

CSERES-GERGELY ZSOMBOR

A 2000-es évek magyarországi nyugdíjkorhatár-emeléseinek azonnali hatása az érintett nők munkavállalására

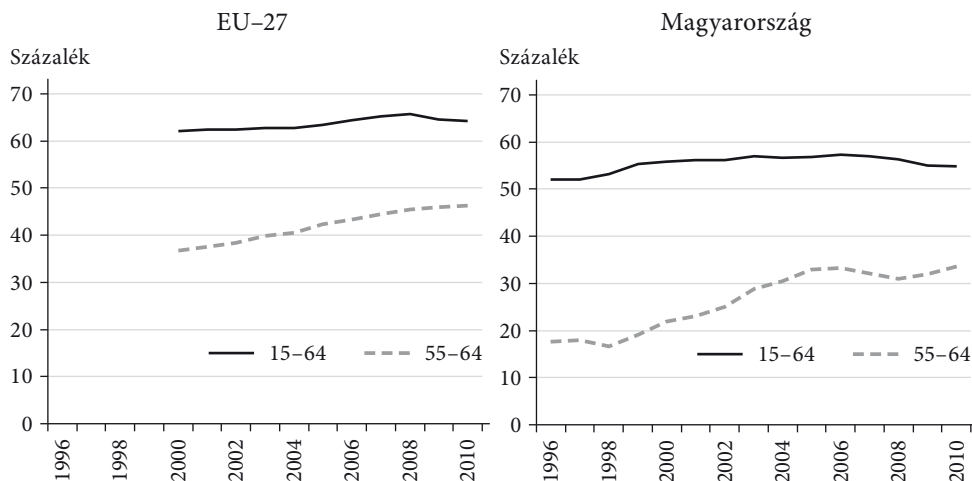
A tanulmány empirikusan elemzi a nyugdíjkorhatár emelésének azonnali foglalkoztatási hatását. Az általános korhatár születési évjáratokhoz és nemekhez kötődő és egyik évről a másikra élesen változó 1997 és 2009 közötti emelkedése teszi lehetővé az oksági kapcsolat hiteles vizsgálatát a különbségek különbsége módszerével. Az eredmények azt mutatják, hogy az előrehozott nyugdíjkorhatár változása jelentős hatást gyakorolt a női foglalkoztatásra: az átlagosan 45 százalékos foglalkoztatási arány mintegy 5–7,4 százalékponttal emelkedett. A korbetöltött nyugdíjazás esetében ilyen hatás nem figyelhető meg. Ennek oka az, hogy a rokkantnyugdíjazás növekedése ellensúlyozta az öregségi nyugdíj igénybevételének csökkenését.*
Journal of Economics Literature (JEL) kód: H31, H55, J14, J26.

A foglalkoztatás növelésében és a tágran értelmezett költségvetés egyensúlyának fenntartásában érdekelt nagypolitika és szakpolitika alakítóit mindig is foglalkoztatta a társadalom öregedésének folyamata és kapcsolata a munkapiaccal. A munkapiacról való kilépésnek Európában általában és Magyarországon is gyakori útja a nyugdíjba vonulás (*Cseres-Gergely* [2007]), így e két célt együttesen szolgálhatja a nyugdíjrendszer egyik fontos paraméterének a megváltoztatása: az általános nyugdíjkorhatár felemelése. Mivel azonban a korai nyugdíjazás Kelet-Európában politikai okokból szélesebb körben elterjedt (*Vanhuysse* [2006]), Magyarországon viszonylag korán, az 1990 évek végén elkezdődött a korhatáremelés folyamata. Míg az EU-ban a potenciálisan érintett 55–64 éves korosztály foglalkoztatási rátája közel 10 százalékpontot emelkedett 2000 és 2010 között, Magyarországon a növekmény ennek bő másfélszerese volt (*1. ábra*). Mindkét esetben igaz azonban, hogy az idősebbek foglalkoztatása az átlagnál jobban bővült.

* A kutatás az OTKA 101803. sz. projekt és a Bod Péter Alapítvány anyagi támogatásával jött létre. Ezúton köszönöm a KRTK Adatbank munkatársainak segítségét, valamint *Gál Róbert Iván* és *Simonovits András*, továbbá a KTI szeminárium résztvevőinek segítő megjegyzéseit. Természetesen minden fennmaradó hiba engem terhel.

1. ábra

A 15–64 évesek átlagos foglalkoztatási aránya az EU-27 országokban és Magyarországon 1997 és 2010 között



Forrás: Eurostat adatsorok, lfsa_organ.

Mindeközben Magyarországon 1995 és 2009 között az öregségi nyugdíjkorhatár az 55. életévről a 62. életévre emelkedett az érintett nők, és a 60. életévről a 62. életévre az érintett férfiak számára, aminek lehet munkapiaci hatása. Átfogó munkájában *Monostori* [2008] a korhatár emelkedése és a foglalkoztatási ráta növekedése közötti kapcsolatot hangsúlyozta. *Kátay-Nobilis* [2009] a gazdasági aktivitást összetevő-ire bontva mutatta meg, hogy a nyugdíjszabályozás 2000-es évek eleji megváltoztatásnak jelentős hatása volt az idősebbek aktivitására. Az állami nyugdíj igénylését befolyásoló tényezőket vizsgálva, *Cseres-Gergely* [2007] megállapította, hogy a pénzügyi ösztönzők mellett az általános nyugdíjkorhatárig hátralevő időnek nagy jelentősége van a nyugdíj igényléséről hozott döntésben, ami szintén a korhatár-emelés munkapiaci hatását valószínűsíti.

Több eredmény is azt mutatja, hogy egy ország fő nyugdíjellátásához tarozó korhatár-emelés megnöveli munkapiacról való időskori visszavonulás jellemző életkorát. A nyugdíjrendszer munkapiaci viselkedésre a várható nyugdíjon keresztül gyakorolt hatását az Egyesült Államokban *Stock-Wise* [1990] vizsgálta, Németországban pedig *Börsch-Supan-Kohnz-Schnabel* [2004]. Mindkét tanulmány megerősíti, hogy a nyugdíj összege mellett a nyugdíjkorhatárnak is jelentős hatása van az állami és vállalati nyugellátás igénylésére, valamint a munkapiacról való visszavonulásra. Az eredmények érvényességét *Gruber-Wise* [2004b] vizsgálta, és erősítette meg több országot érintő nemzetközi összehasonlításban (*Gruber-Wise* [2004a]).

A nyugdíjkorhatár-emelés hatásának mérése programértékelés-jellegű módszerrel viszonylag új eljárásnak számít. A gondolat első jelentős képviselője *Mastrobuoni* [2009], aki szerint a normák, az életciklus- és kapcsolódó hatások nehezen identifikálhatók azoknak a viselkedésből, akiket nem érintett a korhatár-emelés. Ő a beavatkozás hatásának identifikációját az életkori profilokra és arra alapozza, hogy azokban

– az 1938 után és később született kohorszok nyugdíjkorhatárának emelkedése után – szakadások alakultak ki.

A profilok változásának ötletét *Staubli-Zweimüller* [2013] és utóbb *Cribb-Emmerson-Tetlow* [2013] alkalmazta kis változtatásokkal. Az előbbi tanulmány a különbségek különbsége (*difference in difference*) keretet alkalmazta az összes a vizsgált időszakban nyugdíjazott osztrák dolgozók nagyfelbontású adminisztratív adatbázisára. Az volt a célja, hogy azonosítsa a korai nyugdíjba menetel korhatárának 26 hónappal való megemelésével járó munkapiaci hatást. A kapott eredmények azt mutatják, hogy az emelés hatására 19, illetve 25 százalékponttal csökkent az öregségi nyugdíjigénylés, ugyanakkor 7, illetve 10 százalékponttal nőtt a foglalkoztatási ráta az érintett férfiak, illetve nők körében. A munkanélküli-ráta is nőtt 10 és 11 százalékkal, de az új rokkantnyugdíjasok aránya változatlan maradt.

Hasonló identifikációs stratégiát, de mintavételes adatokat használt *Cribb-Emmerson-Tetlow* [2013] ahhoz, hogy az általános nyugdíjkorhatár 60-ról 65 évre emelése első lépcsőfokának – a 2010 és 2012 között 61 évre emelésének – hatását vizsgálja. A szerzők eredményei szerint az emelés átlagos foglalkoztatási hatása 7 százalékpontos növekmény volt. A gazdag adatbázis lehetővé tette, hogy megvizsgálják az együtt élő partner nyugdíjazásának foglalkoztatási hatását is, amit szignifikánsnak és pozitívnak találtak.

