

GALASI PÉTER–NAGY GYULA

A munkanélküli-ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére

2000 májusától lényeges változás történt a járadékjogosultsággal nem rendelkező munkanélküliek segélyezésében: megszűnt a tartós munkanélküliek jövedelempótló támogatása, és helyébe az aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélye lépett. A cikk egy követéses vizsgálat adatai alapján elemzi, hogy e változás miként érintette a munkanélküliek segélyezését és elhelyezkedését. A szabályváltozás után a járadékkimerítők kevesebben igényeltek további segélyt, és az önkormányzatok is az igénylők kisebb hányadának folyósították azt, mint korábban; így lényegesen csökkent a járadék után jövedelempótlásban részesülők aránya. Közhasznú munkában ugyan sokkal többen vettek részt, mint a szabályváltozás előtt, de ez nem ellensúlyozta a segélyben részesülők arányának csökkenését. Megállapítottuk, hogy a segélyezés csökkenti az elhelyezkedési valószínűséget, bár a kimutatott hatás kismértékű, és nem változott. Ezért a szűkmarkúbb új szabályozás gyorsította az elhelyezkedés ütemét – miközben az el nem helyezkedők jövéte csökkent. *

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J64, J65.

Változások a munkanélküli-ellátásban

2000-ben lényegesen megváltoztak a magyar munkanélküli-ellátás szabályai. Az életbe lépett változások közül a legjelentősebb, hogy megszűnt a tartós munkanélküliek jövedelempótló támogatása, és helyébe új típusú szociális segély lépett. A munkanélküli-járadékot kimerítők korábban két évre szerezhettek jogosultságot jövedelempótló támogatásra, ha családjukban az egy főre jutó jövedelem nem haladta meg az előírt küszöböt. A támogatást az önkormányzatok folyósították, de a munkanélkülieknek kapcsolatot kellett tartaniuk a munkaügyi szervezettel. A jövedelempótló támogatás helyébe lépett rendszeres szociális segélyt szintén az önkormányzatok folyósítják, valamivel alacsonyabb jövedelemhatárhoz van kötve, és összege is némileg elmarad a jövedelempótló támogatásától. Az új segély előfeltétele továbbá, hogy a munkanélküli egy hónap közcélú munkát vállaljon. Míg jövedelempótló támogatást csak a munkanélküli-járadékot korábban kimerítők kaphattak, a szociális segélynek, ha az igénylő elhelyezkedése érdekében legalább egy évig kapcsolatot tartott az önkormányzattal vagy a munkaügyi kirendeltséggel, nem előfel-

* A cikk a Munkaerő-piaci Alap Irányító Testülete által finanszírozott kutatás eredményire épül. A munkanélkülijáradék-regiszter adatait a Foglalkoztatási Hivatal bocsátotta rendelkezésünkre. Külön köszönjük Kovács Árpádné és Lázár György segítségét.

tétele a járadékkimerítés.¹ A cikkben azt tárgyaljuk, hogy e változások hogyan befolyásolják a járadékkimerítők segélyhez jutási esélyét és az újraelhelyezkedés valószínűségét.

A hatások felmérésére egy követéses vizsgálatot hajtottunk végre. A vizsgálat mintája két járadékkimerítő kohorszból áll: az első még 2000 áprilisában merítette ki a munkanélküli-járadékot, és így jogosultságot szerezhett jövedelemplótló támogatásra, a másodikra, amely 2000 májusában került ki a járadékból, már az új szabályok vonatkoznak. A mintát az Országos Munkaügyi Kutató- és Módszertani Központ (azóta: Foglalkoztatási Hivatal) járadékregiszteréből választottuk ki. Az adatgyűjtésre személyes kérdőíves megkérdezéssel került sor 2000. novemberben és decemberben, a kimerítés után mintegy 7-8 hónappal. A kérdőív a járadékkimerítők munkapiaci státusának változásaira, közmunkaprogramban való részvételére, segélyezésére, háztartási körülményeire és jövedelemforrásaira vonatkozó kérdéseket tartalmazott. Összesen 4998 munkanélküli választat dolgoztunk fel, közülük 1898 még áprilisban, 3100 pedig májusban merítette ki a munkanélküli-járadékot.² (Hasonló követéses vizsgálat eredményei alapján mutatja be egy korábbi időszakra vonatkozóan a járadékkimerítők segélyezési esélyeit és elhelyezkedését *Micklewright-Nagy* [1998] cikke.)

