. A vizsgált gyógyszer-csoport az ATC N06 (pszichoanaleptikumok) csoportja. A táblázat első oszlopa az (1.20) egyenlet α becsült paraméterét mutatja súlyozott panel fixhatás regresszióval való becsléssel. A második oszlopa ugyanezen becslési eredményt mutatja azzal a módosítással, hogy a 2012. második félévétől kezdődő időszakot tekintem reform utáni időszaknak. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Mortalitás

A kényszerű nyugdíjazás mortalitásra való hatását lineáris valószínűségi modellel becsülöm. Fontos hangsúlyozni, hogy mivel a mortalitás vizsgálatakor nem lehetséges egyén fixhatást bevonni a modellbe, emiatt a becsült hatás oksági értelmezése megkérdőjelezhető – a demográfiai és egészségügyi ellátási kontroll változók lehet, hogy nem tudnak megragadni minden egyéni jellemzőt, amik összefüggésben állhatnak azzal, hogy valaki 2012. év végén nyugdíj mellett közalkalmazottként vagy a magánszektorban dolgozott-e. A becslés ezen korlátját figyelembe véve azt kapom, hogy a 3 éves mortalitási valószínűséget a kényszerű nyugdíjazás statisztikailag inszignifikáns 0,07 százalékponttal csökkentette (az átlagos három éves mortalitási valószínűség a mintánkban 3,8 százalék). Férfiak körében a becsült mortalitást csökkentő hatás 1,3 százalékponttal erősebb (statisztikailag 10%-on szignifikáns heterogenitás), míg a fizikai dolgozók körében a becsült mortalitást csökkentő hatás 2,4 százalékponttal gyengébb (statisztikailag 5%-on szignifikáns heterogenitás). A fizikai dolgozókra vonatkozó becsült heterogenitás magyarázata lehet, hogy náluk romlik leginkább a kényszerű nyugdíjazás után az egészségügyi ellátások igénybevétele. Ha a nem és fizikai munka interakcióját is szerepeltetem ugyanabban a modellben, akkor az látszik, hogy bár férfiaknál erősebb a mortalitást csökkentő hatása a kényszerű nyugdíjazásnak, a fizikai dolgozó férfiak körében a kényszerű nyugdíjazás növeli a halálozási kockázatot.

Ugyanakkor azok körében, akiknél a kényszerű nyugdíjazás jövedelemcsökkentő hatással járt, a becsült mortalitást csökkentő hatás 3,4 százalékponttal erősebb (statisztikailag 1%-on szignifikáns heterogenitás), aminek lehetséges magyarázata a nyugodtabb életmódra való áttérés lehet.

1.5.4. Összegzés

Kevés ismerettel rendelkezünk eddig az irodalom alapján a kényszerű nyugdíjazás egészségügyi hatásairól, elsősorban megfelelő identifikációs stratégia és kellően gazdag

adatok hiányában. Ezt a hiányt pótolja a bemutatott elemzésem, felhasználva azt az intézkedést, ami alapján 2013. júliusától a legtöbb esetben a közalkalmazottak nem vehettek egyszerre fel öregségi nyugdíjat és munkabért. A KRTK KTI Adatbankjának adminisztratív adatállományán alapuló becslési eredményeim azt mutatják, hogy a kényszerű nyugdíjazás csökkentőleg hat a gyógyszerfogyasztásra és a háziorvosi ellátások igénybevételére, bár ezek a hatások nagyságrendileg kicsik. Átlagosan a kényszerű nyugdíjazásnak nem volt hatása a mortalitásra.

Összességében ezek a becsült hatások hasonlóak az [1.4.](#) fejezetben bemutatott becsült hatásokhoz az önkéntes nyugdíjba vonulás hatásaira vonatkozóan. Nem tűnik úgy, hogy a kényszerű nyugdíjazás terhet róna az egészségügyi ellátórendszerre vagy rontaná átlagosan az érintettek egészségi állapotát. Fontos eredmény ugyanakkor, hogy a kényszerű nyugdíjazás – becslési eredményeim alapján – negatív hatással van a mentális egészségére azoknak, akiknek a nyugdíjazás nélkül is már rosszabb volt a mentális egészsége.

2. fejezet

Egészség hatása nyugdíjba vonulási döntésekre

2.1. Elméleti háttér

A [1.1.](#) fejezetben kifejtett elméleti modellekben azt a feltevést tettem, hogy a nyugdíjba vonulás időpontja (és a nyugdíj összege) exogén, nem a dolgozó döntése. Ebben a fejezetben áttekintem azokat az elméleti megfontolásokat, amelyek feloldják ezt a feltevést, megengedik, hogy a dolgozónak (és akár a foglalkoztatónak is) hatása legyen a nyugdíjba vonulás időzítésére. Fókuszomban az egészség és várható élettartam hatása áll a nyugdíjba vonulási döntésekre.

2.1.1. Egészség hatása a nyugdíjba vonulásra

A nyugdíjba vonulási döntés kanonikus modelljét [Stock és Wise \(1990\)](#) dolgozta ki. Ebben a modellben minden időpillanatban a dolgozó összehasonlítja a nyugdíjba vonulás várható nettó jelenértékét és a továbbdolgozás és későbbi (optimális) időpontban való nyugdíjba vonulás nettó jelentértékét. Modelljünkben nem szerepel az egészség, akár mint exogén vagy endogén változó, és nem is triviális, hogyan befolyásolja az

egészségi állapot a nyugdíjba vonulási döntést.

Visszatérve [Galama és mtsai. \(2013\)](#) modelljére, amit a 1.1. fejezetben vezettem be, a modell kibővíthető a nyugdíjba vonulási időpont (R) endogén döntéssé tételével. Az egyén hasznossági függvényébe be lehet helyettesíteni a fogyasztás és egészségi állapot optimális értékét, majd ezt a függvény kerül maximalizálásra R szerint. A modell megoldása így már csak numerikusan lehetséges. [Galama és mtsai. \(2013\)](#) szimulációk segítségével az alábbi következtetésre jutnak az egészség-vonatkozású tényezők hatásáról a nyugdíjba vonulási döntésre: (i) A jobb kiinduló egészségi állapot ($H(0)$) csökkenti a nyugdíjba vonulási életkort. Emögött az az intuíció, hogy a jobb egészségi állapot egy olyan tőkét jelent, ami jövedelmet generál, ezáltal csökkenti a munkavégzés szükségletét. (ii) Az egészségromlás „természetes” üteme ($d(t)$) ha magasabb, akkor az növeli a nyugdíjba vonulási életkort. Ennek magyarázata, hogy a gyorsabb egészségromlás csökkenti a kiinduló egészségből eredő hasznosságot, ezáltal ösztönzött jelenteve a hosszabb munkavégzésre. Emellett a gyorsabb egészségromlás növeli az egészség marginális költségét ($\pi(t)$), ami szintén ösztönzött jelenteve a hosszabb munkavégzésre. (iii) Az utóbbi mechanizmushoz hasonlóan az egészségügyi ellátások egységárának ($p(t)$) magasabb értéke, az egészségügyi ellátások hatékonyságának ($\mu(t)$) csökkenése és az egészségi állapot jövedelemre való hatásának csökkenése ($\varphi(t)$) szintén későbbi nyugdíjba vonuláshoz vezet ebben a modellben.

[Galama és mtsai. \(2013\)](#) modellje alapján tehát a jobb kiinduló egészségi állapot és lassabb egészségromlás korábbi nyugdíjba vonulást implikál, alapvetően jövedelemhatásokon keresztül. Ebből a modellből viszont hiányzik két olyan fontos, egészséggel összefüggő szempont, ami szintén befolyásolhatja a nyugdíjameneteli döntést: egyrészt a várható élettartam szerepe, másrészt a nem várt egészségsokkok hatása.

[Garcia-Gomez és mtsai. \(2017\)](#) továbblépnek [Galama és mtsai. \(2013\)](#) modelljén egyrészt endogenizálva a várható élettartamot, másrészt bevezetve az egészségsokk eshetőségét. Az utóbbira fókuszálva könnyen belátható, hogy egy jelentős egészségsokk

növeli a nyugdíjba vonulás valószínűségét amiatt, hogy nagymértékben csökkenti a munkajövedelmet (az egészség bérre való hatásán keresztül), szélsőséges esetben a munkaképességet egy erős negatív egészségsokk olyan mértékben is csökkentheti, hogy az egyén nem képes tovább dolgozni (nullára csökken a bére). [Garcia-Gomez és mtsai. \(2017\)](#) bemutatják, hogy a fogyasztáson vagy a szabadidő hasznosságán keresztül az egészségsokkknak lehet olyan hatása is, ami a nyugdíjba vonulás későbbre tolásának irányába hat, de eredményeik alapján ezeknek a mechanizmusoknak a hatása kicsi az egészségsokk munkajövedelmen keresztüli hatásához képest.

2.1.2. Várható élettartam hatása a nyugdíjba vonulásra

Az egészségi állapot (és egészségsokk) szoros összefüggésben van a várható élettartammal. Fontos ezért látni a várható élettartam hatását a nyugdíjba vonulási döntésre, ha az egészség és nyugdíjba vonulás összefüggéseit kívánjuk áttekinteni.

Kiinduló modellként [Hazan \(2009\)](#) modelljét használom. Ebben az egyszerű modellben szerepel a nyugdíjba vonulás mint döntési változó és a várható élettartam, mint a döntést befolyásoló tényező, a várható élettartamon túl viszont az egészség nem jelenik meg benne – ennek köszönhetően a modell egyszerű, de fontos mechanizmusokra világít rá.

Hasonlóan a [1.1.](#) fejezetben bemutatott dinamikus modell kiindulásához, az egyén T évig él és R éves korában vonul nyugdíjba. Az egyén vagy dolgozik, vagy nyugdíjas. A C fogyasztásból származó hasznosság $U(C)$, amiről feltesszük, hogy szigorúan növekvő és konkáv függvény. A munka haszonköltsége $f(t)$, ami növekszik az életkorral (tehát t -vel). β a diszkont faktor. Az egyéni életpálya-hasznosság:

$$\int_0^T U(C(t))e^{-\beta t} dt - \int_0^R f(t)e^{-\beta t} dt. \quad (2.1)$$

Az egyén termelékenysége az emberi tőkéjétől (h) függ, amit a tanulással töltött

évek hossza (s) határoz meg az alábbi függvényen keresztül:

$$h(s) = e^{\theta(s)}. \quad (2.2)$$

Feltéve, hogy a tanulás egyetlen költsége az elmulasztott jövedelem, az egyén költségvetési korlátja:

$$\int_s^R e^{\theta(s)} e^{-\delta t} dt = \int_0^T C(t) e^{-\delta t} dt, \quad (2.3)$$

ahol δ a kamatrátá. A modell egyszerűsítését szolgálja a feltevés, hogy a kamatrátá és a diszkontrátá egyenlő ($\delta = \beta$), amiből következően a fogyasztás szintje konstans az egész életpályán.

A hasznosság-maximalizálási probléma megoldását három egyenlet írja le. Az optimális fogyasztás szintje:

$$C(s, R) = \frac{e^{\theta(s)} (e^{-\beta s} - e^{-\beta R})}{1 - e^{-\beta T}}, \quad (2.4)$$

ami alapján, ceteris paribus, a magasabb várható élettartam (nagyobb T) alacsonyabb fogyasztási szintet implikál.

A második egyenlet a tanulással töltött évek határköltségét és határhasznát teszi egyenlővé, ami az alábbi formába írható át:

$$\frac{1}{\theta'(s)} = \frac{1 - e^{-\beta(R-s)}}{\beta}. \quad (2.5)$$

A harmadik egyenlet a nyugdíjba vonulási döntésre vonatkozik – a nyugdíjba vonulás évében (R) a munka haszonköltsége ($f(R)$) egyenlő a nyugdíjba vonulás haszonköltségével, ami az alacsonyabb fogyasztási szint miatt adódik:

$$f(R) = U'(C(s, R)) e^{\theta(s)}. \quad (2.6)$$

[Hazan \(2009\)](#) veszi a három egyenlet deriváltját a várható élettartam (T) szerint, ami alapján következik (lásd [Hazan, 2009](#) függelékét a bizonyításért), hogy a tanulással töltött évek hossza magasabb, ha a várható élettartam hosszabb.

A várható élettartam hatása a nyugdíjba vonulási életkorra függ a $\theta(\cdot)$ függvény formájától, ami a tanulási évek emberi tőkére való hatását ragadja meg. Ha a $\theta(\cdot)$ függvény lineáris, akkor nincs hatása a várható élettartamnak a nyugdíjba vonulási döntésre. Ugyanakkor az irodalom alapján feltételezhető, hogy a tanulással töltött évek határhozadéka az emberi tőkére csökkenő (lásd többek között [Bils és Klenow, 2000](#) tanulmányát). Ha $\theta(\cdot)$ szigorúan növekvő és konkáv függvény, akkor a várható élettartam növekedése nem csak a tanulási éveket növeli, hanem az életpálya során ledolgozott évek számát ($R - s$ értékét) is, tehát a nyugdíjba vonulási életkor növekvő függvénye a várható élettartamnak.

[Hazan \(2009\)](#) modelljében az egészség csak a várható élettartamon keresztül jelenik meg. [Bloom és mtsai. \(2007\)](#) modellje hasonló [Hazan \(2009\)](#) modelljéhez, miszerint szintén egy életciklus modellből indulnak ki, amelyben a nyugdíjba vonulási döntés endogén és függhet a várható élettartamtól. [Bloom és mtsai. \(2007\)](#) modelljében nem szerepel döntési változóként a tanulással töltött évek száma, viszont expliciten szerepeltetik modellükben az egészségi állapotot, amiről felteszik egyrészt, hogy az életkor csökkenő függvénye, másrészt hogy az egészségi állapot és a várható élettartam összefügg. Modelljükben fontos elem, hogy a munka haszonköltsége magasabb rosszabb egészségi állapot mellett, valamint a bér az egészségi állapot növekvő függvénye.

[Bloom és mtsai. \(2007\)](#) modelljében az életciklus elején a munka haszonköltsége alacsony és a munkavégzés hasznossága magas a fogyasztásra való hatásán keresztül. Ahogy a dolgozó idősödik, a romló egészségi állapot egy idő után eléri azt a szintet, hogy már nem éri meg tovább dolgozni. Modelljük alapján következtetéseket lehet levonni az egészségi állapot és a várható élettartam hatásaira a nyugdíjba vonulásra az alábbiak szerint:

1. Tegyük fel, hogy a várható élettartam úgy növekszik, hogy a nyugdíjba vonulási életkor arányos növekedése ugyanolyan szintű fogyasztást tesz lehetővé. (Ezt a feltételt veszélyeztetheti, ha a túlélési valószínűség idős korban nő csak). Tegyük fel továbbá, hogy a bérek növekedési üteme mérsékelt (a pontos feltevésért lásd [Bloom és mtsai., 2007](#) 3. tételét). Ezen feltevések teljesülése esetén a várható élettartam növekedése a nyugdíjba vonulási életkor növekedését eredményezi, de a nyugdíjba vonulási életkor növekedési aránya kisebb, mint a várható élettartam növekedési aránya. A bérek növekedési ütemére vonatkozó feltevés biztosítja, hogy nem fordulhat elő, hogy a magas bérnövekedési ütem miatt megéri tovább dolgozni, ami dominálhatná a növekvő élettartam (és egyidejűleg jobb egészség) vagyon-hatását.
2. Tegyük fel, hogy az egészségi állapot nagyobb arányban javul, mint a várható élettartam. Egy ilyen javulásnak a nyugdíjba vonulási életkorra való hatása nem egyértelmű. Egyrészt a jobb egészségi állapot magasabb bért implikál, ami korábbi nyugdíjba vonulást tesz lehetővé. Másrészt viszont a jobb egészség csökkenti a munka haszonköltségét és növeli a munka termelékenységét, ami későbbi nyugdíjba vonulást eredményezhet.

[Bloom és mtsai. \(2007\)](#) eredményei tehát egyrészt összhangban vannak [Hazan \(2009\)](#) következtetésével, miszerint a növekvő várható élettartam növeli a nyugdíjba vonulási életkort, bár a nyugdíjba vonulási életkor növekedésének mértéke arányosan kisebb lehet. Ugyanakkor az egészségi állapot növekedése növelheti és csökkentheti is a nyugdíjba vonulási életkort.

2.1.3. Endogén várható élettartammal összefüggések

Az eddig áttekintett modellekben a várható élettartam egy exogén adottság, aminek vizsgálni lehet a hatását a nyugdíjba vonulási döntésre. Ezen a kereten lép túl [Dalgaard](#)

és Strulik (2017) – a kiindulási pontjuk az, hogy az idősödés egy folyamat, aminek a végső állomása a halál.

Dalgaard és Strulik (2017) modelljét követve jelölje D az egészség-hiányt, ami az életkorral (t) az alábbi egyenlet szerint változik:

$$\dot{D}(t) = \mu(D(t) - a - Am(t)^\gamma), \quad D(t) \leq \bar{D}, \quad (2.7)$$

ahol $D(0)$ exogén adottság, m az egészségbe tett befektetés (ami tekinthető az egészségügyi ellátások igénybevételének), $A > 0$ és $0 < \gamma < 1$ az egészségügyi technológia paraméterei, μ pedig az idősödés „természetes” üteme. A halál akkor következik be, amikor az egészség-hiány eléri a $\bar{D}$ szintet.

A bér alakulása függ egyrészt a tapasztalattól (csökkenő hozadékkal), másrészt az egészség-deficittől, a legjobb egészségi állapothoz (legalacsonyabb deficithez, D_0 -hoz) viszonyítva:

$$w(t) = w_0 e^{\phi_1 t - \phi_2 t^2} \left(\frac{D_0}{D(t)} \right)^\nu, \quad (2.8)$$

ahol a w_0 konstans ragadja meg az iskolai végzettség hatását.

Az egyén eldönti minden időpontban, hogy dolgozik-e vagy sem, amit az l változó ragad meg, ami 1 akkor, ha valaki dolgozik, 0 különben. Tegyük fel, hogy a ϕ és ν paraméterek alapján a bér életkor-profilja fordított U alakú, aminek következtében ha valaki nyugdíjba megy, akkor később nem tér vissza a munkapiacra. Így az egyén dönt a nyugdíjba vonulási életkorról (R) és az élettartam hosszáról (T) is az m döntési változón keresztül.

Az egyéni életpálya-hasznosság ebben a modellben:

$$\int_0^T e^{-\beta t} (U(C) - f \cdot l) dt, \quad (2.9)$$

ahol β a diszkontráta, f pedig a munka haszonköltsége. Fontos egyszerűsítő feltevés,

hogy a munka haszonköltsége nem függ az egészség-hiánytól. Tegyük fel, hogy a fogyasztás hasznossági függvénye: $U(C) = \frac{C^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}$.

A pénzügyi vagyont jelölje K , ami lehet negatív is, de az élet végén nem negatív: $K(T) \geq 0$. Feltéve, hogy a nyugdíjba vonulás után az egyén egyedüli bevétele a pénzügyi vagyon után kapott kamatok, akkor a vagyon időbeli változását az alábbi egyenlet írja le:

$$\dot{K} = l(w + \delta K - C - pm) + (1 - l)(\delta K - C - pm), \quad (2.10)$$

ahol p az egészségügyi ellátások relatív ára, δ a kamatrátá.

A hasznosság-maximalizáló egyén dönt a fogyasztásról ($C(t)$), egészségügyi ellátások igénybevételéről ($m(t)$) és a munkakínálatról (l). Ezek a döntések és a kiinduló értékek együtt meghatározzák az egészség-hiány ($D(t)$) és pénzügyi vagyon ($K(t)$) időbeli alakulását.

Az optimalizálási probléma elsőrendű feltételei az alábbiak. A fogyasztási pályát a hasznossági függvény formája, a kamatrátá és a diszkontrátá határozzák meg:

$$\frac{\dot{C}}{C} = \frac{\delta - \beta}{\sigma}. \quad (2.11)$$

Az egészségügyi ellátások igénybevételének időbeli pályájára nyugdíjas korban növekvően hat a kamatláb és az egészségügyi beruházások hozadéka (γ), míg csökkentőleg hat az idősödés „természetes” üteme (gyorsabb egészségromlás esetén optimális fiatalabb korban befektetni az egészségbe):

$$\frac{\dot{m}}{m} = \frac{\delta - \mu}{1 - \gamma} \quad \text{ha} \quad l = 0. \quad (2.12)$$

Nyugdíjaskor előtt növeli az egészségügyi ellátások igénybevételének dinamikáját a béreken keresztül érvényesülő mechanizmus – megéri többet fektetni az egészségbe

annak érdekében, hogy az ellensúlyozza a fokozatosan romló egészség negatív hatását a bérre:

$$\frac{\dot{m}}{m} = \frac{1}{1-\gamma} \left(\delta - \mu + \nu \mu \gamma m^{\gamma-1} \frac{wA}{pD} \right) \quad \text{ha } l = 1. \quad (2.13)$$

Végezetül a nyugdíjba vonulás időzítésére vonatkozó feltétel:

$$f = w(R)C(R)^{-\sigma}, \quad (2.14)$$

aminek alapján a nyugdíjba vonulás időpontjában a munka haszonköltségének egyenlőnek kell lennie a munka határhasznával, ami egyenlő a többletbér és a fogyasztásból származó hasznosság szorzatával.

[Dalgaard és Strulik \(2017\)](#) modelljének érdekessége, hogy az endogén élettartam által lehetséges, hogy valamilyen harmadik tényező változása miatt egyszerre változik a várható élettartam és a nyugdíjba vonulási életkor anélkül, hogy a várható élettartam és a nyugdíjba vonulási döntés közvetlenül összefüggne egymással.

(i) Ha a bér iskolai végzettségtől függő tényezője (w_0) nő, akkor növekszik a várható élettartam – az egyénnek érdemes a magasabb lehetséges fogyasztási szintet egy hosszabb élettartamon át elosztani. Ugyanakkor a nyugdíjba vonulási kor csökkenhet és nőhet is két ellentétes hatás miatt: növekszik a szabadidő lehetőségköltsége, ugyanakkor az addicionális fogyasztás határhaszna csökken.

(ii) Ha az egészségügyi ellátások egységára (p) nő, akkor csökken mind a várható élettartam, mind a nyugdíjba vonulási életkor (az utóbbi kisebb mértékben). A romló egészség negatív hatása a bérre, valamint a rövidebb élettartamra eloszló fogyasztás egyaránt a nyugdíjba vonulás előrehozásának irányába hat.

(iii) Ha javul az egészségügyi technológia (A nő), akkor növekszik mind a várható élettartam, mind a nyugdíjba vonulási életkor. Ennek az oka, hogy az egészségügyi technológia javulásának hatásaként az optimális várható élettartam (T) növekszik. Az életpálya-fogyasztás így több évre oszlik el és egy adott időpontban a fogyasztás csökken,

ezáltal a fogyasztás határhaszna nő. Ezáltal a munka határhaszna is növekszik, amit tovább erősít, hogy az alacsonyabb egészség-hiány magasabb bér elérését teszi lehetővé. Ezen hatások ellensúlyozásaként (hogy az elsőrendű feltételek továbbra is teljesüljenek), a nyugdíjba vonuláskori bérnek csökkennie kell. Mivel a nyugdíjba vonulás időszakában a bér az életkorral csökken, ebből következik, hogy a várható élettartamnak az egészségügyi technológia javulásából fakadó növekedésének következtében a nyugdíjba vonulási életkor is növekszik.

Összességében [Dalgaard és Strulik \(2017\)](#) modellje alapján ha a várható élettartam a bérek növekedése, az egészségügyi ellátások olcsóbbá válása vagy az egészségügyi technológia javulása miatt növekszik, akkor egyúttal a nyugdíjba vonulási életkor is növekedhet.

2.1.4. Vállalatok szerepe a nyugdíjba vonulási döntésekben

Az eddigiekben feltettem, hogy a nyugdíjba vonulásról a dolgozó dönt. Ugyanakkor a foglalkoztató (amit a továbbiakban „vállalatnak” nevezek) is dönthet úgy, hogy ha egy idős dolgozójának romlik az egészsége, akkor nem kívánja tovább foglalkoztatni, aminek következtében a dolgozó (jogosultságtól függően) ahelyett, hogy más vállalathoz menne vagy munkanélküli ellátást venne igénybe, rokkantsági ellátást vehet igénybe, korengedményes nyugdíjba vagy időskori nyugdíjba mehet (vagy befejezheti a nyugdíj mellett dolgozást, ha már nyugdíjas volt).

Ha a vállalat döntését tekintjük, akkor ha egy munkavállalónak romlik az egészsége, akkor a profitmaximalizáló vállalat azt mérlegeli, hogy jobban megéri-e továbbfoglalkoztatni a rosszabb egészségű (és ezáltal csökkent termelékenységű) dolgozót, vagy jobban megéri ezt a dolgozót elbocsátani és egy új, várható értékben átlagos termelékenységű dolgozót felvenni. Egy ilyen döntési helyzetnek a kimenetele függ az egészségromlás mértékétől (nagyobb egészségromlás esetén valószínűbb az elbocsátás), valamint a vállalat termelési függvényétől. A vállalat termelési függvényének formája

szerint eltérhet, hogy a dolgozó egészségromlása mennyire csökkenti a vállalat termelékenységét. Intuitíven, például a szolgáltatási ágazatban, ahol a dolgozók jellemzően szellemi munkások, lehetséges, hogy a dolgozó fizikális egészségének romlása kevésbé érinti a vállalat termelékenységét.

Ezek a megfontolások azt sugallják, hogy érdemes a munkaadói oldalt is figyelembe venni, amikor az egészség hatását vizsgáljuk a nyugdíjba vonulási döntésre.

2.2. Empirikus eredmények az irodalomban

Az elméleti modellek alapján nem lehet egyértelmű következtetést levonni arra vonatkozóan, hogy az egészségi állapot és annak változásai várhatóan hogyan befolyásolják a nyugdíjba vonulási döntéseket. Leegyszerűsítve, ennek a fő oka, hogy a jövedelemcsatorna és a szabadidő hasznosságának változása ellentétes hatásokat okozhatnak a nyugdíjba vonulási hajlandóságra. Empirikus elemzésekkel lehet rávilágítani, hogy melyik mechanizmus lehet erősebb. Az ide kapcsolódó empirikus munkákban különösen fontos az identifikáció kérdése, hiszen ahogy bemutattam, a nyugdíjba vonulás is befolyásolja az egészségi állapotot, emiatt az oksági hatások kétirányúak.

2.2.1. Nyugdíjba vonulás fő meghatározói tényezői

[Lumsdaine és Mitchell \(1999\)](#) áttekintését követve, a munkakínálatra fókuszálva, a nyugdíjba vonulást négy fő tényező befolyásolja.

Elsőként maga a nyugdíjrendszer – különösen a nyugdíjkorhatár – egy meghatározó tényező a nyugdíjba vonulási döntésben. Nyilvánvalóan, ha a nyugdíjba vonulás csak egy bizonyos életkor után lehetséges, akkor az a korhatár egy jelentős meghatározó tényezője a nyugdíjba vonulásnak. [Pilipiec és mtsai. \(2021\)](#) szisztematikus irodalomösszefoglalója alapján valóban a nyugdíjkorhatár emelése növeli az időskori munkapiaci aktivitást és a várható nyugdíjba vonulási életkort. [De Grip és mtsai. \(2013\)](#) egy hol-

landiai nyugdíjreformot felhasználva és kérdőíves adatokra támaszkodva bemutatják, hogy a nyugdíjkorhatár emelésekor a dolgozók által várt nyugdíjba vonulási életkor is növekszik, bár a hatás erősebb a magasabb végzettségű dolgozóknál.

Ugyanakkor, ha a nyugdíjba vonulási életkorban van döntési lehetősége a dolgozónak, akkor a nyugdíjkorhatár mellett várhatóan más tényezők is befolyásolják a nyugdíjba vonulási döntést. Az egyik ilyen fontos tényező lehet a nyugdíj várható összege. [Samwick \(1998\)](#) és [Coile és Gruber \(2007\)](#) amerikai adatok alapján egyaránt azt találják, hogy a nyugdíjba vonulási döntések szignifikánsan és a várt irányban reagálnak a nyugdíjrendszerbe beépített pénzügyi ösztönzőkre – a nagyobb felhalmozott nyugdíjvagyon növeli a nyugdíjba vonulás valószínűségét, míg a továbbdolgozást jutalmazó pénzügyi ösztönzők beépítése a nyugdíjrendszerbe késlelteti a nyugdíjba vonulást.

A következő fontos tényező a nyugdíjba vonulási döntésben, amire visszatérek a következő alfejezetben, az egészségi állapot. A korai kutatások alapján, valamint azon kutatások alapján, amelyek korrelációt és nem oksági összefüggést becsülnek az egészségi állapot és a nyugdíjba vonulás között, a jobb egészségi állapot későbbi nyugdíjba vonulást tűnik implikálni. Többek között erre a következtetésre jut [Samwick \(1998\)](#) szubjektív egészség-indikátort használva és [Coile és mtsai. \(2002\)](#) szubjektív várható élettartamot használva az egészség indikátoraként.

Visszatérve a nyugdíjrendszer szerepére, de kapcsolódva az egészségi állapot befolyásoló tényezőjére, németországi adminisztratív adatok alapján [Seibold \(2021\)](#) szintén azt találja, hogy a normál (lehető legkorábbi) nyugdíjkorhatárnak és pénzügyi ösztönzőknek jelentős hatása van a nyugdíjba vonulási döntésre, ugyanakkor ezek a hatások bár megvannak, de gyengébbek a rosszabb egészségi állapotban lévő egyének esetén. Az egészségi állapotot [Seibold \(2021\)](#) ugyanakkor csak a táppénz igénybevételével tudja mérni.

Végezetül, a családi kapcsolatok és ápolási kötelezettségek is befolyásolják a

nyugdíjba vonulási döntést. Az ide vonatkozó irodalomban, aminek diszkutálása túlmutat az értekezésem tárgyán, az oksági hatások feltárása különösen nehéz. Az irodalomban található eredmények azt sugallják, hogy az ápolási kötelezettségek növelik a korai nyugdíjazás valószínűségét ([Jacobs és mtsai., 2014, 2017](#)).

2.2.2. Egészség hatása a nyugdíjba vonulásra

[Dwyer és Mitchell \(1999\)](#) munkája az első tanulmányok egyike, amelyben az identifikációs problémákat figyelembe véve becslik meg az egészség hatását a nyugdíjba vonulási döntésekre. Az amerikai Health and Retirement Study (HRS) adatokat használják a szerzők és kiindulásként a szubjektív, általános egészségre vonatkozó indikátorra fókuszálnak. A szubjektív egészség-indikátor esetén különösen fennáll az endogenitás veszélye, amelynek egyik oka lehet az ún. „önigazolási torzítás” (justification bias), miszerint ha valaki hamar kíván nyugdíjba menni, akkor ezt mindegy „igazolja” a rosszabbnak jelentett egészségi állapottal. Az ebből fakadó identifikációs probléma kezelésére [Dwyer és Mitchell \(1999\)](#) objektív egészség-indikátorok használatát javasolja a szubjektív indikátorok helyett vagy azok instrumentumaként. Eredményeik alapján a rosszabb egészségi állapot jelentősen növeli a korai nyugdíjazás valószínűségét, és nem találnak arra bizonyítékot, hogy az „önigazolási torzítás” hajtana ezeket a becslési eredményeket.

[Disney és mtsai. \(2006\)](#) szintén kérdőíves adatokat használnak az egészség hatásának méréséhez a nyugdíjba vonulási döntésre, a British Household Panel Survey (BHPS) adataira támaszkodva. [Dwyer és Mitchell \(1999\)](#) módszertanához hasonlóan ők is a szubjektív egészség-indikátorra fókuszálnak. Az endogenitás kezelése érdekében az instrumentális változók módszeréhez hasonló módszert alkalmaznak – első lépésként egy olyan regressziót becsülnek, ahol a szubjektív egészség indikátora a függő változó, demográfiai tényezők és objektív egészség-indikátorok a magyarázó változók. Az ebből a regresszióból prediktált „egészség tőke” változóról felteszik, hogy a nyugdíjba vonulási

döntés modelljében exogén változó. Panel fixhatás regressziós becslés alapján azt találják ők is, hogy a romló egészség jelentősen növeli a nyugdíjba vonulás valószínűségét. Hasonló következtetésre jutnak szintén BHPS adatokat használva [Jones és mtsai. \(2010\)](#), akik azt találják, hogy a romló egészség a korai nyugdíjazás egyik fő kockázati tényezője nők és férfiak között egyaránt.

A kapcsolódó irodalomnak egy másik (kisebb) ága akut egészségsokkok hatását vizsgálja a munkakínálati és nyugdíjba vonulási döntésekre. Ehhez az irodalomhoz kapcsolódnak a [2.4.3](#) és [2.5.3.](#) fejezetekben bemutatott kutatásaim. [Jones és mtsai. \(2020\)](#) a brit Understanding Society adatait használva elemzi rák, sztrók és szívinfarktus diagnózisának hatását az egyéni munkakínálatra. Tanulmányukba nem csak a nyugdíjkorhatár közelében lévő egyéneket vonják be, de a nyugdíjazási döntést érintően fontos eredményük, hogy bár minden korcsoportban csökken a munkapiaci részvétel valószínűsége egy egészségsokk után, ez a hatás erősebb az idősebb (50 év feletti) egyének között. [Jones és mtsai. \(2020\)](#) tanulmányától eltérően [Trevisan és Zantomio \(2016\)](#) idősök körében vizsgálja egészségsokkok hatását a munkapiaci részvételre. A SHARE és az English Longitudinal Study of Ageing (ELSA) adatait használva [Trevisan és Zantomio \(2016\)](#) is rák, sztrók és szívinfarktus miatti egészségsokkok hatását vizsgálják a legalább 50 éves, de nyugdíjkorhatár előtti európai lakosság körében és azt találják, hogy az egészségsokk átlagosan megduplázza a munkapiac elhagyásának valószínűségét.

Az egészségsokk hatását kifejezetten a nyugdíjba vonulásra vizsgálja [Datta Gupta és Larsen \(2007\)](#) dániai adminisztratív adatok alapján. Ők is rák, sztrók és szívinfarktus miatti egészségsokk hatását vizsgálják az 50 év feletti lakosság körében. Becsléseik alapján az egészségsokk 8%-kal növeli a nyugdíjba vonulási valószínűséget, és ezt a hatást nem befolyásolja érdemileg a táppénz vagy rokkantsági ellátások elérhetősége.

Összességében tehát a vonatkozó irodalom alapján konszenzus látszódik arra vonatkozóan, hogy a rosszabb egészségi állapot korábbi nyugdíjba vonulást eredményez.

2.2.3. Nyugdíjba vonulási szándék

Az eddigiekben áttekintett irodalom elsősorban a tényleges munkapiaci részvételt és nyugdíjba vonulást vizsgálta az egészségi állapottal összefüggésben. Amennyiben azonban a dolgozó egészségi állapotával összefüggésben a munkaadói döntések is befolyásolják a nyugdíjba vonulást, akkor ezek az elemzések nem tudják pontosan megragadni az egészség hatását az egyéni munkavégzési hajlandóságra. A keresleti oldali tényezők hatása kiszűrhető, ha nem a tényleges nyugdíjba vonulást vizsgáljuk, hanem a dolgozó nyugdíjba vonulási szándékát.