Magyarországon két tanulmány foglalkozott a nyugdíjkorhatár emelésének hatásával a naiv keresztmetszeti becsléseket meghaladó módszerrel. *Benczúr-Kátay-Kiss* [2012] eredménye általános egyensúlyi elemeket is tartalmazó mikroszimulációs modellből származik, amely a munkakínálat extenzív és intenzív változását, a háztartási szintű jövedelmeket és a termelékenységhez igazodó béreket is figyelembe veszi. Itt egyévnnyi effektív korhatáremelés szimulált hatása 4,26 százalékpont hosszú távú foglalkoztatásnövekedést eredményezett az 55–64 éves népesség körében. Egy egészen más megközelítésben *Major-Varga* [2013] az életciklus során fogyasztást és munkakínálatot optimalizáló viselkedést modellez. Kalibráláson nyugvó eredményeik 3,9–4,1 százalékpontos foglalkoztatásnövekményt mutatnak egy év effektív korhatár emelkedésének eredményeként, ami az előzővel megegyező nagyságrendű, bár számszerűen kisebb. A különbséget a távoli jövő nyugdíjasfogyasztásának erőteljesebb diszkontálása, valamint annak kisebb valószínűsége indokolhatja, hogy ezt az állapotot a szereplők elérik. Mindkét hatás erősödik a kor előrehaladtával.

Noha a rendelkezésre álló eredmények alapján nagyobb eséllyel juthatnánk arra a következtetésre, hogy Magyarországon a nyugdíjkorhatár emelése jelentős szerepet játszott az idősebb emberek foglalkoztatásának rövid távú növekedésében, ezt az állítást extrapolációtól mentes ökonometriai számítások nem támasztják alá. Jelen tanulmány célja, hogy az 1999 és 2006 közötti időszak korhatáremeléseire vonatkozóan megbízható, a foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálataiban használt módszertanra¹ támaszkodó eredményekkel szolgáljon. Ehhez a különbségek különbsége módszert használjuk, amelynek alkalmazását a korhatár-emelkedés korosztályonként diszkrétén változó szabályozása teszi lehetővé. Az erre alapuló

¹ A módszertanról lásd *Kézdi* [2011].

becslések eredményei azt mutatják, hogy az általános nyugdíjkorhatár emelésének nem volt általános hatása a közvetlenül érintett korosztályokra, noha több ilyen emelés is volt, és ezek több korosztályt is érintettek. Az előrehozott nyugdíjkorhatár emelésének hatása a nők esetében azonnal jelentkezett. Egy év korhatáremelés 5–7,4 százalékpontos foglalkoztatásemelkedéssel járt együtt, ez az adat 9,4 százalékpont volt a házasság nők esetében. A férfiakat vizsgálva kiderült, hogy a foglalkoztatásnövekedés hatásának elmaradása háttérben minden valószínűséggel a rokkantnyugdíjazás arányának megnövekedése áll.

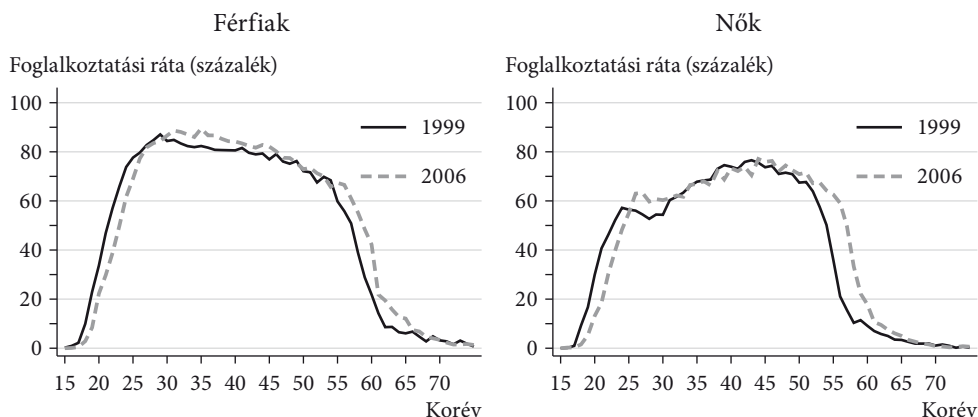
A tanulmány szerkezete a következő. Először a nyugdíjba vonulás és a munkapiaci részvétel magyarországi 2000-es évekbeli stilizált tényeit vázoljuk. Ezt követően a becslés háttéréül szolgáló modellt és identifikációs stratégiát ismertetjük, majd a foglalkoztatásra vonatkozó becslési eredményeket mutatjuk be a népesség egészére és fontos részeire vonatkozóan, amit az eredmények érzékenységvizsgálata követ. Végül következtetésekkel zárjuk tanulmányunkat.

Intézményi háttér és stilizált tények

Noha a kétezres évek elején foglalkoztatottak száma csak 117 ezerrel nőtt a 15–64 évesek körében, ugyanezen idő alatt 194 ezerrel több 55–64 éves dolgozott, mint korábban, így ez a korosztály járult hozzá legnagyobb mértékben a foglalkoztatás növekedéséhez – lásd a 2. ábrát.² A továbbiakban a kétezres évek nyugdíjkorhatár-emelkedésének főbb állomásait, valamint a nyugdíjba vonulás tendenciájában bekövetkezett változásokat tekintjük át.

2. ábra

Férfiak és nők foglalkoztatási korprofiljai 1999-ben és 2006-ban



Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérésének mikroadatai alapján.

² A 2000-es évek közepe után kezdődött el az a folyamat, amely a még inaktív fiatalok egyre kisebb száma, de az idősek még nem számottevő növekedése és nagyobb arányú foglalkoztatása miatt automatikusan javította az átlagos foglalkoztatási arányt (a nevező csökken).

A nyugdíjazás jogszabályi környezete többször és nagymértékben változott az elmúlt évtizedekben. A legfontosabb törvényeket több ízben módosították,³ de a változásokat itt nem ismertetjük – azok a vizsgált időszakra többek között *Monostori* [2008]-ban követhetők. Kizárólag a korhatáremelésre és az 1997-es reform utáni átmeneti időszakra, továbbá a 2009-es válság hatásainak elkülönítésére koncentrálna a jelen elemzés középpontjában az 1999 és 2006 közötti időszak áll.

Az 1990-es évek elején az *általános* öregségi nyugdíjkorhatár Magyarországon a férfiak esetében a 60, a nőknél az 55 éves kor volt. 1999 után azonban ez emelkedni kezdett és mind a férfiak, mind a nők számára bevezették az *előrehozott* nyugdíjkorhatárt.

Az 1. táblázat az általános és az előrehozott öregségi nyugdíjkorhatár születési évjáratonként változó értékét mutatja be nemenként, az elemzés könnyítése érdekében szerepeltetve a nyugdíjba vonulás első lehetséges naptári évét (lehetséges év) is. Megfigyelhető, hogy az általános öregségi nyugdíjkorhatár mindkét nem esetében többször változott, mint az előrehozott: a nőknél az utóbbi kétszer, míg a férfiaknál egyszer sem – ez lesz az egyik oka, hogy a férfiakkal a későbbiekben nem foglalkozunk.

1. táblázat

Az általános és az előrehozott öregségi nyugdíjkorhatár Magyarországon az 1937 és 1947 között született évjáratokra

Születési évjárat	Nők				Férfiak			
	általános		előrehozott		általános		előrehozott	
	életkor	lehetséges év	életkor	lehetséges év	életkor	lehetséges év	életkor	lehetséges év
1937	55	1992	–	–	60	1997	–	–
1938	55	1993	–	–	61	1999	60	1998
1939	55	1994	–	–	62	2001	60	1999
1940	55	1995	–	–	62	2002	60	2000
1941	55	1996	–	–	62	2003	60	2001
1942	57	1999	55	1997	62	2004	60	2002
1943	58	2001	55	1998	62	2005	60	2003
1944	59	2003	55	1999	62	2006	60	2004
1945	60	2005	55	2000	62	2007	60	2005
1946	61	2007	56	2002	62	2008	60	2006
1947	62	2009	57	2004	62	2009	60	2007

Forrás: 1975. évi II. és 1997. évi LXXXI. törvény a társadalombiztosítási nyugellátásról. A törvény szövege év és születési évjárat szerint határozza meg az általános öregségi nyugdíjkorhatárt.

³ 1997. december 31-éig az 1975. évi II. törvény szabályozta az öregségi nyugdíj részleteit Magyarországon. 1998. január 1-jétől az 1997. évi LXXXI. törvény lépett a helyébe.