Az eredmények azt mutatják, hogy a két almintában a járadékkimerítés utáni munkapiaci pálya és segélyezés egyaránt különbözik. Az *1. táblázatban* arról láthatók adatok, hogyan alakult a válaszadók munkapiaci állapota a járadék kimerítése után két héttel, két hónappal és fél évvel.

Mindkét nemre és mindhárom vizsgált időpontra jellemző, hogy a járadékot májusban kimerítők nagyobb arányban helyezkedtek el, és nagyobb arányban végeztek közhasznú munkát, mint akik áprilisban merítették ki a járadékot (a közhasznú és közcélú munka között a tanulmányban nem teszünk különbséget, mert a válaszadó munkanélküliek sokszor bizonytalanok voltak, melyik programban vesznek részt). Ennek megfelelően az utóbbi csoportban többen maradtak állásnélküliek. (Az állásnélkülieket a táblázatban négy csoportra bontottunk attól függően, hogy keresnek-e állást, illetve végeznek-e alkalmi munkát.) Az eredmények alapján egyelőre elhamarkodott lenne arra következtetni, a segélyezés változása ösztönzően hatott az elhelyezkedésre – bár ezt nem is zárhatjuk ki. Megalapozott következtetésre a többváltozós elemzés eredményei alapján juthatunk, amely figyelembe veszi a két almita összetételében és segélyezésében meglévő különbségeket is.

A *2. táblázat* a járadékkimerítők segélyezését és a közhasznú munkába való bekapcsolódásának összefoglaló eredményeit mutatja be. A táblázat a kimerítést követő első négy hónapos időszakra vonatkozik, és azoknak az adatait tartalmazza, akik ez idő alatt munkanélküliek voltak vagy közhasznú munkán vettek részt (azaz nem szerepelnek a táblázatban a négy hónapon belül elhelyezkedők, valamint az ez idő alatt képzési programra, nyugdíjra, nyugdíj előtti munkanélküli-segélyre vagy gyermekgondozási segélyre kerülők).

A táblázatban az áprilisi almita esetében a mintában megfigyelt arányokat közöljük, a járadékukat májusban kimerítőknél pedig egy megfigyelt és egy korrigált arányt. Fordítsuk egyelőre figyelmünket a megfigyelt arányokra! A korrigált arányokra még visszatérünk. A táblázat első sorában a jövedelemplótló támogatást (áprilisban kimerítők) vagy aktív korúak rendszeres szociális segélyét (májusi almita) igénylők aránya szerepel. Látható, hogy rendszeres szociális segélyt mind a férfiak, mind a nők lényegesen kisebb

¹ Az ellátórendszert, illetve annak változásait részletesen bemutatja *Nagy* [2001], valamint *Frey* [2001] és [2002].

² A terepmunkákat a Tárki munkatársai végezték.

1. táblázat

A járadékkimerítők munkapiaci állapota 1 héttel, 2 hónappal és fél évvel a kimerítés után