[Hudomiet és mtsai. \(2021\)](#) amerikai 50 év feletti lakosság mintáján végeztek kérdőíves felmérést a preferált munkapiaci részvételi életpályáról és annak meghatározó tényezőiről. A válaszadók kilenc lehetséges munkapiaci részvételi életpálya közül választhatták ki az általuk preferáltat, amelyek közül a két szélsőséges opció egyike az volt, hogy „62 éves koráig dolgozik, utána nyugdíjba megy”, a másik pedig hogy „soha nem megy nyugdíjba”. Emellett rákérdeztek annak a szubjektív valószínűségére is, hogy a válaszadó 70 éves kora után dolgozni fog. [Hudomiet és mtsai. \(2021\)](#) tanulmányának fókuszában a munkahelyi jellemzők állnak, de vizsgálják az egészségi állapot meghatározó szerepét is a nyugdíjba vonulási preferenciákban, ahol az egészséget a szubjektív általános egészség indikátorával mérik. Eredményeik alapján az egészségi állapotot ítélik meg a válaszadók az egyik legfontosabb olyan tényezőként, ami akadályozhatja, hogy 70 éves korukon túl is dolgozzanak. A legfeljebb gyenge egészségi állapothoz képest a legalább jónak ítélt egészségi állapot körülbelül megduplázná annak a valószínűségét, hogy valaki 70 éves kora után is dolgozzon. Ugyanakkor nem találnak egyértelmű összefüggéseket az egészségi állapot és a preferált munkapiaci részvételi életpálya között.

Szintén amerikai kérdőíves adatokat használ [Lopez Garcia és mtsai. \(2023\)](#), amelyet 35-70 éves lakosság körében vettek fel. A kutatásuk fókuszában a még nem nyugdíjasok körében – életkortól függően – a 65 vagy 70 éves kor utáni dolgozás szubjektív

valószínűsége áll, a már nyugdíjasok körében pedig a munkába visszatérés valószínűsége áll. [Lopez Garcia és mtsai. \(2023\)](#) tanulmányában azonban a korábban használt egészség-indikátorok helyett egy munkaképesség-indikátor a fő magyarázó változó, amely azt mutatja, hogy adott iskolai végzettség mellett végezhető foglalkozások hány százalékának elvégzésére lenne képes a válaszadó. [Lopez Garcia és mtsai. \(2023\)](#) eredményei szerint ez az indikátor jelentős magyarázóerővel bír mind a nyugdíjba vonulási várakozásokra, mind a nyugdíjból munkába visszatérés valószínűségére.

Ez a két tanulmány tehát, amely nyugdíjba vonulási szándékot vagy várakozást vizsgál, megerősíti, amit a tényleges nyugdíjbemeneteli döntéseket elemző irodalom jellemzően talált, miszerint az egészségi állapot és a nyugdíjba vonulási életkor között pozitív az összefüggés.

2.3. Nyugdíjba vonulás az egészség függvényében Európában

Ebben a fejezetben az [1.3.](#) fejezetben is használt SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) adatokra támaszkodva mutatok be nemzetközi eredményeket arra vonatkozóan, hogy hogyan függ össze az egészségi állapot, illetve annak romlása a nyugdíjba vonulási szándékkal. A bemutatásra kerülő eredmények bár leíró jellegűek, közpolitikai jelentőségüket az adja, hogy rámutatnak, az egészségi állapot javulása mennyiben segítheti elő az időskori munkavállalási hajlandóságot. Emellett az elemzés megvilágítja, hogy vannak-e jelentős országok közötti eltérések Európában a nyugdíjba vonulás időzítésében és annak az egészségi állapottal való összefüggésében. Emellett a fejezet segít áttekinteni, hogy a magyarországi nyugdíjba vonulási mintázatok mennyiben hasonlítanak a többi európai országban megfigyelhető mintázatokhoz, ami miatt is fontos, mert a következő fejezetekben bemutatott elemzéseim Magyarországra fognak vonatkozni.

2.3.1. Adatok

Az elemzéshez az 1.3.1. fejezetben bemutatott SHARE adatbázis 4. és 7. hullámának adatait használom. Azért ezt a két adatfelvételi hullámot használom, hogy magyarországi adatok is részét képezzék a mintának, és Magyarországon először a SHARE 4. adatfelvételi hullámában (2011-ben) történt adatfelvétel, majd azt követően, két adatfelvételi hullám kihagyásával 2017-ben történt a következő magyarországi SHARE adatfelvétel (SHARE 7. hulláma). Ezen országok vettek részt a SHARE 4. és 7. adatfelvételi hullámában is: Ausztria, Belgium, Csehország, Észtország, Dánia, Franciaország, Lengyelország, Magyarország, Németország, Olaszország, Portugália, Spanyolország, Svájc, Svédország és Szlovénia – összesen 15 ország.

A mintát azokra szűkítem, akik 2011-ben dolgoztak és a 2017-es adatfelvételben is részt vettek, mivel a nyugdíjba vonulási döntéseket az ő körükben tudom vizsgálni. Ezen kritériumok szerint szűkítve a mintát összesen 9 802 egyén marad a mintában. Erre a mintára vonatkozó leíró statisztikákat mutatok a 2.1. táblázatban. A megfigyeléseket itt is súlyozom a SHARE adatbázisban elérhető egyéni súlyokat felhasználva, amelyek korrigálnak a mintavételből fakadó egyenlőtlenségekre és a felmérésben való részvétel megtagadásából származó torzításokra. Mivel a mintát a 2011-ben még dolgozókra szűkítem, emiatt a mintában a SHARE adatfelvétel teljes mintájához képest átlagosan fiatalabb és egészségesebb egyének szerepelnek.

A táblázatban szereplő változók között a nyugdíjas státusz akkor egy, ha a válaszadó a lehetséges munkapiaci státuszok közül a nyugdíjas státuszt jelöli meg jellemző státuszként. A 63 éves kor utáni dolgozás valószínűsége egy szubjektív valószínűség, amit a 61 év alatti válaszadók körében kérdeztek meg és annak a (szubjektív) valószínűségét mutatja, hogy valaki teljes állásban fog dolgozni a 63. év betöltését követően. Az általam használt mintában 5 738 egyénre van megfigyelés a szubjektív továbbdolgozási valószínűsége. A szubjektív egészségi állapot a válaszadó értékelése az általános egészségi állapotáról egy öt fokozatú skálán.

2.1. táblázat. Leíró statisztikák, SHARE 4. és 7. hulláma

	Átlag	Szórás
Életkor	56,497	4,365
Nő	0,467	0,499
Krónikus betegségek száma	1,024	1,133
63 éves kor utáni dolgozás valószínűsége	44,858	39,188
Nyugdíjas 2017-ben	0,526	0,499
<i>Szubjektív egészség</i>		
Kiváló	0,098	
Nagyon jó	0,251	
Jó	0,433	
Elfogadható	0,179	
Gyenge	0,037	
<i>Munkapiaci státusz 2011-ben</i>		
Alkalmazott	0,707	
Közalkalmazott, köztisztviselő	0,110	
Egyéni vállalkozó	0,182	
<i>Családi állapot</i>		
Házass, házastárssal él	0,714	
Élettársi kapcsolat	0,018	
Házass, házastárstól külön él	0,022	
Nőtlen, hajadon	0,086	
Elvált	0,115	
Özvegy	0,046	
<i>Iskolai végzettség</i>		
Végzettség nélküli	0,056	
Általános iskola	0,096	
Alsó középfokú	0,146	
Felső középfokú	0,407	
Középfok utáni, nem felsőfokú	0,045	
Főiskola, egyetem	0,281	
Tudományos fokozat	0,010	

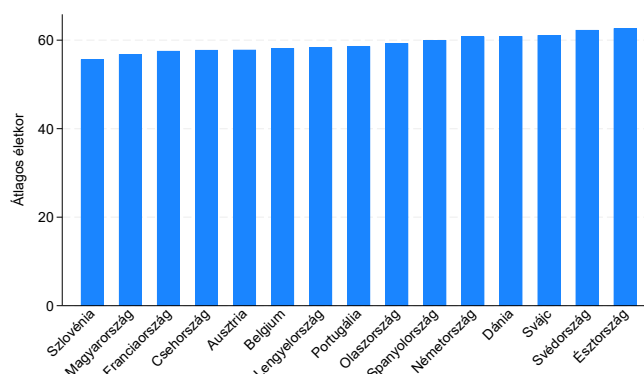
Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma. A mintát a 4. adatfelvételi hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkíttem. A nyugdíjas státusz kivételével az indikátorok a 4. adatfelvételi hullámra vonatkoznak. Egyének száma: 9 802.

A 2011-es és 2017-es adatfelvétel alapján önmagában nem lehet pontosan mérni a nyugdíjba vonulás életkorát, ehelyett a 2.1. ábra (a) paneljén azt ábrázolom, hogy mennyi az országokénti átlagos életkora 2011-ben azoknak, akik a következő hat év során (a 2017-es adatfelvétel előtt) nyugdíjba vonulnak. Ez az átlagos életkor mindegyik mintabeli európai országban 60 év körüli, de az országokénti különbségek nem elhanyagolhatók. A magyarországi válaszadók körében 57 év azok átlagos életkora, akik a következő 6 évben nyugdíjba vonulnak, ez a mintában szereplő országok között a

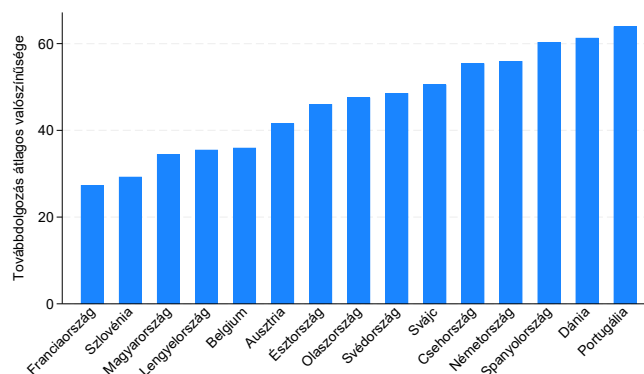
második legalacsonyabb átlag (Szlovénia után). Az ábra (b) paneljén az országokénti átlagos szubjektív valószínűségét ábrázolom annak, hogy a 61 év alatti dolgozók 63 éves koruk után teljes munkaidőben dolgoznak. Ez az átlagos valószínűség a mintában 47%-os, de Magyarországon ez az indikátor is elmarad az átlagtól 35%-os országos átlaggal, ami Franciaország és Szlovénia után a harmadik legalacsonyabb.

2.1. ábra. Nyugdíjba vonulási életkor és valószínűség SHARE adatok alapján

(a) Következő 6 évben nyugdíjba vonulók átlagos életkora



(b) 63 éves kor után dolgozás szubjektív valószínűsége



Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát. Az (a) panelen azok átlagos életkorát ábrázolom, akik a 7. hullámban nyugdíjas státuszúak. A (b) panelen a 4. hullámban mért szubjektív valószínűségét ábrázolom annak (0 és 100 közötti értékekkel), hogy a válaszadó 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozik.

2.3.2. Munkavégzéskor mért egészségi állapot és nyugdíjba vonulás

Elsőként azt becsülöm meg, hogy rosszabb egészségi állapot esetén nagyobb-e a valószínűsége annak, hogy valaki a következő hat év során nyugdíjba vonul. Az egészségi állapotot 2011-ben mérem azok mintáján, akik dolgoznak, ezáltal a minta szelektív abból a szempontból, hogy a rosszabb egészségi állapotban lévők közül is csak azokat figyelem meg, akik dolgoznak (tehát például nincsenek rokkantsági ellátáson). Lineáris valószínűségi modelleket becslek, ahol a függő változó értéke egy akkor, ha az egyén nyugdíjasnak jelöli meg magát 2017-ben, nulla különben. Az egészségi állapotot egy objektív és egy szubjektív indikátorral ragadom meg. Az objektív indikátor a krónikus betegségek számát mutatja, ez az indikátor megegyezik az 1.3.1. fejezetben használt indikátorral. A szubjektív egészség bináris indikátorát pedig az 5 fokozatú (a 2.1. táblázatban bemutatott) általános egészségre vonatkozó indikátorból hozom létre úgy, hogy értéke nulla, ha az egészséget a válaszadó kiválóra vagy nagyon jóra értékeli, egy különben – ezt az indikátort „gyenge egészség” indikátorának nevezem a továbbiakban.

A lineáris valószínűségi modellt fokozatosan bővítem ki kontroll változókkal, mindegyik specifikációban kontrollálok az ország hatásokra, súlyozott mintát használok, a becsült standard hiba pedig heteroszkedaszticitásra robusztus. A becslési eredményeket a 2.2. táblázatban mutatom be. Az első oszlopban mutatott eredmények alapján átlagosan minden egyes krónikus betegség megléte 4,4 százalékponttal növeli a nyugdíjba vonulás valószínűségét hat éven belül, ami az 53% körüli nyugdíjba vonulási valószínűséghez viszonyítva 8%-os növekmény a nyugdíjba vonulási valószínűségben. Ugyanakkor a gyenge (szubjektív) egészség a krónikus betegségek számának fixen tartása mellett nincsen statisztikailag szignifikáns összefüggésben a nyugdíjba vonulási valószínűséggel, az egészségi állapot és nyugdíjba vonulási valószínűség összefüggését az objektív egészség-indikátor dominálja. Ha a krónikus betegségek számára nem kont-

rollálok, akkor a gyenge egészség és a nyugdíjba vonulás közötti összefüggés valóban nagyobb (0,046-os együtthatóval) és 10 százalékos szignifikanciaszinten szignifikáns.

A 2.2. táblázat 2. oszlopában szereplő eredmények ugyanakkor azt mutatják, hogy az objektív egészség és a nyugdíjba vonulási valószínűség közötti összefüggés egy részét az életkorbeli különbség hajtja – idősebbek körében jellemzően magasabb a krónikus betegségek száma és a nyugdíjba vonulási valószínűség is. Miután kontrollálok az életkorra és annak négyzetére, valamint a nemre is (aminek együtthatója statisztikailag nem szignifikáns), akkor a krónikus betegségek számának együtthatója több, mint felével csökken, de pozitív és 5%-os szignifikanciaszinten szignifikáns marad. A végzettség és családi állapot bevonása kontroll változóként csak kismértékben befolyásolja a becsült összefüggéseket (2.2. táblázat, 3. oszlop).

2.2. táblázat. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás SHARE adatok alapján

	Nyugdíjba vonulás 6 éven belül		
Krónikus betegségek száma	0,044*** (0,012)	0,019** (0,009)	0,018** (0,009)
Gyenge egészség	0,010 (0,026)	-0,001 (0,022)	-0,008 (0,021)
Nő		0,015 (0,021)	0,013 (0,021)
Kor		0,371*** (0,027)	0,381*** (0,026)
Kor ²		-0,003*** (0,0002)	-0,003*** (0,0002)
Ország hatások	Igen	Igen	Igen
További kontroll változók	Nem	Nem	Igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát. A függő változó értéke egy, ha a válaszadó 2017-ben nyugdíjas. További kontroll változók az utolsó oszlopban szereplő specifikációban: végzettség és családi állapot indikátorok. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Második becslési stratégiaként függő változóként annak a szubjektív valószínűségét használom, hogy a válaszadó a 63. életévének betöltését követően dolgozni fog teljes munkaidőben. Ennek az indikátornak az előnye a ténylegesen megfigyelt nyugdíjba vonuláshoz képest, hogy egyrészt a fiatalabb válaszadókra is releváns, akik nem

érik el 2017-ig a nyugdíjkorhatárt, másrészt pedig ez az indikátor jobban meg tudja ragadni a munkakínálatot, míg a tényleges nyugdíjba vonulást munkakeresleti tényezők (foglalkoztató döntései) is befolyásolhatják.

A továbbdolgozás szubjektív valószínűségére vonatkozó becslési eredményeimet a 2.3. táblázat tartalmazza. Látható, hogy a kontrollváltozók bevonásának mérsékelt hatása van az egészség-indikátorok becsült együtthatójára. A 63 éves kor utáni dolgozás valószínűsége nők körében 6-8 százalékponttal alacsonyabb, az életkor becsült együtthatója azonban statisztikailag nem szignifikáns, ami arra utal, hogy kohorszanként nincsen statisztikailag kimutatható különbség a becsült továbbdolgozási valószínűségben.⁷

Az egészség-indikátorok becsült együtthatóját tekintve a rosszabb objektív és szubjektív egészség egyaránt csökkenti látszik a továbbdolgozás becsült valószínűségét. Egyel több krónikus betegség átlagosan 2,4 százalékpont körüli mértékkel csökkenti a 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűségét, a gyenge (szubjektív) egészség pedig 7-8 százalékponttal csökkenti ugyanezt a valószínűséget. Mindkét összefüggés legalább 5%-os szignifikanciaszinten szignifikáns. A 2.2 és 2.3. táblázat eredményeit összevetve azt találom, hogy a krónikus betegségek adott száma mellett a szubjektív egészségi állapot erősebb összefüggésben van a várt vagy tervezett időskori munkavégzéssel, mint a tényleges nyugdíjba vonulással. Ennek magyarázata lehet, hogy a tényleges nyugdíjba vonulást az egyéntől független tényezők is befolyásolhatják, különösen a munkáltató döntései.

Visszatérve az országok közötti eltérésekhez a nyugdíjba vonulási döntésekben, a 2.2 ábrán mutatom be a becsült ország hatásokat a 2.2 és 2.3. táblázatok utolsó oszlopaiban bemutatott regressziókból. A 2.2. ábra két panelje tehát azt mutatja, hogy adott egészségi állapot, nem, életkor, iskolai végzettség és családi állapot mellett van-e

⁷Ez az eredmény nem mond ellent annak, hogy ugyanakkor az életkor szignifikáns összefüggésben állt a nyugdíjba vonulási valószínűséggel a 2.2. táblázat eredményei alapján, mivel ott a nyugdíjba vonulási valószínűség nem egy adott életkorban történő nyugdíjba vonulásra vonatkozott.

2.3. táblázat. Egészségi állapot és 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűsége SHARE adatok alapján

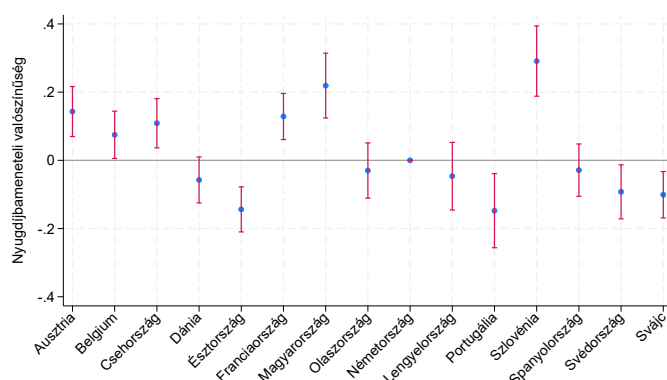
	63 éves kor után dolgozás valószínűsége (0-100)		
Krónikus betegségek száma	-2,378** (1,017)	-2,395** (0,996)	-2,474** (0,995)
Gyenge egészség	-8,048*** (2,524)	-8,211*** (2,521)	-6,507*** (2,469)
Nő		-6,327*** (2,288)	-8,127*** (2,260)
Kor		8,516 (16,980)	6,811 (15,643)
Kor ²		-0,079 (0,154)	-0,065 (0,142)
Ország hatások	Igen	Igen	Igen
További kontroll változók	Nem	Nem	Igen

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) 61 éves kor alatti dolgozókra szűkítve a mintát. A függő változó értéke 0-100-as skálán mutatja a válaszadó által jelzett valószínűségét annak, hogy 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozni fog. További kontroll változók az utolsó oszlopban szereplő specifikációban: végzettség és családi állapot indikátorok. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

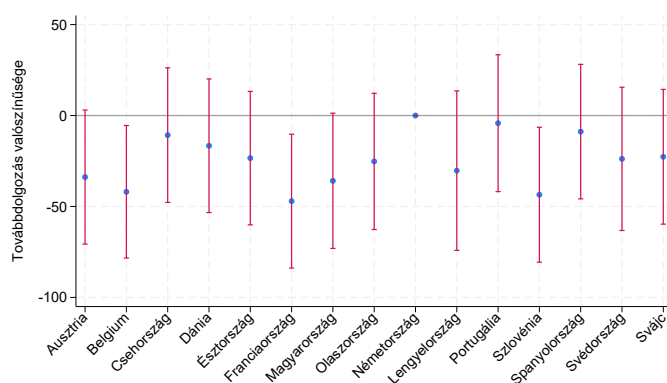
eltérés az országok között a becsült hat éven belüli nyugdíjba vonulási valószínűségben ((a) panel) és a 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűségében ((b) panel). Az ábra mindkét paneljén referencia orszádként Németországot használom. Mindkét panel alapján jelentős országok közötti eltérések rajzolódnak ki. Magyarországra fókuszálva az látható az (a) panel alapján, hogy ceteris paribus, Németországhoz viszonyítva a 6 éven belüli nyugdíjba vonulási valószínűség átlagosan 22 százalékponttal magasabb. Ezzel a becsléssel összhangban a (b) panel alapján, ceteris paribus, Németországhoz viszonyítva Magyarországon a 63 éves kor után dolgozás szubjektív valószínűsége 36 százalékponttal alacsonyabb. Fontos azonban a (b) panel esetén megállapítani, hogy az összes vizsgált országban alacsonyabb a továbbdolgozás szubjektív valószínűsége (ceteris paribus), mint Németországban, a Magyarországra becsült negatív együttható nem kiugróan nagy abszolút értékben. Ezzel szemben az (a) panelen becsült magasabb nyugdíjba vonulási valószínűség Magyarországon a második legmagasabb Szlovéniát követően (összhangban a 2.1. ábrán mutatott mintázatokkal).

2.2. ábra. Országok közötti eltérés nyugdíjba vonulásban és továbbdolgozási valószínűségben, lineáris valószínűségi modell eredményei SHARE adatok alapján

(a) Következő 6 évben nyugdíjba vonulás valószínűsége



(b) 63 éves kor után dolgozás szubjektív valószínűsége



Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát. Az (a) panelen a függő változó a 6 éven belüli nyugdíjba vonulás, a (b) panelen a függő változó a 4. hullámban mért szubjektív valószínűsége annak (0 és 100 közötti értékekkel), hogy a válaszadó 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozik. További kontroll változók: krónikus betegségek száma, gyenge egészség, nem, életkor, iskolai végzettség és családi állapot. Becsült együtthatókat és 95%-os konfidencia intervallumokat ábrázolom.

Heterogenitás vizsgálatok

Az egészségi állapot és a nyugdíjba vonulási döntés, illetve továbbdolgozási várakozások közötti összefüggés heterogenitását megvizsgáltam több dimenzió szerint. Nem találtam bizonyítékot heterogén összefüggésekre nem szerint vagy iskolai végzettség szerint. Szintén nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns heterogenitás az össze-

függésekben országok szerint, amit magyarázhat az is, hogy az országokénti minta nagysága kicsi.

A 2011-ben megfigyelt munkaviszony típusa szerinti heterogenitásra mutatók becslési eredményeket az 2.4. táblázatban. Mindkét kimenet esetén a regresszióba bevonom az ország hatások mellett az egyéni kontrollokat is, a korábban becsült modellt a munkapiaci státusz és az egészség-indikátorok interakciós tagjaival egészítem ki. Referencia kategóriaként az alkalmazottként dolgozókat használom.

A táblázatban bemutatott eredmények alapján szembetűnő, hogy az egyéni vállalkozók körében, ceteris paribus, jelentősen alacsonyabb (12,6 százalékponttal) a hat éven belüli nyugdíjba vonulási valószínűség és jelentősen magasabb (23,3 százalékponttal) a 63 éves kor után dolgozás szubjektív valószínűsége. Az egészség-indikátorok összefüggése a nyugdíjba vonulás és továbbdolgozás valószínűségével azonban nem tér el statisztikailag szignifikáns mértékben a munkaviszony típusa szerint, ez alól az egyedüli kivétel a gyenge egészség összefüggése a 63 éves kor után dolgozás valószínűségével, amely negatív összefüggés erősebb az egyéni vállalkozók körében. Ezek az eredmények azt sugallják, hogy az egyéni vállalkozók körében magasabb az időskori továbbdolgozási szándék, ezt az eltérést mérsékli a gyenge (szubjektív) egészség, de még gyenge egészség mellett is magasabb az egyéni vállalkozók továbbdolgozási valószínűsége, mint az alkalmazottaké.

Részletes egészség-indikátorok

Eddig a 2.3. fejezetben két átfogó – egy objektív és egy szubjektív – egészség-indikátort használva vizsgáltam meg a nyugdíjba vonulás és időskori továbbdolgozás összefüggését az egészségi állapottal. Az átfogó indikátorok előnye a tömörség és átlagos összefüggések feltárása, azonban jellegüknél fogva nem teszik lehetővé, hogy betekintést nyerjünk, a különböző betegség-típusok milyen összefüggésben vannak a kimeneti változókkal. Emiatt ebben az alfejezetben megvizsgálom a nyugdíjba

2.4. táblázat. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, heterogenitás munkaviszony típusa szerint

	Nyugdíjba vonulás 6 éven belül	63 éves kor után dolgozás valószínűsége (0-100)
Krónikus betegségek száma	0,018* (0,011)	-2,786*** (1,089)
Gyenge egészség	-0,016 (0,027)	-5,244* (2,947)
Közalkalmazott, köztisztviselő	0,062 (0,045)	-3,174 (4,403)
Egyéni vállalkozó	-0,126*** (0,038)	23,318*** (3,978)
Közalk., közt.v. × Krónikus betegségek száma	-0,011 (0,024)	-1,109 (2,451)
Egyéni vállalkozó × Krónikus betegségek száma	0,001 (0,021)	2,719 (2,895)
Közalk., közt.v. × Gyenge egészség	0,025 (0,054)	7,663 (5,768)
Egyéni vállalkozó × Gyenge egészség	0,046 (0,051)	-13,194** (5,652)
Ország hatások	Igen	Igen
Kontroll változók	Igen	Igen
Megfigyelések száma	9 155	5 227

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát, a második oszlopban pedig 61 éves kor alattiakra tovább szűkítve a mintát. Az első oszlopban a függő változó értéke egy, ha a válaszadó 2017-ben nyugdíjas. A második oszlopban a függő változó értéke 0-100-as skálán mutatja a válaszadó által jelzett valószínűségét annak, hogy 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozni fog. Kontroll változók: ország hatások, nem, életkor, életkor négyzete, végzettség és családi állapot indikátorok. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

vonulás és időskori továbbdolgozás összefüggését részletes egészség-indikátorokkal, azokat három csoportba osztva: (1) krónikus betegség csoportok, (2) betegség tünetek, (3) mentális egészség.

Mindegyik egészség-indikátor esetén lineáris regressziót becsülök a 6 éven belüli nyugdíjba vonulásra és a 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűségére. Fő magyarázó változóként az egyes egészség-indikátorokat használom (indikátoronként külön regressziót becsülve), kontroll változók pedig a nem, életkor, életkor négyzete, iskolai végzettség és családi állapot kategóriák, emellett bevonok ország hatásokat a modellbe. Az alábbiakban csak az egészség-indikátorok becsült együtthatóit mutatom

be.

Krónikus betegség csoportok A SHARE kérdőív részeként a válaszadók 16 krónikus betegség kategóriára megjelölik, hogy szenvednek-e az adott betegségben.⁸ A 16 betegség kategóriából itt olyan 8 betegség kategóriát vizsgállok, amelyek gyakran előfordulnak az 50 év feletti, dolgozó válaszadók között. A becslési eredményeket és a betegség csoportok gyakoriságát a 2.5. táblázatban mutatom be.

A 6 éven belüli nyugdíjba vonulást tekintve egyik krónikus betegség csoport esetén sem mutatható ki statisztikailag szignifikáns összefüggés a betegségben szenvedés és a nyugdíjba vonulási valószínűség között és a becsült együtthatók előjele is változó. Ezzel szemben, a tüdőbetegség kivételével, a betegség csoportok mindegyike negatív összefüggésben áll (ceteris paribus) a 63 éves kor utáni dolgozás valószínűségével, bár az összefüggés csak az ízületi betegségek és a gyomorfekély esetén szignifikáns legalább 5%-os szignifikanciaszinten.

Ezek az eredmények azt sugallják, hogy a tervezett nyugdíjba vonulás erősebb kapcsolatban áll a krónikus betegségek fennállásával, mint a ténylegesen megvalósuló nyugdíjba vonulás, és a negatív összefüggés különösen erős az ízületi betegségekben és a gyomorfekélyben szenvedők körében.

Betegség tünetek A SHARE kérdőív részeként egy betegség tünet listából a válaszadók megjelölik azokat, amelyeket az elmúlt hat hónap során tapasztaltak. Itt olyan 8 betegség tünet összefüggését vizsgálom a nyugdíjba vonulással és a várt továbbdolgozással, amelyek gyakran előfordulnak az 50 év feletti, dolgozó válaszadók között. A becslési eredményeket és a tünetek előfordulási gyakoriságát a 2.6. táblázatban mutatom be.

A 2.6. táblázat első oszlopában szereplő eredmények alapján – a krónikus beteg-

⁸Az számít betegségben „szenvedésnek”, ha orvos diagnosztizálta valaha a válaszadónál az adott betegség típust, és jelenleg a betegség kezelés alatt áll vagy a válaszadónak vannak a betegséghez kapcsolódó tünetei.

2.5. táblázat. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés krónikus betegségekkel

	Nyugdíjba vonulás		63 éves kor után		Betegség gyakorisága
	6 éven belül		dolgozás valószínűsége (0-100)		
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba	
Szívbetegség	0,074	0,047	-5,457	4,595	0,035
Magas vérnyomás	0,010	0,025	-3,821	2,789	0,265
Magas koleszterinszint	0,037	0,025	-4,891	3,050	0,185
Cukorbetegség	0,010	0,050	-1,031	3,553	0,058
Tüdőbetegség	-0,088	0,057	6,513	6,904	0,031
Ízületi betegség	0,003	0,027	-7,554**	3,687	0,149
Daganatos betegség	-0,052	0,072	-4,957	5,151	0,022
Gyomorfekély	-0,022	0,054	-13,599***	4,692	0,023

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát, a második oszlopban pedig 61 éves kor alattiakra tovább szűkítve a mintát. Az első kimenet esetén a függő változó értéke egy, ha a válaszadó 2017-ben nyugdíjas. A második kimenet esetén a függő változó értéke 0-100-as skálán mutatja a válaszadó által jelzett valószínűségét annak, hogy 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozni fog. Kontroll változók: ország hatások, nem, életkor, életkor négyzete, végzettség és családi állapot indikátorok. Heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát becslek. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

séggel való összefüggéshez hasonlóan – nincsen statisztikailag szignifikáns összefüggés a betegség tünetek fennállása és a 6 éven belüli nyugdíjba vonulás között, a becsült együtthatók nagysága is viszonylag kicsi. Azonban négy betegség tünet esetén a tünet fennállása statisztikailag szignifikáns (legalább 5%-os szignifikancia szinten), negatív összefüggést mutat a 63 éves kor utáni továbbdolgozás valószínűségével, és a becsült együtthatók nagysága sem jelentéktelen, mínusz 7,5-20,5 százalékpont közöttiek. Ez a négy tünetcsoport az ízületi fájdalom; szédülés, ájulás; gyomorprobléma és kimerültség – ezek a tünetek a vizsgált 50 év feletti, dolgozó mintában gyakoriak, különösen az ízületi fájdalom, ami a válaszadók 52%-át érinti és a kimerültség, ami a válaszadók 17%-át érinti.

Arra lehet tehát ezekből az eredményekből következtetni, hogy bizonyos betegség tünetek mérséklése (pl. életmód változással vagy megfelelő kezeléssel) az időskori továbbdolgozási hajlandóságot jelentősen megnövelheti.

2.6. táblázat. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés betegség tünetekkel

	Nyugdíjba vonulás		63 éves kor után		Tünet gyakorisága
	Együttható	Standard hiba	dolgozás valószínűsége (0-100)	Standard hiba	
Ízületi fájdalom	0,024	0,020	-9,323***	2,254	0,518
Szívprobléma	-0,073	0,063	-3,130	5,106	0,030
Légzési nehézség	0,046	0,043	-6,936	4,885	0,057
Lábduzzadás	0,0003	0,040	2,172	4,557	0,083
Alvásprobléma	0,016	0,027	-3,506	3,032	0,188
Szédülés, ájulás	0,009	0,045	-20,547***	4,680	0,048
Gyomorprobléma	-0,027	0,032	-7,631**	3,330	0,106
Kimerültség	0,018	0,028	-8,233***	2,797	0,172

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát, a második oszlopban pedig 61 éves kor alattiakra tovább szűkítve a mintát. Az első kimenet esetén a függő változó értéke egy, ha a válaszadó 2017-ben nyugdíjas. A második kimenet esetén a függő változó értéke 0-100-as skálán mutatja a válaszadó által jelzett valószínűségét annak, hogy 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozni fog. Kontroll változók: ország hatások, nem, életkor, életkor négyzete, végzettség és családi állapot indikátorok. Heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát becslek. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Mentális egészség A fizikális egészség mellett a mentális egészség is összefüggésben állhat a nyugdíjba vonulási döntésekkel. A mentális egészség egyik általánosan elfogadott, a SHARE kérdőív adatai alapján is létrehozható indikátora az EURO-D skála. A skálát [Prince és mtsai. \(1999\)](#) dolgozták ki, a cél az volt, hogy az európai országok között összehasonlítható depresszió-indikátort hozzanak létre. Az EURO-D skála alapját 12 igennel vagy nemmel megválaszolható kérdés képezi, amelyek az elmúlt hónapra vonatkoznak, és többek között arra kérdeznek rá, hogy a válaszadó érezte-e magát szomorúnak, érezte-e magát vétkesnek valami miatt, voltak-e alvási nehézségei, voltak-e öngyilkossági gondolatai. A 12 válasz összeadása alapján jön létre a 0-12 érték közötti indikátor, amelynek magasabb értéke rosszabb mentális egészséget jelöl. Az EURO-D skála használata elterjedt európai összehasonlító elemzésekben, lásd többek között [Copeland és mtsai. \(2004\)](#); [Case és Deaton \(2005\)](#); [Portellano-Ortiz és mtsai. \(2018\)](#) tanulmányait. A 0-12 közötti EURO-D indikátor mellett egy bináris depresszió-indikátort is használok, amely értéke akkor egy, ha az EURO-D indikátor értéke 4-12 közötti, a bináris indikátor értéke nulla különben.

A becslési eredményeket és az EURO-D skála átlagos értékét, valamint az abból létrehozott bináris depresszió-indikátor átlagát a 2.7. táblázatban mutatom be. Az első sorban mutatott eredmények alapján a vizsgált mintán (2011-ben) az EURO-D indikátor átlagos értéke 2,1. Magasabb érték a depresszió skálán nincsen kimutatható összefüggésben a hat éven belüli nyugdíjba vonulás valószínűségével, de eggyel magasabb érték átlagosan 1,3 százalékponttal csökkenti a 63 éves kor utáni dolgozás szubjektív valószínűségét, ceteris paribus, és ez az összefüggés szignifikáns 5%-os szignifikanciaszinten. A depresszió bináris indikátora is negatív összefüggésben van a továbbdolgozás becsült valószínűségével, de ez az összefüggés nem szignifikáns statisztikailag.