A nyugdíj jogosultság nemcsak az életkortól, hanem a „szolgálati évek” számától is függ. Ezekbe főszabály szerint a munkával, pontosabban a nyugdíjárulék-fizetéssel töltött évek számítanak, de ide számít a felsőoktatásban, honvédségnél és a gyermekgondozás első éveivel eltöltött idő is. Az általános nyugdíj jogosultsághoz 1975-ben még 10 évben megszabott kötelező szolgálati idő 1991-re 15 évre, később tovább emelkedett. Azok, akik csak 10 szolgálati évet gyűjtöttek össze, csökkentett összegű résznyugdíjat vehettek igénybe. Az itt vizsgált időszakban a teljes nyugdíj ennél jóval több, férfiak esetében 37–38, nők esetében 34–38 szolgálati évet igényelt.

Minden más szükséges feltétel teljesülése esetén a nyugdíj összegének csökkentése mellett vált elérhetővé az előrehozott nyugdíj. A szolgálati évek száma az előrehozott nyugdíjkorhatár változását követte. Az általános nyugdíjkorhatár utáni nyugdíjigénylésért jelentős jutalom jár: a kezdő nyugdíjak minden megkezdett további hónappal 0,5 százalékkal (évente 6 százalékkal) növekednek, és a szolgálati évek évenkénti növekedése 40 év fölött további 2 százalékot jelent (100 százalékig).

Az 1990-es évek elején jelentek meg az öregségi nyugellátás olyan különös változatai is, amelyek a munkaerőpiacról kiszoruló idősebb korosztályokat igyekeztek támogatni: a korengedményes nyugdíj vagy az előnyugdíj, illetve a munkanélküli-ellátás speciális, idősek számára elérhető formái – ezekről lásd például *Monostori* [2008] írását.

Az idősebbek számára nemcsak az öregségi nyugdíj formái érhetők el, hanem a keveseket érintő özvegyi nyugdíj mellett a rokkantnyugdíj is. Ez utóbbi ellátás jelentős mértékű volt: a 2000-es évek átlagában a megítélt nyugdíjaknak mintegy 25 százalékát tette ki, de néhány évben elérte a 40 százalékát is. Különös fontosságát az adta, hogy kivezető utat nyitott a munkapiacról (*Scharle* [2007]). Szabályozása 1997–1998 során változott meg, ami az első próbálkozás volt arra, hogy a rokkantnyugdíjakat kizárólag az egészségi állapot függvényében állapítsák meg. Ekkortól csak átmeneti ideig lehetett igénybe venni az ellátást, tartóssá csak abban az esetben válhatott, ha orvosi vizsgálat állapította meg, hogy nincs lehetőség rehabilitációra. A rokkantnyugdíj szabályozásának változása részben az általunk vizsgált időszakban zajlott, de ahogy azt később látni fogjuk, az empirikus eredményeket ez nem befolyásolja.

Noha az öregségi nyugdíjba vonulók számának változása és időzítése azt sejteti, hogy a nyugdíjszabályozás nagy hatással lehetett az idősebbek foglalkoztatására, az újonnan megállapított nyugdíjak adatai azonban ezt nem feltétlenül igazolják.⁴

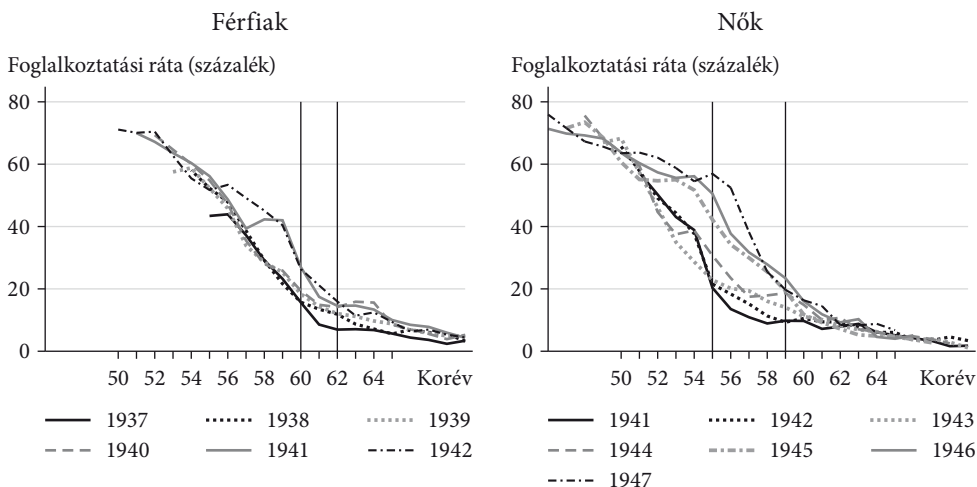
A nyugdíjkorhatár változásának mintázatából világos, hogy ha a korhatárváltozásoknak van hatásuk, akkor az erősen függ a születési évjáratoktól. A 3. ábra a KSH munkaerő-felméréséből számított foglalkoztatási korprofilokat mutat be az 1997 és 2007 között öregségi nyugdíj igénylésére jogosult születési évjáratokra (éves súlyozott adatok). Az egyes profilok jól mutatják a két, láthatóan egyensúlyi állapot közötti átmenet folyamatát. A férfiaknál ez a változás 56–62 éves korban megy végbe. Az 1936–1940 között született kohorszok a kezdeti egyensúlyt mutatják, a változás az 1940-es kohorsszal kezdődik. Az 1941-es kohorsz átmenetben, az 1942-es már azon

⁴ Lásd például a Munkaerőpiaci tükör Új rokkantsági nyugdíjmegállapítások és az új öregségi nyugdíjmegállapítások részletes létszám című 11.7. táblázatát az MTA KRTK Adatbankjának honlapjáról: http://www.bpdata.eu/mpt/2013hut11_07.

túl van. A később született kohorszok a második egyensúlyi állapotba simulnak. A nők esetében az átmenet hasonló, de érdekesebb. Az 1942-es és idősebb kohorszok vannak a kezdeti egyensúlyban, az átmenet az 1943-as kohorsszal kezdődik, az 1944–1945-ös kohorszok vannak az átmenetben, az 1946-os kohorsz már azon túl található.

3. ábra

Foglalkoztatási korprofilok az 1997 és 2007 között az általános nyugdíjkorhatárt elérő születési évjáratonként



Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérésének mikroadatai alapján.

Figyeljük meg, hogy a két egyensúly között átmenő évjáratok nem feltétlenül azok, amelyeket a nyugdíjkorhatár emelkedésének sokkja éri. A férfiak esetében az általános nyugdíjkorhatár az 1938 és 1939-es születésűek számára változott meg, de ezek a profilok még az első egyensúlyba simulnak. Semmi sem változott ugyanakkor azon két kohorsz esetében, amelyek a két egyensúly közötti átmenetet jelentik meg – mindez azt mutatja, hogy a nyugdíjszabályozás hatása *kétséges*. A nők esetében ugyanakkor egybeesés figyelhető meg: itt az átmenő és az általános korhatár emelése által érintett évjárat ugyanaz, és a kapcsolat később, az előrehozott nyugdíjkorhatár emelése során is fennmarad. Itt nem könnyen zárhatjuk ki a korhatár-emelés és a foglalkoztatás közötti kapcsolatot.

A korhatáremelés foglalkoztatási hatásának nagysága nagymértékben függ az érintett népesség foglalkoztathatóságától. A 2. táblázatban az 1945-ös születési évjárat tagjainak különböző életkorban mért adatai azt mutatják, hogy a kezdeti nyugdíjak átlagai életkori évenként jelentősen eltérnek (más évjáratok esetében is nagyon hasonló megállapításokra jutnánk). A jelentős tömegben (az összesnek valamivel több, mint 50 százalékában) igényelt előrehozott korhatárú nyugdíj értéke relatíve nagy: csak azoké előzi meg, akik az általános korhatár után még jó ideig dolgoznak (ide a férfiak 10, a nők 16 százaléka tartozik). Ez utóbbi csoportban az átlagos szolgálati idő is hosszú. Mindez azt sugallja, hogy az ilyen korban nyugdíjazottak viszonylag jó munkapiaci helyzetben voltak a nyugdíj igénylésének időszakában és korábban is.