Megnevezés	Két héttel		Két hónappal		Fél évvel	
	a munkanélküli-járadék kimerítését követően					
	április- ban	május- ban	április- ban	május- ban	április- ban	május- ban
	kimerítők		kimerítők		kimerítők	
<i>Férfiak</i>						
Állást keres	54,8	45,5	43,9	35,8	35,4	30,3
Nem keres állást	5,7	6,0	5,0	5,5	4,3	5,0
Alkalmi munkát végez, és állást keres	10,7	13,3	10,8	11,6	9,5	9,2
Alkalmi munkát végez, és nem keres állást	2,0	1,8	2,2	2,0	1,8	1,9
Foglalkoztatott (alkalmazott, önálló, segítő családtag)	15,2	17,8	24,2	26,4	32,8	35,2
Közhasznú munka	6,3	10,5	8,0	12,2	9,7	11,0
Képzési program	1,8	1,4	1,5	1,8	1,4	1,3
Nyugdíj, nyugdíj előtti segély, gyes	2,9	3,2	3,0	4,1	3,4	4,7
Egyéb	0,7	0,6	1,4	0,6	1,7	1,5
<i>Nők</i>						
Állást keres	58,4	47,9	47,3	39,0	36,6	32,2
Nem keres állást	13,7	12,3	13,0	11,7	12,2	9,8
Alkalmi munkát végez, és állást keres	2,7	3,7	2,8	3,9	3,0	2,7
Alkalmi munkát végez, és nem keres állást	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,3
Foglalkoztatott (alkalmazott, önálló, segítő családtag)	13,3	17,5	22,7	25,8	30,2	34,0
Közhasznú munka	3,4	7,1	4,4	7,9	5,5	7,4
Képzési program	4,5	5,6	4,3	4,8	3,6	4,7
Nyugdíj, nyugdíj előtti segély, gyes	2,8	4,7	4,5	6,1	7,0	8,1
Egyéb	0,5	0,7	0,4	0,2	1,4	0,8

arányban kérelmeztek, mint jövedelempótló támogatást. A segélyt kérelmezők aránya a férfiak körében az áprilisi almintában mintegy 60 százalék, a májusiban pedig 44 százalék, a nők körében az első almintában 63, a másodikban 45 százalék. A táblázat harmadik sora azt mutatja meg, hogy e kérelmezőknek milyen arányban ítélték meg a segélyt az önkormányzatok. Itt is lényeges – bár a kérelmezési arányokhoz képest kisebb – különbséget találunk: a rendszeres szociális segélyt igénylők jóval kisebb eséllyel jutottak segélyhez, mint a (korábban) jövedelempótló támogatást igénylők. Míg a segélyüket áprilisban kimerítő, segélyt kérelmező férfiak 89 százaléka jutott segélyhez, a májusi almintában arányuk csupán 79 százalék. A nők körében a megfelelő értékek: 87 és 75 százalék.

A 2. táblázat ötödik sorában e két döntés (a kérelmezés és odaítélés) végeredménye látható, azaz, hogy négy hónapon belül az el nem helyezkedő és más támogatási programba be nem kapcsolódó járadékkimerítők milyen arányban részesültek jövedelemtá-

2. táblázat

Segélyezés és a közhasznú munkába való bekapcsolódás a járadékkimerítés utáni négy hónapban (százalék)

		Férfiak		Nők	
		április- ban	május- ban	április- ban	május- ban
		kimerítők		kimerítők	
A segélyt kérelmezők aránya	megfigyelt arány korrigált arány	59,7	43,5 45,8	63,3	45,1 46,7
A kérelmezők közül segélyben részesülők aránya	megfigyelt arány korrigált arány	88,6	78,8 78,1	87,2	74,7 72,6
A segélyben részesülők aránya	megfigyelt arány korrigált arány	55,2	36,8 38,6	57,8	36,3 38,4
A segélyben részesültek vagy közmunkát végzők aránya	megfigyelt arány korrigált arány	61,0	45,5 47,8	58,9	41,3 42,1
Közhasznú munkát végzők aránya		16,1	28,8	8,5	22,2

A korrigált arányokat logit becsléssel állítottuk elő. A segélyt kérelmezők arányát a 3. táblázat, a kérelmezők közül segélyben részesülők arányát a 4. táblázat, a segélyben részesülők arányát a 5. táblázat, a segélyben részesülők vagy közmunkát végzők arányát az F1. táblázatban szereplő becslések segítségével korrigáltuk.

mogatásban. Míg az áprilisban kimerítők több mint fele (a férfiak körében 55, a nők körében 58 százalék) jövedelempótló támogatást kapott, a májusban kimerítők közül már csak kevesebb mint egyharmad (mind a férfiak, mind a nők esetében 35 százalék) kapott rendszeres szociális segélyt. Úgy tűnik, a változások nyomán lényegesen romlott a segélyhez jutás esélye. Ennek megfelelően az új segélyrendszer bevezetésének hatására a járadékkimerítők jóléte is romlott, mégpedig két szempontból: az új rendszerben kevesebben jutnak segélyhez, továbbá a segélyhez jutók alacsonyabb segélyösszeget kapnak. A májusban kimerítők közül ugyanakkor sokkal többen kapcsolódtak be közhasznú munkába, mint az áprilisban kimerítők közül. Az áprilisban járadékukat kimerítő férfiak 16 százaléka, a májusban kimerítőknek már 29 százaléka végzett közhasznú munkát a segély kimerítése utáni négy hónapban. A nők között is lényegesen megnőtt a közhasznú munkát végzők aránya: az áprilisi almintában 9 százalék volt, míg a májusiban 22 százalék.