2.7. táblázat. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás, továbbdolgozási várakozás SHARE adatok alapján, összefüggés mentális egészséggel

	Nyugdíjba vonulás 6 éven belül		63 éves kor után dolgozás valószínűsége (0-100)		Átlag
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba	
EURO-D érték (0-12)	-0,002	0,005	-1,321**	0,618	2,081
Depresszió (0/1)	-0,014	0,025	-2,474	2,830	0,218

Jegyzetek: Adatok forrása: SHARE 4. és 7. adatfelvételi hulláma, a 4. hullámban (2011-ben) dolgozókra szűkítve a mintát, a második oszlopban pedig 61 éves kor alattiakra tovább szűkítve a mintát. Az első kimenet esetén a függő változó értéke egy, ha a válaszadó 2017-ben nyugdíjas. A második kimenet esetén a függő változó értéke 0-100-as skálán mutatja a válaszadó által jelzett valószínűségét annak, hogy 63 éves kora után teljes munkaidőben dolgozni fog. Kontroll változók: ország hatások, nem, életkor, életkor négyzete, végzettség és családi állapot indikátorok. Heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát becslek. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

2.3.3. Összegzés

Ebben a fejezetben arra vonatkozóan mutattam be eredményeket, hogy miként függ össze az 50 év feletti, a munkavégzés éveiben mért egészségi állapot a nyugdíjba vonulási döntésekkel és időskori továbbdolgozási hajlandósággal Európában. Az eredményeim alapján a rosszabb objektív és szubjektív egészségi állapot csökkenti az időskori munkavállalás valószínűségét, ezzel összhangban növeli az időskori továbbdolgozás

valószínűségét. Ez az összefüggés különösen erős az ízületi problémák, gyomorbetegségek, szédülési tünetek és kimerültség esetén. Arra vonatkozóan nem találtam erős bizonyítékot, hogy a rosszabb mentális egészség jelentősen csökkentené az időskori munkavállalás esélyét.

Az eredményeim rámutatnak arra is, hogy egyéni változók kiszűrését követően Magyarországon a többi európai országhoz viszonyítva alacsony volt az időskori munkakínálat a vizsgált időszakban (2011-2017 között).

2.4. Egészségi állapot és nyugdíjba vonulás Magyarországon

A 2.2. fejezetben bemutatott irodalomösszefoglalás alapján – nemzetközi eredményekre támaszkodva –, valamint a 2.3. fejezetben bemutatott becsléseim alapján a rosszabb egészségi állapot várhatóan növeli a korábbi nyugdíjba vonulás valószínűségét. Magyarországra vonatkozóan nincsenek egyelőre erre az összefüggésre vonatkozó ismert eredmények. Ennek a legfőbb oka az lehet, hogy az összefüggés vizsgálatához egyéni szintű adatok szükségesek az objektív egészségi állapotról és a munkapiaci státuszról. A KRTK KTI-ben elérhető adminisztratív adatállomány felhasználásával elvégezhető az összefüggés hiánypótló vizsgálata.

Bár a nemzetközi empirikus irodalom alapján – amit a 2.3. fejezetben bemutatott eredményeim is támogatnak – konszenzus rajzolódik ki az egészség pozitív hatásáról az időskori továbbdolgozási valószínűségre, az összefüggés országonként eltérhet, elsősorban az intézményi háttér eltérései miatt. Ha például a nyugdíjba vonulás időzítése fixen a nyugdíjkorhatár elérésére esik, akkor nem várható, hogy a nyugdíjba vonulási döntést befolyásolja az egészségi állapot. Vagy ahogy az elméleti keret bemutatásakor ismertettem (2.1. fejezet), a jövedelmi hatások vagy a fogyasztás és szabadidő hasznosságának változása miatt a rosszabb egészségi állapot akár csökkentheti is a

nyugdíjba vonulás valószínűségét – ezeknek a csatornáknak a jelentőségét empirikus elemzésekkel lehet feltárni.

Ebben a fejezetben elsőként megvizsgálom, hogy a nyugdíjkorhatár előtti egészségi állapot milyen összefüggésben van a nyugdíjkorhatár utáni továbbdolgozás valószínűségével. A fejezet második részében arra vonatkozóan végzek becsléseket, hogy egy egészségsokk hogyan befolyásolja a továbbdolgozást azok körében, akik már elérték a nyugdíjkorhatárt, de van munkaviszonyuk. A nőkre vonatkozó becsléseknél figyelembe veszem, hogy a Nők40 program következtében a nyugdíjkorhatár nem fix (születési évenként), hanem a munkatörténettől függ.

2.4.1. Adatok

Elemzésem alapját az 1.4.3. fejezetben ismertetett „Admin3” adminisztratív adatállomány képezi. A KRTK KTI Adatbájában elérhető „Admin3” adatbázis a 2003-as teljes lakosságnak egy véletlen 50%-át fedi le, az adatok 2003-2017 közöttre vonatkoznak, azonban az egészségügyi indikátorok csak a 2009-2017 közötti időszakot fedik le. 2017-ben a nyugdíjra vonatkozó adatok nem teljeskörűek, emiatt a nyugdíjas státuszt és nyugdíjba vonulást csak 2016-ig bezárólag vizsgálom.

Fontos jellemzője az adatbázisnak, hogy azok esetében, akik nyugdíjasok, megfigyelt az ellátáshoz tartozó szolgálati idő (ez az adat az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságtól származik). Ezt az információt a nőkre vonatkozó elemzésnél használom fel annak megállapításakor, hogy valaki tovább dolgozott-e azt követően, hogy jogosulttá vált a Nők40 program alapján az öregségi nyugdíjra.

A 2.4.2. fejezetben a nyugdíjkorhatár előtti egészségi állapot összefüggéseit vizsgálom a nyugdíjba vonulási valószínűséggel. A vizsgálathoz az egészségi állapotnak két indikátorát definiálom. Az első indikátor a becsült három éves mortalitási valószínűség naptári évenkénti negyedek alapján. A magasabb mortalitási valószínűségi negyedbe tartozást tekintem rosszabb egészségi állapotnak. Az indikátor létrehozásához elsőként

logit modellt becslek, ahol a függő változó a három éven belüli halálozás kétértékű indikátora, a magyarázó változók az életkor és annak négyzete, nem, kórházi tartózkodás kétértékű indikátora (éves szintű), egyjegyű ATC kód szerinti gyógyszerkategóriák fogyasztásának kétértékű indikátorai (éves szintű), valamint az éves gyógyszerkiadás és járóbeteg kiadás forint értékének logaritmus (a 0 értékű kiadást 1 forinttal helyettesítve). A második indikátor egy bináris indikátor, aminek értéke egy, ha valaki legalább egy napot töltött fekvőbetegként az adott naptári évben kórházban, nulla különben.

Ebben a fejezetben azt tekintem nyugdíjasnak, aki öregségi nyugdíjat kap és nem folytat mellette kereső tevékenységet, valamint későbbi időpontokban sem látjuk kereső tevékenységet folytatni. Ez utóbbi kitételnél az adatok időhorizontjának korlátját fontos figyelembe venni – előfordulhat, hogy valaki nyugdíjba vonul, majd 2017 után ismét végez kereső tevékenységet, ez viszont már nem látható az „Admin3” adatokban.

2.4.2. Egészségi állapot nyugdíjkorhatár előtt és a nyugdíjba vonulás összefüggése

Férfiak

Elsőként férfiakra vizsgálom meg az egészségi állapot és a nyugdíjba vonulási valószínűség, valamint az nyugdíjba vonuláskori életkor összefüggéseit. A születési évenkénti nyugdíjkorhatárt az 1.6. táblázatban mutattam be. Mivel a nyugdíjkorhatár fokozatosan emelkedett az „Admin3” adatok által lefedett időszakban, ezért az egészségi állapotot nem egy fix életkorban mérem, hanem a nyugdíjkorhatár elérése előtti második naptári évben.

Két kimeneti változót vizsgállok. Az első kimeneti változó egy kétértékű változó, aminek értéke egy, ha valaki dolgozik (beleértve a vállalkozói kereső tevékenységet) a nyugdíjkorhatár elérését követő 6 hónap múlva, az értéke nulla különben. A változót

azokra definiálom, akik életben vannak a nyugdíjkorhatár elérését követő 6. hónapban. A második kimeneti változó egy hasonlóan definiált kétértékű változó, aminek értéke viszont akkor egy, ha valaki dolgozik (beleértve a vállalkozói kereső tevékenységet) a nyugdíjkorhatár elérését követő 12 hónap múlva, az értéke nulla különben. A változót azokra definiálom, akik életben vannak a nyugdíjkorhatár elérését követő 12. hónapban.

Lineáris valószínűségi modelleket becslök, heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibákkal. A mintát azokra szűkítem, akik a nyugdíjkorhatár elérése előtti második naptári évben végig alkalmazottak voltak a magánszektorban. A közalkalmazottakat nem vonom be az elemzésbe, mivel a körükben jogszabályilag korlátozott volt a nyugdíjkorhatár utáni továbbdolgozás lehetősége (ennek hatásait elemeztem az [1.5. fejezetben](#)). Az egészség-indikátorok a fő magyarázó változók, emellé a következő kontroll változókat vonom be: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók. A foglalkozás és ágazat indikátorok esetén külön kategóriaként kezelem a hiányzó értékeket. Mindegyik magyarázó változót a nyugdíjkorhatár elérése előtti 24. hónapban mérem.

A becsült három éves halálozási valószínűséggel való összefüggéseket mutatom be a [2.8. táblázatban](#). Referencia kategóriának az első kvartilist, tehát a legalacsonyabb halálozási valószínűséget használom. A nyugdíjkorhatárt követő 6. hónapban a mintában szereplő férfiak 46%-a dolgozott, a 12. hónapban pedig a 43%-uk dolgozott. A [2.8. táblázatban](#) bemutatott eredmények szerint a nyugdíjkorhatár utáni 6. hónapban a dolgozás valószínűsége 3-4 százalékponttal alacsonyabb azok körében, akinek a halálozási valószínűsége a legmagasabb negyedben van, a legalacsonyabb negyedhez viszonyítva. A nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban pedig a dolgozás valószínűsége 3-3,5 százalékponttal alacsonyabb azok körében, akiknek a halálozási valószínűsége a legmagasabb negyedben van, a legalacsonyabb negyedhez viszonyít-

va. Az halálozási valószínűség szerinti eltérések valamelyest kisebbek, ha bevonom a regresszióba a kontroll változókat, és ebben az esetben a becsült összefüggés csak 10%-os szignifikanciaszinten szignifikáns. Ugyanakkor az eredmények azt sugallják, hogy a továbbdolgozási valószínűség és a mortalitási kockázat közötti összefüggés nem monoton – a halálozási valószínűség növekedésével egészen a 3. kvartilisig növekszik a továbbdolgozási valószínűség, majd a legmagasabb mortalitási kockázatú egyének körében csökken.

2.8. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás halálozási valószínűség függvényében, férfiak

Halálozási valószínűség	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 6. hónapban		Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban	
2. kvartilis	0,006 (0,012)	0,015 (0,011)	0,002 (0,012)	0,008 (0,011)
3. kvartilis	0,013 (0,012)	0,023* (0,012)	0,015 (0,012)	0,020* (0,012)
4. kvartilis	-0,038** (0,018)	-0,030* (0,018)	-0,035* (0,018)	-0,032* (0,018)
Kontroll változók	Nem	Igen	Nem	Igen
Függő változó átlaga	0,457	0,457	0,433	0,433
Megfigyelések száma	23 498	23 498	23 351	23 351

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók a második és negyedik oszlopban: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Ha az egészségi állapotot azzal ragadom meg, hogy valaki volt-e kórházban a nyugdíjkorhatár elérése előtti második évben, akkor a 2.9. táblázat eredményei alapján a rosszabb egészségi állapot 2-3 százalékponttal alacsonyabb valószínűséget implikál a nyugdíjkorhatár utáni 6. hónapban való dolgozást tekintve. Ez az összefüggés 1%-on is szignifikáns és erősebb, ha bevonok kontroll változókat a regressziós modellbe. Az összefüggés gyengébb statisztikailag, ha a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban tekintem a foglalkoztatást.

Az összefüggések heterogenitását megvizsgálom imputált iskolai végzettség szerint.

2.9. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás kórházi tartózkodás függvényében, férfiak

Kórházi tartózkodás	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 6. hónapban		Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban	
Volt kórházban	-0,021** (0,010)	-0,027*** (0,010)	-0,012 (0,010)	-0,019* (0,010)
Kontroll változók	Nem	Igen	Nem	Igen
Függő változó átlaga	0,457	0,457	0,433	0,433
Megfigyelések száma	23 498	23 498	23 351	23 351

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. Kontroll változók a második és negyedik oszlopban: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Az „Admin3” adatbázisban a legfiatalabb kohorszok kivételével nem megfigyelt az iskolai végzettség. Ezért, az 1.4.4 és 1.4.5. fejezetekben végzett heterogenitás vizsgálatban alkalmazott módszert követve, a nyugdíjkorhatárt megelőző 24. hónapban megfigyelt négyjegyű foglalkozási (FEOR) kódokhoz rendelem a Munkaerő Felmérés adatai alapján megfigyelt jellemző iskolai végzettséget, ezt tekintem (imputált) iskolai végzettségnek.

A heterogenitási vizsgálat eredményeit a 2.10. táblázatban mutatom be. A nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban való dolgozás valószínűsége a felsőfokú végzettségűek körében a legmagasabb (63%), mintegy 27 százalékponttal magasabb, mint az érettségivel nem rendelkezők körében. A továbbdolgozási valószínűség nincsen statisztikailag szignifikáns összefüggésben az egészség-indikátorokkal a legalacsonyabb és a legmagasabb végzettségűek körében. A nyugdíjkorhatár előtti második évben ha valaki volt kórházban, az az érettségi nélküli középfokú végzettségűek körében 4 százalékponttal alacsonyabb dolgozási valószínűséget, míg az érettségivel rendelkező középfokú végzettségűek körében 7 százalékponttal alacsonyabb dolgozási valószínűséget implikál átlagosan, kontroll változók bevonása mellett. A legmagasabb halálozási valószínűségi negyed ugyanebben a két végzettségi kategóriában 5-12 százalékponttal alacsonyabb

nyugdíjkorhatár utáni dolgozói valószínűséget implikál, ugyanakkor – a végzettségi bontás nélküli eredményekhez hasonlóan – a továbbdolgozói valószínűség összefüggése a halálozási valószínűséggel nem monoton, a negatív összefüggés csak a legmagasabb halálozási kockázati (legrosszabb egészségi állapotú) csoportban jelenik meg.

2.10. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, férfiak

	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban			
	Alapfokú végzettség	Középfokú végzettség érettségi nélkül	Középfokú végzettség érettséggel	Felsőfokú végzettség
<i>Halálozási valószínűség</i>				
2. kvartilis	0,045 (0,032)	0,003 (0,015)	0,035 (0,035)	-0,006 (0,022)
3. kvartilis	0,028 (0,033)	0,032** (0,016)	0,020 (0,036)	-0,006 (0,023)
4. kvartilis	0,007 (0,044)	-0,045* (0,025)	-0,117** (0,054)	0,017 (0,037)
<i>Kórházi tartózkodás</i>				
Volt kórházban	-0,014 (0,025)	-0,038*** (0,014)	-0,068** (0,032)	0,032 (0,021)
Függő változó átlaga	0,365	0,359	0,464	0,634
Megfigyelések száma	3 561	12 077	2 446	5 264

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nők

Az egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás összefüggését nők esetén hasonlóan vizsgálom, mint a férfiak mintáján. Azt azonban figyelembe veszem, hogy 2011 óta a Nők40 program alapján minden olyan nő, akinek a jogviszonya elérte a 40 évet, az általános korhatár előtt nyugdíjba vonulhat a nyugdíjösszeg csökkenése nélkül. Ennek megfelelően két módon végzem el a becslést, mindkét esetben a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban való foglalkozási valószínűséget becsülve. Először a

nyugdíjkorhatárt a Nők40 program figyelembe vétele nélkül definiálom, az [1.6.](#) táblázatban feltüntetett korhatárokat használva. Másodszor ugyanebből a nyugdíjkorhatár táblázatból indulok ki, azonban azon nők esetén, akik 2011 után kezdtek el öregségi nyugdíjat kapni, a nyugdíjkorhatárt azon életkorként definiálom, amikor jogviszonyuk elérte a 40 évet. Ezt a korrigálást az „Admin3” adatbázisban szereplő szolgálati idő változó felhasználásával tudom elvégezni (lásd [2.4.1.](#) fejezet). Ettől az eltéréstől eltekintve a becslési módszer megegyezik a férfiak mintáján alkalmazott módszerrel.

A nyugdíjkorhatár utáni dolgozás összefüggését a halálozási valószínűséggel megmaragadott egészségi állapottal a [2.11.](#) táblázatban mutatom be. A vizsgált mintán – nyugdíjkorhatár előtti második évben végig a magánszektorban dolgozó nők körében – a férfiakéhoz hasonló a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban a foglalkoztatotti arány, 44% körüli. A nyugdíjkorhatár utáni dolgozás és a mortalitási valószínűséggel megmaragadott egészségi állapottal való összefüggés becslése nők esetén érzékeny arra, hogy a regressziós egyenletbe bevonok-e kontroll változókat. A kontrollok bevonása melletti eredményekre fókuszálva (a táblázat 2. és 4. oszlopa) az látható, hogy nincsen statisztikailag szignifikáns összefüggés a mortalitási kockázat és a korhatár utáni dolgozás valószínűsége között, bár az összefüggés negatív, de nagyságrendileg is kicsi – a legmagasabb halálozási kockázati negyedben 1 százalékpont körüli értékkel alacsonyabb a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége, mint a legalacsonyabb halálozási kockázati negyedben (a kontrollváltozók szerepét kiszűrve).

Az egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége közötti összefüggés valamelyest erősebb, ha az egészségi állapotot a nyugdíjkorhatár előtti kórházi tartózkodás bináris indikátorával mérem – az erre vonatkozó eredményeket a [2.12.](#) táblázatban mutatom be. A kórházi tartózkodás 1-2 százalékponttal csökkenti a korhatár utáni dolgozás valószínűségét. Az összefüggés 10%-os szignifikanciaszinten szignifikáns, ha a Nők40 programra való korrekció után mérem a korhatár utáni foglalkoztatást, és ha bevonom a regresszióba a kontroll változókat.

2.11. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás halálozási valószínűség függvényében, nők

Halálozási valószínűség	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban			
	Korhatár Nők40 korrekció nélkül		Korhatár Nők40 korrekcióval	
2. kvartilis	0,020*	-0,008	0,028**	-0,007
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
3. kvartilis	0,016	-0,002	0,020	-0,006
	(0,016)	(0,016)	(0,016)	(0,016)
4. kvartilis	0,026	-0,011	0,045	-0,009
	(0,051)	(0,048)	(0,049)	(0,047)
Kontroll változók	Nem	Igen	Nem	Igen
Függő változó átlaga	0,443	0,443	0,438	0,438
Megfigyelések száma	13 924	13 924	13 470	13 470

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó nőkre szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók a második és negyedik oszlopban: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Végezetül, akárcsak a férfiakra vonatkozó elemzésben, megvizsgálom az egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban való dolgozás valószínűségének az összefüggését iskolai végzettség szerint, ahol az iskolai végzettséget a korhatár előtti 24. hónapban megfigyelt foglalkozás alapján imputálom. Ebben a becslésben a nyugdíjkorhatár definiálásakor figyelembe veszem a Nők40 programot.

A heterogenitási becslési eredményeket a 2.13. táblázatban mutatom be. Akárcsak férfiak esetén, a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban való dolgozás valószínűsége a felsőfokú végzettségűek körében a legmagasabb (56%), 16-19 százalékponttal magasabb, mint az érettségivel nem rendelkezők körében. Szintén a férfiakra vonatkozó becslési eredményekhez hasonlóan, a továbbdolgozási valószínűség nők esetén sincsen statisztikailag szignifikáns összefüggésben az egészség-indikátorokkal a legalacsonyabb végzettségűek körében. A legmagasabb végzettségűek körében a legmagasabb mortalitási kockázati negyed esetén megjelenik egy nagyságrendileg erős pozitív összefüggés a mortalitási kockázat és a továbbdolgozás valószínűsége között. Ez a meglepő eredmény fakadhat a minta szelektivitásából – azok a felsőfokú végzettségű nők, akik a rossz

2.12. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás kórházi tartózkodás függvényében, nők

Kórházi tartózkodás	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban			
	Korhatár Nők40 korrekció nélkül	Korhatár Nők40 korrekcióval		
Volt kórházban	-0,010 (0,013)	-0,018 (0,013)	-0,016 (0,013)	-0,022* (0,013)
Kontroll változók	Nem	Igen	Nem	Igen
Függő változó átlaga	0,443	0,443	0,438	0,438
Megfigyelések száma	13 924	13 924	13 470	13 470

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó nőkre szűkítve a mintát. Kontroll változók a második és negyedik oszlopban: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

egészségi állapotuk ellenére is dolgoznak egész évben a nyugdíjkorhatár elérése előtti második évben, ők nagyobb valószínűséggel dolgoznak tovább.

A rosszabb egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége között negatív összefüggés rajzolódik ki a középfokú végzettségű nők körében. A nyugdíjkorhatár előtti második évben ha valaki volt kórházban, az a középfokú végzettségűek körében 4 százalékpont körüli értékkel alacsonyabb dolgozási valószínűséget implikál átlagosan, kontroll változók bevonása mellett. Ez az összefüggés 10%-os szignifikanciaszinten szignifikáns statisztikailag. A legmagasabb halálozási valószínűségi negyed szintén a középfokú végzettségi kategóriában 6-11 százalékponttal alacsonyabb nyugdíjkorhatár utáni dolgozást implikál, azonban ez az összefüggés statisztikailag nem szignifikáns.

Összegzés

Az eddig bemutatott eredmények alapján nem látszódik erős összefüggés a nyugdíjkorhatár előtti egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás között. Férfiaknál találtam erősebb bizonyítékot arra, hogy a jobb egészségi állapot növeli a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűségét, de az összefüggés mind statisztikailag, mind nagyságrendileg gyenge. Mind nők, mind férfiak körében az összefüggés a középfokú

2.13. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, nők

	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban			
	Alapfokú végzettség	Középfokú végzettség érettségi nélkül	Középfokú végzettség érettséggel	Felsőfokú végzettség
<i>Halálozási valószínűség</i>				
2. kvartilis	-0,023 (0,022)	-0,003 (0,021)	0,007 (0,020)	-0,023 (0,028)
3. kvartilis	-0,005 (0,030)	-0,033 (0,030)	-0,018 (0,029)	0,048 (0,041)
4. kvartilis	0,028 (0,088)	-0,061 (0,104)	-0,113 (0,075)	0,214* (0,113)
<i>Kórházi tartózkodás</i>				
Volt kórházban	-0,012 (0,026)	-0,044* (0,025)	-0,042* (0,023)	0,011 (0,034)
Függő változó átlaga	0,418	0,391	0,427	0,576
Megfigyelések száma	3 215	3 688	4 481	2 084

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó nőkre szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. A nyugdíjkorhatár definiálásánál figyelembe veszem a Nők40 programot. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

végzettségük körében a legerősebb.

A gyenge kapcsolatnak több lehetséges magyarázata is lehet. Lehetnek olyan meg nem figyelt tényezők (pl. vagyoni helyzet, családi állapot), amik összefüggésben állnak az egészségi állapottal és befolyásolják a továbbdolgozás valószínűségét – például ha a rosszabb egészségűeknek rosszabb a vagyoni helyzetük, akkor inkább rá lehetnek szorulva arra, hogy a nyugdíjkorhatár után is végezzenek kereső tevékenységet. A minta szelektivitása is gyengítheti a kapcsolatot – a becslési mintámban azokat vontam be, akik a nyugdíjkorhatár előtti második évben végig dolgoztak a magánszektorban, ugyanakkor elképzelhető, hogy a rosszabb egészségi állapotban lévők már hamarabb elhagyják a munkaerőpiacot. Továbbá lehetséges az is, hogy a két egészség-indikátor nem jól ragadja meg az olyan egészségproblémákat, amelyek a továbbdolgozás valószínűségét lényegesen csökkentenék.

A következő fejezetben egészségsokkok hatását vizsgálom a nyugdíjba vonulási döntésre.

2.4.3. Egészségsokk hatása nyugdíjba vonulásra

A [2.2.](#) fejezetben bemutatott nemzetközi irodalomáttekintés alapján az egészség jelentős romlása nagymértékben növeli a munkapiac elhagyásának valószínűségét. Az elméleti megfontolások alapján ennek a fő oka az lehet, hogy az egészségsokk csökkent a munkajövedelmet az egészségi állapot bérre való hatásán keresztül. Ebben a fejezetben magyarországi adatok alapján vizsgálom meg az egészségsokk hatását a nyugdíjba vonulási döntésre.

Minta

Az egészségsokk nyugdíjba vonulásra való hatásának becslésekor a mintát a [2.4.1.](#) fejezetben ismertetett „Admin3” mintát használom, de azokra fókuszálok, akik dolgoznak, de dönthetnek a nyugdíjba vonulás mellett, tehát akik az öregségi nyugdíj korhatárát már elérték. Férfiak esetén továbbra is az [1.6.](#) táblázatban ismertetett korhatárokat használom. Nők esetén is az ott bemutatott korhatárokból indulok ki, de akiknél megfigyelhető, azoknál 2011 után kapott nyugdíj esetén a korhatárt módosítom arra az életkorra, amikor a jogviszonyuk elérte a 40 évet (lásd [2.4.2.](#) fejezet). Így definiálva a nyugdíjkorhatárt, az egészségsokk hatását azokra vizsgálom, akik a nyugdíjkorhatár betöltése után a magánszektorban dolgoznak.

Az egészségsokk tekintetében kiindulásként két bináris indikátort használok. Az első indikátor („gyógyszerfogyasztás megugrása”) akkor egy, ha valakinek a gyógyszerkiadása (TB általi és beteg által fizetett költségeket összeadva) egy adott naptári évben az 50 év feletti lakosság gyógyszerkiadás-eloszlásának legfelső decilisébe esik úgy, hogy a megfigyelési időszakban (2009 óta) nem a felső decilisben volt a gyógyszer-kiadása. Az indikátor értéke nulla különben. Ez az indikátor tehát naptári évek szintjén van

definiálva és a betegségstörténet hiánya miatt 2009-re nem definiálható.

A második indikátor („10 nap kórház”) értéke akkor egy, ha egy adott hónapban és az azt követő 11 hónapban az egyén legalább 10 napot volt kórházban úgy, hogy a korábban megfigyelt 12-hónapos periódusokban nem volt legalább 10 napos kórházi tartózkodás. Az indikátor értéke nulla különben. Ez az indikátor tehát havi szinten (nem naptári évek szintjén) van definiálva, de a betegségstörténet hiánya miatt 2009-re ez az indikátor sem definiálható.

Végezetül definiálok olyan betegségsspecifikus „10 nap kórház” indikátorokat, amelyek értéke akkor egy, ha a „10 nap kórház” indikátor értéke egy, és az adott hónapban a kórházi tartózkodáshoz kapcsolódó fődiagnózis betegségkódja (BNO kód, ahol a BNO a Betegségek Nemzetközi Osztályozásának a rövidítése) alapján az egyén az adott betegségben szenved. Az alábbi betegségcsoportokat vizsgálom: daganatok (BNO C00-D48); mentális és viselkedészavarok (BNO F00-F99); keringési rendszer betegségei (BNO I00-I99); légzőrendszer betegségei (BNO J00-J99); emésztőrendszer betegségei (BNO K00-K93); csont-izomrendszer és kötőszövet betegségei (BNO M00-M99); urogenitális rendszer betegségei (BNO N00-N99); sérülés, mérgezés és külső okok egyéb következményei (BNO S00-T98). Az így definiált egészségsokkok egymást nem kizárók.

A [2.14.](#) táblázatban mutatok be leíró statisztikákat azokra vonatkozóan, akik 2010-2016 között az öregségi nyugdíjkorhatár felett a magánszektorban dolgoznak. Az iskolai végzettség a korábban ismertetett módszert követve ([1.4.4](#) és [1.4.5.](#) fejezetek) a munkatörténet során megfigyelt foglalkozás kódok alapján imputált jellemző iskolai végzettség. Az átlagos életkor nők és férfiak között hasonló, 65 év körüli és a mintában szereplők 58-61%-a kap öregségi nyugdíjat. Mindkét nemnél a nyugdíjkorhatár után dolgozóknak több mint fele nem rendelkezik érettségivel (az imputált végzettségi adatok alapján). Az ágazatokat tekintve a legtöbben a szolgáltató ágazatokban dolgoznak, ezt követi a kereskedelem nőknél és a feldolgozóipar férfiaknál. Azonban a

AnikoBiro_107_23

megfigyelések 16-18%-ánál hiányzik az ágazatra vonatkozó információ.

Az egészségsokkok előfordulási gyakoriságát tekintve a gyógyszerfogyasztás megugrásának valószínűsége 8-10% körüli, a legalább 10 nap kórházi tartózkodás valószínűsége 17-19% körüli, mindkét esemény valószínűsége valamelyest magasabb férfiaknál. A kórházi tartózkodással megragadott egészségsokk esetén a leggyakoribb betegségcsoportok a keringési rendszer betegségei, a daganatos betegségek és a csont- és izomrendszer betegségei.

2.14. táblázat. Változók átlagos értékei nyugdíjkorhatár után dolgozók mintáján

	Nők	Férfiak
Életkor	64,4	65,2
Öregségi nyugdíjat kap	0,61	0,58
<i>Iskolai végzettség</i>		
Alapfokú	0,335	0,198
Középfokú, érettségi nélkül	0,224	0,434
Középfokú, érettségivel	0,297	0,118
Felsőfokú	0,143	0,250
<i>Ágazat</i>		
Mezőgazdaság	0,028	0,065
Feldolgozóipar	0,127	0,192
Építőipar	0,020	0,090
Kereskedelem	0,175	0,118
Szálláshely, vendéglátás	0,061	0,022
Szállítás, raktározás	0,025	0,074
Szolgáltatások	0,378	0,264
Egyéb vagy nem megfigyelt	0,181	0,159
<i>Egészségsokkok</i>		
Gyógyszerfogyasztás megugrása	0,082	0,095
10 nap kórház	0,168	0,194
<i>Diagnózis kategóriák 10 nap kórház mellett</i>		
Daganat	0,027	0,036
Mentális	0,003	0,003
Keringési	0,036	0,060
Légzőrendszeri	0,010	0,013
Emésztőrendszeri	0,012	0,016
Csont-izomrendszeri	0,038	0,026
Urogenitális	0,009	0,015
Külső okok	0,011	0,010
Egyének száma	37 860	40 379
Megfigyelések száma	1 216 038	1 138 183

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2016 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát.

Egészségsokk egy éves hatása továbbdolgozásra

A 2.14. táblázatban bemutatott mintán becslöm meg az egészségsokk hatását arra a valószínűségre, hogy valaki 12 hónap múlva dolgozik a magánszektorban vagy a közszektorban. Lineáris valószínűségi modellt becslek férfiakra és nőkre külön. A fókuszban a bináris egészségsokk-indikátor együtthatója áll. Kontroll változóként bevonom az életkor, imputált iskolai végzettség, ágazat és naptári év dummy változóit. A standard hibát egyéni szinten klaszterezem. A becslési eredményeket a 2.15. táblázatban mutatom be. Minden cellában bemutatott együttható (és alatta a standard hiba) külön regresszióból ered.

A vizsgált mintában (öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozók) nők körében 77%-os az aránya azoknak, akik 12 hónap múlva dolgoznak, férfiak körében ez az arány 75%. Ezt a továbbdolgozási valószínűséget mindegyik egészségsokk-indikátort használva az egészségi állapot romlása statisztikailag szignifikáns mértékben csökkenti. A gyógyszerfogyasztás megugrása 5-7 százalékponttal csökkenti, a legalább 10 napos kórházi tartózkodás 16-18 százalékponttal csökkenti a továbbdolgozás valószínűségét, ceteris paribus. A becsült hatásban nincsen jelentős eltérés nők és férfiak között.

A diagnózis kategóriák szerinti kórházi tartózkodás hatását tekintve a daganatos betegségek diagnózisával járó kórházi tartózkodás csökkenti a legnagyobb mértékben (24-30 százalékponttal) a legalább 12 hónappal való továbbdolgozás valószínűségét. Ez az átlagos továbbdolgozási valószínűséghez viszonyítva körülbelül egyharmad mértékű csökkenés. A legkisebb csökkentő hatása a továbbdolgozási valószínűségre a csont-izomrendszeri diagnózissal járó kórházi tartózkodásnak van, a többi diagnózis kategóriával járó kórházi tartózkodás negatív hatása nagyságrendileg hasonló, 12-25 százalékpont közötti. Férfiak körében a mentális és légzőrendszeri betegségek diagnózisával járó kórházi tartózkodás negatív hatása erősebb, mint nők körében, a többi betegségtípusnál a becsült hatások mértéke hasonló.

AnikoBiro_107_23

2.15. táblázat. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére

	12 hónap múlva dolgozás	
	Nők	Férfiak
Gyógyszerfogyasztás megugrása	-0,069*** (0,009)	-0,049*** (0,008)
10 nap kórház	-0,157*** (0,006)	-0,177*** (0,006)
<i>Diagnózis kategóriák 10 nap kórház mellett</i>		
Daganat	-0,242*** (0,019)	-0,296*** (0,016)
Mentális	-0,123** (0,051)	-0,230*** (0,054)
Keringési	-0,143*** (0,015)	-0,166*** (0,012)
Légzőrendszeri	-0,182*** (0,028)	-0,252*** (0,026)
Emésztőrendszeri	-0,161*** (0,026)	-0,167*** (0,025)
Csont-izomrendszeri	-0,054*** (0,012)	-0,046*** (0,016)
Urogenitális	-0,151*** (0,032)	-0,133*** (0,024)
Külső okok	-0,161*** (0,028)	-0,168*** (0,029)
Függő változó átlaga	0,767	0,746
Egyének száma	37 860	40 379
Megfigyelések száma	1 216 038	1 138 183

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2016 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát. Minden cella egy külön regresszió becslését mutatja. Kontroll változók: életkor, imputált iskolai végzettség, ágazat és naptári év dummy változói. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Időbeli lefutása az egészségsokk hatásának a továbbdolgozásra

Az eddigiekben a nyugdíjkorhatár felett dolgozók körében az egészségsokk hatását a 12 hónap múlva történő dolgozás valószínűségére becsültem meg. Ha egy egész-

ségsokkot további egészségromlás követi, akkor későbbi időpontokban még nagyobb lehet az egészségsokk negatív hatása a dolgozásra. Ennek felmérésére ugyanazt a modellt becsülöm, mint az előző alfejezetben (lásd a 2.15. táblázatban bemutatott eredményeket), de – a tömörség érdekében – csak az első két egészségsokk indikátorra fókuszálok (gyógyszerfogyasztás megugrása és legalább 10 nap kórházi tartózkodás), viszont a 12 hónap múlva való dolgozás mellett megbecsülöm a sokk hatását a 24, 36 és 48 hónap múlva való dolgozásra is.

A hosszabb időhorizontra becsült hatások értelmezésénél fontos figyelembe venni a nem elhanyagolható mértékű halálozást. Az eddig bemutatott eredmények becslési mintáját nem szűkítettem halálozás szerint, emiatt a továbbdolgozásra becsült negatív hatást részben az is okozhatta, hogy a sokk által érintettek halálozási valószínűsége nagyobb. A 2.16. táblázatban mutatom be a 4 éves halálozási valószínűséget egészségsokk függvényében a nyugdíjkorhatár után dolgozók körében. Látható, hogy a gyógyszerfogyasztás megugrása által érintettek körében 7-8 százalékponttal magasabb a 48 hónapos halálozási valószínűség, mint az egészségsokk nélküliek körében. A Legalább 10 napos kórházi tartózkodás által érintettek körében pedig 12-18 százalékponttal magasabb a 48 hónapos halálozási valószínűség, mint az egészségsokk nélküliek körében.