2. táblázat

Az 1945-ös születési évjárat kezdeti nyugdíjainak statisztikái kor szerint

Korév	Fő	Százalék	Kezdő nyugdíj (2000. évi forintáron)	Szolgálati évek	
				átlag	szórás
Férfiak					
52	1	0	25 473	27,0	0,0
53	384	1	24 781	32,3	6,0
54	1 504	4	32 893	34,3	5,2
55	1 964	5	36 376	35,3	5,1
56	1 863	5	38 975	36,3	5,0
57	263	1	49 026	38,3	4,7
58	2 435	7	53 469	38,7	5,1
59	1 601	4	59 541	39,3	5,3
60	20 274	56	66 082	41,5	3,3
61	1 821	5	72 988	39,3	5,0
62	3 555	10	49 754	30,5	7,4
63	170	0	37 431	26,8	9,9
64	113	0	50 727	28,9	10,5
65	30	0	71 080	32,1	12,8
Σ	35 978	100			
Nők					
52	2	0	19 525	34,5	2,1
53	492	1	23 873	31,5	7,2
54	1 376	4	27 582	32,0	6,9
55	20 971	56	35 479	36,8	3,0
56	4 101	11	37 504	35,0	4,5
57	2 094	6	37 238	34,4	5,4
58	157	0	39 977	34,3	5,4
59	141	0	49 355	35,0	6,5
60	6 478	17	34 912	27,9	6,8
61	711	2	58 749	33,5	9,5
62	454	1	63 035	31,9	10,6
63	79	0	33 015	23,4	9,4
64	54	0	36 911	22,8	9,8
65	16	0	47 651	25,3	13,5
Σ	37 126	100			

Forrás: saját számítások a nyugdíjigénylések és fizetések NYUGDMEG adatbázisa alapján.

Az előrehozott kezdő nyugdíjak valamelyest növekednek a kor előrehaladtával, de erősen lecsökkennek az általános korhatárnál. Itt nemcsak kisebbek (a férfiak esetében: sokkal kisebbek) a kezdő nyugdíjak, de a szolgálati idők rövidebbek az általános korhatár elérésekor nyugdíjazottak esetében, ami azt sugallja, hogy ez a csoport nagyon különbözik az előrehozott korhatárúak csoportjától (rosszabb munkapiaci helyzet, rövidebb szolgálati idő, kisebb fizetett járulékok jellemzi őket). Mindez érthető: az előrehozott korhatár csak hosszú szolgálati idő mellett érhető el, és a vizsgált időszakban semmi sem tiltotta az öregségi nyugdíj melletti munkavégzést: semmi sem indokolta, hogy valaki ne a lehető legkorábban igényelje nyugdíját. Az adatok azt mutatják, hogy valóban csak azok nem tették ezt meg, akiknek nem volt elég szolgálati idejük, alacsony kezdő nyugdíjuk pedig rossz munkapiaci helyzetre utal. A többiektől jelentősen különbözik az a néhány dolgozó, akiknek közvetlenül az általános nyugdíjkorhatár előtt ítélték meg nyugdíját. Az ilyen férfiak helyzete kedvezőbbnek tűnik, feltehetően a kedvező feltételeket biztosító szakmák nagyobb aránya miatt (amilyen például a fegyveres erők).

Ez a tanulmány nem kíván részletes magyarázatot adni az idősök foglalkoztatási rátájának javulására, de mivel ez a későbbiekben fontos lesz, egy pillantást vessünk a növekedés másik, a nyugdíjkorhatár emelését időben megelőző lehetséges magyarázatára is. Az első és legfontosabb idevágó tényező az iskolai végzettség, különösen pedig a korhatáremelés által érintett évfázatok rohamosan javuló végzettsége (*Augusztinovics–Köllő* [2007]). Az 1999-ben 55–64 éveseket a 1935–1944 között született, míg a 2006-ban ilyen korúakat az 1942–1951-ben született évfázatok alkotják, s a két csoport iskolai végzettsége pedig nagyon eltér egymástól.

1940-ben a magyar parlament törvényt fogadott el a 8 osztályos általános iskola kötelezővé tételéről. Ezt a reformot Klebelsberg Kunó kultuszminiszter kezdeményezte 1922 és 1931 között, de annak bevezetését az 1929-ben kirobbant világgazdasági válság hatására elhalasztották. Az 1947-ben hatalomra jutott kommunista kormányzat folytatta a reform bevezetését, és jóval később 16 évre emelte a kötelező oktatás felső életkori határát (*Kazuska* [2012]). E változások hatása már 1960-ban mérhető volt. Az 1960-as népszámlálás adatai szerint a legfeljebb olvasni tudó 10 évesek aránya az 1941-ben mért 9,3 százalékról 1960-ban 3 százalékra csökkent. Mindeközben a legalább általános iskolát végzett 15 évesek aránya 12,9 százalékról 32,8-ra emelkedett (*KSH* [1962] 28. o.). Ezek a különbségek az aktív életpálya vége felé, 2000-ben is fennállnak: a 2001-es keresztmetszeti adatokban a legfeljebb 8 osztályt végzettek aránya az 1941-es évfázat tagjai körében 54,5 százalék, de csak 27 százalék az 1950-ben születettek esetében. A szakmunkás végzettségűek aránya is hasonlóképpen változott: ugyanezen relációban 3,2-ről 30 százalékra emelkedett.

Az 1940 és 1950 között születettek iskolázottságának változása rendkívüli, csak a teljes iskolázatlanság 1920–1930-as években elért visszaszorulásához és a felsőoktatás 2000-es években tapasztalt bővüléséhez fogható. Mivel 1999-ben a legfeljebb általános iskolai végzettségű 55–64 évesek foglalkoztatási aránya 12 százalék, a szakmunkás végzettségűeké ugyanakkor 32 százalék volt, a foglalkoztatás arányának pusztán az összetételhatáson keresztül is jelentősen kellett növekednie. Valóban, ha 1999-es szinten rögzítjük az iskolázottságspecifikus foglalkoztatási arányokat, azt kapjuk, hogy az összetételhatás hét év alatt 19,3 százalékról 25,5 százalékra, 75 ezer fővel növeli a

korcsoport foglalkoztatási arányát. Ez a megfigyelt 173 ezres növekménynek mintegy 44 százaléka – a jelen vizsgálat célja csak az ezenfelüli változás magyarázata lehet – az iskolázottság hatásának figyelembevételével.

Identifikáció, becslés és adatok

A nyugdíjkorhatár emelésének a foglalkoztatásra gyakorolt oksági hatását becsülni hasonló feladat, mint amivel kormányzati programok értékelésekor szembesülünk. Olyan személyeket kell vizsgálnunk, akik jórészt saját döntésük alapján igényelnek nyugellátást, és összehasonlítási alapul csak olyanok szolgálhatnak, akik ezt nem tették. A nehézséget az okozza, hogy a nyugdíj igénylésének lehetősége nem exogén módon adott, és ez torzíthatja a becslésünket. Elérhetősége több olyan nem megfigyelhető tényezővel (például a tágan értelmezett „sikerességgel”) összefügghet, ami az alternatívát jelentő munkapiaci esélyeket befolyásolja. Ennek kivédésére *Staubli-Zweimüller* [2013] és *Cribb-Emmerson-Tetlow* [2013] alapján a különbségek különbsége (*difference in differences, DiD*) módszer alkalmas, felhasználva a korhatáremelés szabályozásának sajátosságait (a módszertanról lásd *Kézdi* [2011]).

Egy születési évjárat tagjainak foglalkoztatási arányát a változás előtti és utáni időszakban összevetve, nagy valószínűséggel olyan becslést kapunk, amelyet torzítanak az összetétel-, az életciklus- és a meg nem figyelhető hatások. Most olyan „kezelés-ként” értelmezzük a nyugdíjkorhatár emelését, amely az egyik évjárat számára elérhetetlenné teszi a nyugdíjba vonulást (ennek az évjáratnak a tagjai tartoznak a „kezelt” csoportba, a közvetlenül utána következő évjárat a „kontrollcsoport”). A két, egymás melletti és ezáltal nagyon hasonló évjárat, a kezelt és a kontrollcsoport kimeneteinek változását egymásból kivonva megszabadulhatunk a torzító hatásoktól. Mindez lényegében a 3. ábra profiljainak összevetését jelenti a korhatáremelés életkorában. Az évjáratok közötti, a jogszabály által teremtett éles különbség nagyban hozzájárul ahhoz, hogy az összevetés jogos legyen, és közel kerüljön ahhoz az összevetéshez, amikor a megvalósult helyzetet egy képzetes, a korhatáremelés hiányában megvalósult alternatív helyzettel vetnénk össze.