Ha a közhasznú munkát mint a jövőbeli segély megszerzésének előfeltételét tekintjük, akkor érdemes a segélyben részesülők és a közmunkába bekapcsolódók együttes arányát is megvizsgálni. Ha a közmunkában résztvevők aránynövekedése ellensúlyozza a segélyben részesülők arányának csökkenését, akkor nem állíthatjuk, hogy a májusi járadékkimerítők helyzete rosszabb lenne. Egyrészt, mert a közmunka idején jövedelemhez jutnak, másrészt, mert a közmunka befejezése után nagyobb eséllyel részesülhetnek rendszeres szociális segélyben. A táblázat utolsó előtti sora azonban azt mutatja, hogy a segélyben részesülők, illetve közmunkát végzők együttes aránya is lényegesen csökkent a májusi almintában az áprilisihoz képest: a férfiak körében 61 százalékról 46 százalékra, a nők körében 59 százalékról 41 százalékra. Ezek az arányok arra utalnak, hogy a májusi almintá segélyezési lehetőségei közmunka figyelembevételével is rosszabbak.

A válaszadók munkapiaci státusát jellemző arányok elemzése alapján azt találjuk, hogy az új szabályok életbe lépése után járadékukat kimerítők nagyobb arányban helyezkedtek

el és nagyobb arányban végeztek közhasznú munkát, mint azok, akikre még a régi szabályok vonatkoztak, és ennek megfelelően az utóbbi csoportban nagyobb arányban találunk olyan kimerítőket, akik állás nélkül maradtak. Az áprilisi járadékkimerítő férfiak 32,8, a májusi kimerítők 35,2 százaléka helyezkedett el a járadékkimerítést követő hat hónapban. Ugyanezek az arányok a nők esetében 30,2 és 34 százalék.

Megállapíthatjuk továbbá, hogy az áprilisi kimerítők közül többen igényeltek segílyt, mint a májusi kimerítők közül (a férfiakra a megfelelő arányok 60 és 44, a nőkre 63 és 45 százalék). Az áprilisi almintához képest a májusi almintában ugyancsak alacsonyabb a segílyért folyamodók közül azoknak az aránya, akiknek az önkormányzatok odaítélték a segílyt (férfiak: 89 és 79 százalék, nők: 87 és 75 százalék). A májusi kimerítők körében (az áprilisi kimerítőkhöz képest) megfigyelt alacsonyabb kérelmezési és odaítélési arányok természetesen a segílyhez jutási arányokat is kedvezőtlenül érintették: az áprilisi járadékkimerítő férfiak 55 százaléka jutott segílyhez, míg a májusi kimerítők csupán 35 százaléka; a nők esetében ugyanezek az arányok 58 és 35 százalék. Ugyanakkor, mint már említettük, a májusban kimerítők közül sokkal többen kapcsolódtak be közhasznú munkába, mint az áprilisban kimerítők közül.

Összességében azt látjuk, hogy az ellátási szabályok változása után néhány százalékkal többen helyezkedtek el, mint korábban, ugyanakkor a segílyt kérelmezők aránya, a kérelmezők közül azoknak az aránya, akiknek az önkormányzatok odaítélték a segílyt, valamint a kimerítők között a segílyhez jutók aránya jelentősen csökkent, a közmunkát végzők aránya pedig jelentősen nőtt.