2.16. táblázat. Halálozási arány egészségsokk függvényében

	48 hónapos mortalitás aránya			
	Nem érte egészségsokk	Egészségsokk érte	Nők	Férfiak
Gyógyszerfogyasztás megugrása	0,025	0,051	0,094	0,137
10 nap kórház	0,019	0,041	0,138	0,223

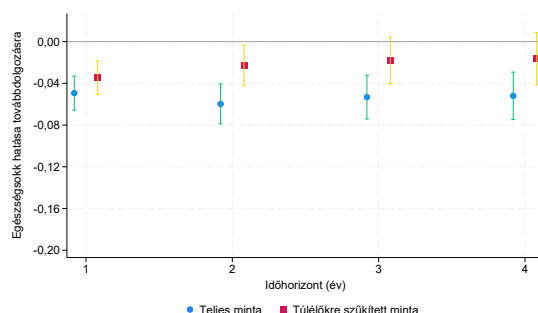
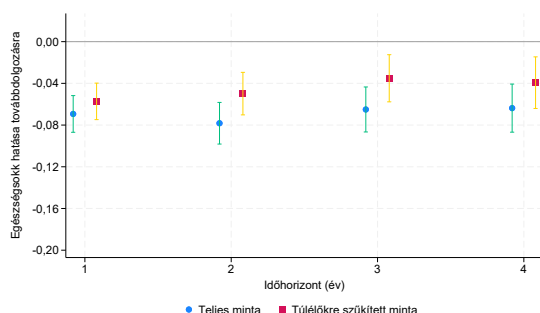
Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2013 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát.

Az egészségsokk által érintettek magas mortalitási kockázata miatt megbecsülöm az egészségsokk hatását a továbbdolgozási valószínűségre úgy is, hogy a mintát azokra

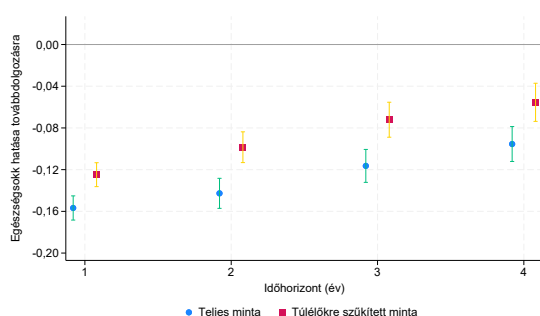
szűkítem, akik a vizsgált időhorizonton (12, 24, 36 vagy 48 hónapon) életben vannak. A becslési eredményeket a 2.3. ábrán mutatom be nemenként és egészségsokk típusonként.

2.3. ábra. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére 1-4 éves időhorizonton

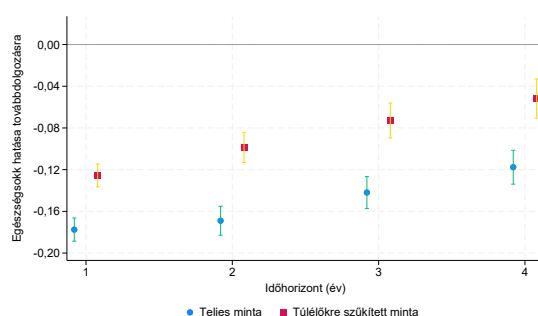
(a) Gyógyszerfogyasztás megugrásának hatása, nők (b) Gyógyszerfogyasztás megugrásának hatása, férfiak



(c) Legalább 10 nap kórházi tartózkodás hatása, nők



(d) Legalább 10 nap kórházi tartózkodás hatása, férfiak



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2016 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát. Egészségsokk becsült hatását és 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok. Minden pont egy külön regresszió becslését mutatja. Kontroll változók: életkor, imputált iskolai végzettség, ágazat és naptári év dummy változói.

Az egészségsokk hatása a továbbdolgozás valószínűségére távolabbi időpontokban mért dolgozást tekintve nem növekszik abszolút értékben, a kórházi tartózkodással megragadott sokk esetén csökken is, aminek oka az lehet, hogy sokktól függetlenül csökken a továbbdolgozás valószínűsége időben, ahogy több és több egyén nyugdíjba vonul. Látszik továbbá, hogy mindegyik időhorizonton a kórházi tartózkodás negatív hatása erősebb a továbbdolgozási valószínűségre, mint a megugró gyógyszerfogyasztással megragadott egészségsokk hatása, és ezek a negatív hatások kismértékben erősebbek

férfiaknál, mint nőknél. Ugyanakkor, ahogy az ábrán a pirossal jelölt pontbecslések mutatják, a kórházi tartózkodással megragadott sokk esetén a negatív foglalkoztatási hatás jelentős része – férfiaknál 2-4 éves időhorizonton mintegy fele – az egészségsokk halálozási kockázatot növelő hatásából fakad.

Heterogenitás

Az egészségsokk romlásának a hatása a továbbdolgozási valószínűségekre több egyéni jellemző szerint is eltérhet, amelyek közül ebben az alfejezetben kettőt vizsgálok: az életkort és az (imputált) iskolai végzettséget. Életkort illetően idősebb korban jobban csökkentheti egy egészségsokk a továbbdolgozási hajlandóságot, ha az egészségsokk idősebb korban jobban érinti a munkavégzési képességet. Azonban kisebb lehet az egészségsokk hatása idősebb korban, ha a körükben az egészségi állapottól függetlenül alacsonyabb a továbbdolgozási hajlandóság. Iskolai végzettséget illetően a magasabb végzettségűek körében kisebb lehet az egészségsokk hatása, ha ők jellemzően szellemi munkát végeznek, amit inkább tovább lehet folytatni rosszabb egészségi állapot mellett is.

Az egészségsokk hatásának a heterogenitását a becslési minta megbontásával vizsgálom, a részmintákon ugyanazt a regressziót becsülöm, mint amiből a [2.15.](#) táblázatban bemutatott eredmények származnak. Életkort illetően a mintában szereplő (öregségi nyugdíjkorhatár felett dolgozó) egyének medián életkoránál, 65 évnél vágom el a mintát. Az (imputált) iskolai végzettséget illetően négy végzettségi kategóriát különíték el. A becslési eredményeket a [2.17.](#) táblázatban mutatom be. Most is két egészségsokk indikátorra fókuszálok, a gyógyszerfogyasztás megugrása és legalább 10 nap kórházi tartózkodás által megragadott egészségromlásra.

2.17. táblázat. Egészségsokk hatása továbbdolgozás valószínűségére nem, korcsoport és iskolai végzettség szerint

	12 hónap múlva dolgozás			
	Sokk: gyógyszerfogyasztás megugrása Nők	Sokk: legalább 10 nap kórház Férfiak	Sokk: legalább 10 nap kórház Nők	Sokk: legalább 10 nap kórház Férfiak
<i>Életkor szerint</i>				
65 év alatti	-0,081*** (0,012)	-0,050*** (0,012)	-0,139*** (0,008)	-0,173*** (0,008)
65 éves vagy idősebb	-0,057*** (0,013)	-0,049*** (0,011)	-0,176*** (0,008)	-0,181*** (0,008)
<i>Végzettség szerint</i>				
Alapfokú	-0,057 (0,041)	0,038 (0,073)	-0,188*** (0,022)	-0,222*** (0,033)
Középfokú, érettségi nélkül	-0,073 (0,051)	-0,153*** (0,043)	-0,163*** (0,025)	-0,194*** (0,019)
Középfokú, érettségivel	-0,105*** (0,038)	-0,017 (0,048)	-0,136*** (0,021)	-0,111*** (0,028)
Felsőfokú	0,009 (0,046)	-0,009 (0,040)	-0,047 (0,031)	-0,094*** (0,027)

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2016 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjkorhatár után magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát. Minden cella egy külön regresszió becslését mutatja. Kontroll változók: életkor, imputált iskolai végzettség, ágazat és naptári év dummy változói. Zárójelben az egyéni szinten klaszterezett standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Az életkor szerinti heterogenitást tekintve statisztikailag szignifikáns eltérés a két korcsoport között csak nők között van, és esetükben is csak akkor, ha a legalább 10 napos kórházi tartózkodással ragadom meg az egészségromlást – ez az egészségindikátor esetén a továbbdolgozásra való negatív hatás erősebb a 65 éves vagy idősebb nők körében.

A végzettség szerinti heterogenitást tekintve a gyógyszerfogyasztás megugrásával mérve az egészségsokkot nem rajzolódik ki tiszta heterogenitási mintázat és a becsült együttthatók standard hibája is nagy a becsült hatásokhoz képest. A kórházi tartózkodással megragadva az egészségsokkot viszont a várt mintázattal összhangban az egészségromlás negatív hatása az alapfokú végzettségűek körében a legerősebb, a magasabb végzettségi szintekkel egyre gyengébb. A legalacsonyabb és legmagasabb végzettségűek körében becsült hatás eltérése statisztikailag szignifikáns.

Összegzés

Azok körében, akik az öregségi nyugdíjkorhatár elérését követően dolgoznak – tehát akiknek lehetőségük van a nyugdíjba vonulás és a továbbdolgozás között választani és nem mentek a lehető leghamarabb nyugdíjba –, az egészség hirtelen romlásának hatása a továbbdolgozási valószínűségre negatív és szignifikáns mind statisztikailag, mind nagyságrendileg. Hosszabb távon, a hatásnak ugyanakkor közel felét magyarázhatja az, hogy az egészségromlást elszenvedők körében magasabb a halandóság. Az egészségromlás negatív hatása (ha az egészségromlást kórházi tartózkodással ragadom meg) erősebb az alacsonyabb végzettségűek körében.

Ezek az eredmények azt jelzik, hogy azok körében, akik idősebb korukban is aktívak maradnak a munkapiacon, a jó egészségi állapot fenntartása jelentősen ki tudja tolni a munkapiacról visszavonulás időpontját.

2.5. Vállalatok szerepe az egészség hatásában a nyugdíjba vonulási döntésekre

A 2. fejezetben eddig bemutatott eredményeim arra utalnak, hogy nincsen erős összefüggés a nyugdíjkorhatár előtti egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége között, azonban azok körében, akik dolgoznak az öregségi nyugdíjkorhatár után, az egészség romlása jelentősen csökkenti a továbbdolgozási esélyeket.

Az egészség és a nyugdíjba vonulás összefüggései eltérők lehetnek a munkahely (vállalat) különböző jellemzői szerint. Ebben az alfejezetben a vállalat-specifikus átlagos bérprémium által megragadott vállalati termelékenység indikátor szerinti heterogenitást vizsgálom. A 2.1.4. fejezetben röviden bemutatattam elméleti megfontolásokat a vállalatok lehetséges szerepéről az egészség és nyugdíjba vonulás összefüggésében. A keresés és párosítás modelljeinek keretében gondolkodva (lásd például [Bíró és mtsai.](#),

2022), az egészség megromlása csökkentheti a dolgozó és vállalat közötti kapcsolat értékét azáltal, hogy romlik a dolgozó termelékenysége. A termelési függvény formájától függően a kapcsolat értékének csökkenése kisebb lehet a nagyobb termelékenységű vállalatoknál – ez a helyzet állhat elő, ha például a jobb termelékenységű vállalatoknál a vállalati szintű termelékenység kevésbé érzékeny a dolgozók termelékenységére, vagy ha az egészség romlása kevésbé csökkenti a dolgozó munkahelyi termelékenységét a termelékenyebb vállalatoknál. Az egészségsokk befolyásolhatja azt is, hogy az érintett dolgozók mennyire hajlandók munkahelyet váltani, és azt is, hogy mennyire hajlandók elhagyni a munkapiacot – ezek a hajlandóságok szintén összefügghetnek a dolgozó és vállalat közötti kapcsolat értékével, amit viszont befolyásolhat a vállalati termelékenység. Összességében tehát több mechanizmus miatt is eltérhet vállalati termelékenység szerint egy egészségsokk hatása a továbbdolgozási valószínűségre, a hatás számszerűsítése empirikus feladat.

A vállalatok szerepének megismerése a nyugdíjba vonulási döntésekben közpolitikai fontosságú, mert ezáltal jobban megértjük az időskori foglalkoztatást befolyásoló tényezőket, valamint a társadalombiztosítási rendszer optimális kialakítására is befolyással lehetnek az eredményeink – több országban is (például Finnországban és Hollandiában) alkalmazzák az ún. „experience rating” intézményét a rokkantellátási rendszerben, miszerint egy vállalat által fizetendő járulékok mértéke függ attól, milyen valószínűséggel mennek el rokkantellátásra a dolgozói. Az elemzés hozzájárul annak is a jobb megértéséhez, hogy mely vállalatok tekinthetők „jó” vállalatnak abból a szempontból, hogy rosszabbodó egészség mellett is a vállalatnál maradnak-e a dolgozók.

A kapcsolódó irodalom szűk, alapvetően az elemzés adatigénye miatt – olyan egyéni szintű kapcsolt dolgozói-foglalkoztatói adatbázis szükséges, ami részletes egészség-indikátorokat is tartalmaz. Átmeneti ellátásokat vizsgálva az Egyesült Államokban Bana és mtsai. (2022) megmutatják, hogy a rokkantsági ellátások és családtámogatások igénybevétele jelentősen nagyobb arányú azoknál a vállalatoknál, amelyeknél magasabb

a bérprémium. Szintén az Egyesült Államokra (Oregonra) fókuszálva [Aizawa és mtsai. \(2022\)](#) megmutatják, hogy bizonyos nem pénzbeli rokkantsági ellátások igénybevételének varianciájában nagy szerepe van a vállalatok közötti eltéréseknek, nagyobb szerepe, mint a dolgozók jellemzőinek. [Lachowska és mtsai. \(2022\)](#) a munkanélküli ellátásokra vonatkozóan mutatják meg, hogy a vállalatoknak jelentős szerepe van az ellátások igénybevételének valószínűségében. [Bíró és Elek \(2020a\)](#) tanulmányomban pedig bemutattam, hogy a vállalati létszámleépítések jelentősen növelik a rokkantsági ellátások igénybevételének a valószínűségét.

Az ebben a fejezetben bemutatásra kerülő elemzésem ehhez az irodalomhoz járul hozzá. Egyrészt az egészségi állapot és az öregségi nyugdíj igénybevétele közötti összefüggés heterogenitását vizsgálom meg a vállalati bérprémium szerint, másrészt megvizsgálom, hogyan függ össze a rokkantsági ellátások igénybevételének valószínűsége a vállalati bérprémiummal egy egészségsokk után Magyarországon.⁹

2.5.1. Vállalati termelékenység mérése

Az elemzéshez ebben a fejezetben is a KRTK Adatbankjában elérhető „Admin3” adatbázist használom. A magánszektorban dolgozókra fókuszálok, a vállalati termelékenységet pedig a vállalati átlagos bérprémiummal mérem. Abowd, Kramarz, Margolis (AKM) típusú dekompozíciót végzek a béreken, [Abowd és mtsai. \(1999\)](#) tanulmányát követve. A dolgozót az i index, a vállalatot a j index, az időt a t index jelöli, w_{ijt} a bér logaritmus, X_{ijt} pedig az életkor négyzetét, harmadik hatványát és naptári év hatásokat tartalmaz:

$$w_{ijt} = X'_{ijt}\beta + \vartheta_i + \phi_j + \varepsilon_{ijt}. \quad (2.15)$$

⁹A rokkantsági ellátások igénybevételére vonatkozó elemzése egy folyamatban lévő kutatáson alapul, amelyben társszerzőim Boza István (KRTK), Gyetvai Attila (Bank of Portugal) és Prinz Dániel (World Bank).

Ebben a modellben ϑ_i ragadja meg az (időben állandó) dolgozói képességeket, ϕ_j pedig az (időben állandó) vállalat-specifikus bérprémiumot, ε_{ijt} pedig a hibatag. Az AKM modell becsléséhez a teljes „Admin3” mintát használom.

A vállalati termelékenységet három csoportba osztom. Naptári évenként meghatározom a bérprémium (ϕ_j) negyedeit, a három kategória pedig: (1) első negyed; (2) középső két negyed; (3) felső negyed.

2.5.2. Egészségi állapot nyugdíjkorhatár előtt és a nyugdíjba vonulás összefüggésének eltérései vállalati termelékenység szerint

Elsőként megvizsgálom, hogy van-e heterogenitás a nyugdíjkorhatár előtt mért egészségi állapot és a nyugdíjba vonulási valószínűség közötti összefüggésben aszerint, hogy milyen termelékenységű vállalatnál dolgozik valaki. A 2.4.2. fejezetben bemutatott elemzést ismétlem meg, de a bérprémium-kategóriák szerint vizsgálva a heterogenitást.

Akárcsak a 2.4.2. fejezetben elvégzett heterogenitás vizsgálatok esetén, ebben a fejezetben is az öregségi nyugdíjkorhatár elérése előtti 24. hónapban vizsgálom meg az összefüggést az egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban való dolgozás között, a nyugdíjkorhatár előtt a magánszektorban dolgozókra szűkítve a mintát. A nőkre vonatkozó elemzésben a nyugdíjkorhatár megállapításakor figyelembe veszem a „Nők40” programot.

A férfiakra vonatkozó becslési eredményeket a 2.18. táblázatban mutatom be. A becsült halálozási valószínűséget tekintve nem rajzolódik ki olyan mintázat, hogy a magasabb halálozási kockázat csökkentené a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűségét, vagy hogy az összefüggés változna a vállalati termelékenység szerint. A kórházi tartózkodást tekintve, bár statisztikailag nem szignifikáns, de negatív összefüggés van a kórházi tartózkodás és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége között, de ez

az eltérés nem tér el sem nagyságrendileg, sem statisztikailag szignifikánsan a vállalati bérprémium kategóriák között.

2.18. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, vállalati termelékenység szerint, férfiak

	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban		
	Vállalati bérprémium 1. kvartilis	Vállalati bérprémium 2-3. kvartilis	Vállalati bérprémium 4. kvartilis
<i>Halálozási valószínűség</i>			
2. kvartilis	0,017 (0,026)	-0,001 (0,018)	0,025 (0,020)
3. kvartilis	0,040 (0,027)	0,011 (0,019)	0,039* (0,021)
4. kvartilis	0,005 (0,035)	-0,031 (0,023)	-0,001 (0,029)
<i>Kórházi tartózkodás</i>			
Volt kórházban	-0,013 (0,022)	-0,016 (0,024)	-0,018 (0,019)
Függő változó átlaga	0,520	0,410	0,370
Megfigyelések száma	5 269	10 754	6 442

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. A vállalati termelékenységet (bérprémiumot) a (2.15) modellel becsülöm. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A nőkre vonatkozó becslési eredményeket a 2.19. táblázatban mutatom be. Az alsó két vállalati bérprémium kategóriát tekintve nők esetén sem rajzolódik ki világos összefüggés az egészség-indikátorok és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége között, vagy az összefüggés eltérésére vállalati termelékenység szerint. Az egészségi állapot és a továbbdolgozási valószínűség közötti negatív összefüggés csak a legfelső vállalati bérprémium kategória esetén látható, de ezek az összefüggések is csak 1%-os szinten szignifikánsak.

2.19. táblázat. Nyugdíjkorhatár utáni dolgozás egészség függvényében, iskolai végzettség szerint, nők

	Foglalkoztatott nyugdíjkorhatár utáni 12. hónapban		
	Vállalati bérprémium 1. kvartilis	Vállalati bérprémium 2-3. kvartilis	Vállalati bérprémium 4. kvartilis
<i>Halálozási valószínűség</i>			
2. kvartilis	0,010 (0,025)	-0,003 (0,016)	-0,037 (0,026)
3. kvartilis	-0,030 (0,038)	0,006 (0,023)	-0,008 (0,037)
4. kvartilis	0,071 (0,084)	0,011 (0,049)	-0,162* (0,093)
<i>Kórházi tartózkodás</i>			
Volt kórházban	-0,030 (0,030)	0,007 (0,018)	-0,053* (0,028)
Függő változó átlaga	0,516	0,405	0,576
Megfigyelések száma	2 981	6 973	2 612

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó nőkre szűkítve a mintát. A halálozási valószínűség a három éves becsült mortalitásra vonatkozik. Kontroll változók: éves életkor dummy, havi kereset logaritmus, kétjegyű foglalkozás kategória dummy, egyjegyű ágazat dummy és naptári év dummy változók, nyugdíjkorhatár előtti 24. hónapban mérve. A nyugdíjkorhatár definiálásánál figyelembe veszem a Nők40 programot. A vállalati termelékenységet (bérprémiumot) a (2.15) modellel becsülöm. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

2.5.3. Egészségsokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére vállalati termelékenység szerint

Az eddigiekben és az értekezésem további részében is az egészségre vonatkozó indikátorok és az öregségi nyugdíj igénybevételének összefüggéseit vizsgálom. Ebben az alfejezetben azonban kiterjesztem az elemzést a rokkantsági ellátások igénybevételére is. Ha valakinek az öregségi nyugdíjkorhatár előtt romlik az egészsége, akkor a (rövid távú) döntési lehetőségei között nem szerepel az öregségi nyugdíj igénybevétele, viszont (ha az egészségromlás indokolja), lehetőség van rokkantsági ellátások igénybevételére. A rokkantsági ellátás ugyanakkor mint egy előrehozott nyugdíjként is funkcionálhat – az öregségi nyugdíjkorhatár elérésekor (jogosultsági feltételek teljesülése esetén) a rokkantsági ellátást kapók, ha nem térnek vissza a munkapiacra, akkor áttérnek öreg-

ségi nyugdíjassá. A rokkantsági ellátás típusa és összege alapvetően az egészségromlás mértékétől és a korábbi keresettől függ. A magyarországi rokkantellátás a 2000-es évek során több változáson is átment, amelyek tárgyalása túlmutat az értekezésem, itt egy tág kategóriaként kezelem az összes rokkantsági ellátástípust.

Adatok

A korábbi fejezetekben is használt „Admin3” adatbázist használom az elemzéshez. Az egészségre vonatkozó adatok 2009-2017 közötti évekre érhetők el, a rokkantsági ellátások igénybevételére vonatkozó adatok pedig 2003-2016 közötti évekre.

A mintát férfiakra szűkítem le annak érdekében, hogy a vizsgált egészségsokkok ne terhességhez vagy szüléshez kapcsolódjanak – az értekezés többi fejezetében azért tudom vizsgálni az összefüggéseket nőkre vonatkozóan is, mert a fókuszom ott az idősebb korosztályokon van, eltérően ettől a fejezettől. Itt a mintát a 18-60 év közötti férfiakra szűkítem, tehát kizárom azokat, akik közel vannak az öregségi nyugdíjkorhatárhoz.

Egészségsokk. A vizsgált egészségsokk definíciója hasonlít ahhoz a definícióhoz, amit a 2.4.3. fejezetben használtam „10 nap kórház” indikátorként. Az egészségsokk indikátor értéke akkor egy, ha egy adott hónapban és az azt követő 11 hónapban az egyén legalább 10 napot volt kórházban úgy, hogy a megelőző 24 hónapos periódusban nem volt az egyén egy napot sem kórházban. Az indikátor értéke nulla akkor, ha valaki nem volt kórházban az adott és az azt követő 11 hónapban és nem volt kórházban a megelőző 24 hónapos periódusban sem. A fejezet további részeiben éves szintű adatokkal dolgozok, minden naptári évből azt a hónapot használva, amelyik hónapban a „10 nap kórház” periódus kezdődött (ami tehát a kórházi tartózkodás első hónapja). Akiket nem ért egészségsokk, esetükben a megfigyelési hónapot véletlenszerűen választom ki. Mivel az egészségre vonatkozó adatok csak 2009-től kezdődően elérhetők, az egészségsokk indikátor csak 2011-2017 között definiálható amiatt, hogy legyen legalább

24 hónapos megelőző periódus, amikor elérhető az egészség adatok.

Munkapiaci kimenetek és rokkantsági ellátások. A munkapiaci státuszt illetően négy egymást kizáró és teljeskörű kategóriát definiálok: (1) dolgozik és nem kap rokkantsági ellátást, ahol a dolgozás magába foglalja a közalkalmazotti munkát és a vállalkozóként való dolgozást is, de nem tartalmazza a közmunkát; (2) dolgozik és egyidejűleg rokkantsági ellátást is kap; (3) rokkantsági ellátást kap és nem dolgozik; (4) egyéb. A jogszabályok szerint rokkantsági ellátásra a vizsgált időszakban az jogosult, aki legalább 40%-os egészségkárosodást szenvedett el. A vizsgált időszakban lehetőség volt a rokkantsági ellátás mellett kereső tevékenységet végezni, de a munkavégzésből származó jövedelem nem haladhatta meg a garantált bérminimum 150%-át.

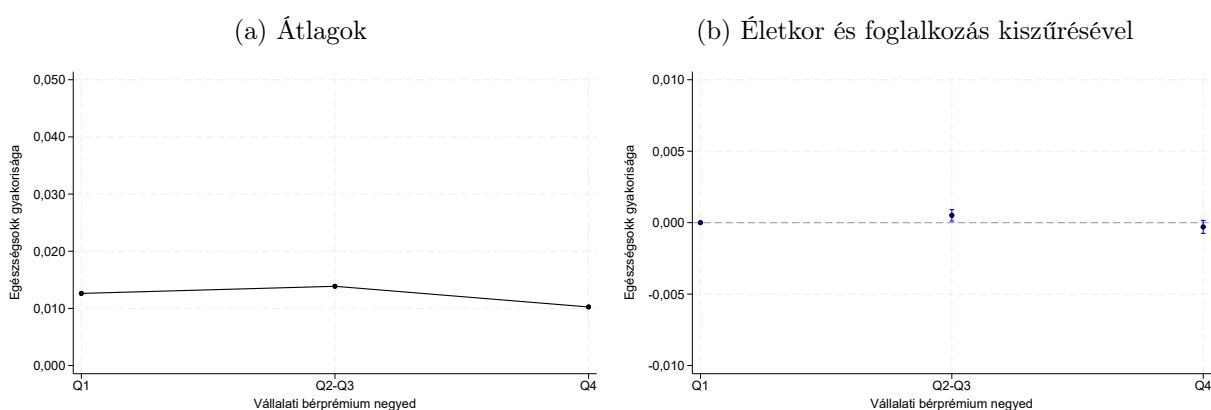
Mivel ebben az alfejezetben a fiatalabb, nyugdíjkorhatártól messzebb lévő egyének munkapiaci kimeneteit is vizsgálom egy egészségsokk után, indokolt az elemzést a munkapiaci státusz mellett kiterjeszteni a keresetekre is. Az „Admin3” adatbázisban megfigyelt havi bér azon jövedelmeket tartalmazza, ami a nyugdíjjárulék alapját képezi. A megfigyelt bért kiigazítom 40 órás munkaidőre vonatkozó bérre az adatbázisban szereplő munkaóra indikátor felhasználásával (teljes állású munkát feltételezve, ha a munkaóra nem megfigyelt). A fogyasztói árindexet felhasználva 2015. évi értékre deflálok a bért. Annak érdekében, hogy a megfigyelt bérpályát ne befolyásolja a betegség miatti távollét, kiigazítom a bért a táppénz miatti távollétre – felhasználom az adatbázisban szereplő táppénzes napok számát és felteszem, hogy a táppénz alatt a normál bér 60%-át kapja a dolgozó. A béreket ideális esetben ki kellene igazítani a betegszabadság miatti távollétre is (egy évben 15 nap betegszabadság vehető igénybe, amikor a dolgozó a táppénznél magasabb összeget kap, a normál bér 70%-át), viszont az „Admin3” adatbázisban nem megfigyelhető a betegszabadság miatti távollét. Ezen adatkorlát miatt minden naptári évben az adott év (kiigazított) havi bérei közül a második legmagasabbat tekintem érvényes bérnek egyrészt, mert ezt nem

valószínű, hogy az évenkénti 15 napos betegszabadság befolyásolná, mivel ha valaki volt is betegszabadságon, akkor az érintett hónapokban alacsonyabb a megfigyelt bér, másrészt mert nem valószínű, hogy a második legmagasabb bér kiugró (az egyénre az adott évben nem reprezentatív) bér lenne egyszeri bónuszok vagy más egyszeri fizetés-elemek miatt.

Leíró statisztikák. A 2.20. táblázatban mutatok be leíró statisztikákat a sokk által érintett és nem érintett férfiakra. Az egészségsokk által érintett férfiak átlagosan 6 és fél évvel idősebbek és valamelyest magasabb arányban végeznek fizikai munkát. Az ágazati megoszlás a két csoport között hasonló. A becslések során kiszűröm az életkor és foglalkozás hatását a munkapiaci kimenetekre.

A vállalati bérprémium kategóriák szerinti gyakoriságát az egészségsokkknak a 2.4. ábrán mutatom be. A bal oldali ábra alapján az egészségsokk éves szintű valószínűsége 1% körüli, és a bal és jobb oldali ábra alapján is (az utóbbin kiszűröm az életkor és foglalkozás hatását) nincsen jelentős eltérés az egészségsokk gyakoriságában vállalati bérprémium kategóriák szerint.

2.4. ábra. Egzségsokk gyakorisága vállalati bérprémium kategóriák szerint



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2011-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. Kontroll változók a jobboldali ábrán: életkor, életkor négyzete, kégtjegyű foglalkozás kód. A jobb oldali ábrán a vállalati bérprémium első negyede a referencia csoport és 95%-os konfidencia intervallumot szerepeltetek a pontbecslések körül.

2.20. táblázat. Leíró statisztikák: egészségsokk által érintett és nem érintett férfiak jellemzői

	Egészségsokk által érintett		Egészségsokk által nem érintett	
	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás
Életkor	46,2	9,9	39,6	10,2
Vállalati bérprémium	0,06	0,24	0,07	0,25
Havi bér (Ft)	265 741	256 031	307 609	387 973
<i>Foglalkozás</i>				
Menedzser	0,07		0,08	
Felsőfokú képz. önálló alkalmazása	0,07		0,12	
Egyéb szellemi munka	0,11		0,14	
Képzett fizikai munka	0,35		0,31	
Összeszerelő, gépkezelő	0,27		0,24	
Képzetlen munka	0,12		0,11	
<i>Ágazat</i>				
Mezőgazdaság	0,05		0,04	
Feldolgozóipar	0,33		0,35	
Építőipar	0,04		0,03	
Kereskedelem	0,10		0,12	
Szállás, vendéglátás	0,02		0,02	
Szállítás, raktározás	0,16		0,14	
Szolgáltatások	0,16		0,18	
Egyéb vagy nem megfigyelt	0,14		0,12	

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2010-2016 közötti megfigyelések, a magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát, akikre a foglalkozás indikátor nem hiányzik. A táblázatban szereplő leíró statisztikák az egészségsokk (vagy véletlenül választott időpont) előtti 12. hónapra vonatkoznak. Az egészségsokk által érintett minta elemszáma 25 289, a sokk által nem érintett minta elemszáma 344 057.

A 2.21. táblázatban bemutatom vállalati bérprémium kategóriák szerinti bontásban, hogy az egyes betegség főcsoportok milyen arányban fordulnak elő az egészségsokk (legalább 10 napos kórházi tartózkodás) esetén. Látható, hogy a keringési rendszer betegségei a leggyakoribbak az egészségsokk esetén, amit a külső okok miatti kórházi tartózkodások és csont-izomrendszer betegségei követnek. Fontos ugyanakkor, hogy a betegségcsoportok megoszlása nem tér el jelentősen a vállalati bérprémium kategóriák között.

2.21. táblázat. Diagnózis kategóriák gyakorisága egészségsokk esetén

	Vállalati bérprémium kategória		
	1. negyed	2-3. negyed	4. negyed
Külső okok	0,14	0,12	0,13
Daganat	0,10	0,10	0,10
Keringési	0,23	0,23	0,22
Emésztőrendszeri	0,11	0,11	0,10
Mentális	0,08	0,08	0,07
Csont-izomrendszeri	0,11	0,13	0,13
Légzőrendszeri	0,07	0,07	0,07
Urogenitális	0,04	0,04	0,04

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2011-2017 közötti megfigyelések, magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. A diagnózis kategóriák a legalább 10 napos kórházi tartózkodás első hónapjában megfigyelt diagnózisokra vonatkoznak.

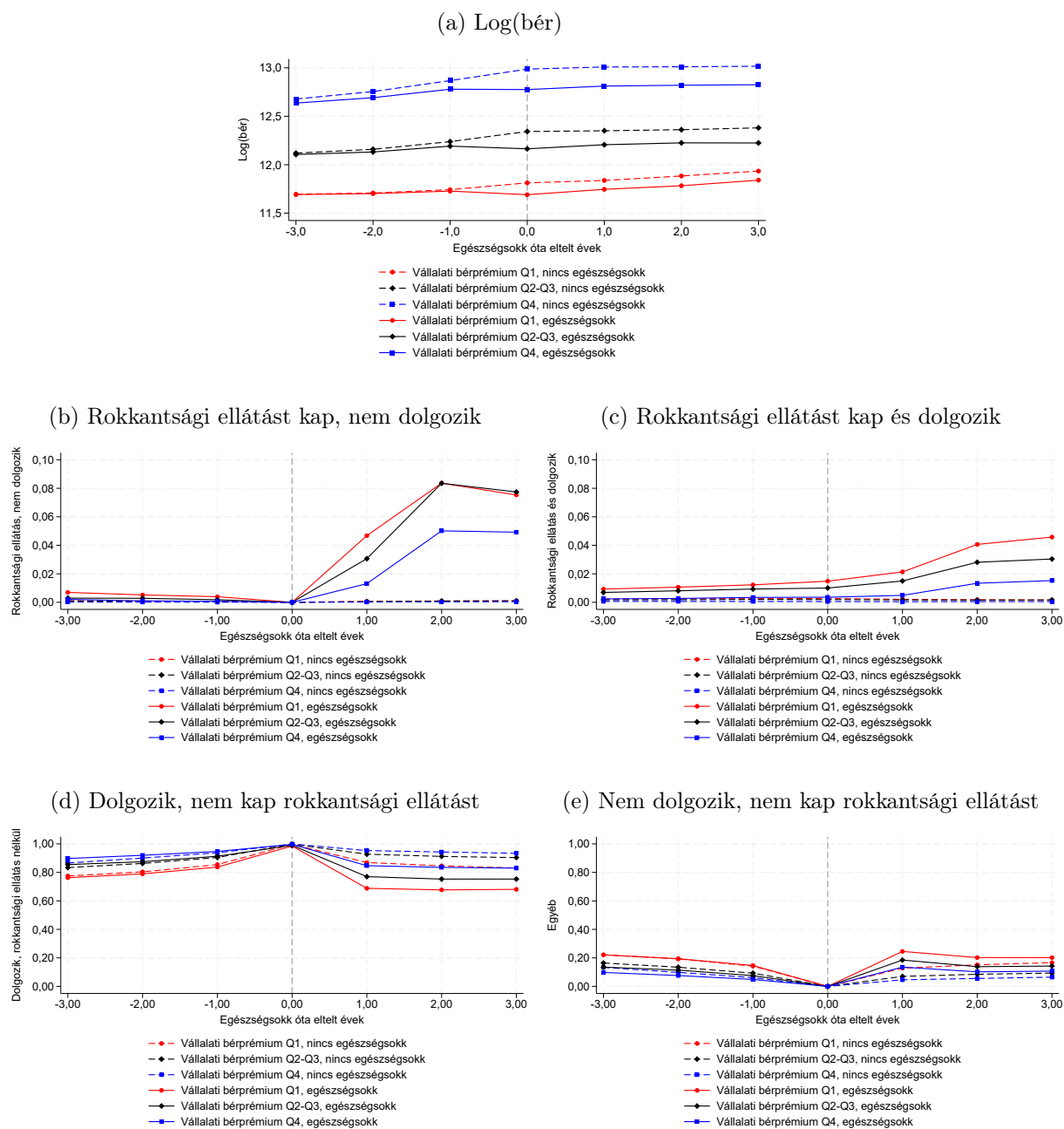
Becslési eredmények

Az egészségsokk munkapaci kimenetekre való hatását az alábbi regresszióval becsülöm:

$$Y_{ite} = \sum_{\substack{j=-3 \\ j \neq -1}}^3 \alpha_j \mathbb{1}[j = e] + \sum_{\substack{j=-3 \\ j \neq -1}}^3 \beta_j \mathbb{1}[j = e] \cdot \mathbb{1}[S_i = 1] + \gamma \mathbb{1}[S_i = 1] + \mathbf{X}_{ie} \theta + \sum_{k=2010}^{2016} \delta_k \mathbb{1}[k = t] + u_{ite}, \quad (2.16)$$

ahol i jelöli az egyént, t a naptári évet, e az egészségsokk óta eltelt évek számát. Y_{ite} a munkapiaci kimenet indikátora, $\mathbf{X}_{ie}$ pedig az egyéni jellemzők vektora, amelyek időben változhatnak (életkor, életkor négyzete és kétjegyű foglalkozás kód az egészségsokk előtti évben mérve), δ_k ragadja meg a naptári év hatásokat (2009-et használva referencia évként), $\mathbb{1}[S_i = 1]$ pedig egy kétértékű változó, aminek értéke egy, ha i egyén valaha elszenvedett egy egészségsokkot, nulla különben. Akiket nem ért egészségsokk, esetükben az e index a véletlenül megválasztott időpont óta eltelt évek számát méri. A β_j paraméter áll a becslés fókuszában, ez mutatja meg a munkapiaci kimenetek alakulásának eltérését a sokk által érintett és nem érintett egyének között. A modellt külön-külön becsülöm meg a három vállalati bérprémium kategóriára, ezáltal vizsgálom meg a vállalati termelékenység szerepét az egészségsokk hatásában.