A becslés során egymáshoz időben minél közelebb született, éppen a korhatár alatti és éppen a feletti emberek viselkedésének változását vetjük össze. Mivel az idő folytonos, szabadon határozhatjuk meg, hogy mit értünk azon, hogy „éppen alatta” és „éppen felette”. Ha kisebb intervallumot veszünk figyelembe („kisebb ablakot nyitunk”) az életkori határ körül, akkor becslésünk kevésbé lesz torzított, mert kevesebb, az életkorral összefüggő hatás érvényesül, ugyanakkor a kisebb elemszám nagyobb varianciát is jelent – a választásnak nincs elvi optimuma. Hasonlóképpen döntenünk kell arról is, hogy a folytonos időt miként alakítsuk át diszkrétte a foglalkoztatási arány számításához. Itt sincs kötelezően követendő szabály, de érdemes a használt adat jellegzetességeihez, például a mintavételhez igazodni.

A DiD-módszerben használt intervallumban („ablakban”) kapott eredmények lokálisan – a korhatárnak megfelelő életkorban – az emelés által érintett népes-ségre érvényesek. Abban a szélsőséges esetben, ha a meredekség egyáltalán nem

változik, csak a profilok tolódnak el párhuzamosan, jogosan nem mérünk hatást: bármi történik is, az nem kapcsolható közvetlenül a beavatkozáshoz (a korhatár-emeléshez). A vizsgált intervallum bővítésével – megfelelő kompromisszumok árán – a beavatkozás központi céljától távolabbi hatások is megragadhatók. Ha kis intervallumon nem találunk szignifikáns hatást, de nagyobbban igen, az ilyen késleltetett hatásra utal. Ennek az ellenkezője, azaz ha szignifikáns és/vagy nagy hatás mérhető kisebb intervallumon, de nagyon nem, az azt jelzi, hogy a hatás lokálisan jelentős, de hamar lecseng.

A kohorszok közötti, időbeli változásoknak és a beavatkozásnak tulajdonítható különbséget egyszerű regressziós módszerrel ragadhatjuk meg:

$$\varphi(y_{it}) = \alpha + (\delta p_{it} + \gamma l_c p_{it} + \theta l_c) + (\xi b_{tci} + \eta_t + \gamma_c) + \beta_1 X_{1tci} + \varepsilon_{itc} \quad (1)$$

ahol $\varphi(y_{it})$ a választott (egyén- és időfüggő) munkapiaci kimenet függvénye, a $(c$ -vel indexelt) l_c az érintett (kezelt) évjáráthoz tartozást, p_{it} pedig a beavatkozás (kezelés) előtti korhatár alatti életkor változója. Rendkívül fontos, hogy ez az indikátor egyénfüggő, ezért az egyéni változásokat egy naptári év során folyamatosan, az egyes emberek életkorának változása során vizsgáljuk. Egy, a kezelés pillanata körül alkalmasan választott időszak és a fenti változók mellett a kezelés és az időszak interakciójának szerepeltetése (az első zárójelben) a DiD-módszer legegyszerűbb megvalósítása. Az l_c együttthatója a két évjárat kimenetei közötti különbséget becsüli, a p_{it} együttthatója pedig a kor előrehaladásának a korhatár körüli hatását. Végül az interakció γ együttthatója adja a két különbség különbségét, amit a jelen helyzetben a beavatkozás hatásával azonosíthatunk. Ha hosszabb időszakot tekintünk, vagy több beavatkozás körüli időszakok adatait használjuk egyszerre a becslés hatékonyságának növelése érdekében, akkor az időt az egyének mindenkori életkorában mérjük, így az időhatásokra is figyelemmel kell lennünk – ezeket jelenítik meg a második zárójelben található változók. Végül még a két csoport közötti, a közeli születés miatt nagyfokú hasonlóság ellenére is lehetnek az emberek között különbségek. Ezeket a második zárójel után következő tagokban szerepeltetjük (az X_{1tci} változóban). Az ε_{itc} , egy időben változó egyénspecifikus, de a korábbi tényezőkkel nem korreláló sztochasztikus tag.

Az (1) egyenlet feltételezi, hogy a beavatkozás hatása minden csoporttag esetében állandó. Lazítsunk most ezen a feltevésen úgy, hogy a hatás függhet egy m_i egyéni jellemzőtől, így az felírható a következő formában $p_{it}' = p_{it} m_i$. A becslési egyenlet így:

$$\varphi(y_{it}) = \alpha + (\delta p_{it} m_i + \gamma l_c p_{it} m_i + \theta l_c) + (\xi b_{tci} + \eta_t + \gamma_c) + \beta_1 X_{1tci} + \beta_2 X_{2tci} + \varepsilon_{itc} \quad (2)$$

Sajnos a releváns m_i jellemzően nem figyelhető meg közvetlenül, így *Augusztinovics-Köllő* [2007] nyomán azt (a munkatapasztalattal szoros összefüggést mutató) iskolázottsági szinttel közelítjük, ami egyúttal az X_{1tci} része is lesz. Egy további specifikációban a becslést korlátozzuk a partnerrel élő nőkre, esetükben a partner jellemzőit az X_{2tci} változóban szerepeltetjük.

Az (1) és (2) egyenlet becslése a KSH munkaerő-felmérésének mikroadatai segít-

ségével történt.⁵ Mivel a férfiakat lényegében nem érinti effektív változás, a becslési minta csak nőket tartalmaz. A becslésben a korábban elmondottaknak megfelelően csak a beavatkozás előtt éppen a nyugdíjkorhatár alatt és felett levők szerepelnek, amit az aktuálisan használt ablak határoz meg. Mivel a KSH munkaerő-felmérése csak egy teljes negyedévre ad reprezentatív mintát, az adott életkor körül nyitott ablakot is negyedévekben határozzuk meg, egy és négy között változtatva azt.

A kezelt és a kontrollcsoportok között megmaradó heterogenitás kiszűrésére probit becslés szolgált, mert néhány vizsgált esetben a kimeneti változó átlaga jelentősen kisebb, mint 50 százalék. Sajnos a probit nem súlyozható, és nem értelmezhető közvetlenül a DiD-becslésként, ezért az érzékenységvizsgálat során lineáris valószínűségi modellt is becslünk. Mivel a legrelevánsabb forgatókönyv esetében a kimeneti változó átlaga 46,2 (teljes minta, általános nyugdíjkorhatár), a lineáris valószínűségi modell nyugodtan használható. Mivel a KSH munkaerő-felmérésének rotációs paneljében a negyedévek egyedei jelentősen átfednek, nemcsak heteroszkedaszticitásra, de klaszterezésre is robusztus standard hibákat számoltunk.

Az általános és az előrehozott nyugdíjkorhatár emelésének hatását becsléskor el kellett különíteni, mivel azok jelentősen eltérő népességet érintenek. A hatékonyság növelése érdekében ugyanakkor „máglyázzuk” az adatokat. Ez azt jelenti, hogy a naptári időtől elvonatkoztatunk, és csak a kezelt státusra, valamint a kezelés előtti/utáni életkorokra koncentrálunk. A naptári idő hatásának megjelenítése érdekében negyedév- és évkontrollváltozók szerepelnek a regressziókban.

Becslési eredmények és érzékenységvizsgálat

Az általános nyugdíjkorhatár emelésének foglalkoztatási hatásáról több specifikáció alapján készült becslések eredményét a 3. táblázat mutatja be. Az (1) egyenlet alapján készült becslések neve: „homogén hatás” becslés. Az első ilyen specifikáció a táblázat (1) oszlopában szerepel, és csak a DiD-becslés megvalósításához közvetlenül szükséges változókat tartalmazza. A (2) oszlopba új makroszintű változók is kerültek: a megfigyelés évének és negyedévének, valamint a lakóhely megyéjének indikátora is. A (3) specifikáció az eddigiek mellett egyéni jellemzőket is tartalmaz, amilyen az iskolai végzettség és a partnerrel együtt élés – ezek jelentőségét már tárgyaltuk. A (4) specifikáció a (3) specifikáción alapul, de a „hatás” indikátor az iskolai végzettséggel interakcióban is szerepel. Ez a különböző munkatörténet, ezáltal a különböző egyéni nyugdíjazási időpontok eltéréseinek hatását jeleníti meg, és az emelés hatásának heterogén becslését adja. Az (5) specifikáció a (3)-hoz tér vissza, de a partnerrel

⁵ Ez az adatfelvétel, amelyet a KSH a hazai munkapiac helyzetének vizsgálatára a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO) ajánlásainak figyelembevételével végez. Minden negyedévben egyedi adatokkal szolgál a népesség egészét reprezentáló mintegy 80 ezer főről, de érdeklődésének középpontjában a 15–74 éves „aktív korú” népesség áll. E korcsoport minden tagjáról részletes demográfiai információk állnak rendelkezésre, melyeket a foglalkoztatásra és a munkanélküliségre vonatkozó adatok egészítik ki. Bár az egyes személyek az egymást követő negyedévek között követhetők, ez csak hat negyedéven keresztül lehetséges, így nincs mód hosszabb paneladatbázis építésére.