A segílyhez jutás valószínűsége

A továbbiakban többváltozós modellezéssel próbálunk árnyaltabb képet kapni a segílyrendszer változásának hatásairól. A felvételben szereplő két almintá (a járadékot áprilisban, illetve májusban kimerítők) lényegében azonos munkapiaci környezetben található. Ez lehetővé teszi, hogy a két almintát, illetve az almintákban megfigyelhető eseményeket egy kvázikísérleti helyzetben értelmezzük, ami azt jelenti, hogy a segílyezésben megfigyelt különbségeket jórészt a *segílyrendszer* változásainak tulajdoníthatjuk, noha az alminták összetételének különbségei is befolyásolhatják az eltéréseket. Három hatást különböztethetünk meg: az elsőt a kérelmezési magatartás változásának nevezhetjük, a második az önkormányzatok *odaítélési gyakorlatának* változásaként jelenik meg, végül a két almintában megfigyelhető kimenetek különbségei adódhatnak a mintába került személyek vagy önkormányzatok *összetételének* különbségeiből is.

1. A szabályozás hatására megváltozhat a lehetséges kérelmezők kérelmezési magatartása. Egy egyszerű modellben elgondolva, a lehetséges kérelmező a kérelmezés pénz-, idő- és pszichikai költségeit veti össze a kérelmezés esetén várható bevétellel (a várható segílyösszeggel). A tényleges kérelmezők aránya akkor csökken, ha akár a várható költség nő, akár a várható bevétel csökken. Megjegyezzük, hogy a közmunka beiktatása önmagában is költségnövelő tényező lehet, ha a segílykimerítők számára stigmatizáló hatású.

2. A szabályozás hatására megváltozhat az önkormányzatok odaítélési gyakorlata. Ha a jogosultsági feltételek szigorodnak, mondjuk, ha csökken a segílyjogosultsághoz szükséges jövedelemhatár, akkor adott megfigyelt jövedelem mellett az odaítélési esélyek csökkennek. Hasonlóképpen lehetséges, hogy a szabályozás „szellemének” változása miatt korábban viszonylag bőkezű önkormányzatok a korábbinál szűkmarkúbban ítélik oda a segílyt. Végül a közmunka beiktatása önmagában is alacsonyabb odaítélési arányokhoz vezethet rögzített időintervallumban, hiszen a lehetséges kérelmezőknek az odaítélést megelőzően valamennyi időt közmunkán kell tölteniük.

3. Végül elképzelhető, hogy a májusi almintában szereplő segélykimerítők, illetve a segélyt odaítélő önkormányzatok összetétele kedvezőtlenebb, mint az áprilisi almintába került segélykimerítők, illetve önkormányzatok összetétele. Emiatt egyrészt a májusi almintában szereplő segélyt kimerítők a segélyrendszer megváltozása nélkül is kisebb eséllyel és/vagy nagyobb költséggel juthattak volna segélyhez, mint az áprilisi almintában szereplők, és ezért a kérelmezők aránya a szabályozásváltozás nélkül is alacsonyabb lenne a májusi, mint az áprilisi almintában. Másrészt a segélyek odaítélése szempontjából kedvezőtlenebb helyzetben lévő önkormányzatok akkor is „takarékosabban” bánnának segélyekkel, ha nem lépett volna életbe új szabályozás.

Mielőtt a részletes többváltozós elemzésre térnénk, előrebocsátjuk, hogy a harmadiként említett hatás – amint ezt a 2. táblázatban szereplő korrigált arányok mutatják – összességében viszonylag gyenge. A korrigált arányokat úgy állítottuk elő, hogy mind a kérelmezési, mind az odaítélési, mind a segélyhez jutási, mind a segélyhez jutási vagy közmunkára kerülési esélyekre logit becsléseket készítettünk. Majd ezek eredményeit felhasználva megvizsgáltuk, hogyan alakultak volna ezek az esélyek (arányok) a májusi almintában, ha az almintában szereplő személyek és önkormányzatok megfigyelt jegyei (összetétele) pontosan ugyanolyanok lettek volna, mint az áprilisi almintában szereplő személyek, illetve önkormányzatok megfigyelt jegyei (összetétele).