2.5. ábra. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint

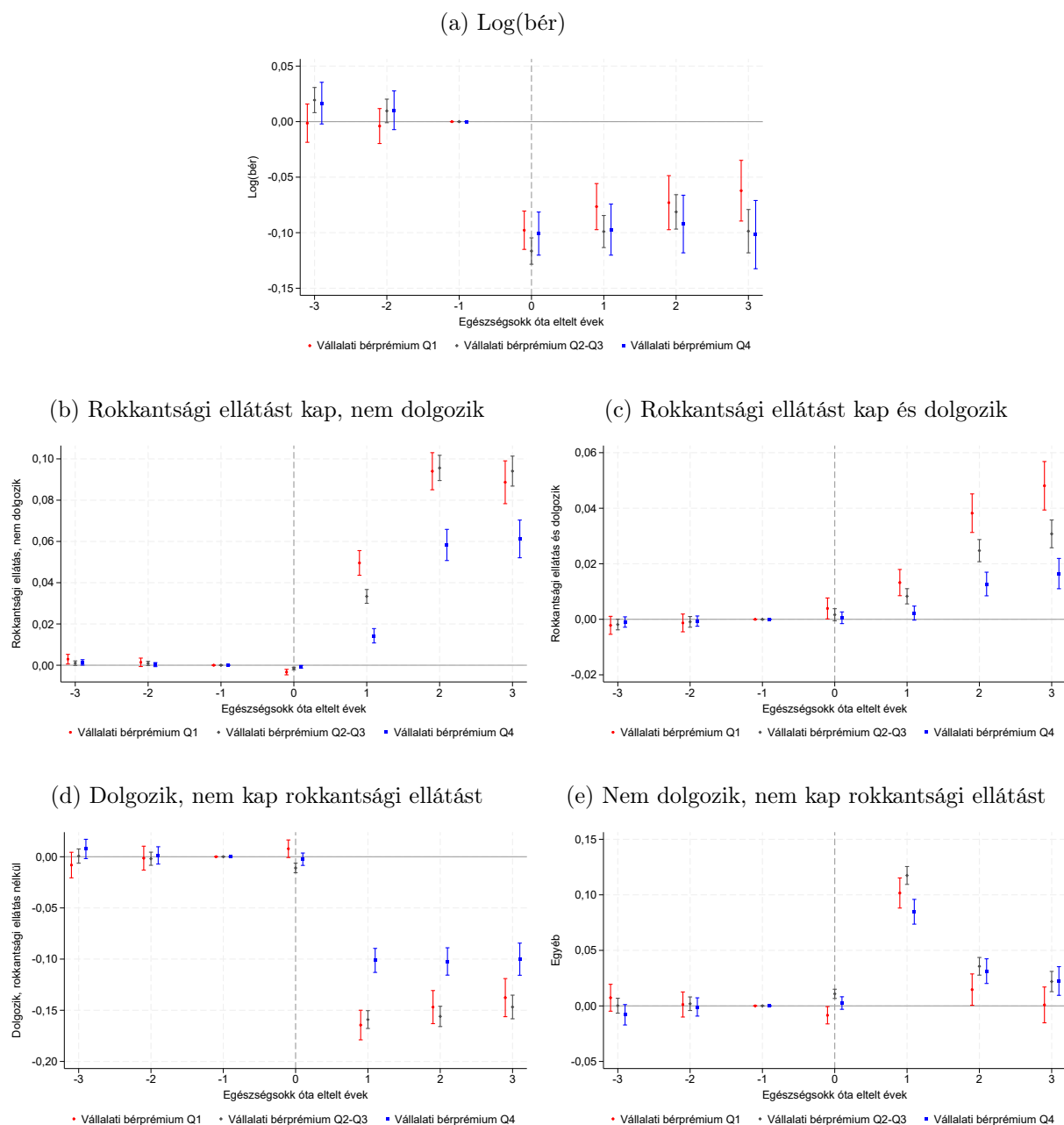


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, az egészségsokk hónapjában a magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát.

A 2.5. ábrán leíró jelleggel bemutatom a munkapiaci kimenetek alakulását az egészségsokk (vagy véletlenül megválasztott időpont) óta eltelt idő függvényében. Az (a) panel alapján az egészségsokk mindegyik vállalati termelékenység kategóriában megtöri a bérek növekedését, összhangban [Bíró és mtsai. \(2023\)](#) eredményeivel. A (b) és (c) panel alapján a rokkantsági ellátások igénybevétele összesen 6-12%-ra ugrik az egészségsokkot követő három év alatt, az ugrás erősebb az alacsonyabb termelékenységű vállalatok körében. Az egészségsokk után rokkantsági ellátást kapók közel kétharmada nem dolgozik az ellátás mellett. Ezzel összhangban csökken a rokkantsági ellátás nélküli dolgozás valószínűsége a sokk után, ami erősebb a kevésbé termelékeny cégeknél dolgozók körében ((d) panel) és 2-3 százalékponttal megnő annak a valószínűsége, hogy valaki nem dolgozik, de nem is kap rokkantsági ellátást.

A fő becslési eredményeket a 2.6. ábrán mutatom be, az ábrán a (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paramétereket ábrázolom. Az (a) panel azt mutatja, hogy az egészségsokk hatására a bérek három éves időhorizonton 7-10%-kal csökkentek, a csökkenés valamelyest enyhébb a magasabb bérprémiumú vállalatoknál, de a vállalattípusok közötti eltérés nem szignifikáns statisztikailag. A (b) panel alapján a rokkantsági ellátás igénybevételének valószínűsége anélkül, hogy mellett az egyén dolgozna, a sokk után 2-3 évvel 6-10 százalékponttal növekszik, a növekedés szignifikánsan kisebb a magasabb bérprémiumú vállalatoknál. Hasonló heterogenitás látszik a rokkantsági ellátás melletti dolgozás kimenetében ((c) panel), azonban itt a sokk hatása alacsonyabb, 1-5 százalékpont közötti a 3 éves időhorizonton. A (d) panel alapján a dolgozás valószínűsége a sokk hatására 10-15 százalékponttal csökken, a negatív hatás abszolút értékben 5 százalékponttal alacsonyabb a legmagasabb bérprémiumú vállalatoknál. Az egészségsokk hatása az egyéb kimenetekre (panel (e)) a sokk utáni első évet követően 5 százalékpont alatti.

2.6. ábra. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint



Jegyzetek: (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paraméterek. Adatok forrása: „Admin3”, az egészségsokk hónapjában a magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. Referencia időszak: sokk előtti 12. hónap. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, kétjegyű foglalkozás kódok, naptári év. 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok a pontbecslések körül.

Felmerülhet, hogy a rokkantsági ellátások igénybevétele nem csak azért növekszik-e jobban az alacsonyabb termelékenységű vállalatoknál egy egészségsokk után, mert más típusú foglalkozást végeznek az ott dolgozók. Ennek a kérdésnek a feltárására újrabeecsülöm az (2.16) egyenletet, de a vállalati bérprémium kategóriák mellett három foglalkozáscsoport szerint is megbontom a mintát: (1) menedzserek és felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozások, (2) képzetlen munkák, (3) ezen két kategória által le nem fedett foglalkozások, a foglalkozást az egészségsokk (vagy véletlenül választott időpont) hónapjában mérve.

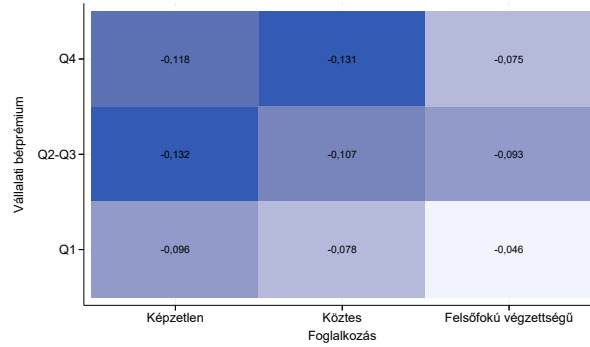
A 2.7. ábrán illusztrálom a becslési eredményeket foglalkozáscsoport és vállalati bérprémium kategóriák szerint. Az egészségsokk bérre való hatását tekintve továbbra sem rajzolódik ki erős heterogenitás – a negatív hatás valamelyest erősebb a magasabb bérprémiumú vállalatoknál és a képzetlen dolgozók körében. A rokkantsági ellátásokat tekintve ((b) és (c) panel) az ellátások igénybevétele mindegyik kategóriában növekszik a sokk hatására, a növekedés nagyobb a képzetlen foglalkozásban dolgozóknál, azonban mindegyik foglalkozáscsoporton belül megmarad az a mintázat, hogy az egészségsokk hatása a legmagasabb termelékenységű vállalatoknál dolgozók körében a legkisebb. Ennek megfelelően a foglalkozásra való negatív hatás valamelyest enyhébb a legmagasabb termelékenységű vállalatoknál mindegyik foglalkozáscsoporton belül ((d) panel).

2.5.4. Összegzés

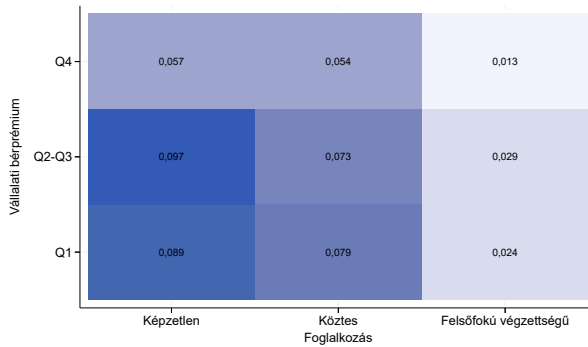
A 2.5.3. fejezetben bemutatott eredményeim azt mutatják, hogy közel az öregségi nyugdíjkorhatárhoz az egészségi állapot és a nyugdíjkorhatár utáni dolgozás valószínűsége között nincs tisztán kimutatható összefüggés, és a becsült összefüggések nem változnak statisztikailag kimutatható módon a vállalat termelékenységével. Azonban fontos heterogenitások rajzolódnak ki a vállalati termelékenység szerint abban, hogy valaki igénybe vesz-e rokkantsági ellátást az egészség hirtelen romlása esetén.

2.7. ábra. Munkapiaci kimenetek időbeli alakulása egészségsokk körül vállalati bérprémium kategóriák szerint

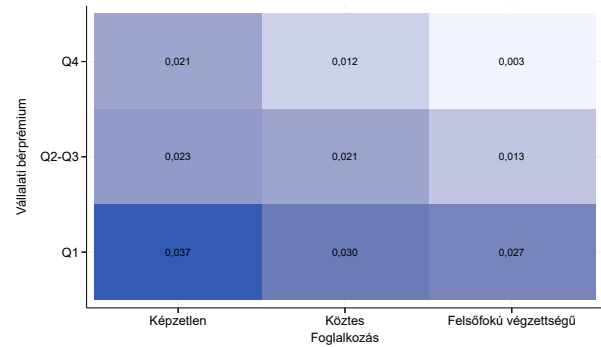
(a) Log(bér)



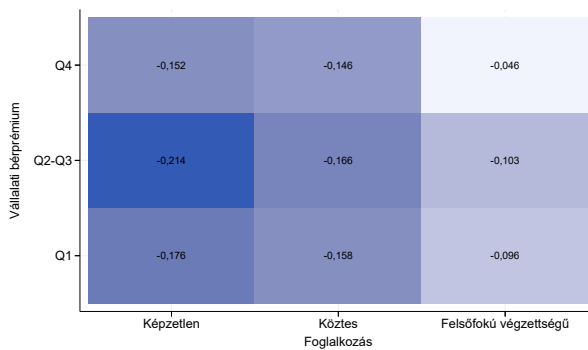
(b) Rokkantsági ellátást kap, nem dolgozik



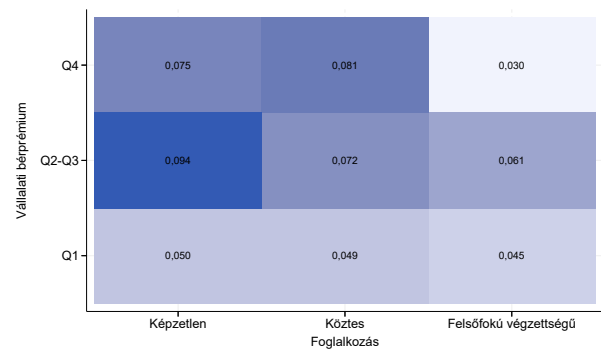
(c) Rokkantsági ellátást kap és dolgozik



(d) Dolgozik, nem kap rokkantsági ellátást



(e) Nem dolgozik, nem kap rokkantsági ellátást



Jegyzetek: (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paraméterek vállalati bérprémium és foglalkozáscsoportok szerint. Adatok forrása: „Admin3”, az egészségsokk hónapjában a magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. Referencia időszak: sokk előtti 12. hónap. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, naptári év.

Eredményeim alapján ha valakit egészségsokk ér, akkor nagyobb valószínűséggel lép ki a munkapiacról és vesz igénybe rokkantellátást, ha alacsonyabb termelékenységű vállalatnál dolgozott. Ezt az összefüggést több mechanizmus is hajthatja – a munkavállaló a jobb munkakörülmények vagy magasabb fizetés miatt rosszabb egészség mellett is inkább hajlandó tovább dolgozni, vagy a munkáltató a dolgozó és vállalat közötti kapcsolat magasabb értéke miatt inkább hajlandó megtartani az egészségromlás miatt csökkent termelékenységű dolgozóit, vagy a termelékenyebb vállalatok inkább át tudják szervezni úgy a munkafolyamatokat, hogy a rosszabb egészségű dolgozók is produktívak tudjanak maradni.

Az eredményeim összességében azt sugallják, hogy a jobb minőségű (termelékenyebb) vállalatok mérsékelni tudják az egészségromlás társadalombiztosítási terheit.

2.6. Egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulási döntéseinek összefüggése az egészséggel

Az eddigi fejezetekben a magánszektorban alkalmazottak körében elemeztem az egészségi állapot összefüggéseit a nyugdíjba vonulással, az egyéni vállalkozókat nem szerepeltettem az elemzésben. Ebben a fejezetben kifejezetten az egyéni vállalkozókra fókuszálva vizsgálom meg a nyugdíjba vonulási döntések összefüggését az egészséggel. Adatkorlátok miatt korlátozottak az elemzési lehetőségek (lásd a következő [2.6.1.](#) fejezetet), viszont azért érdemes külön vizsgálni az egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulását, mert esetükben egyértelmű, hogy a nyugdíjba vonulási döntés a dolgozó egyén döntése, nem esetlegesen a munkáltatótól jövő „nyomás” hatására történik a nyugdíjba vonulás. Azért is érdemes vizsgálni az egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulási döntéseit (és azok összefüggését az egészséggel), mert gazdasági súlyuk az idősebb dolgozók körében sem elhanyagolható. A KRTK-ban elérhető „Admin3” adminisztratív adatállomány alapján 2009-2016 között az 50 éves dolgozó lakosság körében 5,3% volt egyéni vállalkozó.

Akárcsak az alkalmazottak, Magyarországon az egyéni vállalkozók is kötelesek személyi jövedelemadót és társadalombiztosítási (TB) járulékot fizetni, az utóbbi biztosítja a nyugdíjba vonulási lehetőséget az öregségi nyugdíjkorhatár elérését követően (egyéni vállalkozó nőkre a „Nők40” program ugyanúgy vonatkozik, mint az alkalmazottakra). Alapesetként az egyéni vállalkozók a bevételeik és költségeik különbsége alapján megállapított jövedelem után fizetnek társadalombiztosítási járulékot. 2003-2019 között lehetőség volt az Egyszerűsített Vállalkozói Adó (EVA) választására, ha a vállalkozói éves árbevétel nem haladta meg a 30 millió forintot. EVA adózóknál a TB járulék alapja az árbevétel 4%-a volt, a járulék alapján fizetendő TB járulék mértéke megegyezett az alkalmazottakra vonatkozó járulék mértékével. 2013-ban bevezetésre került a Kisadózó Vállalkozások Tételes Adója (KATA), amely adózási forma 2022. szeptemberig nem ment át jelentős változásokon. A KATA adózást választók 6 millió forint árbevételig (2017-től 12 millió forint árbevételig) havi fix adót voltak kötelesek fizetni (50 ezer vagy 75 ezer forintot, az alacsonyabb vagy magasabb összegről az adózó dönthetett). Ezen a fix összegén felül a KATA adózónak nem kellett fizetnie TB járulékot, a nyugdíj megállapításakor a KATA adózás időszaka 81 300 forintos havi jövedelemként került beszámításra (vagy 136 250 forintos jövedelemként, ha a magasabb fix összeget fizette) 2016-ig, majd 2017-től 90 000 forintos (vagy magasabb fix összeg fizetése esetén 150 000 forintos) jövedelemként került beszámításra. Fontos megjegyezni, hogy az alacsonyabb összeget fizető KATA adózónak a nyugdíj megállapításakor figyelembe vett jövedelme a mindenkori minimálbér alatt volt.

A kedvezményes adózási formák igénybevétele mellett az adócsalás elterjedtsége csökkentheti az egyéni vállalkozók várható nyugdíjának összegét, ami befolyásolhatja a nyugdíjba vonulási döntéseket. [Krekó és P. Kiss \(2007\)](#) felhívják a figyelmet, hogy az önfoglalkoztatók körében az adócsalás mértéke Magyarországon kiemelkedően magas lehet, amire utal többek között, hogy az európai országokkal összehasonlítva rendkívül alacsony az önfoglalkoztatók által befizetett adók GDP-hez viszonyított aránya. Az

egyéni vállalkozók körében más európai országokban is magas az adócsalás mértéke – például [Engström és Holmlund \(2009\)](#) Svédországban 30% körülre becslik az egyéni vállalkozók eltitkolt jövedelmének arányát, [Bazzoli és mtsai. \(2020\)](#) Olaszországban pedig 40% körülre becslik az egyéni vállalkozók jövedelemeltitkolási arányát. Az alacsony adómorál az egyéni vállalkozók körében elsősorban annak lehet a következménye, hogy a lebukási valószínűség alacsonyabb, mint az alkalmazottak körében történő (munkáltató általi) adócsalás lebukási valószínűségének ([Slemrod, 2019](#)). Az adócsalás aspektusának vizsgálata azonban túlmutat az értekezésem tartalmán.

Az egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulási döntéseit viszonylag kevés tanulmány vizsgálja, és nagyon kevés az arra vonatkozó eredmény, hogy ezek a döntések hogyan függnek össze az egészségi állapottal. [Parker és Rougier \(2007\)](#) brit kérdőíves adatok alapján vizsgálják az egyéni vállalkozók nyugdíjba vonulási döntéseit, és azt találják, hogy a magasabb aktuális vagy várható jövedelem csökkenti a nyugdíjba vonulási hajlandóságot, ugyanakkor eredményeik alapján az egészségi állapotnak nincsen befolyása a nyugdíjba vonulási döntésekre egyéni vállalkozók között. [Nagore Garcia és mtsai. \(2018\)](#) tanulmánya holland adatok alapján arra hívja fel a figyelmet, hogy bár az egyéni vállalkozók maguk döntenek a nyugdíjba vonulás időzítéséről, az öregségi korhatár elérésekor megugrik az egyéni vállalkozók körében is a nyugdíjba vonulási valószínűség, amit a szerzők társadalmi normákkal, szokásokkal magyaráznak.

A kapcsolódó irodalom alapján a nyugdíjkorhatár előtt növekedhet az egyéni vállalkozói státuszt választók aránya. [Ramnath és mtsai. \(2021\)](#) amerikai kérdőíves adatok alapján azt találják, hogy a jellemző nyugdíjba vonulási életkorok előtt növekszik az egyéni vállalkozók aránya a dolgozók körében, elsősorban azok között, akiknek magasabb nyugdíjmeztakarítása van. A szerzők értelmezése szerint az egyéni vállalkozói státusz idősebb korban egy átmenetet tud nyújtani a nyugdíjas státusz felé alacsonyabb munkaórával, de egyúttal alacsonyabb jövedelemmel is. Ugyanakkor 18 országra kiterjedő európai kérdőíves adatok alapján [Axelrad és Tur-Sinai \(2021\)](#) nem

találnak bizonyítékot, hogy Európában a nyugdíjkorhatár elérése előtt jelentősen megnőne az egyéni vállalkozóvá válás valószínűsége. Azonban azt találják, hogy a tartós egészségügyi problémák növelik az egyéni vállalkozói átmenetet valószínűségét, aminek magyarázata lehet, hogy egyéni vállalkozóként rugalmasabb lehet a munkaidő és a munkavégzés körülményeit is jobban hozzá tudja igazítani a dolgozó az egészségügyi nehézségeihez.

2.6.1. Adatok

Az egyéni vállalkozókra vonatkozó elemzéshez is a KRTK Adatbankjában elérhető „Admin3” adatállományt használom, mivel ezekben az egyéni szintű panel adatokban látom a foglalkoztatotti státuszt, a nyugdíjba vonulást és az egészség-indikátorokat is. A foglalkoztatotti kategóriák között külön kategóriaként szerepelnek az egyéni vállalkozók, jelen fejezetben az elemzést rájuk vonatkozóan végzem. Ugyanazok az egészség-indikátorok szerepelnek rájuk vonatkozóan az adatbázisban, mint az alkalmazottakra vonatkozóan. A munkapiaci indikátorokat tekintve megfigyelem a nyugdíjjárulék alapját képező havi jövedelmet, viszont a foglalkozás, ami alapján iskolai végzettséget tudnék imputálni, nem szerepel az egyéni vállalkozókra az adatbázisra. Nincs az adatbázisban információ az ágazatról sem, amiben a vállalkozó dolgozik, és a nem járulékköteles jövedelemről sem (ide tartozik az osztalékjövedelem is).

Az egészségsokk hatásának vizsgálatakor azt a „10 nap kórház” egészségsokk definíciót használom, mint a 2.5.3. fejezetben.¹⁰ Akárcsak a 2.5.3. fejezetben, jelen fejezet további részeiben éves szintű adatokkal dolgozok, minden naptári évből azt a hónapot használva, amelyik hónapban a „10 nap kórház” periódus kezdődött. Akiket nem ért egészségsokk, esetükben a megfigyelési hónapot véletlenszerűen választom ki.

¹⁰Az egészségsokk indikátor értéke akkor egy, ha egy adott hónapban és az azt követő 11 hónapban az egyén legalább 10 napot volt kórházban úgy, hogy a megelőző 24 hónapos periódusban nem volt az egyén egy napot sem kórházban. Az indikátor értéke nulla akkor, ha valaki nem volt kórházban az adott és az azt követő 11 hónapban és nem volt kórházban a megelőző 24 hónapos periódusban sem.

Egészségügyi ellátások igénybevétele. A 2.22. táblázatban az 50-55 éves egyéni vállalkozókra és alkalmazottakra mutatók be egészségügyi ellátás igénybevételére vonatkozó indikátorokat nemek szerint. Az adatok 2015-re vonatkoznak – azért egy évre vonatkozóan mutatom a statisztikákat, hogy az esetleges eltéréseket ne az magyarázza, hogy időben eltérő ellátási mintázatok voltak jellemzők. A táblázatban bemutatott átlagos értékek alapján nincsen jelentős eltérés az egészségügyi ellátások igénybevételében egyéni vállalkozók és alkalmazottak között. Nők körében az egyéni vállalkozók éves szinten kevesebbszer fordulnak háziorvoshoz és alacsonyabb a gyógyszerkiadásuk (beleértve a társadalombiztosítás által fizetett részt is), mint az alkalmazottaknak. A gyógyszerkategóriákat tekintve a női egyéni vállalkozók 6-7 százalékponttal kisebb arányban szednek kardiovaszkuláris és a váz- és izomrendszerre ható gyógyszereket, férfiaknál nincsen érdemi különbség alkalmazottak és egyéni vállalkozók között. Ennek alapján az sejthető, hogy az egyéni vállalkozók valamelyest jobb egészségi állapotban vannak, vagy ugyanolyan egészségi állapot mellett kisebb valószínűséggel fordulnak orvoshoz.

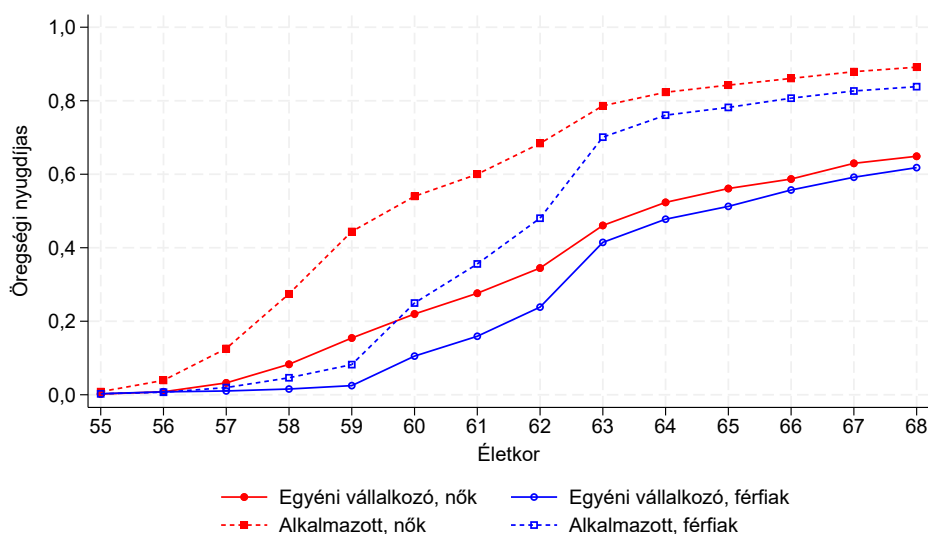
2.22. táblázat. Egészségügyi ellátások igénybevétele egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében

	Egyéni vállalkozó		Alkalmazott	
	Nő	Férfi	Nő	Férfi
Kórházi napok száma	1,10	1,11	1,19	1,04
Háziorvosi vizitek száma	6,24	5,74	7,54	6,00
Járóbeteg ellátás kiadás	16 881	10 341	17 445	10 009
Gyógyszerkiadás	30 147	37 768	37 211	36 503
Szedett gyógyszert legalább egyszer				
Tápcsatorna és anyagcsere (ATC A)	0,30	0,24	0,32	0,24
Kardiovaszkuláris (ATC C)	0,40	0,43	0,47	0,46
Szisztémás fertőzések elleni szerek (ATC J)	0,43	0,32	0,44	0,29
Váz- és izomrendszer (ATC M)	0,25	0,24	0,31	0,25
Idegrendszer (ATC N)	0,14	0,09	0,16	0,09
Légzőrendszer (ATC R)	0,18	0,13	0,20	0,13

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2015-ös megfigyelések, 50-55 év közötti egyének. A statisztikák éves szintű ellátási adatokra vonatkoznak.

Nyugdíjba vonulás. A 2.8. ábra segítségével megvizsgálom, hogy az egyéni vállalkozók jellemzően később vonulnak-e nyugdíjba. Az ábra függőleges tengelyén mutatom be azok arányát, akik öregségi nyugdíjat kapnak úgy, hogy nem dolgoznak mellette. A minta az 55 éves korban egyéni vállalkozók vagy alkalmazottak, és a megfigyelések 2009-2016 közötti évekre vonatkoznak, tehát ez az időszak tartalmazza az öregségi nyugdíjkorhatár emelésének éveit.

2.8. ábra. Nyugdíjasok aránya 55 éves korban megfigyelt munkapiaci státusz szerint

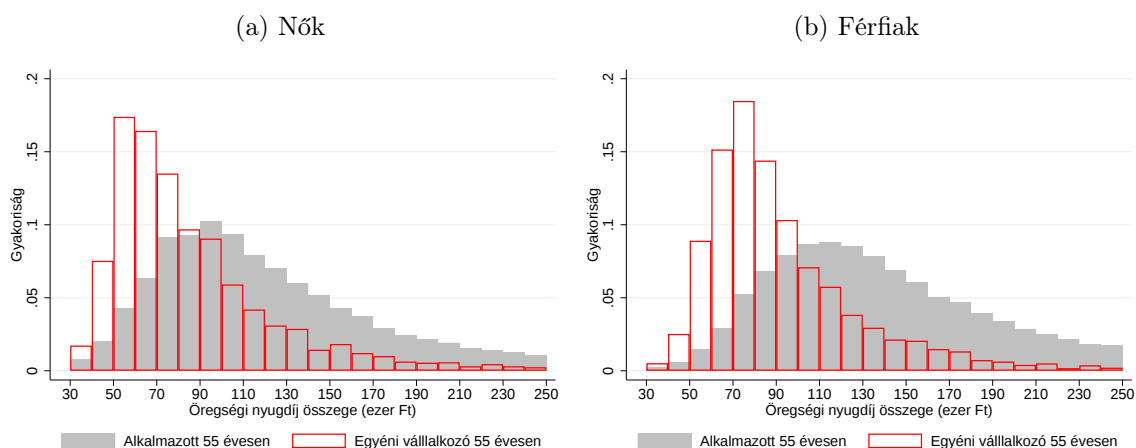


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2009-2016 közötti megfigyelések. Az ábra azok arányát mutatja, akik öregségi nyugdíjat kapnak úgy, hogy nem dolgoznak mellette. Az egyéni vállalkozói vagy alkalmazotti státusz az 55 éves korban megfigyelt státuszra vonatkozik.

Az ábra alapján látszik, hogy a korábban egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében is 56-68 éves korban a nők nagyobb arányban nyugdíjasok (úgy, hogy nem dolgoznak mellette), bár a férfiak és nők közötti különbség a nyugdíjasok arányában 63 éves kortól (miután mindenki eléri az öregségi nyugdíjkorhatárt) kicsi. Ugyanakkor az egyéni vállalkozók kisebb arányban nyugdíjasok mindkét nem esetén és mindegyik életkorban, és a különbség jelentős, 20 százalékpontot meghaladó még 68 éves korban is. Az 55 éves korukban egyéni vállalkozóknak 62-65%-a nyugdíjas 68 éves korukban, míg az 55 éves korukban alkalmazottaknak 84-89%-a nyugdíjas 68 éves korukban.

Nyugdíj összege. A 2.9. ábrán az öregségi nyugdíjak összegének eloszlását mutatom be 2015-ben nemenként, és aszerint, hogy valaki 55 éves korában egyéni vállalkozóként vagy alkalmazottként dolgozott-e. A bal- és jobboldali panel összevetéséből látszik, hogy a férfiak nyugdíj-eloszlásának a módusza 10-20 ezer forinttal magasabb, mint a nőké. Ennél lényegesebb eltérés rajzolódik ki a nyugdíj összegének eloszlásában az 55 éves korban megfigyelt munkapiaci státusz szerint. Mindkét nem esetén az egyéni vállalkozók körében sokkal nagyobb arányban találunk alacsony, havi 100 ezer forintnál alacsonyabb nyugdíjat. Ha az alacsonyabb nyugdíjat nem kompenzálja magasabb nem társadalombiztosítási nyugdíj-jellegű megtakarításból származó jövedelem, akkor jelentős jövedelmi különbségek vannak nyugdíjas korban korábbi munkapiaci státusz szerint.

2.9. ábra. Öregségi nyugdíj összegének eloszlása



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2015-ös megfigyelések.

2.6.2. Egészségsokk hatása munkapiaci részvételre egyéni vállalkozók körében

Ebben az alfejezetben a legalább 10 napos kórházi tartózkodással megragadott egészségsokk hatását vizsgálom meg a munkapiaci részvételre az egyéni vállalkozók körében. Az eredményeket a magánszektorban dolgozókra való hatással hasonlítom össze. A

2.23. táblázatban bemutatom az egészségsokk bekövetkeztének valószínűségét két korcsoportra, egyéni vállalkozókra és alkalmazottakra. Látható, hogy hasonló az egészségsokk aránya a két foglalkoztatotti csoport között. Idősebb férfiaknál (50-62 éveseknél) mintegy kétszer olyan magas az egészségsokk aránya, mint a 18-60 éves férfiaknál. Nőkre nem vizsgálom az egészségsokk arányát (és hatását) a 18-60 éves korcsoportban annak érdekében, hogy az eredményeket ne a gyermekvállalással összefüggő kórházi tartózkodások hajtsák.

2.23. táblázat. Egészségsokk (legalább 10 napos kórházi tartózkodás) valószínűsége munkapiaic státusz, nem és korcsoport szerint

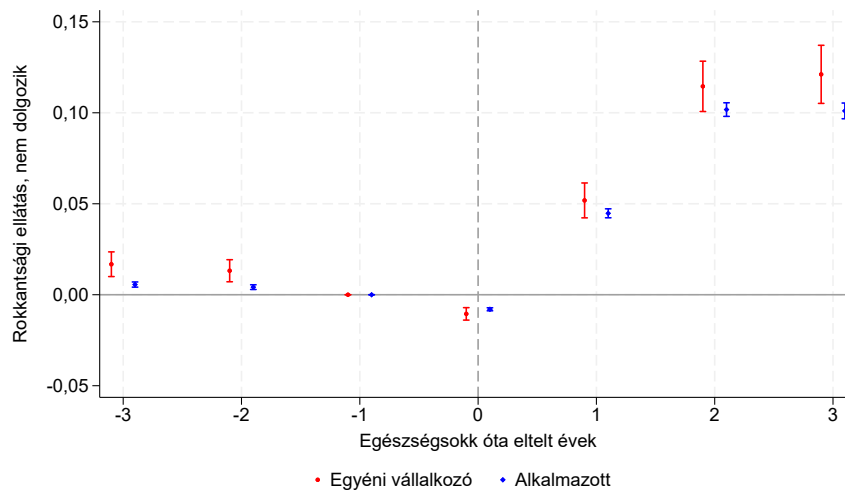
	Egyéni vállalkozó		Alkalmazott	
	Nő	Férfi	Nő	Férfi
18-60 éves		0,016		0,013
50-62 éves	0,030	0,032	0,028	0,032

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2011-2017 közötti megfigyelések.