élők a korábbinál kisebb mintáját használja és tartalmazza a partner foglalkoztatott, illetve munkanélküli-státusának indikátorát, iskolai végzettségét és korát. A homogenitás és a mintanagyság közötti kompromisszumként négy negyedéves ablakot használatunk.

3. táblázat

Az általános nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények ^a

Eredményváltozó: a foglalkoztatott státus (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás (kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	-0,00678 (0,0155)	0,0246 (0,0209)	0,0206 (0,0203)	0,0605* (0,0310)	-0,0133 (0,0205)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				0,00821 (0,0457)	
Hatás × iskola: gimnázium				-0,0374 (0,0274)	
Hatás × iskola: egyetem				-0,0908*** (0,0203)	
Kezelt (felemelt általános nyugdíjkorhatár)	0,0311*** (0,00828)	0,0283*** (0,00840)	0,0289*** (0,00813)	0,0291*** (0,00817)	0,0266*** (0,00944)
Felett (az általános nyugdíjkorhatár felett)	-0,0280*** (0,00761)	-0,0317*** (0,00773)	-0,0263*** (0,00753)	-0,0263*** (0,00757)	-0,0142* (0,00861)
Iskola: szakmunkásképző			0,0654*** (0,0188)	0,0624*** (0,0192)	0,0301 (0,0201)
Iskola: gimnázium			0,117*** (0,0129)	0,120*** (0,0132)	0,0649*** (0,0161)
Iskola: egyetem			0,396*** (0,0215)	0,411*** (0,0221)	0,304*** (0,0344)
Partner dolgozik					0,170*** (0,0168)
N	28 861	28 861	28 861	28 861	19 700

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett az iskolázottság és a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza a hatás iskolai végzettséggel vett interakcióját, (5): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státusának indikátorát, valamint korát.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben

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

A hatás becslése általában kevésbé precíz és nullához közeli. A fiatalabb évjáratok foglalkoztatási előnye stabilan szignifikáns, aminek mértéke 2,7–2,9 százalékpontra becsülhető (a Kezelt elnevezésű változóhoz tartozó együttható). Ha az általános nyugdíjkorhatár emelésének hatása jóval korábban bontakozik ki, akkor azt

láthatjuk itt megjelenni, s valóban: ha megfigyeljük a 3. ábrát, a meredekségekben nem látunk eltérést, de annál inkább a szintekben és a fiatalabb évjáratok esetében. A foglalkoztatás esélye az idősebbek esetében szignifikánsan kisebb, mint a fiatalabbaknál (a Felett elnevezésű változóhoz tartozó együtttható). A naptári idő indikátorai nem számítanak igazán, de a területiek annál inkább, jelentős foglalkoztatási hátrányt mutatva minden régióban, amely nem a főváros (ezeket a táblázat nem tartalmazza). Bár a partnerrel együtt élés indikátorai közül egynek sincs szignifikáns hatása, az iskolázottságnak van, és marad is az egyes specifikációkban. A foglalkoztatás esélye nagyobb azon partnerrel élők esetében, akiknek a partnere is dolgozik. A homogén hatást mérő becslések nem mutatnak azonnali hatást, az iskolázottság szerint differenciáltak viszont igen. A hatás csökken az iskolai végzettséggel, majd pedig eltűnik. Visszagondolva a 2. táblázat számaira, mindez nem is csoda: a jobb munkapiaci esélyűek vagy már az általános nyugdíjkorhatár elérésakor igényelték a nyugdíjat, vagy jóval az után.

Ha a nyugdíjigénylést vizsgáljuk, érthetőbbé válik, miért nem látunk foglalkoztatási hatást a felsőfokúnál alacsonyabb végzettségűek esetében. A Függelék F1. és F2. táblázata a becsléseket öregségi és rokkantnyugdíjas státussal mutatja be. A foglalkoztatás esetében kapott eredményekkel ellentétben a korhatár emelésének szignifikáns (-7 és -4,4 százalékpont közötti) hatása mutatkozik az öregségi nyugdíjas státusra. A heterogén becslésnél ismét jelentősen eltér az átlagtól a felsőfokú végzettségűekre kapott 3 százalékpontos eredmény. Arra a kérdésre pedig, hogy az öregségi nyugdíjak esetében kapott szignifikáns eredmény miért nem jelentkezik a foglalkoztatásra kapottakban, a rokkantnyugdíjas státust vizsgáló becslés ad választ. Ezek nagysága megközelítően azonos az öregségi nyugdíjak esetében kapottakkal, de előjelük azzal ellentétes. Eszerint bár a korhatár emelésével kevesebben igényelték öregségi nyugdíjat, az érintettek nem maradtak munkában, hanem sikerrel folyamodtak rokkantnyugdíjért. Mindez azért igaz kevésbé a felsőfokú végzettségűekre, mert ott ez a kiegyenlítés kevésbé működik. A szignifikáns eredmények ellenére fontos tudatosítanunk, hogy a hatás a népesség csak kis hányadát érinti: a 3. táblázat számai alapján elmondható, hogy egy évjárat csak mintegy 30 százaléka éri el az általános nyugdíjkorhatárt előrehozott nyugdíjigénylés nélkül. (Bár a számításaink nem vonatkoznak férfiakra, de náluk még annyi sem.)

Figyelmünket a nők előrehozott nyugdíjkorhatárának két emelése felé fordítva, jóval több változatosságot és szignifikáns foglalkoztatási hatást látunk. Az eredményeket az előzővel megegyező szerkezetű 4. táblázat mutatja be. A korábban kapott eredményekhez képest a legfontosabb különbség az, hogy ebben az esetben egy kivételével minden specifikációban látunk szignifikáns foglalkoztatási hatást. Azt már az (1) specifikáció is megmutatja, hogy a fiatalabb évjáratok tagjainak és általában a fiatalabbaknak is nagyobbak a foglalkoztatási rátáik. A (2) specifikációban az aggregált hatások kontrollváltozója csak jobban kihegyezi az eredményeket. Ahogy az általános nyugdíjkorhatár esetében is, az évjáratok közötti különbségek több hatás összességéből adódnak, köztük olyan indirekt hatásokkal, amelyek bizonyos mértékig már az emelés előtt, illetve a szintekben jelentkeznek. Ezek az általános nyugdíjkorhatár esetében sokkal erősebbek, nagyságuk a beavatkozás hatásához hasonlítható.

4. táblázat

Az előrehozott nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények^a

Eredményváltozó: a foglalkoztatott státusz (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás	0,0481**	0,0639**	0,0690**	0,0493	0,0947***
(kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	(0,0225)	(0,0263)	(0,0274)	(0,0350)	(0,0336)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				0,0611 (0,0565)	
Hatás × iskola: gimnázium				0,0442 (0,0454)	
Hatás × iskola: egyetem				-0,0662 (0,0702)	
Kezelt (felemelt előrehozott nyugdíjkorhatár)	0,0443*** (0,0162)	0,0507*** (0,0177)	0,0592*** (0,0181)	0,0594*** (0,0181)	0,0660*** (0,0219)
Felett (az előrehozott nyugdíjkorhatár felett)	-0,0997*** (0,0144)	-0,105*** (0,0160)	-0,110*** (0,0166)	-0,110*** (0,0166)	-0,132*** (0,0198)
Iskola: szakmunkásképző			0,129*** (0,0249)	0,119*** (0,0271)	0,118*** (0,0307)
Iskola: gimnázium			0,243*** (0,0191)	0,236*** (0,0205)	0,199*** (0,0263)
Iskola: egyetem			0,455*** (0,0185)	0,459*** (0,0191)	0,391*** (0,0312)
Partner dolgozik					0,169*** (0,0222)
N	15 624	15 624	15 624	15 624	10 971

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett az iskolázottság és a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza a hatás iskolai végzettséggel vett interakcióját, (5): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státusának indikátorát, valamint korát.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben

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

Az iskolázottságnak rendkívül erőteljes – például a gimnáziumot meghaladó végzettség esetében az általános nyugdíjkorhatár emelésénél tapasztaltat is meghaladó – hatása van a foglalkoztatási rátákra [lásd a (3) specifikációt]. Figyelemre méltó, hogy a nagy saját hatás ellenére az iskolázottság nem érinti a korhatár-emelés hatásának becslését – ez arra utal, hogy a kontroll- és a kezelt csoportot az életkor alapú szabály hatékonyan választja szét. A heterogén hatást megengedő (4) specifikációban a korhatáremelés szignifikanciája elvész. A partnerrel élők vizsgálva, ismét szignifikáns és a korábbinál nagyobb hatást találunk. Hasonlóan az általános nyugdíjkorhatár esetében kapott eredményhez, minden egyéb tényezőtől

függetlenül is növeli a munkavégzés esélyét, ha a partner dolgozik. Érdekes, hogy ha a partner felsőfokú végzettségű, az közvetlenül (mintegy 7 százalékponttal) is növeli a foglalkoztatás esélyét a partner saját foglalkoztatási státusát rögzítve is. A házasságnak az együttéléshez képest jelentős, 13 százalékpontos foglalkoztatási hozadéka van (ezt a táblázat nem mutatja).