A megfigyelt és a korrigált arányok különbsége, illetve a különbségek iránya utal arra, van-e és mekkora a megfigyelt jegyek különbségeinek betudható hatás. Ha a korrigált arányok alacsonyabbak vagy ugyanakkorák, mint a megfigyelt arányok, akkor az áprilisi almintához képest a májusi almintában megfigyelt alacsonyabb arányokat egyáltalán nem magyarázhatjuk a májusi alminta kedvezőtlenebb összetételével. Ha a májusi alminta korrigált arányai magasabbak, mint megfigyelt arányai, akkor a májusi alminta kedvezőtlenebb összetételű, mint az áprilisi, a kedvezőtlenebb összetétel hatásának mértékét pedig a korrigált és a megfigyelt arány különbsége mutatja meg.

Ha továbbá a megfigyelt és a korrigált arányok között az eltérés csekély, akkor levonhatjuk azt a következtetést, hogy az összetétel-különbségek nem járulnak hozzá a két alminta esetében a kimenetekben megfigyelt jelentős mértékű eltérésekhez. Az látjuk, hogy a *korrigált kérelmezési arány* mindkét nem esetében mintegy két százalékponttal nagyobb, mint a májusi almintában megfigyelt arány. A *korrigált odaítélési arány* a férfiak esetében lényegében azonos, a nők esetében mintegy két százalékponttal alacsonyabb a megfigyeltnél. A *korrigált segélyhez jutási arány* a férfiak körében lényegében azonos a megfigyelt aránnyal, a nőkben mintegy két százalékponttal alacsonyabb a megfigyeltnél. A *segélyhez jutás* és a *közmunkára kerülés együttes korrigált aránya* a férfiak esetében mintegy két, a nők esetében kevesebb mint egy százalékponttal magasabb a megfigyeltnél. Az áprilisi és a májusi minták összetétele tehát nem teljesen azonos, ugyanakkor az összetételbeli különbségek a májusban megfigyelt alacsonyabb arányoknak csak elenyésző hányadát magyarázzák.

Kérelmezés

Vizsgáljuk meg először a kérelmezést meghatározó tényezőket a két almintában! A kérelmezés valószínűségét dichotóm változóval közelítettük (kért segélyt/nem kért segélyt), a többváltozós logit becslést végeztünk; külön egyenleteket futtattunk le a férfiakra és a nőkre. Az egyenletek magyarázó változói között az életkort, az iskolai végzettséget, a háztartás egy főre jutó jövedelmét, a kimerítés előtti munkanélküli-járadék havi összegét szerepeltettük. Ezen túlmenően a magyarázó változók közé beillesztettünk egy kétértékű változót, amely azt jelzi, hogy a járadékkimerítő a minimális jogosultsági idővel rendel-

kezett-e, vagy sem. Végül egy lakóhelyi dummyt (Budapest) és a kistérségi munkanélküliségi rátát is magyarázó változónak tekintettünk.

Feltételeztük, hogy a kérelmezési esélyeket befolyásolja a járadékkimerítők életkora. Minél idősebb a járadékkimerítő, annál kisebb az esélye arra, hogy (nem támogatott) állásban elhelyezkedjen, vagy munkapiaci képzésben vegyen részt, s emiatt az életkor emelkedésével a kérelmezési hajlandóság növekedését várjuk. Feltehetjük, hogy az iskolai végzettség emelkedése csökkenti a kérelmezési hajlandóságot; részben, mert a magasabb iskolai végzettségű járadékkimerítő nagyobb eséllyel jut álláshoz, illetve nagyobb valószínűséggel kerülhet aktív programokba, részben mert magasabb iskolai végzettség mellett a segélykérés pszichikai költsége magasabb (stigmatizáló hatás).

A háztartás egy főre jutó jövedelme a járadékkimerítők jogosultságának egyik (tökéletlen) mutatója; ha a járadékkimerítő kérelmezéskor figyelembe veszi a jogosultsági szabályokat, akkor a jövedelem és a kérelmezés közötti a kapcsolat szignifikáns és negatív, azaz magasabb jövedelem mellett alacsonyabbak lesznek a kérelmezési esélyek. Magasabb jövedelem egyúttal magasabb pszichikai kérelmezési költségekkel is együtt járhat.