Elsőként az aktív életkorban (18-60 éves korban) elszenvedett egészségsokk hatását becsülöm meg a rokkantsági ellátások igénybevételére. A (2.16) egyenletet becsülöm meg azal a módosítással, hogy nem szerepeltetek foglalkozás kódokat kontroll változóként, mivel az egyéni vállalkozókra a foglalkozás nem megfigyelt. A regressziót külön becsülöm azokra, akik a sokk hónapjában egyéni vállalkozók voltak és azokra, akik a sokk hónapjában a magánszektorban voltak alkalmazottak. Ebben a becslésben a mintát a férfiakra szűkítem le. A rokkantsági ellátások igénybevételére vonatkozó eredményeket a 2.10. ábrán mutatom be. A legalább 10 napos kórházi tartózkodás 2-3 év múlva 10-12 százalékponttal növeli meg a rokkantsági ellátások igénybevételének arányát úgy, hogy az egyén nem végez mellette kereső tevékenységet. A hatás mérsékelten, 2 százalékponttal erősebb az egyéni vállalkozók körében. Látható ugyanakkor az is, hogy az egészségsokk előtt 2-3 évvel az egyéni vállalkozók körében a sokk által érintett férfiak mintegy 1,5 százalékponttal magasabb arányban voltak rokkantsági ellátáson, tehát van egy ilyen szelektivitás az egyéni vállalkozók körében

az egészségsokk által érintettségben, de érdemileg ez a szelektivitás nem befolyásolja az eredményeket, a korábban rokkantsági ellátást kapók kizárásával a mintából is hasonló becslési eredményeket kapok az egészségsokk 1-3 éves hatására.

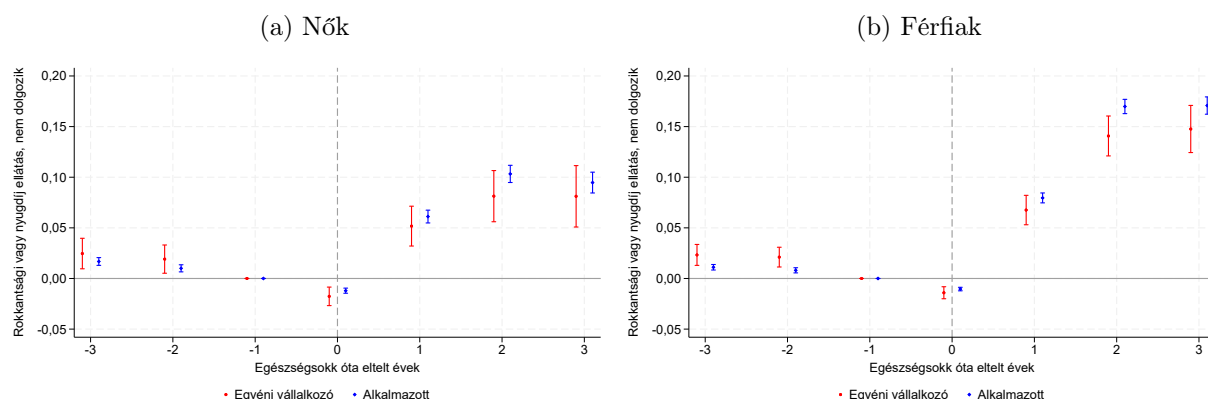
2.10. ábra. Egészségsokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében



Jegyzetek: Módosított (foglalkozás kontroll nélküli) (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paraméterek. Adatok forrása: „Admin3”, az egészségsokk hónapjában egyéni vállalkozóként vagy a magánszektorban dolgozó férfiakra szűkítve a mintát. Referencia időszak: sokk előtti 12. hónap. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, naptári év. 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok a pontbecslések körül.

Következő lépésként a sokk időpontjában 50-62 évesekre, tehát az öregségi nyugdíjkorhatárhoz közelebb állókra szűkítem a mintát, és az ő körükben becslöm meg a egészségsokk hatását arra, hogy rokkantsági ellátást vagy öregségi nyugdíjat kap valaki, és nem dolgozik az ellátás mellett. Ismét a (2.16) egyenletet becslöm meg, a foglalkozás kontroll változó kihagyásával. Az eredményeket a 2.11. ábra mutatja. Az egészségsokk hatása az ellátások igénybevételére a 3 éves időhorizonton jelentős, 10-15 százalékpont körüli. Az egészségsokk becsült hatása a nőknél 5 százalékpont körüli értékkel alacsonyabb, és a hatás mindkét nem esetén kicsit mérsékeltebb az egyéni vállalkozók körében, mint az alkalmazottaknál, azonban a munkapiaci státusz szerinti eltérés statisztikailag nem szignifikáns.

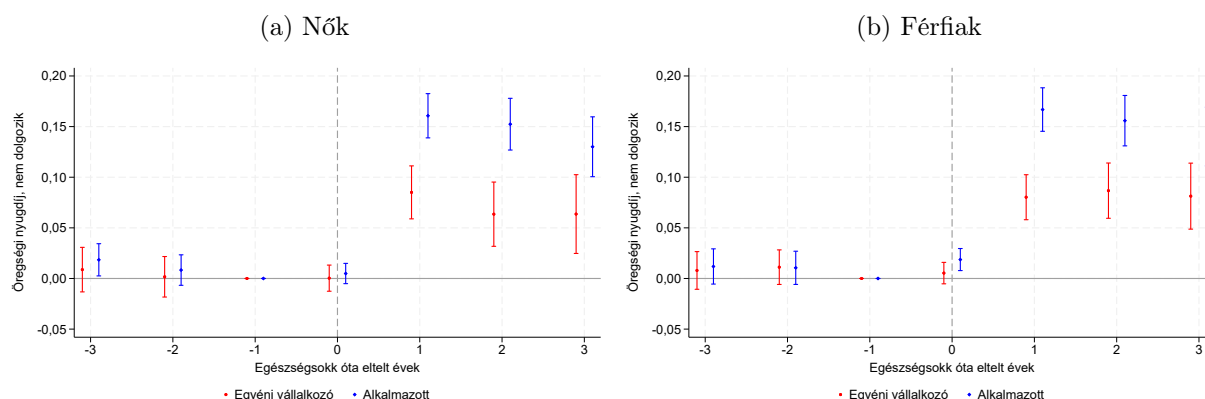
2.11. ábra. Egészségssokk hatása rokkantsági ellátások igénybevételére és öregségi nyugdíjra 50-62 éves egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében



Jegyzetek: Módosított (foglalkozás kontroll nélküli) (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paraméterek. Adatok forrása: „Admin3”, az egészségssokk hónapjában egyéni vállalkozóként vagy a magánszektorban dolgozó, 50-62 éves egyénekre szűkítve a mintát. Referencia időszak: sokk előtti 12. hónap. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, naptári év. 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok a pontbecslések körül.

Végezetül, a 2.4.3. fejezetben bemutatott elemzéshez hasonlóan megvizsgálom az egészségssokk (legalább 10 napos kórházi tartózkodás) hatását azok körében, akik öregségi nyugdíj mellett dolgoznak, tehát akik elérték az öregségi nyugdíj korhatárát és lehetőségük van úgy dönteni, hogy abbahagyják a munkát és csak az öregségi nyugdíjat tartják meg jövedelemként. Ezen az almintán is nemenként külön megbecsülök egyéni vállalkozókra és alkalmazottakra az egészségromlás hatását a módosított (foglalkozás kontroll nélküli) (2.16) egyenletet, a kimeneti változó akkor egy, ha valaki öregségi nyugdíjat kap és nem dolgozik mellette. A becslési eredményeket a 2.12. ábrán mutatom be. Az egészségromlás becsült hatása nők és férfiak között hasonló, ugyanakkor jelentősek az eltérések a foglalkozás típusa szerint. Míg az egészségssokk az alkalmazottak körében 15 százalékpont körüli mértékben növeli annak a valószínűségét, hogy valaki kilép a munkapiacról és csak öregségi nyugdíjat kap, addig az egyéni vállalkozók körében ez a becsült hatás 5-10 százalékpont közötti.

2.12. ábra. Egészségcsökkentés hatása munkapiacról kilépésre nyugdíj mellett dolgozó egyéni vállalkozók és alkalmazottak körében



Jegyzetek: Módosított (foglalkozás kontroll nélküli) (2.16) egyenlet alapján becsült β_j paraméterek. Adatok forrása: „Admin3”, az egészségcsökkentés hónapjában egyéni vállalkozóként vagy a magánszektorban, nyugdíj mellett dolgozóakra szűkítve a mintát. Referencia időszak: sokk előtti 12. hónap. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, naptári év. 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok a pontbecslések körül.

2.6.3. Összegzés

A fejezetben bemutatott eredmények alapján megállapítható, hogy Magyarországon az egyéni vállalkozók egészségi állapota jellemzően hasonló a magánszektorban alkalmazottak egészségi állapotához. Ugyanakkor az egyéni vállalkozók átlagosan később mennek nyugdíjba és az öregségi nyugdíjuk összege alacsonyabb.

Az öregségi nyugdíjkorhatár elérése előtt az egészség hirtelen romlásának hatására jelentősen megnő a rokkantsági ellátások igénybevételének a valószínűsége az egyéni vállalkozók körében, ez a hatás hasonló az alkalmazottak körében megfigyelhető hatáshoz. Azonban ha az egészségromlás a nyugdíjkorhatár felett nyugdíj mellett dolgozó egyént éri, akkor az egyéni vállalkozók jelentősen kisebb valószínűséggel lépnek ki a munkapiacról, mint az alkalmazottak.

Ezek az eredmények azt sugallják, hogy az egyéni vállalkozók körében nagyobb a hajlandóság a későbbi nyugdíjba vonulásra még rosszabb egészségi állapot mellett is, amit magyarázhat az alacsonyabb várható nyugdíjjövedelem és a rosszabb egészségi

állapottal is összeegyeztethető munkavégzés is.

3. fejezet

Egészségügyi kimenetek és a nyugdíj összege

Az eddigi fejezetekben a nyugdíjba vonulás és az egészségügyi kimenetek kétirányú összefüggéseit vizsgáltam. Ugyanakkor nem csak a nyugdíjba vonulás megtörténte vagy időzítése függhet össze az egészségügyi kimenetekkel, hanem a nyugdíj összege is. Mivel az öregségi nyugdíj összege alapvetően az aktív életkori keresetektől és a nyugdíjba vonulási életkortól (ledolgozott munkaévek számától) függ, emiatt a nyugdíj összege és az egészségügyi kimenetek közötti összefüggés komplex. Ahogy a korábbi fejezetekben bemutattam, az egészségi állapot hatással van a nyugdíjba vonulás időzítésére, ami egyúttal befolyásolja az öregségi nyugdíj összegét is. Az egészségi állapot ugyanakkor a dolgozással töltött években a keresetet is befolyásolhatja, hiszen az egészség hatással van az egyén termelékenységére. Másfelől mind a munkapiaci keresetek, mind az öregségi nyugdíj összege befolyásolhatja az egészségügyi ellátásokhoz való hozzáférést. Ez a hatás történhet közvetlenül, például a gyógyszerekre fordítható bevétel révén és közvetetten is, például a magasabb jövedelműek jobb kapcsolataival vagy a szakrendelőkhöz való közelebbi lakhelye által. Az ellátások igénybevételenek jövedelmi egyenlőtlenségeit vizsgáltam a [Bíró és Prinz \(2020\)](#) tanulmányomban.

A nyugdíj összege és az egészségügyi kimenetek közötti komplex összefüggések miatt oksági összefüggések feltárása nehéz. Ebben a fejezetben először az öregségi nyugdíj összege és az egészségügyi ellátások igénybevétele, valamint a halálozási valószínűség közötti összefüggésekre vonatkozóan végzek leíró elemzést. Ezt követően két különböző identifikációs stratégiával vizsgálom meg az öregségi nyugdíj összegének oksági hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére.

Eredményeim hozzájárulnak az időskori egészségügyi egyenlőtlenségek megértéséhez.

3.1. Nyugdíj rendszeres összege és egészségügyi kimenetek közötti összefüggések leíró jellegű vizsgálata

Ebben az alfejezetben az öregségi nyugdíj rendszeres összegének összefüggését vizsgálom az egészségügyi kimenetek három csoportjával: (1) az egészségügyi ellátások igénybevételével; (2) az egészségügyi ellátások igénybevételével az egyének utolsó életévében; (3) a halálozási valószínűséggel. Fontos hangsúlyozni, hogy az alfejezetben bemutatott eredmények leíró jellegűek, nem identifikálnak oksági összefüggéseket.

Az elemzéshez a korábban már bemutatott, a KRTK Adatbankjában elérhető „Admin3” adatbázist használom. Az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságtól származó adatok (amelyek az „Admin3” adatbázis részét képezik) tartalmazzák az öregségi nyugdíj havi összegét. Mind a rendszeres, mint az eseti kifizetések megfigyelhetők az adatbázisban, ebben az alfejezetben a rendszeres kifizetések összegét használom, amikor az öregségi nyugdíj egészségügyi összefüggéseit vizsgálom.

Mivel az ebben az alfejezetben bemutatott elemzésnek nem része havi változások (pl. nyugdíjba vonulás hónapjában történő változások) vizsgálata, emiatt – részben az adatokban lévő zaj csökkentése érdekében is – éves szintű egyéni panel adatokkal dolgozok. Az egészségügyi ellátások indikátorait éves szintre összegzem, a nyugdíj

összegének éves átlagát veszem, az életkornak az éves móduszát veszem. Felhasználva a nyugdíjas egyének 2003 óra megfigyelt munkatörténetét, meghatározom az egyjegyű ágazati (TEÁOR) kód móduszát és a kétjegyű foglalkozás (FEOR) kód móduszát, valamint a foglalkozástípus (magánszektorban alkalmazott, közalkalmazott, köztisztviselő, vállalkozó) móduszát is. Ez utóbbi három indikátornál külön kategóriaként kezelem a hiányzó értékeket.

3.1.1. Egészségügyi ellátások igénybevétele

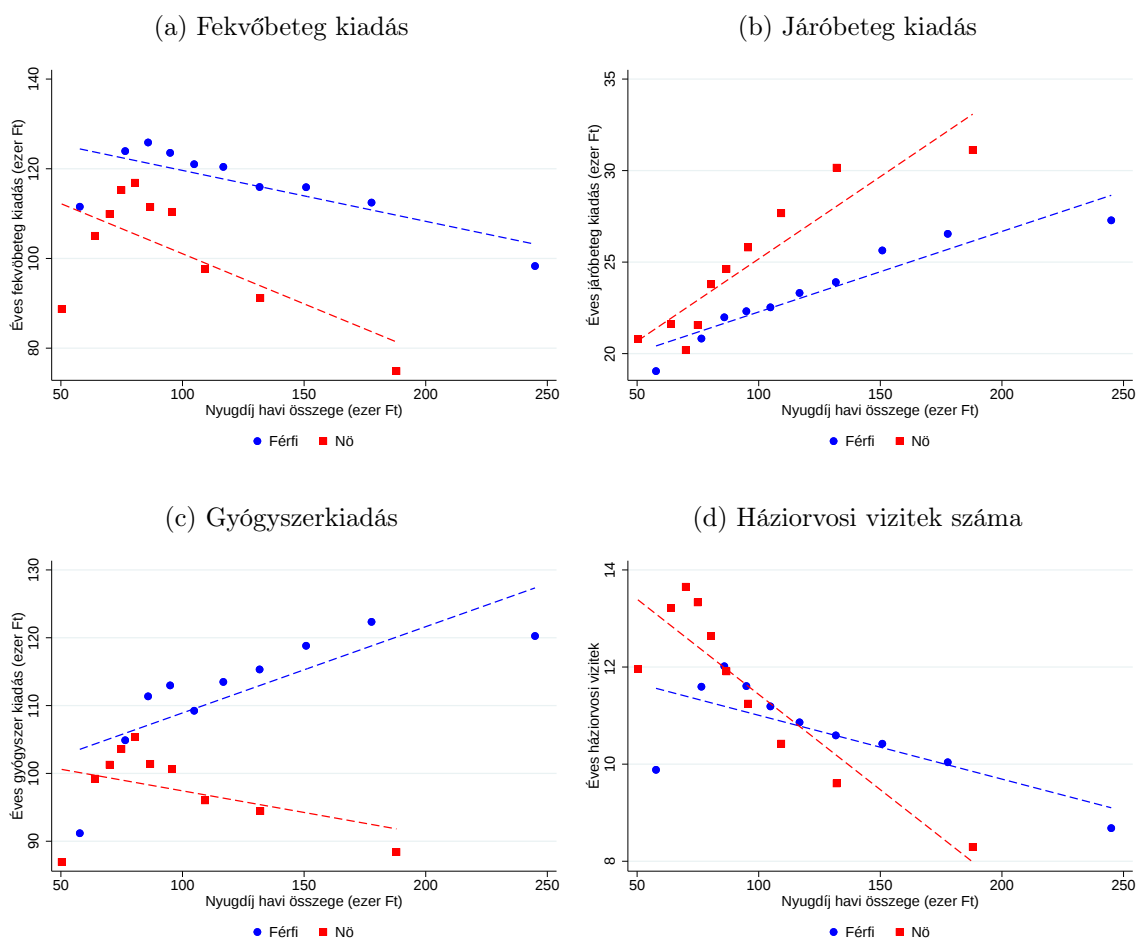
Az öregségi nyugdíj rendszeres havi összegének és az egészségügyi ellátások éves igénybevételeinek összefüggésének vizsgálatakor elsőként négy aggregált igénybevételi indikátort vizsgállok meg: (1) fekvőbeteg kiadás éves TB által fizetett összege; (2) járóbeteg kiadás éves TB által fizetett összege; (3) gyógyszerkiadás éves TB és beteg által fizetett teljes összege; (4) háziorvosi vizitek száma. Annak érdekében, hogy az egészségügyi ellátások árának a változása ne befolyásolja a kapott összefüggéseket, ebben az elemzésben csak a 2016-ra vonatkozó adatokat használom fel. Az összefüggéseket külön vizsgálom nőkre és férfiakra, mivel az ellátások iránti igény nemenként eltérhet.

Elsőként egyéni jellemzők kiszűrése nélkül vizsgálom meg az összefüggéseket. A 3.1. ábra paneljein a megfigyeléseket a havi nyugdíj összege szerint tíz decilisbe osztottam, a függőleges tengelyen pedig az egészségügyi ellátás indikátor adott decilisbeli átlagát mutatom.¹¹ A pontfelhőre lineáris regressziós egyenest illeszttek, ami az átlagos összefüggést mutatja.

A 3.1. ábra (a) panelje alapján a magasabb nyugdíjat kapók (TB által fizetett) fekvőbeteg kiadása jellemzően alacsonyabb férfiak és nők körében is, míg jövedelemtől függetlenül a fekvőbeteg kiadás a nők körében alacsonyabb. Mivel kórházba beteg emberek kerülnek, emiatt a negatív összefüggés azt sugallja, hogy a magasabb nyugdíjat

¹¹Az ábra elkészítéséhez a Stata *binscatter* parancsát használtam (Stepner, 2013).

3.1. ábra. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorai



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A kiadások és a háziorvosi látogatások száma éves összegek.

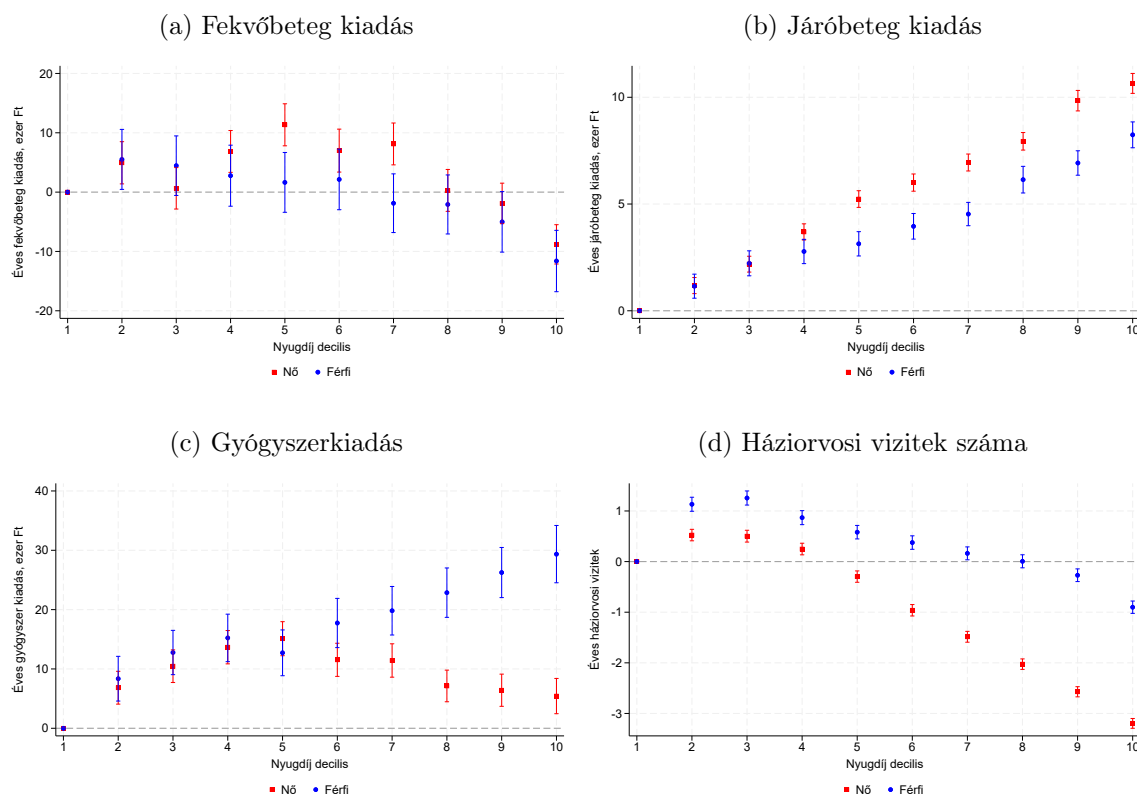
kapók átlagosan egészségesebbek – ezt az összefüggést árnyalhatja, ha jövedelemtől függően eltérő típusú vagy minőségű kórházi ellátást kapnak a betegek. A (b) panel ellentétes irányú összefüggést mutat – a járóbeteg szakellátás átlagos (TB által fizetett) költsége magasabb a nők körében, és mind férfiak, mind nők esetén magasabb a nagyobb nyugdíjat kapóknál. A pozitív összefüggés az ellátásokhoz való jobb hozzáférést sugallja, figyelembe véve azt is, hogy az (a) panel szerint a magasabb nyugdíjat kapók jobb egészségi állapotban vannak. A (c) panel alapján a nyugdíj és a gyógyszerkiadás összefüggése nők és férfiak esetén eltérő – férfiaknál pozitív, míg nőknél negatív az

összefüggés. Az eltérések megértése érdekében a gyógyszerkiadás és nyugdíj összefüggéseit megvizsgálom a 3.3. ábrán gyógyszerkategóriánként is. Végezetül a (d) panel alapján a háziorvosi vizitek száma és a nyugdíj összege között az átlagos összefüggés negatív férfiak és nők körében egyaránt, ami az (a) panellel összhangban jobb egészségi állapotot sugall a magasabb nyugdíjat kapók körében.

A 3.1. ábrán bemutatott összefüggések fakadhatnak abból, hogy a magasabb nyugdíjat kapók a nyugdíj összege mellett más egyéni jellemzők szerint is eltérnek – pl. életkoruk és végzettségük eltérő lehet, ami viszont befolyással bír az ellátások igénybevételére. Emiatt lineáris regressziós becsléssel megvizsgálom az öregségi nyugdíj-decilisek és az ellátás-indikátorok közötti összefüggést úgy, hogy kontrollálok az életkorra, életkor négyzetére, egyjegyű ágazati kód, kétjegyű foglalkozás kód és foglalkozástípus kategóriákra (utóbbi három kategorikus változó a teljes megfigyelt munkatörténeten alapul).

A 3.2. ábrán mutatom be a regressziós becslési eredményeket. Külön becslöm a regressziókat nőkre és férfiakra, mindkét nem esetén a legalsó decilist használva referencia kategóriaként, így a legalsó decilisben lévő nemenkénti eltérés az ellátások igénybevételében az ábrán nem tükröződik. A nyugdíj összege és az ellátások igénybevételének összefüggésének a mintázata hasonló, mint amit a 3.1. ábrán mutattam, a mintázatban leginkább a fekvőbeteg ellátást tekintve van eltérés. Fekvőbeteg kiadást tekintve (3.2. ábra (a) panel) a legmagasabb nyugdíjat kapók körében átlagosan alacsonyabb a kiadás, egyébként nem rajzolódik ki egyértelmű összefüggés a nyugdíj összege és a fekvőbeteg kiadás között és az eltérések decilisenként sok esetben nem szignifikánsak statisztikailag. A 3.1. ábrán látott erősebb negatív összefüggést az életkorbeli eltérések vihették, aminek a hatását a 3.2. ábrán kiszűrtem. A 3.2. ábra (b) panelje továbbra is statisztikailag szignifikáns és egyértelműen pozitív összefüggést mutat a nyugdíj összege és a járóbeteg kiadás között. A gyógyszerkiadást tekintve ((c) panel) pozitív összefüggés látható férfiak körében az egyéni jellemzők kiszűrése

3.2. ábra. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorainak összefüggése egyéni jellemzők kiszűrésével

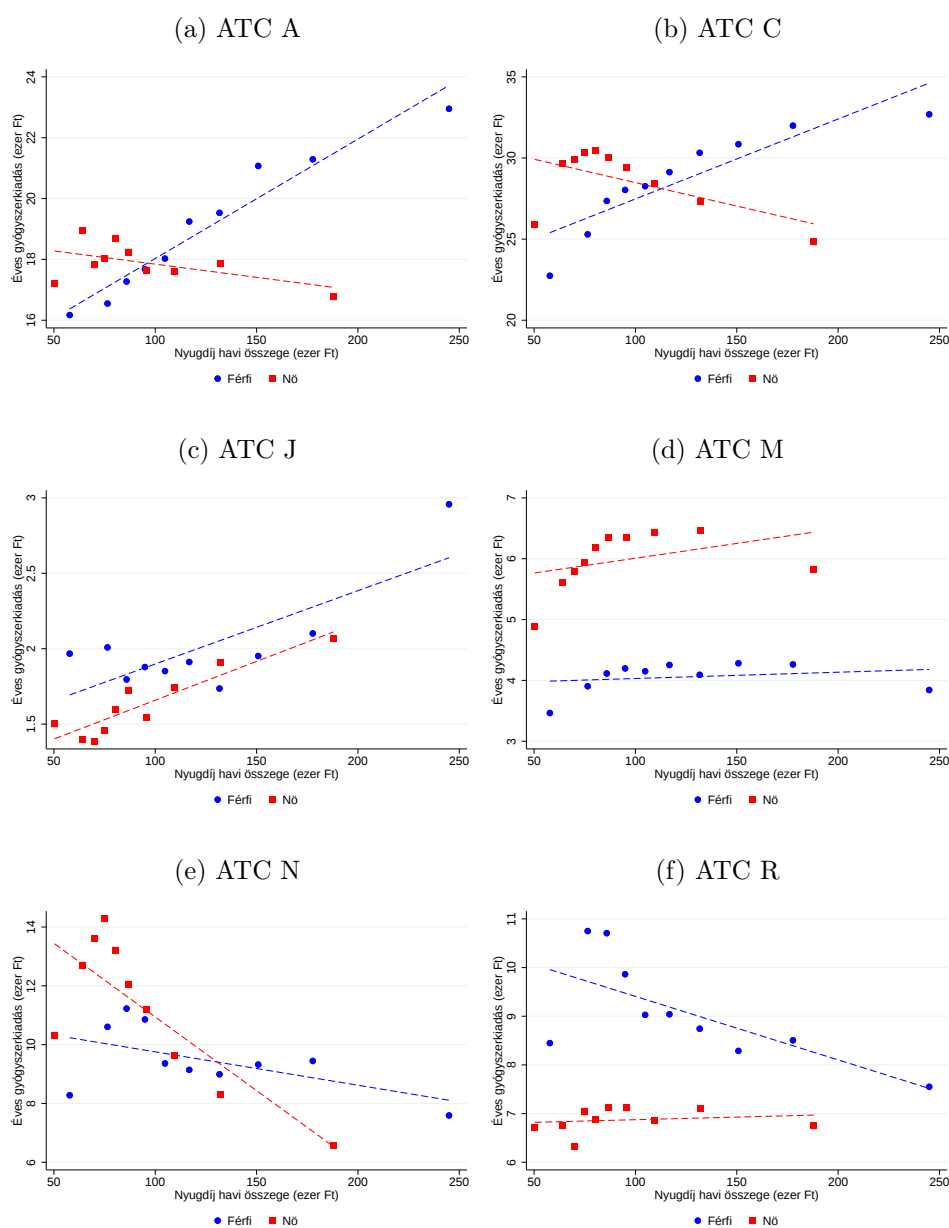


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A kiadások és a háziiorvosi látogatások száma éves összegek. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, egyjegyű ágazati kód, kétjegyű foglalkozás kód és foglalkozástípus kategóriák. A nyugdíj-decilisre becsült együttthatókat és 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok, a legelső decilist használva referencia csoportként. A konfidencia intervallum heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibán alapul.

után is, a háziiorvosi ellátást tekintve ((d) panel) pedig mind férfiakra, mind nőkre vonatkozóan negatív marad az összefüggés.

Az eddig bemutatott eredmények alapján arra következtetnek, hogy a magasabb nyugdíjat kapók átlagosan jobb egészségi állapotban vannak, ugyanakkor jobban hozzáférnek a TB által finanszírozott járóbeteg szakellátáshoz és férfiak körében a gyógyszerfogyasztásuk is magasabb, ami hozzájárulhat az egészség megőrzéséhez.

3.3. ábra. Öregségi nyugdíj összege és gyógyszerkategóriák szerinti kiadás indikátorai



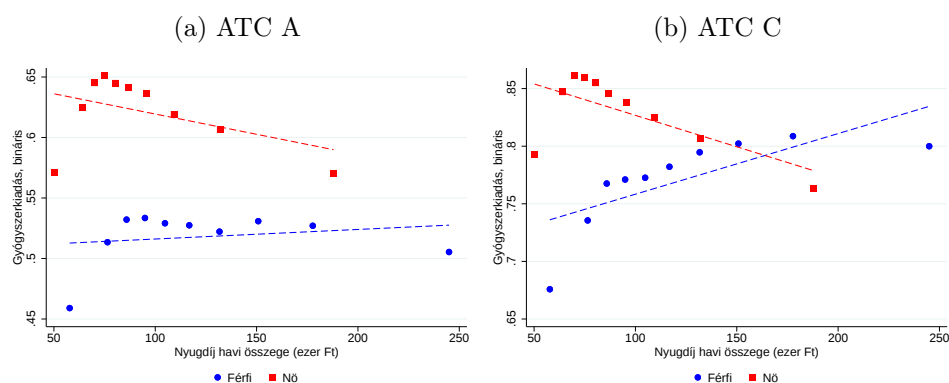
Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A gyógyszerkiadások éves összegek. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer.

A gyógyszerfogyasztás összefüggése a nyugdíj összegével eltér férfiak és nők között, aminek magyarázata lehet, hogy bizonyos betegségek (pl. magas vérnyomás) férfiak körében gyakoribbak, ezáltal a jövedelemnek nagyobb szerepe lehet a megfelelő gyógyszer ellátáshoz való hozzáféréshez. Annak érdekében, hogy jobban megértsük a nemenként eltérő mintázat hátterét, a 3.3. ábrán 6 nagy gyógyszercsoportra megismétlem a 3.1. ábrán mutatott összefüggés-vizsgálatot. A leíró jellegű ábra előnye a regressziós ábrához képest, hogy a gyógyszerkiadás szintje is látható rajta.

A tápcsatorna és anyagcsere (ATC A), valamint a kardiovaszkuláris rendszer (ATC C) gyógyszereire a legmagasabb az átlagos éves gyógyszerkiadás az öregségi nyugdíjasok körében 2016-ban. Ezen két gyógyszercsoport esetén férfiak körében erős pozitív kapcsolat van a gyógyszerkiadás és az öregségi nyugdíj összege között. A 3.4. ábrán bemutatom a nyugdíj összegének összefüggését ezen két gyógyszerkategória fogyasztásának bináris indikátoraival is. A férfiakra fókuszálva az látható, hogy míg a tápcsatorna és anyagcsere gyógyszereinek szedési valószínűségében nincs jelentős összefüggés a nyugdíj összegével, addig a kardiovaszkuláris rendszer gyógyszereinek szedési valószínűsége nagyobb a magasabb nyugdíjat kapók körében. Ezek a mintázatok azt sugallják, hogy a magasabb nyugdíjat kapók körében a nagyobb gyógyszerkiadáshoz ezen két gyógyszercsoportban mind a magasabb gyógyszereszedési valószínűség, mind a drágább gyógyszerek szedése hozzájárul. A magasabb gyógyszereszedési valószínűség oka lehet a nagyobb szükséglet (rosszabb egészségi állapot) és a nagyobb arányú diagnózis is.

A többi négy vizsgált gyógyszerkategória esetén mérsékeltebbek a kiadási különbségek nyugdíj-decilis szerint, ez alól kivétel az idegrendszer gyógyszereire fordított kiadás nők körében, amely jelentősen alacsonyabb a magasabb nyugdíjat kapók körében. Ez az összefüggés azt sugallja, hogy a magasabb nyugdíjat kapó nők mentális egészsége átlagosan jobb, mint az alacsonyabb nyugdíjat kapóké.

3.4. ábra. Öregségi nyugdíj összege és gyógyszerkategóriák szerinti kiadás bináris indikátorai



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A gyógyszerkiadások indikátora akkor egy, ha 2016-ban volt az adott gyógyszercsoportban kiadás. ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer.

3.1.2. Életvégi egészségügyi ellátások igénybevétele

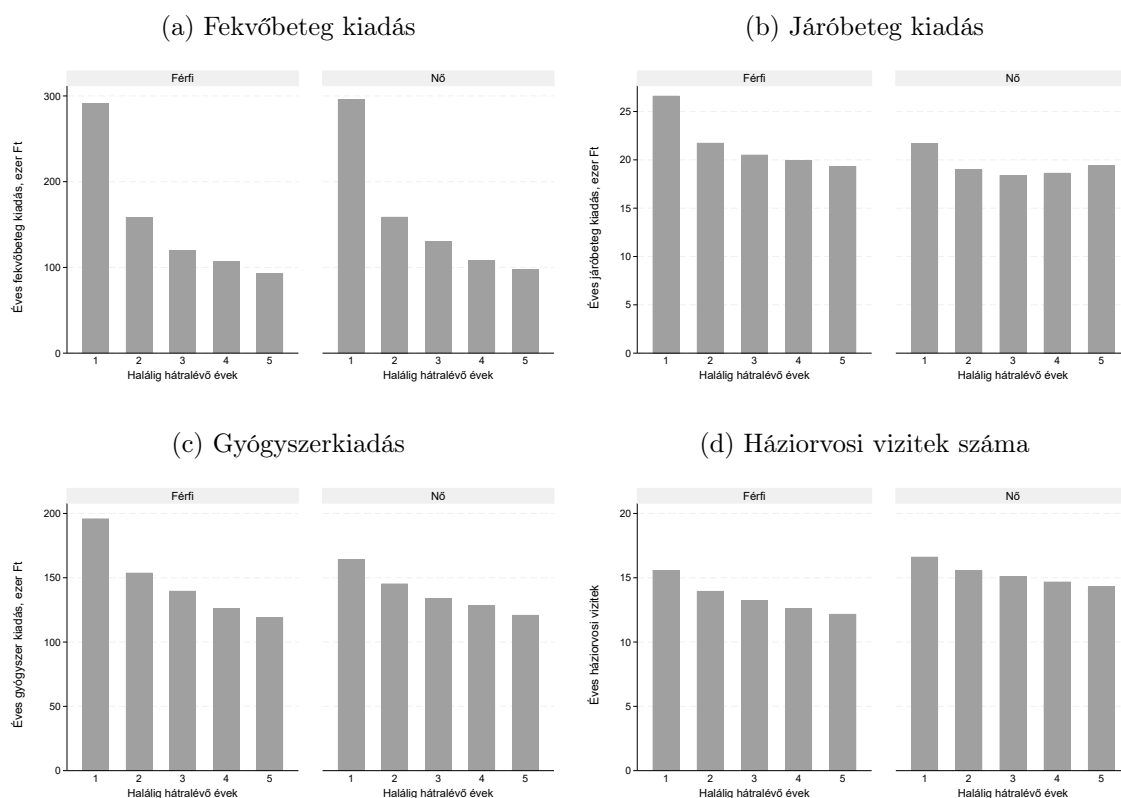
A nemzetközi irodalomban dokumentált tény, hogy a halál előtt jellemzően megnövekszik az egészségügyi ellátásokra fordított kiadás (lásd például Zweifel és mtsai., 1999 tanulmányát). Ennek magyarázata a romló egészségi állapot. Ugyanakkor az élet utolsó éveiben is befolyásolhatja a jövedelmi helyzet az egészségügyi ellátások igénybe vételét egyrészt a különböző ellátásokhoz való hozzáférés által, másrészt mert a halál jellemző okai eltérhetnek jövedelem szerint. Az elemzéshez használt „Admin3” adatbázisban a halál oka nem megfigyelt, így nem tudom kizárni, hogy az ebben az alfejezetben bemutatott összefüggésekhez hozzájárulhatnak a halálokok eltérései.