Az öregségi és a rokkantnyugdíjas státus vizsgálata ebben az esetben is segít értelmezni az – ezúttal pozitív – hatásokat (lásd a *Függelék F3. és F4. táblázatát*). A korhatáremelésnek minden specifikációban erőteljes negatív hatása van az öregségi nyugdíjas státusra, de nem a rokkantnyugdíjasra. A becslült hatások 7 és 8,8 százalékpont között mozognak, ami nagyjából megegyezik a foglalkoztatási hatásokkal. Ezek az átlagos becslések jelentős heterogenitást takarnak: a felsőfokú végzettségűek esetében az öregségi nyugdíjazás visszaszorulása és a rokkantnyugdíjazás igen nagy arányú, 15–20 százalékpontos térnyerése figyelhető meg.

A bemutatott eredmények érzékenységet különféle feltételezésekre nézve vizsgáltuk meg.⁶ Ezek közül az első a használt ablak méretének változtatása volt. Egy-két negyedéves ablakot hagyva a becslésekhez használt minta túl kicsinek mutatkozik: a becslések az (5) specifikáció kivételével igen kicsik és nem szignifikánsak. A végül használt négy negyedéves ablak jó középútnak tűnik a kellően nagy elemszám és a túl nagy torzítást nem hordozó ablakméret között. A második érzékenységvizsgálat a probit becslés lineáris valószínűségi modellre cserélése volt minden ablakméret mellett. Az egy negyedéves ablak kivételével a becslések nagysága és annak változása is a korábbihoz hasonlóan mutatkozott az egyes forgatókönyvekben. A harmadik érzékenységvizsgálat során a becsléshez csak a változást hozó naptári év kezdetén és az előző végén megfigyelt adatokat használtuk fel. Bár a becsléshez használt minta nagysága itt a korábbinál lényegesen kisebb volt, az eredmények szignifikánsak és kvalitatíve hasonlóak voltak a teljes mintán becslésekhez. Végül egy úgynevezett placebovizsgálatot is végeztünk, aminek során a kezelt és a kontrollcsoportokat nem a valódi, hanem egy véletlenszerű szabály szerint határoztuk meg. Az 1945-ös és 1948-as évjáratok lettek a kezelt, az 1944-es és az 1947-es a kontroll, a korhatárok ugyanakkor a korábbiak maradtak. Az eredmény pontos nulla becslült hatás lett. Mindezek alapján meglehetősen biztosak lehetünk abban, hogy a mért azonnali hatások megbízhatók.

Összegzés

A nyugdíjkorhatár több országot érintő emelése a közelmúltban felhívta a szakma figyelmét a beavatkozások foglalkoztatási hatásának precíz mérésére. Ez a tanulmány az általános és az előrehozott magyar nyugdíjkorhatár 1999 és 2006 közötti emelésének foglalkoztatási hatását vizsgálja, a hangsúlyt a nők esetére helyezve. A lakossági adatfelvétel segítségével lehetővé vált, hogy ne csak egyéni jellemzők hatását mérjük. A használt módszer a különbségek különbsége, ami a kontroll- és a kezelt csoport között az öregségi nyugdíjkorhatár emelésének a születési évjáratok között diszkrétan

⁶ Az érzékenységvizsgálat részleteit lásd a műhelytanulmány-változatban (Cseres-Gergely [2014]).

változó szabálya miatt kialakuló különbséget használja ki. Ez az éles különbség megfelelő identifikációt tesz lehetővé.

A használt módszerrel nem lehetséges az 55–64 éves korosztálynak a 2000-es évek elején megfigyelhető foglalkoztatásnövekményét egészében vizsgálni, így arra nem is tettünk kísérletet. Az elemzés ugyanakkor rávilágított arra, hogy még az ilyen jellegű vizsgálatok esetében is fontos szerepet játszhatnak az erőteljes „zavaró hatások”. Ezek közül ki kell emelni az iskoláztatást, ami a megfigyelt foglalkoztatás növekményének mintegy feléért felelős. Valóban, a korhatáremelést mintha éppen a korábbinál iskolázottsága miatt jelentősen jobb munkapiaci lehetőségekű évfázatokra szabták volna.

A becslések megerősítették azt a korábbi megfigyelést, hogy az öregségi és a rokkantnyugdíjak igénylése között bizonyos esetekben igen szoros kapcsolat van. Az általános nyugdíjkorhatár egyévnnyi emelése 4–4,7 százalékponttal csökkentette az öregségi nyugdíjkorhatárban való nyugdíjba menetelt, amit ugyanakkor a rokkantnyugdíjak igénylésének hasonló mértékű növekedése ellensúlyozott. A két hatás eredőjeként a foglalkoztatási hatás közel nulla értéke. Az előrehozott nyugdíjkorhatárra vonatkozó becslések megerősítik a korábbi eredményeket, miszerint a nők esetében a korhatár emelése növelte a közvetlenül érintett korosztályok tagjainak foglalkoztatási arányát. Egyévnnyi emelés 5–7,4 százalékpontos növekményt hozott az összes érintett nő esetében és 9,4 százalékpontost a házasság nélküli. Figyelembe véve, hogy az érintett korosztályok esetében a foglalkoztatási arány 45 százalék körül mozog, ez a hatás korántsem elhanyagolható.

Hivatkozások

- AUGUSZTINOVICS MÁRIA–KÖLLŐ JÁNOS [2007]: Munkapiaci pálya és nyugdíj, 1970–2020. *Közgazdasági Szemle*, 54. évf. 6. sz. 529–559. o.
- BENCZÚR PÉTER–KÁTAY GÁBOR–KISS ÁRON [2012]: Assessing Changes of the Hungarian Tax and Transfer System: A General-Equilibrium Microsimulation Approach. MNB Working Papers, WP, 2012/07. MNB, Budapest.
- BÖRSCH-SUPAN, A.–KOHNZ, S.–SCHNABEL, R. [2002]: Micro-Modeling of Retirement Decisions in Germany. Megjelent: *Gruber–Wise* (szerk.) [2004a] 285–344. o.
- CRIBB, J.–EMMERSON, C.–TETLOW, G. [2013]: Incentives, Shocks or Signals: Labour Supply Effects of Increasing the Female State Pension Age in the UK. Institute for Fiscal Studies, London, IFS Working Paper W13/03. <http://www.ifs.org.uk/publications/6622>.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR [2007]: Ösztönzési hatások a magyarországi nyugdíjrendszerben. Megjelent: *Fazekas Károly–Cseres-Gergely Zsombor–Scharle Ágota: Munkaerő-piaci tükör*. MTA KTI–OFA, Budapest, 103–116. o.
- CSERES-GERGELY ZSOMBOR [2014]: What Effect Does Increasing the Retirement Age Have on the Employment Rate of Older Women? Empirical Evidence from Retirement Age Hikes in Hungary during the 2000s. Budapest Working Papers on the Labour Market, BWP-2014/3. MTA KRTK KTI és BCE, Budapest.
- GRUBER, J.–WISE, D. A. (szerk.) [2004a]: Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation. National Bureau of Economic Research Conference Report. University of Chicago Press. <http://ideas.repec.org/b/nbr/nberbk/grub04-1.html>.

- GRUBER, J.–WISE, D. A [2004b]: Introduction and Summary. Megjelent: *Gruber–Wise* (szerk.) [2004] 1–40. o.
- KÁTAY GÁBOR–NOBILIS BENEDEK [2009]: Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary. MNB Working Papers, WP 2009/5. MNB, Budapest.
- KAZUSKA MELINDA [2012]: A tankötelezettség múltja, jelene és jövője. Miskolci Jogi Szemle 7. évf. 1. sz. 128–142. o.
- KÉZDI GÁBOR [2011]: A programok hatásvizsgálatának módszertana. Megjelent: *Fazekas Károly–Kézdí Gábor* (szerk.): Munkaerőpiaci Tükör, 2011. MMTA KTI–Oországos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 54–71. o.
- KSH [1962]: 1960. évi népszámlálás. 5. kötet, Demográfiai adatok. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MAJOR KLÁRA–VARGA GERELY [2013]: Parametrikus nyugdíjreformok és életciklus-munka-kínálat. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 11. sz. 1169–1207. o.
- MASTROBUONI, G. [2009]: Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities. *Journal of Public Economics*, Vol. 93. No. 11–12): 1224–1133. o. doi:10.1016/j.jpubeco.2009.07.009.
- MONOSTORI JUDIT [2008]: Korai nyugdíjba vonulás. Okok és következmények. KSH NKI Műhelytanulmányok 7. KSH Népeségtudományi Kutatóintézet, Budapest, <http://www.demografia.hu/kiadvanyokonline/index.php/muhelytanulmanyok/article/download/877/477>.
- SCHARLE ÁGOTA [2007]: A rokkantnyugdíjazás növekedésének munkapiaci okai. Megjelent: *Fazekas Károly–Cseres-Gergely Zsombor–Scharle Ágota* (szerk.): Munkaerőpiaci Tükör. MTA Közgazdaságtudományi Intézet–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 91–100. o.
- STAUBLI, S.–ZWEIMÜLLER, J. [2011]: Does Raising the Retirement Age Increase Employment of Older Workers? Institute for the Study of Labor, IZA Discussion Paper, 5863. <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp5863.html>.
- STOCK, J. H.–WISE, D. A. [1990]: Pensions, the Option Value of Work, and Retirement. *Econometrica*, Vol. 58. No. 5. 1151–1180. o.
- VANHUYSSSE, P. [2006]: Divide and Pacify: Strategic Social Policies and Political Protests in Post-Communist Democracies. Central European University Press, Budapest.

Függelék

F1. táblázat

Az általános nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények^a

Eredményváltozó: az öregségi nyugdíjas státusz (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás (kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	-0,0222 (0,0143)	-0,0442*** (0,0153)	-0,0436*** (0,0154)	-0,0694*** (0,0183)	-0,0591*** (0,0190)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				0,0330 (0,0343)	
Hatás × iskola: gimnázium				0,0349 (0,0250)	
Hatás × iskola: egyetem				0,104*** (0,0294)	
Kezelt (felemelt általános nyugdíjkorhatár)	-0,0353*** (0,0113)	-0,0401*** (0,0115)	-0,0457*** (0,0116)	-0,0454*** (0,0116)	-0,0328** (0,0141)
Felett (az általános nyugdíjkorhatár felett)	0,0486*** (0,00918)	0,0483*** (0,00948)	0,0506*** (0,00954)	0,0506*** (0,00954)	0,0521*** (0,0116)
Iskola: szakmunkásképző			0,112*** (0,0206)	0,108*** (0,0211)	0,122*** (0,0244)
Iskola: gimnázium			0,146*** (0,0148)	0,142*** (0,0152)	0,166*** (0,0200)
Iskola: egyetem			0,0309 (0,0222)	0,0151 (0,0230)	0,0459 (0,0336)
Partner dolgozik					-0,0759*** (0,0214)
<i>N</i>	23 324	23 324	23 324	23 324	15 884

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett az iskolázottság és a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza a hatás iskolai végzettséggel vett interakcióját, (5): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státusának indikátorát, valamint korát.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben.

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

F2. táblázat

Az általános nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények^a

Eredményváltozó: a rokkantnyugdíjas státus (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás (kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	0,0347* (0,0189)	0,0407* (0,0233)	0,0406* (0,0231)	0,0594* (0,0305)	0,0760** (0,0302)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				-0,0528 (0,0426)	
Hatás × iskola: gimnázium				-0,00991 (0,0357)	
Hatás × iskola: egyetem				-0,0785 (0,0496)	
Kezelt (felemelt általános korhatár)	0,0241*** (0,00892)	0,0181** (0,00915)	0,0207** (0,00910)	0,0207** (0,00910)	0,0109 (0,0110)
Felett (az általános korhatár felett)	-0,0257*** (0,00840)	-0,0302*** (0,00840)	-0,0332*** (0,00834)	-0,0331*** (0,00833)	-0,0352*** (0,0100)
Iskola: szakmunkásképző			-0,0676*** (0,0147)	-0,0634*** (0,0155)	-0,0619*** (0,0178)
Iskola: gimnázium			-0,106*** (0,0105)	-0,106*** (0,0109)	-0,101*** (0,0143)
Iskola: egyetem			-0,163*** (0,0105)	-0,159*** (0,0111)	-0,136*** (0,0172)
Partner dolgozik					-0,0450*** (0,0152)
N	28 861	28 861	28 861	28 861	19 700

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett az iskolázottság és a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza a hatás iskolai végzettséggel vett interakcióját, (5): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státusának indikátorát, valamint korát.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben.

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

F3. táblázat

Az előrehozott nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények^a

Eredményváltozó: az öregségi nyugdíjas státusz (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás	-0,0669***	-0,0770***	-0,0782***	-0,0524***	-0,0879***
(kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	(0,0122)	(0,0129)	(0,0127)	(0,0187)	(0,0138)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				-0,0113 (0,0357)	
Hatás × iskola: gimnázium				-0,0654*** (0,0199)	
Hatás × iskola: egyetem				-0,0902*** (0,0218)	
Kezelt (felemelt előrehozott korhatár)	-0,0663*** (0,0119)	-0,0781*** (0,0126)	-0,0784*** (0,0126)	-0,0780*** (0,0125)	-0,0759*** (0,0147)
Felett (az előrehozott korhatár felett)	0,119*** (0,0099)	0,103*** (0,0108)	0,103*** (0,0107)	0,103*** (0,0107)	0,105*** (0,0128)
Iskola: szakmunkásképző			0,0213 (0,0174)	0,0222 (0,0183)	0,0214 (0,0204)
Iskola: gimnázium			0,0290** (0,0135)	0,0404*** (0,0146)	0,0316* (0,0184)
Iskola: egyetem			-0,0220 (0,0160)	-0,0109 (0,0176)	-0,00831 (0,0251)
Partner dolgozik					-0,0417*** (0,0137)
N	15 624	15 624	15 624	15 624	10 971

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státuszának indikátorát, valamint korát, (5): ugyanaz, mint a 3, csak korlátozva a partnerrel élő nőkre, bevonva még a partner iskolai végzettségét és korát is.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben.

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

F4. táblázat

Az előrehozott nyugdíjkorhatár emelése szerinti, csak nőkre vonatkozó becslési eredmények^a

Eredményváltozó: a rokkantnyugdíjas státus (a kimeneti valószínűség változásaihoz való hozzájárulások súlyozatlan probit becslésből számítva; ablak: négy negyedév)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Hatás	0,0322	0,00133	0,00518	-0,0106	0,0134
(kezelt × nyugdíjkorhatár felett)	(0,0213)	(0,0242)	(0,0248)	(0,0299)	(0,0304)
Hatás × iskola: szakmunkásképző				-0,0119 (0,0496)	
Hatás × iskola: gimnázium				0,0193 (0,0417)	
Hatás × iskola: egyetem				0,201*** (0,0760)	
Kezelt (felemelt előrehozott korhatár)	0,00463 (0,0152)	0,00101 (0,0163)	-0,00304 (0,0162)	-0,00341 (0,0163)	-0,0154 (0,0193)
Felett (az előrehozott korhatár felett)	-0,00369 (0,0135)	0,00103 (0,0148)	-0,00213 (0,0148)	-0,00214 (0,0149)	0,0168 (0,0174)
Iskola: szakmunkásképző			-0,0598*** (0,0209)	-0,0571** (0,0225)	-0,0452* (0,0253)
Iskola: gimnázium			-0,150*** (0,0162)	-0,152*** (0,0174)	-0,112*** (0,0228)
Iskola: egyetem			-0,275*** (0,0147)	-0,288*** (0,0142)	-0,219*** (0,0253)
Partner dolgozik					-0,0853*** (0,0202)
N	15 624	15 624	15 624	15 624	10 971

^a A specifikációk a táblázatban szereplő változók mellett a következő kontrollváltozókat tartalmazzák. (2): év-, hónap- és (lakóhely) megyeindikátorok teljes sorát, (3): a (2) mellett az iskolázottság és a partnerrel együtt élés indikátora, (4): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza a hatás iskolai végzettséggel vett interakcióját, (5): ugyanaz, mint a (3), de tartalmazza még a partner iskolai végzettségének, foglalkoztatott vagy munkanélküli-státusának indikátorát, valamint korát.

Megjegyzés: robusztus (klaszterezett) standard hibák zárójelben.

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