Az életvégi egészségügyi ellátások igénybe vételének egyenlőtlenségeinek vizsgálata azért fontos, mert rámutatnak, hogy a halál körülményeiben vannak-e jelentős jövedelmi eltérések.

Továbbra is éves adatokkal dolgozok, a 3.5 ábrán mutatom be, hogyan változnak az egészségügyi ellátások igénybe vételének összesített indikátorai a halált megelőző években. Az ábrán 2012-ben mérem az ellátások igénybe vételét aszerint, hogy

a következő 1-5 évben elhunyt-e az egyén. Látható, hogy a járóbeteg szakellátásra fordított kiadásban és a háziorvosi vizitek számában nincsen jelentős eltérés a halálig hátralévő évek szerint. Azonban a fekvőbeteg kiadás ((a) panel) háromszor magasabb az élet utolsó évében, mint a halál előtti ötödik évben. A gyógyszerkiadásokban is másfél-kétszeres növekmény figyelhető meg az élet utolsó öt évében. Az életvégi gyógyszerkiadások átlagosan (2012-es árakat használva) 30 ezer forinttal magasabb férfiaknál, mint nőknél, ezenkívül nincsen jelentős eltérés az életvégi ellátások igénybevételében a nemek között.

3.5. ábra. Élet végéig hátralévő évek és az egészségügyi ellátások összesített indikátorai



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2012-ben mérve az egészségügyi ellátás indikátorait.

A 3.6. ábrán 2016-os adatokat használva mutatom be, hogy az élet utolsó évében az egészségügyi ellátások igénybevétele hogyan függ össze az öregségi nyugdíj összegével. Azokra szűkítem a mintát, akik 2017-ben hunynak el. Az (a) panel alapján a

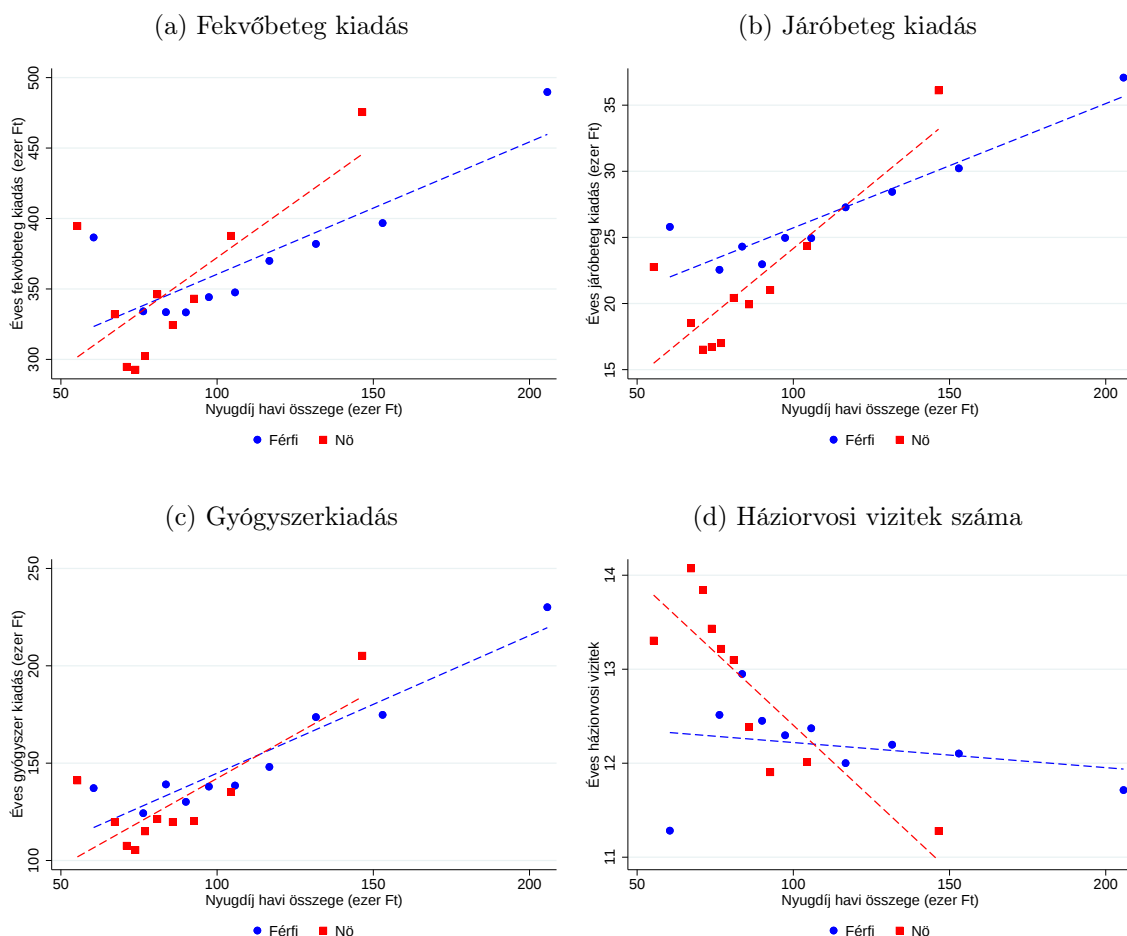
legalacsonyabb nyugdíj-decilisbe tartozók kivételével erős pozitív összefüggés figyelhető meg a nyugdíj összege és a fekvőbeteg ellátás költsége között, és a legfelső decilis különösen kiugrik. A legmagasabb nyugdíjat kapók életvégi fekvőbeteg kiadása körülbelül másfélszerese a másodiktól hatodik nyugdíj-decilisbe tartozók életvégi fekvőbeteg kiadásának. A legalacsonyabb decilisbe tartozók magasabb kiadását magyarázhatják egyéni jellemzők, erre utaló eredményeket kapok a 3.7. ábrán. A leíró 3.6. ábra alapján pozitív az összefüggése az öregségi nyugdíj összegének az életvégi gyógyszerkiadással és járóbeteg kiadással is, de ez utóbbi kiadás viszonylag alacsony, nagyságrendileg a fekvőbeteg- és gyógyszerkiadás tizede. Az életvégi háziorvosi vizitek számát tekintve negatív az összefüggés a jövedelem és a vizitek száma között, de az életút végén jellemzően nem a háziorvosi ellátás az elsődleges ellátási forma.

Következő lépésként lineáris regresszióval kiszűröm az életkor és a korábban megfigyelt munkapiaci indikátorok hatásait az életvégi egészségügyi ellátások igénybevételére. Az így becsült nyugdíj-decilisek szerinti egyenlőtlenséget ábrázolom a 3.7. ábrán. Látható, hogy az egyéni jellemzők kiszűrése után a nyugdíj-decilis és a fekvőbeteg, járóbeteg és gyógyszerkiadás közti összefüggés monoton pozitív az élet utolsó évében. 2016. évi árakat tekintve mind a fekvőbeteg, mind a gyógyszerkiadás esetén 100 ezer forint körüli mind nők, mind férfiak esetén az eltérés a legalacsonyabb és legmagasabb nyugdíj-decilis között.

3.1.3. Nyugdíj összege és mortalitás összefüggései

Az öregségi nyugdíj összegének és az egészségügyi ellátások igénybevételének összefüggéseinek értelmezését nehezíti, hogy a magasabb ellátási szint egyszerre jelezhet rosszabb egészségi állapotot vagy jobb hozzáférést az egészségügyi rendszerhez. Az adminisztratív adatok alapján az egészségi állapot mérése nehéz, ebben az alfejezetben a három éves mortalitást használom az egészségi állapot indikátoraként. Mivel éves szintű adatokkal dolgozok, az indikátort akkor állítom be egynek, ha valaki a

3.6. ábra. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorai az élet utolsó évében

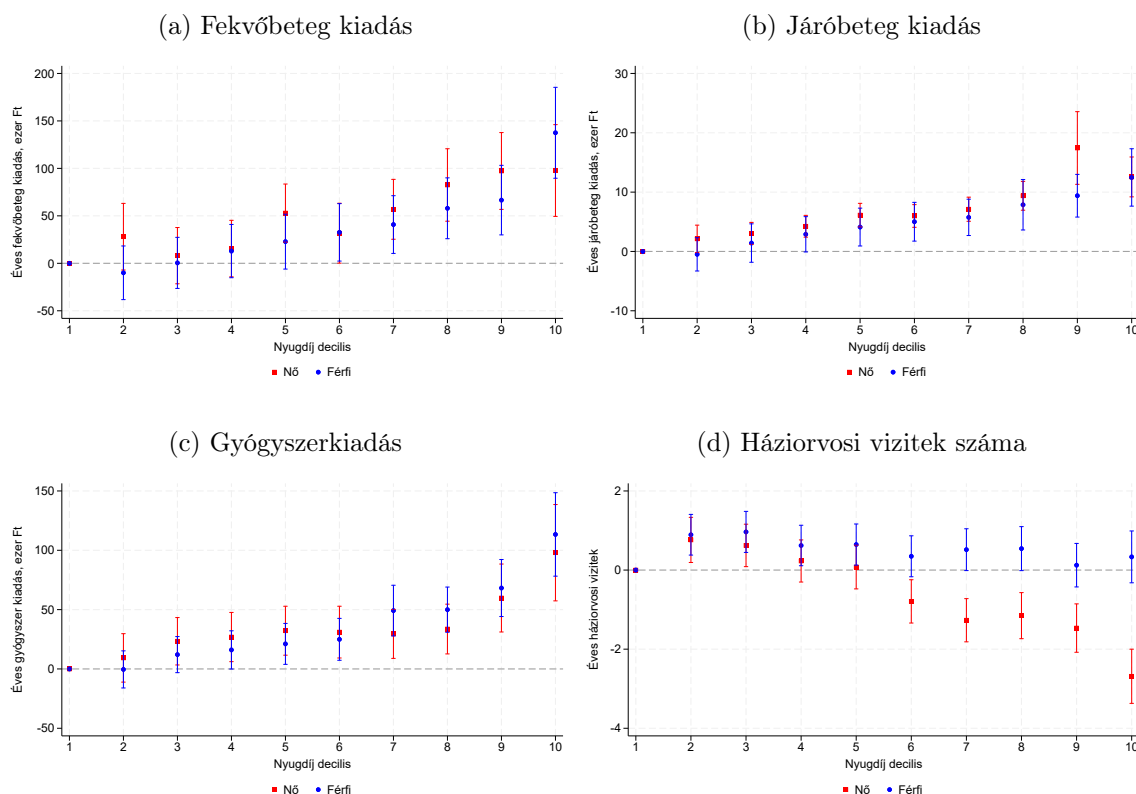


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát.

megfigyelés évét követő harmadik év során elhunyt.

A 3.8. ábrán mutatom be a nyugdíj-decilisek és a három éves halálozási valószínűség közötti (leíró) összefüggéseket 2014-re vonatkozóan. Azért 2014-re fókuszálok ebben az elemzésben, mert az „Admin3” adatbázisban az az utolsó év, amikor három éves mortalitás mérhető. Látható az ábrán, hogy a három éves halálozási valószínűség 5-25% között szóródott a nyugdíj-decilisek szerinti csoportokban. Az a jól ismert tény is tükröződik az ábrán, hogy a halandóság magasabb a férfiak körében. Fontos hangsúlyozni azonban, hogy ezen az ábrán nem szűrtem ki az életkor eltéréséből fakadó

3.7. ábra. Öregségi nyugdíj összege és egészségügyi ellátások összesített indikátorainak összefüggése az élet utolsó évében, egyéni jellemzők kiszűrésével



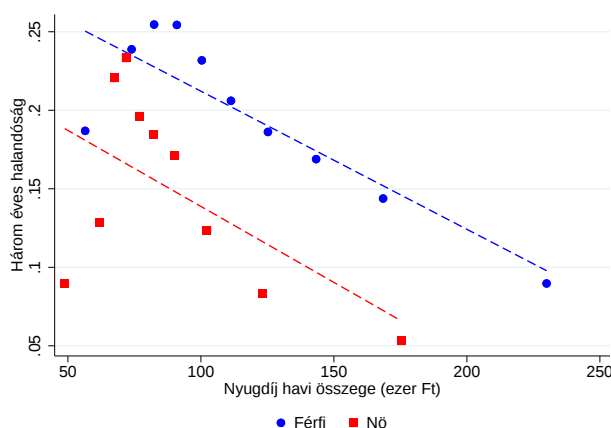
Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2016-ra szűkítve a mintát, azokat megtartva a mintában, akik 2017-ben elhunynak. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A kiadások és a háziorvosi látogatások száma éves összegek. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, egyjegyű ágazati kód, kétjegyű foglalkozás kód és foglalkozástípus kategóriák. A nyugdíj-decilisre becsült együttthatókat és 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok, a legalsó decilist használva referencia csoportként. A konfidencia intervallum heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibán alapul.

különbségeket.

Mind férfiak, mind nők körében a legalacsonyabb halálozási ráta a legmagasabb öregségi nyugdíjat kapók körében figyelhető meg. Ez az eredmény összhangban van a [Bíró és mtsai. \(2021\)](#) tanulmányom eredményeivel, miszerint Magyarországon jelentős jövedelem szerinti különbségek vannak a halálozási valószínűségben, a magasabb jövedelműek halandósága alacsonyabb. Az öregségi nyugdíjasok esetén (3.8. ábra) a nyugdíj összege és a mortalitási kockázat közötti negatív összefüggés tisztább a férfiak körében, bár a legalacsonyabb decilisű nyugdíjasok esetén a lineáris összefüggés által

prediktált mortalitásnál jelentősen alacsonyabb a halálozási kockázat. Nők esetén méginkább igaz, hogy az legalacsonyabb nyugdíjasoknak is alacsony a mortalitási kockázata, ennek magyarázata lehet, hogy esetükben a házastárs keresete és ezáltal a családi jövedelem magasabb.

3.8. ábra. Öregségi nyugdíj összege és három éves halandósági valószínűség



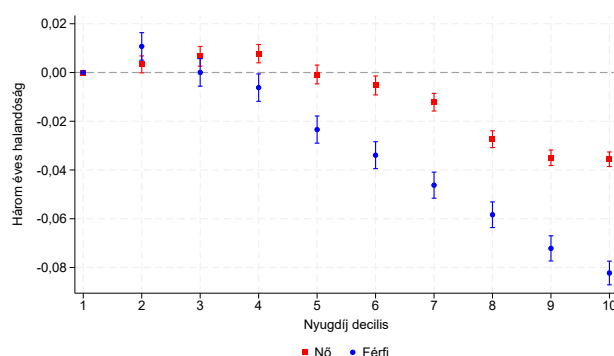
Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2014-re szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is.

Mivel a mortalitásnak az életkor az egyik legjelentősebb prediktora, emiatt megvizsgálom úgy is a nyugdíj összege és a halandóság közti összefüggést, hogy kontrollálom az egyén életkorára. Emellett kontrollálom a munkapiaci történet alapján megfigyelt foglalkozástípus, ágazat és foglalkozás kategóriákra is, arra törekedve, hogy például ne a korábbi munkahelyi egészség kockázat eltérései hajtsák a megfigyelt mintázatot. Mivel a legidősebbekre nem látható a 2003-2017 közötti időszakot lefedő adatbázisban a munkatörténet, emiatt a munkapiaci eltérés kiszűrése csak korlátozottan lehetséges.

A regressziós becslési eredményeket a 3.9. ábrán mutatom be. Látható, hogy az egyéni jellemzők kiszűrése után nincsen jelentős eltérés a mortalitási kockázatban az alsó négy (nők esetén alsó öt) nyugdíj-decilis között. Afölötti nyugdíj esetén viszont fokozatosan csökken a halandósági ráta a magasabb nyugdíj összegével. A legalsó nyugdíj-decilishez képest nőknél 4 százalékponttal alacsonyabb, férfiaknál

8 százalékponttal alacsonyabb a három éves halandósági ráta a legfelső nyugdíj-decilisben. Ezek az eredmények megerősítik, hogy jelentős jövedelmi eltérések vannak a halandóságban idős korban is, és férfiaknál az eltérések erősebbek.

3.9. ábra. Öregségi nyugdíj összege és három éves halálozási valószínűség összefüggése egyéni jellemzők kiszűrésével



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok, 2014-re szűkítve a mintát. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. Kontroll változók: életkor, életkor négyzete, egyjegyű ágazati kód, kétjegyű foglalkozás kód és foglalkozástípus kategóriák. A nyugdíj-decilisre becsült együtthatókat és 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok, a legelső decilist használva referencia csoportként. A konfidencia intervallum heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibán alapul.

3.2. Nyugdíj rendszeres összegének oksági hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére

A 3. fejezetben eddig bemutatott eredmények a nyugdíj összegének és az egészségügyi ellátások igénybevételének összefüggéséről leíró jellegűek abban az értelemben, hogy nem mutatták a nyugdíj összegének oksági hatását az ellátások igénybevételére. Ebben az alfejezetben a célom egy lehetséges identifikációs stratégia bemutatása, melyben felhasználom a nyugdíj összegének egyéntől független variabilitását.

Magyarországon a nyugdíj összegét alapvetően a szolgálati idő, az 1988. január 1-től elért keresetek és a valorizációs szorzószámok határozzák meg. A korábbi évek keresetei a valorizációs szorzószámmal kerülnek felszorzásra, úgy, hogy a nyugdíjazást

megelőző év kereseti szintjéhez kerülnek igazításra a korábbi évek keresetei. Az ellátás megállapításának évében alkalmazandó valorizációs szorzószámok évente kormányrendeletben kerülnek megállapításra.¹² A valorizációs szorzó tehát függ a nyugdíjazást megelőző év kereseti szintjétől (magasabb kereseti szint nagyobb valorizációs szorzót jelent), emiatt pedig a nyugdíjba vonuló egyén munkatörténetétől független, a nyugdíjba vonulás időszakát megelőző év munkapiaci folyamataitól függő tényező kerül be a nyugdíj összegének meghatározásába. Ha a valorizációs szorzó értéke nem befolyásolja a nyugdíjba vonulás időzítését, akkor a valorizációs szorzóból fakadó eltérések a nyugdíj összegében egy exogén variabilitást jelentenek.

3.2.1. Adatok

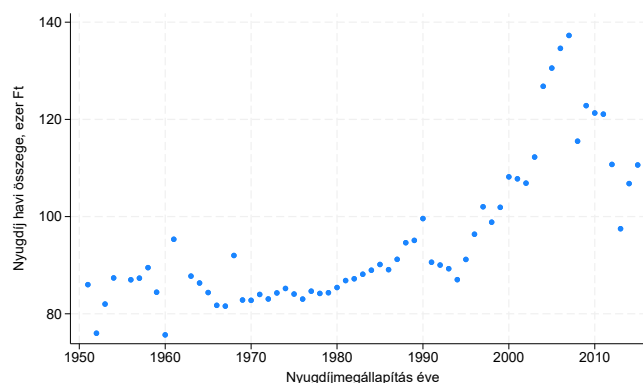
A KRTK Adatbankjában elérhető „Admin3” adatbázist használok, amely az öregségi nyugdíjat kapókra tartalmazza a nyugdíj rendszeres összegét, az ellátás megállapításának havi dátumát és az ellátáshoz szerzett szolgálati időt is.

A felhasznált adatok struktúrája megegyezik a 3.1. alfejezetben bemutatott adatstruktúrával. Ebben az alfejezetben éves szintű adatokkal dolgozok. Az egészségügyi ellátások indikátorait éves szintre összegzem, a nyugdíj rendszeres összegének éves átlagát veszem, az életkornak az éves móduszát veszem. Felhasználva a nyugdíjas egyének 2003 óta megfigyelt munkatörténetét, meghatározom az egyjegyű ágazati (TEÁOR) kód móduszát és a kétjegyű foglalkozás (FEOR) kód móduszát, valamint a foglalkozástípus (magánszektorban alkalmazott, közalkalmazott, köztisztviselő, vállalkozó) móduszát is.

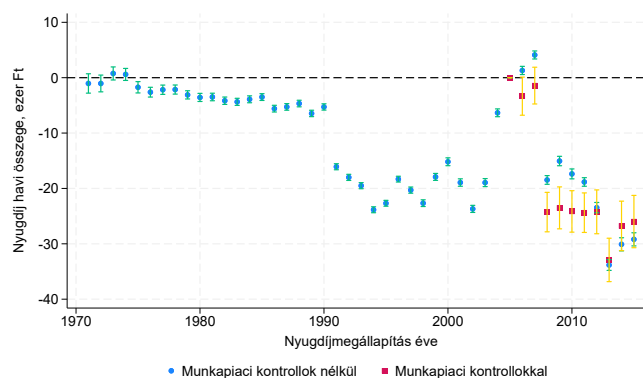
¹²Részletekért lásd <https://www.allamkincstar.gov.hu/nyugdij/sajat-jogu-ellatasok/az-oregsegi-nyugdij-osszegenek-szamitasa>.

3.10. ábra. Öregségi nyugdíj rendszeres összege 2016-ban megállapítás éve szerint

(a) Nyugdíj összege



(b) Eltérés egyéni jellemzők kiszűrésével



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3” adatok. Az öregségi nyugdíj magában foglalja a korhatár előtti nyugdíjat is. A (b) panelen a megállapítás évére becsült együttthatókat és 95%-os konfidencia intervallumot ábrázolok. Kontroll változók: nem, életkor, életkor négyzete, szolgálati idő, szolgálati idő négyzete, valamint a piros négyzettel jelölt becslések esetén az ágazat, foglalkozás és foglalkozástípus módusza.

A 3.10. ábrán az öregségi nyugdíjasok által 2016-ban kapott rendszeres havi nyugdíj átlagát ábrázolom a nyugdíjmegállapítás évének függvényében. Az (a) panelen látható, hogy a későbbi nyugdíjmegállapítás éveiben magasabbak az átlagos nyugdíjak, de jelentős variabilitás van az évenkénti átlagokban. A (b) panelen először kiszűröm a nem, életkor és négyzete és a szolgálati idő és négyzetének hatását lineáris regresszióval, így a nyugdíjmegállapítás évével való összefüggés negatívba fordul át, de ami az elemzésem szempontjából fontos, hogy így is nagyságrendileg és statisztikailag is

szignifikáns eltérések maradnak a megállapítás évei között. Ha további kontroll változóként bevonom a munkapiaci történet indikátorait (foglalkozás típus, foglalkozás és ágazat módusait), akkor nincs jelentős változás a becsült együtthatókat. A kibővített regressziót a 2005-től kezdődően megállapított nyugdíjakra becsülöm, mivel a korábban megállapított nyugdíjak esetén viszonylag szűk a megfigyelt munkatörténet (a 2003 előtt megállapított nyugdíjak esetén csak a nyugdíj melletti munkát figyelem meg).

3.2.2. Instrumentális változós becslési eredmények

A rendszeres nyugdíjkifizetések hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére az alábbi regresszióval becsülöm:

$$y_i = \alpha N_i + \mathbf{X}_i \beta + \varepsilon_i, \quad (3.1)$$

ahol y_i az i egyén egészségügyi ellátás igénybevételének indikátora 2016-ban, N_i a 2016-os havi nyugdíjkifizetések átlaga. $\mathbf{X}_i$ a kontrollváltozók vektora, amely tartalmazza a nemet, életkort és négyzetét, szolgálati időt és négyzetét, ágazat, foglalkozás és foglalkozástípus módusát. Mivel a regressziót 2016-ra vonatkozóan becsülöm (éves adatokon), emiatt nem szerepeltetek idő indexet.

A nyugdíj összege endogén lehet ebben a modellben, mert az egészségi állapot befolyásolhatja a nyugdíj összegét meghatározó tényezőket (elsősorban a munkavégzés során elért jövedelmet). Emiatt instrumentális változók módszerével becsülöm meg a (3.1) egyenletet, a nyugdíjmegállapítás évét mint kategorikus változót használva instrumentumként. Az első feltevés az instrumentális változós becslés mögött, hogy az instrumentumok relevánsak, vagyis hogy a nyugdíjmegállapítás éve a kontrollváltozók kiszűrése után is hatással van a nyugdíj összegére – ezt támasztja alá a 3.10. ábra. A második feltevés, hogy a nyugdíjmegállapítás évének nincs közvetlen hatása az

egészségügyi ellátások igénybevételére, csak a nyugdíj összegén keresztül fejt ki hatást. Ez a feltétel nem tesztelhető, de kontrollváltozók nélkül mindenképp megkérdőjelezhető lenne, hiszen az egészségi állapot befolyással bír a nyugdíjba vonulás időzítésére. A kontrollváltozók mellett ez az identifikációs feltétel enyhébb – azt teszem fel, hogy az egyén életkora és munkatörténete mellett (beleértve a szolgálati időt is), a nyugdíj-megállapítás éve exogén, tehát például véletlenszerű, hogy valaki két egymást követő naptári év melyikében megy nyugdíjba (amit például befolyásolhat a születés hónapja és ezáltal a nyugdíjkorhatár elérésének a hónapja, vagy a munkapiaci részvétel első hónapja, ami véletlenszerűnek tekinthető).

A (3.1) egyenlet becsült α paramétereit a 3.1. táblázatban mutatom be. Az felső panelen a gyógyszerfogyasztás kategóriák kétértékű indikátorai, kórházban töltött napok száma és háziorvosi vizitek száma a függő változók. Ezekben a modellekben az ezer forintban mért nyugdíj a fő (instrumentált) magyarázó változó. Az alsó panelen a gyógyszerkiadás kategóriák forintban mért összegei, a fekvőbeteg kiadás (társadalombiztosítás általi kiadás) és összes gyógyszerkiadás (társadalombiztosítás és beteg általi) forint értékei a függő változók. Ezekben a modellekben a forintban mért nyugdíj a fő magyarázó változó. A becslési eredmények alapján a nyugdíj rendszeres összegének hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére kicsi, a legtöbb kimenet esetén statisztikailag sem szignifikáns. Az látható, hogy a magasabb nyugdíj kismértékben csökkenti a váz- és izomrendszer gyógyszereinek (ATC M) a fogyasztásának a valószínűségét és az erre a gyógyszercsoportra költött kiadás összegét, ami azt sejteti, hogy a váz- és izomrendszert tekintve a magasabb nyugdíjnak pozitív egészségi hatásai lehetnek, vagy a magasabb nyugdíjjal rendelkezők más, nem gyógyszeres gyógymódokat tudnak igénybevenni.

3.1. táblázat. Rendszeres nyugdíjkifizetés hatása egészségügyi ellátások igénybevételére, instrumentális változós becslési eredmények

	Bináris kiadás indikátor						Kórházi napok	Háziorvosi vizitek
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R		
Nyugdíj, ezer Ft	-0,0001 (0,0003)	0,0002 (0,0002)	0,0001 (0,0003)	-0,0006** (0,0003)	-0,0004* (0,0002)	-0,0003 (0,0002)	0,0067 (0,0059)	0,0021 (0,0041)

	Folytonos kiadás indikátor (Ft)						Fekvőbeteg kiadás	Gyógyszer kiadás
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R		
Nyugdíj, Ft	-0,025 (0,032)	0,037* (0,020)	0,000 (0,017)	-0,027** (0,011)	-0,008 (0,013)	0,036* (0,020)	0,127 (0,177)	0,086 (0,178)

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2016. évi megfigyelések, öregségi nyugdíjat kapókra szűkítve a mintát. Instrumentális változós becslések, nyugdíjmegállapítás évét, mint kategorikus változót használva instrumentumként. Kontroll változók: nem, életkor, életkor négyzete, szolgálati idő, szolgálati idő négyzete, ágazat, foglalkozás és foglalkozástípus módusza. Egyének száma: 49 734. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. A táblázat a (3.1) egyenlet α becsült paraméterét mutatja. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

3.3. Eseti nyugdíjkifizetések hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére

A nyugellátás rendszeresen kapott összege mellett az eseti kifizetések is befolyásolhatják az egészségügyi ellátások igénybevételét. Ez akkor valószínű, ha az ellátások igénybevételéért fizetni kell és a magas díjak kifizetése likviditási korlátokba ütközik. Magyarországon a háziorvosi, járóbeteg ellátási és kórházi ellátások ingyenessége miatt a likviditás korlát leginkább a gyógyszervásárlásnál játszhat szerepet. Ugyanakkor likviditás korlát nélkül is lehet hatása az ellátások igénybevételére az eseti kifizetéseknek, ha a magasabb (egyszeri) jövedelem magasabb kiadási hajlandóságot implikál.

Ismert a közgazdasági irodalomban (lásd például [Olafsson és Pagel, 2018](#) tanulmányát), hogy a fizetés kézhezvételének napján jellemzően megugranak a kiadások. [Gross és mtsai. \(2022\)](#) amerikai adatokra támaszkodva és egészségügyi kiadásokra fókuszálva megmutatják, hogy a társadalombiztosítási kifizetések napján a receptki-

váltás 6-12%-kal meugrik. Ebben a fejezetben [Gross és mtsai. \(2022\)](#) tanulmányához hasonlóan azt vizsgálom meg, hogy az egészségügyi ellátások igénybevétele változik-e az eseti kifizetések időszakában Magyarországon. Eredményeim hozzájárulnak a nyugdíjjövedelem oksági hatásainak megértéséhez az ellátások igénybevételére vonatkozóan, valamint megvilágítják, hogy a likviditás korlátoknak van-e szerepe az egészségügyi ellátások igénybevételében.

3.3.1. A 13. havi nyugdíj és nyugdíjprémium

Magyarországon a 13. havi nyugdíj bevezetéséről 2002-ben döntött az Országgyűlés. A 13. havi nyugdíj intézménye 2009-ig volt hatályban, 2009. júliusától megszűnt a 13. havi nyugdíj. Az utolsó kifizetés 2009. márciusában volt. Később, 2020-ban döntött úgy az Országgyűlés, hogy a 13. havi nyugdíj fokozatosan visszavezetésre kerül, ez az időszak azonban már kívül esik az általam vizsgált (és a használt adatokkal lefedett) időszakon.

2009-ben a 13. havi nyugdíj helyébe a nyugdíjprémium intézménye lépett. A nyugdíjprémium kifizetését két feltételhez kötötték: egyrészt, hogy a reál GDP növekedése várhatóan nagyobb legyen, mint 3,5 százalék, másrészt pedig hogy az államháztartás alrendszerének együttesen számított tárgyévi hiánycélja is várhatóan teljesüljön. Ezen feltételek teljesülése esetén a nyugdíjprémium összege évente maximum 80 ezer forint lehetett.

3.3.2. Adatok

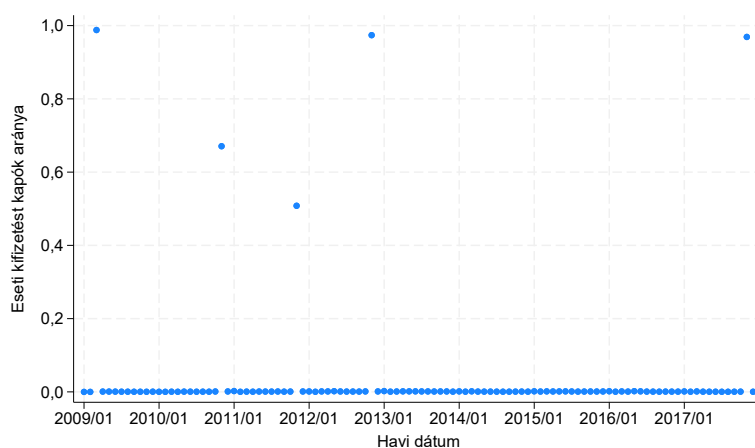
Az elemzéshez itt is az „Admin3” adatokat használom, 2009-2017 közötti időszakra fókuszálva, mivel az egészségügyi indikátorok erre az időszakra elérhetők és erre az időszakra vannak megfigyelések a nyugdíjra vonatkozóan is. Bár 2017-re vonatkozóan a nyugdíj adatbázis nem teljes, ebben az elemzésben azért használom fel a 2017-es adatokat is, hogy akikre látok eseti kifizetést 2017-ben, rájuk vonatkozóan fel tudjam

ezt a megfigyelést is használni az egészségügyi ellátásokra való hatás becslésekor.

A rendszeres nyugdíj összege mellett az adatokban látható az eseti nyugdíjkifizetések összege is. Ennek alapján definiálok egy bináris eseti kifizetés indikátort azokra, akik öregségi nyugdíjasok. Az eseti kifizetés bináris indikátorának értéke egy akkor, ha az eseti kifizetés értéke legalább 5 ezer forint és már legalább három hónapja öregségi nyugdíjas az egyén. Tehát az öregségi nyugdíjas státusz első két hónapjában kapott eseti kifizetéseket nem veszem figyelembe, mivel akkor a munkapiaci státusz (és alapjövedelem) változásának hatásaitól nem tudnám elkülöníteni az eseti kifizetés hatásait.

A 3.11. ábrán mutatom az eseti kifizetést kapók havonkénti arányát öregségi nyugdíjasok körében. Látható, hogy a vizsgált időszakban öt olyan hónap volt, amikor az öregségi nyugdíjat kapók nagy arányban kaptak eseti kifizetést. Az első ilyen hónap (2009. március) az utolsó megfigyelt 13. havi nyugdíjkifizetés volt. A többi négy ilyen hónap 2010, 2011, 2012 és 2017 novembere volt, amikor nyugdíjprémiumot kaptak az arra jogosultak.

3.11. ábra. Eseti öregségi nyugdíjkifizetések eloszlása

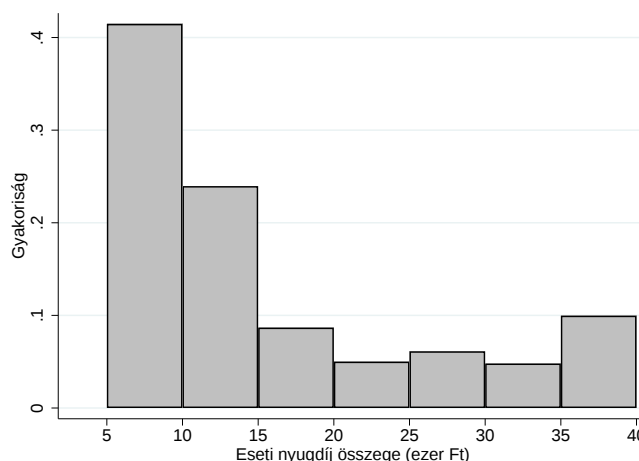


Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések, öregségi nyugdíjat kapókra szűkítve a mintát.

Az eseti kifizetés kézhezkapása esetén kapott kifizetés eloszlását mutatom be a 3.12. ábrán. Látható, hogy a kapott eseti kifizetések többsége viszonylag alacsony, 15 ezer

forint alatti. A 40 ezer forint feletti kifizetések aránya elenyésző (nem is szerepeltetem az ábrán).

3.12. ábra. Eseti öregségi nyugdíjkifizetések eloszlása



Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések. Az eloszlás a havi eseti öregségi nyugdíjkifizetések értékére vonatkozik, legalább 5000 forintos kifizetésekre szűkítve a mintát.

3.3.3. Eseti kifizetések becsült hatása

Az eseti kifizetések hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére havi szintű adatokon fixhatás regresszióval becsülöm meg:

$$y_{i,t} = \beta_0 B_{i,t} + \beta_1 B_{i,t-1} + \beta_2 B_{i,t-2} + \beta_3 B_{i,t-3} + \gamma A_{i,t}^2 + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (3.2)$$

ahol i az egyén indexe, t a havi szintű dátum indexe, y az egészségügyi ellátás indikátora, B az eseti kifizetés kétértékű indikátora, A_2 az életkor négyzete, α_i az egyén fixhatás, δ_t az idő fixhatás. Az eseti kifizetés bináris indikátorának aktuális értéke mellett három havi késleltetett értéket is szerepeltetek az egyenletben, ezáltal tudom megbecsülni az eseti kifizetés hatásának időbeli lefutását a kifizetés utáni negyedévben. Ebben a specifikációban felteszem, hogy negyedéven túl nincsen hosszabb időtávon hatása az eseti kifizetésnek, valamint hogy jelentős várakozási hatás sincsen – felteszem, hogy

nem változik jelentősen az eseti kifizetés előtt az ellátások igénybevétele amiatt, mert eseti kifizetés várható a következő hónapok valamelyikében.

Függő változónak a gyógyszerkategóriák vásárlásának bináris indikátorait használok, emellett megvizsgálom az eseti kifizetés hatását a havi teljes gyógyszerkiadásra (TB és beteg általi kifizetés együttesen), a háziorvosi vizitek számára és a kórházban töltött napok számára. Amennyiben a likviditás korlát általi mechanizmuson keresztül lehet csak hatása az eseti nyugdíjkifizetésnek, akkor nem várok hatást a háziorvosi vizitek és kórházi napok számára. Az esetleges likviditás korlát jelentősebb lehet az alacsony nyugdíjat kapók körében, emiatt újrabecsülöm a modellt azokra szűkítve a mintát, akik rendszeres nyugdíja az adott hónapban a legalsó decilisben volt.

A (3.2) egyenletben az eseti kifizetés bináris indikátorát és naptári hónap hatásokat egyaránt szerepeltetek annak érdekében, hogy az eseti kifizetés becsült hatása ne szezonaritást vagy trendet ragadjon meg. Ugyanakkor a 2009-es, 2012-es és 2017-es eseti kifizetés aránya 1-hez közeli volt (98,8%, 97,4% és 96,9%), így ezeknél a kifizetéseknél a minta maradék 1-3%-a tudja identifikálni az idő hatásokat.

A becslési eredményeket a 3.2 és 3.3. táblázatokban mutatom be. Mindkét táblázat azt mutatja, hogy a vizsgált ellátástípusok igénybevételi aránya hasonló az öregségi nyugdíjat kapók teljes mintáján és azok között, akinek a rendszeres öregségi nyugdíja a legalsó decilisbe tartozik. Ugyanakkor az eseti kifizetés hatása a gyógyszerkiváltásokra és a háziorvosi vizitekre kisebb a legalacsonyabb nyugdíjat kapók körében. Ennek magyarázata lehet, hogy azok, akik a legalacsonyabb nyugdíjat kapják, az eseti kifizetést nem egészségügyi ellátásokra költik, hanem más szükségletekre. A továbbiakban az öregségi nyugdíjat kapók teljes mintájára fókuszálok.

A 3.2. táblázat felső paneljében mutatott eredmények alapján az eseti kifizetés 350 Ft körüli értékkel megnöveli a havi gyógyszerkiadást, ami az átlagos havi gyógyszerkiadásnak mintegy 4%-a. Növelő hatást becslek a következő két hónapra is, amit csak részben ellensúlyoz a kifizetés utáni harmadik hónapra becsült negatív

hatás. A várakozással ellentétben azonnali pozitív hatást becslek a háziorvosi vizitek számára is, amit az hajthat, hogy a gyógyszervásárlás realizálásához receptre van a betegnek szüksége, amit jellemzően a háziorvos tud felírni. A kórházi ellátás igénybevételére (a várakozásomnak megfelelően) nem találok jelentős hatást, a becsült hatás mintázata sem mutat egyértelmű időbeli mintázatot.

3.2. táblázat. Eseti nyugdíjkifizetés hatása egészségügyi ellátások havi indikátoraira

<i>Teljes minta</i>			
	Gyógyszerkiadás (Ft)	Háziorvosi vizitek	Kórházi napok
Eseti kifizetés	354,4*** (17,5)	0,126*** (0,001)	0,003 (0,002)
Eseti kifizetés 1 hónapja	121,4*** (15,7)	-0,102*** (0,001)	-0,050*** (0,002)
Eseti kifizetés 2 hónapja	126,3*** (19,4)	0,012*** (0,001)	0,009*** (0,002)
Eseti kifizetés 3 hónapja	-79,8*** (18,7)	-0,065*** (0,001)	-0,011*** (0,002)
Függő változó átlaga	8 733	0,988	0,486

<i>Legalsó decilisű rendszeres nyugdíj</i>			
	Gyógyszerkiadás (Ft)	Háziorvosi vizitek	Kórházi napok
Eseti kifizetés	121,7** (48,1)	0,078*** (0,003)	0,016*** (0,006)
Eseti kifizetés 1 hónapja	-70,4 (46,6)	-0,115*** (0,002)	-0,034*** (0,005)
Eseti kifizetés 2 hónapja	93,3* (50,3)	-0,017*** (0,003)	-0,004 (0,006)
Eseti kifizetés 3 hónapja	-50,9 (50,0)	-0,060*** (0,002)	-0,017*** (0,006)
Függő változó átlaga	7 360	0,985	0,380

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések. Egyének száma a teljes mintában: 1 149 084. Egyének száma a legalsó decilisű rendszeres nyugdíjat kapók mintáján: 138 504. A táblázat az (3.2) egyenlet β becsült paramétereit mutatja. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A 3.3. táblázat felső paneljében mutatott eredmények alapján mindegyik gyógyszerkategória esetén megnövekszik a gyógyszervásárlás valószínűsége az eseti kifizetés hónapjában, egy százalékpontnál nagyobb növelő hatást azonban csak a tápcsatorna és anyagcsere (ATC A) és kardiovaszkuláris rendszer (ATC C) gyógyszereire becslek. Ezen két gyógyszercsoport esetén, valamint a váz- és izomrendszer (ATC M) gyógyszer-

AnikoBiro_107_23

rei esetén is az 1-2 hónapnyi növelő hatást követően csökkentő hatást becslek, ami arra utal, hogy az eseti kifizetés hatására – a megnövekedett likviditás következtében – a következő hónapokról részben előre hozzák az érintett egyének a krónikus betegségekre szedett gyógyszerek vásárlását.

3.3. táblázat. Eseti nyugdíjkifizetés hatása gyógyszerfogyasztásra

<i>Teljes minta</i>						
	Bináris					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Eseti kifizetés	0,0146*** (0,0002)	0,0190*** (0,0002)	0,0044*** (0,0001)	0,0077*** (0,0002)	0,0060*** (0,0002)	0,0015*** (0,0001)
Eseti kifizetés 1 hónapja	0,0050*** (0,0002)	0,0060*** (0,0002)	0,0051*** (0,0001)	-0,0011*** (0,0002)	0,0058*** (0,0002)	0,0005*** (0,0001)
Eseti kifizetés 2 hónapja	-0,0031*** (0,0002)	-0,0062*** (0,0002)	0,0049*** (0,0002)	-0,0037*** (0,0002)	0,0094*** (0,0002)	0,0005*** (0,0001)
Eseti kifizetés 3 hónapja	-0,0074*** (0,0002)	-0,0149*** (0,0003)	0,0039*** (0,0001)	-0,0076*** (0,0002)	0,0058*** (0,0002)	-0,0004*** (0,0001)
Függő változó átlaga	0,302	0,588	0,048	0,154	0,176	0,072

<i>Legalsó decilisű rendszeres nyugdíj</i>						
	Bináris					
	ATC A	ATC C	ATC J	ATC M	ATC N	ATC R
Eseti kifizetés	0,0117*** (0,0008)	0,0123*** (0,0009)	0,0027*** (0,0005)	0,0078*** (0,0007)	0,0042*** (0,0007)	0,0012*** (0,0005)
Eseti kifizetés 1 hónapja	0,0000 (0,0007)	-0,0021*** (0,0009)	0,0027*** (0,0004)	-0,0030*** (0,0006)	0,0036*** (0,0006)	0,0004 (0,0004)
Eseti kifizetés 2 hónapja	0,0001 (0,0008)	0,0036*** (0,0007)	0,0012*** (0,0005)	0,0001 (0,0007)	0,0118*** (0,0007)	0,0010*** (0,0005)
Eseti kifizetés 3 hónapja	-0,0048*** (0,0008)	-0,0054*** (0,0009)	0,0009* (0,0005)	-0,0028*** (0,0007)	0,0080*** (0,0007)	-0,0000 (0,0005)
Függő változó átlaga	0,281	0,552	0,047	0,145	0,177	0,066

Jegyzetek: Adatok forrása: „Admin3”, 2009-2017 közötti megfigyelések. Egyének száma a teljes mintában: 1 149 084. Egyének száma a legalsó decilisű rendszeres nyugdíjat kapók mintáján: 138 504. A vizsgált 6 gyógyszercsoport: ATC A — tápcsatorna és anyagcsere; ATC C — kardiovaszkuláris rendszer; ATC J — szisztémás fertőzés elleni szerek; ATC M — váz- és izomrendszer; ATC N — idegrendszer; ATC R — légzőrendszer. A táblázat az (3.2) egyenlet β becsült paramétereit mutatja. Zárójelben a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibát szerepeltetem. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

A bemutatott eredmények összességében azt mutatják, hogy az eseti nyugdíjkifizetések a megnövekedett likviditás által növelik a gyógyszervásárlási hajlandóságot, ami arra utalhat, hogy likviditási korlátokkal szembesülhetnek az öregségi nyugdíjat kapók, ami hosszabb távon (a szükséges gyógyszerek szedésének elmaradása által) ronthatja

az egészségi állapotot. Fontos hangsúlyozni ugyanakkor az itt bemutatott becslési eredmények korlátait – egy olyan időszakon tudtam becsülni a hatást, amikor az eseti kifizetések nem voltak jellemzők, a hatás identifikációjához az öregségi nyugdíjasok egy nagyon szűk körét kellett felhasználnom, akik nem részesültek eseti kifizetésben a megfelelő hónapokban. Frissebb, 2020 utáni adminisztratív adatok elérhetővé válása után válik lehetővé megbízhatóbb identifikáció, amikor több megfigyelésünk lesz eseti kifizetésekről, amelyek nem csak egy adott (novemberi) hónapban kerültek kifizetésre.

3.4. Összegzés

Ebben a fejezetben megvizsgáltam a nyugdíj összege és egészségügyi indikátorok közötti összefüggéseket. A fejezetben bemutatott eredmények nagy része leíró jellegű. Eredményeim azt mutatják, hogy a magasabb öregségi nyugdíj magasabb járóbeteg szakellátás igénybevételt, és férfiak körében magasabb gyógyszerkiadást implikál, ugyanakkor a magasabb nyugdíjat kapók átlagosan jobb egészségi állapotban vannak, az egészségi állapotot három éves halandósággal mérve. Az életvégi egészségügyi kiadásokban is jelentős jövedelmi eltérések vannak – a magasabb nyugdíjat kapók fekvőbeteg és gyógyszer kiadása átlagosan jelentősen magasabb az élet utolsó évében.

Az oksági összefüggéseket feltáró becslési eredményeim alapján az öregségi nyugdíj rendszeres összegének hatása az egészségügyi ellátások igénybevételére kicsi. Ugyanakkor az eseti nyugdíjkifizetések átmenetileg növelik a gyógyszervásárlást, ami likviditási korlátokra utal a gyógyszeres kezelést igénylők körében.

Következtetések

Az értekezésben a nyugdíjba vonulás összefüggéseit vizsgáltam az egészségi állapottal és az egészségügyi ellátások igénybevételével. A kutatási téma fontosságát az adja egyrészt, hogy az idősödő társadalmakban a nyugdíjrendszer fenntarthatósága érdekében szükséges a munkával töltött életevek növelése, aminek a lehetőségeit korlátozhatja az egészségi állapot időskori romlása. Másrészt pedig a nyugdíjrendszerek változásának (különösen a nyugdíjkorhatár módosításának) a hatásainak megértését segíti elő, ha ismerjük a nyugdíjba vonulás és annak időzítésének az egészségügyi következményeit.

Az értekezés felépítésében a kiinduló pontom az volt, hogy a nyugdíjba vonulás és az egészségügyi kimenetek között kétirányú oksági hatások vannak, ezt a két irányt tárgyaltam az első két fejezetben, a harmadik fejezetben pedig a nyugdíj összege és az egészségügyi kimenetek közötti összefüggést vizsgáltam. Az empirikus elemzés jelentős része magyarországi adminisztratív adatokon alapult, kiegészítve európai kérdőíves adatokon alapuló eredményekkel.

Az első fejezetben a nyugdíjba vonulás egészségügyi hatásait vizsgáltam. Európai kérdőíves adatok alapján egyértelmű, hogy a nyugdíjban lévők átlagosan több egészségügyi ellátást vesznek igénybe, de az oksági összefüggések – európai adatok alapján – nem egyértelműek sem a saját eredményeim, sem a vonatkozó nemzetközi irodalom alapján. Magyarországi adminisztratív adatok alapján, a nyugdíjrendszer változásait felhasználva, viszont meg tudtam becsülni a nyugdíjba vonulás oksági hatását az egészségügyi ellátások igénybevételére. Eredményeim alapján a járóbeteg ellátások

igénybevétele és a gyógyszerfogyasztás jellemzően csökken a nyugdíjba vonulás hatására, nem találtam bizonyítékot arra, hogy a nyugdíjba vonulás negatív hatással lenne az egészségi állapotra. További, szintén oksági összefüggéseket feltáró eredményeim alapján a kényszerű nyugdíjazás esetén sincs arra vonatkozó bizonyíték, hogy növelné az egészségügyi ellátások igénybevételét vagy rontaná az érintettek egészségi állapotát.

Az első fejezet eredményei így arra utalnak, hogy a nyugdíjba vonulás általában csökkenti az állami egészségügyi kiadásokat, legalábbis rövid távon. Ebben az értelemben a nyugdíjba vonulás csökkentheti a társadalombiztosítás egészségügyi rendszerére háruló terheket, míg a nyugdíjkorhatár emelése valamivel magasabb társadalombiztosítási egészségügyi kiadásokat eredményezhet. Ezek az eredmények a nyugdíjba vonulás ösztönzésében rejlő kompromisszumra utalnak, mivel a csökkenő egészségügyi felhasználásból származó társadalombiztosítási megtakarítást ellensúlyozzák (vagy meghaladják) a magasabb állami nyugdíjkiadások. Vagyis rövid távon a kényszerű és önkéntes nyugdíjazás egyaránt enyhíti az egészségügy terheit, de növeli a nyugdíjkiadásokat.

A második fejezetben az egészségi állapot hatását vizsgáltam a nyugdíjba vonulási döntésekre. Európai kérdőíves adatok alapján az időskori, de nyugdíjkorhatár előtti munkavégzés során megfigyelt rosszabb egészségi állapot negatív összefüggésben van a nyugdíjba vonulási életkorral és a későbbi továbbdolgozás valószínűségével. Magyarországi adminisztratív adatok alapján azonban nem találtam erős bizonyítékot arra vonatkozóan, hogy a jobb egészségi állapot jelentősen növelné a nyugdíjkorhatár utáni munkavégzés valószínűségét, amit magyarázhat az egészségi állapot mérésének nehézsége és a minta szelektivitása – a rosszabb egészségi állapotúak egy része már a nyugdíjkorhatár elérése előtt elhagyja a munkapiacot. További becslési eredményeim ugyanakkor azt mutatták, hogy a nyugdíjkorhatár betöltését követően munkát végzők körében az egészségi állapot romlása jelentősen rontja a továbbdolgozás valószínűségét, különösen az alacsonyabb végzettségűek körében. Eredményeim alapján tehát az

egészség megőrzése növelni tudja az időskori munkavégzés valószínűségét legalább azok körében, akik esetén (megfelelő egészségi állapot mellett) van időskori munkavégzési hajlandóság.

Eredményeim rámutatnak továbbá, hogy nyugdíjkorhatár betöltését megelőzően az egészség romlása – a várakozásoknak megfelelően – növeli a munkapiacról való kilépésnek és rokkantsági ellátások igénybevételének valószínűségét, de ez az összefüggés enyhébb a nagyobb termelékenyséű vállalatok esetén.

Összességében, a második fejezetben bemutatott eredményeim alapján az egészség megőrzése növelni képes az időskori munkavégzési hajlandóságot, tehát az egészség megőrzését célzó közpolitikák a munkakínálat növelésén keresztül pozitív hatással lehetnek a nyugdíjrendszerek fenntarthatóságára is. Emellett pedig a munkavégzés minőségének a javulása (beleértve a magasabb fizetést is) szintén növelni tudja a munkavégzési hajlandóságot gyengébb egészség mellett is, ezáltal a munkaadóknak is van szerepe az időskori munkavégzés növelésében.

Az értekezés harmadik fejezetében az öregségi nyugdíj összege és az egészségügyi kimenetek közötti összefüggést elemeztem. Hasonlóan a nyugdíjba vonulás időzítéséhez, a nyugdíj összege és az egészségügyi kimentek közötti is kétirányú oksági kapcsolatok állnak fel, mivel az egészségi állapot befolyásolja a munkavégzési képességeket és nyugdíjba vonulási életkort, ezáltal a nyugdíj összegét is, másfelől pedig a nyugdíj összege hatással lehet az egészségügyi ellátások elérhetőségére és az életmódra, ezáltal az egészségi állapotra is. Magyarországi adminisztratív adatokon alapuló eredményeim alapján a magasabb öregségi nyugdíjat kapók többször járnak járóbeteg szakellátásra, magasabb a gyógyszerkiadásuk és egyúttal jobb az egészségi állapotuk (alacsonyabb a halálozási valószínűségük). Nem találtam azonban bizonyítékot arra vonatkozóan, hogy az öregségi nyugdíj rendszeres összege jelentős oksági hatással lenne az ellátások igénybevételére, tehát a nyugdíj összege és ellátások igénybevétele közötti pozitív korrelációt olyan tényezők hajthatják, mint például meg nem figyelt képességek és

életmódbeli szokások. Ugyanakkor egyszeri magasabb nyugdíj kifizetések növelik a gyógyszerek vásárlását, mert likviditási korlátokat tudnak enyhíteni.

Eredményeim alapján tehát van egy jelentős egészség-egyenlőtlenség az öregségi nyugdíj összege szerint – a magasabb nyugdíjat kapók több ellátást vesznek igénybe és egészségesebbek. Ezeket az egyenlőtlenségeket az ellátásokhoz való egyenlőbb hozzáféréssel és az életmódot, valamint egészségtudatosságot befolyásoló közpolitikákkal lehetne mérsékelni.

Irodalomjegyzék

- Abowd, J. M., F. Kramarz, és D. N. Margolis (1999). High wage workers and high wage firms. *Econometrica* 67(2), 251–333.
- Aizawa, N., C. Mommaerts, és S. Rennane (2022). Explaining heterogeneity in use of non-wage benefits: The role of worker and firm characteristics in disability accommodations. In *AEA Papers and Proceedings*, Volume 112, pp. 376–380. American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203.
- Austin, P. C. és E. A. Stuart (2015). Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (IPTW) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. *Statistics in Medicine* 34(28), 3661–3679.
- Axelrad, H. és A. Tur-Sinai (2021). Switching to self-employed when heading for retirement. *Journal of Applied Gerontology* 40(1), 95–104.
- Bana, S., K. Bedard, M. Rossin-Slater, és J. Stearns (2022). Unequal use of social insurance benefits: The role of employers. *Journal of Econometrics*.
- Bazzoli, M., P. Di Caro, F. Figari, C. V. Fiorio, és M. Manzo (2020). Size, heterogeneity and distributional effects of self-employment income tax evasion in Italy. *EUROMOD Working Paper*.

- Behncke, S. (2012). Does retirement trigger ill health? *Health Economics* 21(3), 282–300.
- Bender, K. A. (2012). An analysis of well-being in retirement: The role of pensions, health, and ‘voluntariness’ of retirement. *The Journal of Socio-Economics* 41(4), 424–433.
- Bils, M. és P. J. Klenow (2000). Does schooling cause growth? *American Economic Review* 90(5), 1160–1183.
- Bíró, A. (2016). Outpatient visits after retirement in Europe and the US. *International Journal of Health Economics and Management* 16(4), 363–385.
- Bíró, A., M. Bisztray, J. G. da Fonseca, és T. L. Molnár (2023). Accident-induced absence from work and wage ladders. *IZA Discussion Paper No. 16312*.
- Bíró, A., R. Branyiczki, és P. Elek (2022). The effect of involuntary retirement on healthcare use. *Health Economics* 31(6), 1012–1032.
- Bíró, A., R. Branyiczki, és P. S. Elek (2021). The effect of involuntary retirement on healthcare use and health status. *CERS-IE Working Papers* 2021/22.
- Bíró, A., R. Branyiczki, A. Lindner, L. Márk, és D. Prinz (2022). Firm heterogeneity and the impact of payroll taxes. *World Bank Working Paper* 10265.
- Bíró, A. és P. Elek (2018). How does retirement affect healthcare expenditures? Evidence from a change in the retirement age. *Health Economics* 27(5), 803–818.
- Bíró, A. és P. Elek (2020a). Job loss, disability insurance and health expenditure. *Labour Economics* 65, 101856.
- Bíró, A. és P. Elek (2020b). Öregségi nyugdíjba vonulás és az egészségi állapot. *Munkaerőpiaci Tükör* 2019.

- Bíró, A., T. Hajdu, G. Kertesi, és D. Prinz (2021). Life expectancy inequalities in Hungary over 25 years: The role of avoidable deaths. *Population Studies* 75(3), 443–455.
- Bíró, A. és D. Prinz (2020). Healthcare spending inequality: Evidence from Hungarian administrative data. *Health Policy* 124(3), 282–290.
- Bloom, D. E., D. Canning, és M. J. Moore (2007). A theory of retirement. *NBER WP* 13630.
- Bonsang, E., S. Adam, és S. Perelman (2012). Does retirement affect cognitive functioning? *Journal of Health Economics* 31(3), 490–501.
- Bonsang, E. és T. J. Klein (2012). Retirement and subjective well-being. *Journal of Economic Behavior & Organization* 83(3), 311–329.
- Börsch-Supan, A. (2022a). Survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE) wave 1. *Release version 8.0.0*.
- Börsch-Supan, A. (2022b). Survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE) wave 2. *Release version 8.0.0*.
- Börsch-Supan, A. (2022c). Survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE) wave 4. *Release version 8.0.0*.
- Börsch-Supan, A., M. Brandt, C. Hunkler, T. Kneip, J. Korbmacher, F. Malter, B. Schaan, S. Stuck, és S. Zuber (2013). Data resource profile: the survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology* 42(4), 992–1001.
- Case, A. és A. S. Deaton (2005). Broken down by work and sex: How our health declines. In *Analyses in the Economics of Aging*, pp. 185–212. University of Chicago Press.

- Coe, N. B. és G. Zamarro (2011). Retirement effects on health in Europe. *Journal of Health Economics* 30(1), 77–86.
- Coile, C., P. Diamond, J. Gruber, és A. Jousten (2002). Delays in claiming social security benefits. *Journal of Public Economics* 84(3), 357–385.
- Coile, C. és J. Gruber (2007). Future social security entitlements and the retirement decision. *The Review of Economics and Statistics* 89(2), 234–246.
- Cooper, M. L., M. Russell, J. B. Skinner, M. R. Frone, és P. Mudar (1992). Stress and alcohol use: moderating effects of gender, coping, and alcohol expectancies. *Journal of Abnormal Psychology* 101(1), 139.
- Copeland, J. R., A. T. Beekman, A. W. Braam, M. E. Dewey, P. Delespaul, R. Fuhrer, C. Hooijer, B. A. Lawlor, S.-L. Kivela, A. Lobo, és mtsai. (2004). Depression among older people in Europe: the EURODEP studies. *World Psychiatry* 3(1), 45.
- Dalgaard, C.-J. és H. Strulik (2017). The genesis of the golden age: Accounting for the rise in health and leisure. *Review of Economic Dynamics* 24, 132–151.
- Datta Gupta, N. és M. Larsen (2007). Health shocks and retirement: the role of welfare state institutions. *European Journal of Ageing* 4, 183–190.
- De Grip, A., D. Fouarge, és R. Montizaan (2013). How sensitive are individual retirement expectations to raising the retirement age? *De Economist* 161, 225–251.
- Dingemans, E. és K. Henkens (2014). Involuntary retirement, bridge employment, and satisfaction with life: A longitudinal investigation. *Journal of Organizational Behavior* 35(4), 575–591.
- Disney, R., C. Emmerson, és M. Wakefield (2006). Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis. *Journal of Health Economics* 25(4), 621–649.

- Dwyer, D. S. és O. S. Mitchell (1999). Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous? *Journal of Health Economics* 18(2), 173–193.
- Eibich, P. (2015). Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity. *Journal of Health Economics* 43, 1–12.
- Engström, P. és B. Holmlund (2009). Tax evasion and self-employment in a high-tax country: evidence from Sweden. *Applied Economics* 41(19), 2419–2430.
- European Commission (2021). The 2021 ageing report – Economic budgetary projections for the EU Member States (2019-2070). <https://data.europa.eu/doi/10.2765/84455>.
- Eurostat (2023a). Employment and activity by sex and age - annual data. *[lfsi_emp_a]*.
- Eurostat (2023b). Employment rates by sex, age and citizenship (%). *[lfsa_ergan]*.
- Eurostat (2023c). Life expectancy by age and sex. *[demo_mlexpec]*.
- Eurostat (2023d). Population on 1 January by broad age group and sex. *[demo_pjanbroad]*.
- Fitzpatrick, M. D. és T. J. Moore (2018). The mortality effects of retirement: Evidence from social security eligibility at age 62. *Journal of Public Economics* 157, 121–137.
- Galama, T., A. Kapteyn, R. Fonseca, és P.-C. Michaud (2013). A health production model with endogenous retirement. *Health Economics* 22(8), 883–902.
- Garcia-Gomez, P., T. J. Galama, E. Van Doorslaer, és A. Lopez Nicolas (2017). Interactions between financial incentives and health in the early retirement decision. *Available at SSRN 2968345*.

- Gross, T., T. J. Layton, és D. Prinz (2022). The liquidity sensitivity of healthcare consumption: Evidence from social security payments. *American Economic Review: Insights* 4(2), 175–190.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* 80(2), 223–255.
- Hagen, J. (2018). The effects of increasing the normal retirement age on health care utilization and mortality. *Journal of Population Economics* 31(1), 193–234.
- Hazan, M. (2009). Longevity and lifetime labor supply: Evidence and implications. *Econometrica* 77(6), 1829–1863.
- Hernaes, E., S. Markussen, J. Piggott, és O. L. Vestad (2013). Does retirement age impact mortality? *Journal of Health Economics* 32(3), 586–598.
- Hershey, D. A. és K. Henkens (2014). Impact of different types of retirement transitions on perceived satisfaction with life. *The Gerontologist* 54(2), 232–244.
- Hudomiet, P., M. D. Hurd, A. M. Parker, és S. Rohwedder (2021). The effects of job characteristics on retirement. *Journal of Pension Economics & Finance* 20(3), 357–373.
- Jacobs, J. C., A. Laporte, C. H. Van Houtven, és P. C. Coyte (2014). Caregiving intensity and retirement status in Canada. *Social Science & Medicine* 102, 74–82.
- Jacobs, J. C., C. H. Van Houtven, A. Laporte, és P. C. Coyte (2017). The impact of informal caregiving intensity on women’s retirement in the United States. *Journal of Population Ageing* 10, 159–180.
- Janlert, U. és A. Hammarström (2009). Which theory is best? Explanatory models of the relationship between unemployment and health. *BMC Public Health* 9, 1–9.

- Jones, A. M., N. Rice, és J. Roberts (2010). Sick of work or too sick to work? Evidence on self-reported health shocks and early retirement from the BHPS. *Economic Modelling* 27(4), 866–880.
- Jones, A. M., N. Rice, és F. Zantomio (2020). Acute health shocks and labour market outcomes: evidence from the post crash era. *Economics & Human Biology* 36, 100811.
- Kivimäki, M. és A. Steptoe (2018). Effects of stress on the development and progression of cardiovascular disease. *Nature Reviews Cardiology* 15(4), 215–229.
- Kolodziej, I. W. és P. García-Gómez (2019). Saved by retirement: Beyond the mean effect on mental health. *Social Science & Medicine* 225, 85–97.
- Krekó, J. és G. P. Kiss (2007). Adóelkerülés és a magyar adórendszer. *MNB Tanulmányok* 65.
- Kuhn, A., S. Staubli, J.-P. Wuellrich, és J. Zweimüller (2020). Fatal attraction? Extended unemployment benefits, labor force exits, and mortality. *Journal of Public Economics* 191, 104087.
- Kuhn, M., S. Wrzaczek, A. Prskawetz, és G. Feichtinger (2015). Optimal choice of health and retirement in a life-cycle model. *Journal of Economic Theory* 158, 186–212.
- Lachowska, M., I. Sorkin, és S. A. Woodbury (2022). Firms and unemployment insurance take-up. *National Bureau of Economic Research* (WP 30266).
- Lopez Garcia, I., N. Maestas, és K. J. Mullen (2023). Health capacity to work and retirement expectations. *Available at SSRN 4499201*.
- Lucifora, C. és D. Vigani (2018). Health care utilization at retirement: The role of the opportunity cost of time. *Health Economics* 27(12), 2030–2050.

- Lumsdaine, R. L. és O. S. Mitchell (1999). New developments in the economic analysis of retirement. *Handbook of Labor Economics* 3, 3261–3307.
- Lundborg, P., M. Nilsson, és J. Vikström (2015). Heterogeneity in the impact of health shocks on labour outcomes: evidence from Swedish workers. *Oxford Economic Papers* 67(3), 715–739.
- Mazzonna, F. és F. Peracchi (2012). Ageing, cognitive abilities and retirement. *European Economic Review* 56(4), 691–710.
- Nagore Garcia, A., M. C. Rossi, és A. van Soest (2018). Labour market decisions of the self-employed in the Netherlands at the statutory retirement age. *Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER) Working Paper Series* 13.
- Odone, A., V. Gianfredi, G. Vigezzi, A. Amerio, C. Ardito, A. d’Errico, D. Stuckler, és G. Costa (2021). Does retirement trigger depressive symptoms? A systematic review and meta-analysis. *Epidemiology and Psychiatric Sciences* 30, e77.
- Oksanen, T., J. Vahtera, H. Westerlund, J. Pentti, N. Sjösten, M. Virtanen, I. Kawachi, és M. Kivimäki (2011). Is retirement beneficial for mental health? Antidepressant use before and after retirement. *Epidemiology (Cambridge, Mass.)* 22(4), 553.
- Olafsson, A. és M. Pagel (2018). The liquid hand-to-mouth: Evidence from personal finance management software. *The Review of Financial Studies* 31(11), 4398–4446.
- Olesen, K., N. H. Rod, I. E. Madsen, J. P. Bonde, és R. Rugulies (2015). Does retirement reduce the risk of mental disorders? A national registry-linkage study of treatment for mental disorders before and after retirement of 245 082 Danish residents. *Occupational and Environmental Medicine* 72(5), 366–372.
- Parker, S. C. és J. C. Rougier (2007). The retirement behaviour of the self-employed in Britain. *Applied Economics* 39(6), 697–713.

- Pilipiec, P., W. Groot, és M. Pavlova (2021). The effect of an increase of the retirement age on the health, well-being, and labor force participation of older workers: a systematic literature review. *Journal of Population Ageing* 14, 271–315.
- Portellano-Ortiz, C., J. Garre-Olmo, L. Calvó-Perxas, és J. L. Conde-Sala (2018). Factor structure of depressive symptoms using the EURO-D scale in the over-50s in Europe. Findings from the SHARE project. *Aging & Mental Health* 22(11), 1477–1485.
- Prince, M. J., F. Reischies, A. T. Beekman, R. Fuhrer, C. Jonker, S.-L. Kivela, B. A. Lawlor, A. Lobo, H. Magnusson, M. Fichter, és mtsai. (1999). Development of the EURO-D scale—a European Union initiative to compare symptoms of depression in 14 European centres. *The British Journal of Psychiatry* 174(4), 330–338.
- Puhani, P. A. és K. Sonderhof (2010). The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes. *Journal of Health Economics* 29(2), 285–302.
- Ramnath, S., J. B. Shoven, és S. N. Slavov (2021). Pathways to retirement through self-employment. *Journal of Pension Economics & Finance* 20(2), 232–251.
- Rohwedder, S. és R. J. Willis (2010). Mental retirement. *Journal of Economic Perspectives* 24(1), 119–138.
- Rose, L. (2020). Retirement and health: Evidence from England. *Journal of Health Economics* 73, 102352.
- Samwick, A. A. (1998). New evidence on pensions, social security, and the timing of retirement. *Journal of Public Economics* 70(2), 207–236.
- Seibold, A. (2021). Reference points for retirement behavior: Evidence from German pension discontinuities. *American Economic Review* 111(4), 1126–1165.

- Simonovits, A. és M. Tir (2018). A nők40 program dilemmái. *Munkaerőpiaci Tükör* 2017.
- Slemrod, J. (2019). Tax compliance and enforcement. *Journal of Economic Literature* 57(4), 904–954.
- Stepner, M. (2013). Binscatter: Stata module to generate binned scatterplots. <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s457709.htm>.
- Stock, J. H. és D. A. Wise (1990). Pensions, the option value of work, and retirement. *Econometrica* 58, 1151–1180.
- Stuart, E. A., H. A. Huskamp, K. Duckworth, J. Simmons, Z. Song, M. E. Chernew, és C. L. Barry (2014). Using propensity scores in difference-in-differences models to estimate the effects of a policy change. *Health Services and Outcomes Research Methodology* 14, 166–182.
- Torres, S. J. és C. A. Nowson (2007). Relationship between stress, eating behavior, and obesity. *Nutrition* 23(11-12), 887–894.
- Trevisan, E. és F. Zantomio (2016). The impact of acute health shocks on the labour supply of older workers: Evidence from sixteen European countries. *Labour Economics* 43, 171–185.
- Van der Heide, I., R. M. van Rijn, S. J. Robroek, A. Burdorf, és K. I. Proper (2013). Is retirement good for your health? A systematic review of longitudinal studies. *BMC Public Health* 13, 1–11.
- Virtanen, M., T. Honkonen, M. Kivimäki, K. Ahola, J. Vahtera, A. Aromaa, és J. Lönnqvist (2007). Work stress, mental health and antidepressant medication findings from the Health 2000 Study. *Journal of Affective Disorders* 98(3), 189–197.

Zweifel, P., S. Felder, és M. Meiers (1999). Ageing of population and health care expenditure: a red herring? *Health Economics* 8(6), 485–496.