A korábbi munkanélküli-járadék összegének a növekedése a háztartási jövedelemhez hasonlóan várakozásaink szerint ugyancsak csökkenti a kérelmezés valószínűségét, elsődlegesen a kérelmezés stigmatizáló hatása miatt. Magasabb munkanélküliségi ráta mellett a kérelmezés pszichikai költsége várhatóan kisebb, mert a járadékkimerítő környezetében vélhetőleg több munkanélküli, illetve több kérelmező található; ezen túlmenően magasabb munkanélküliségi ráta magasabb kérelmezésből származó várható jövedelmet jelent, mert a munkanélküliség várható időtartama hosszabb, ezért adott kérelmezési költségek mellett a munkanélküliségi ráta emelkedése bevételi oldalról is növeli a kérelmezési hajlandóságot.

A minimális jogosultsági idő változójával azoknak az egyéneknek a kérelmezési magatartását kísérjük megragadni, akiknél a munkanélküliség állapota viszonylag gyakori esemény, akik tehát rövid ideig dolgoztak nem támogatott állásban, vagy pedig közmunkán szereztek minimális járadékjogosultságot. Úgy gondoljuk, hogy az ilyen, a munkapiachoz laza szálakkal kötődő, vélhetően visszatérően munkanélküliek kérelmezési hajlandósága magasabb mind a viszonylag alacsony kérelmezési költségeik, mind a viszonylag magas várható jövedelem miatt.

Végül a Budapest változó szerepeltetése mellett szól, hogy a magyar munkapiaci kutatások egyik standard eredménye, hogy a budapestiek viselkedése – Budapest különleges közigazgatási helyzete, illetve mérete miatt – többnyire eltér az ország többi településén lakók magatartásától.

A logit becslések eredményeit a 3. táblázatban foglaltuk össze. Az eredmények értelmezéskor felhasználjuk, hogy logit modell esetén az együtttható exponenciálisan a függő változónak az úgynevezett esélyráta-hányadosra gyakorolt hatását mutatja.³

Vizsgáljuk meg először a *férfiak* kérelmezési valószínűségét meghatározó tényezőket! Tudjuk, hogy a májusi kimerítők kérelmezési hajlandósága alacsonyabb, mint az áprilisi kimerítőké. Itt azt vizsgáljuk, hogy a kérelmezési valószínűséget befolyásoló egyes tényezők relatív hatásiránya, illetve a hatás mértéke hogyan alakult a két almintában.

Az áprilisi kimerítők kérelmezési valószínűségét befolyásolja a kérelmező életkora. Idősebb kimerítők esetében nagyobb a kérelmezési valószínűség. Az életkor egységnyi emelkedése mintegy három százalék esélyráta-növekedést eredményez, egy 55 éves jára-

³ Az esélyráta (*odds ratio*) $\Phi = \frac{P}{1-P}$, ahol P a vizsgált esemény valószínűsége. Két különböző megfigyelt esélyrátáját elosztva kapjuk az esélyráta-hányadost $\left(\frac{\Phi_1}{\Phi_2} \right)$

3. táblázat

A szociális segély kérelmezésének valószínűsége a járadékkimerítés utáni négy hónapban

Megnevezés	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Férfiak</i>				
Életkor	0,032	3,9	0,020	3,05
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	0,004	0,01	-0,099	-0,35
Szakt munkásképző	-0,628	-3,03	-0,334	-2,01
Szakközépiskola	-0,254	-0,66	-0,270	-0,96
Gimnázium	-1,065	-2,13	-0,224	-0,49
Felsőfokú	-1,104	-1,88	-1,175	-1,73
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,043	-4,13	-0,040	-4,11
Havi munkanélküli-járadék	0,000	-0,55	0,000	-1,98
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,338	1,72	0,568	3,54
Budapesten lakik	-0,088	-0,17	0,098	0,21
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,165	7,21	0,156	8,55
Konstans	-1,491	-2,61	-1,617	-3,37
N		672		951
LR $\chi^2(12)$		145,84		205,01
Prob > χ^2		0,000		0
Pseudo R^2		0,164		0,1559
<i>Nők</i>				
Életkor	0,000	-0,01	0,012	1,36
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	1,471	1,87	0,382	0,91
Szakt munkásképző	-0,219	-0,84	-0,590	-2,96
Szakközépiskola	-0,318	-1,02	-1,089	-4,21
Gimnázium	0,042	0,13	-1,050	-3,85
Felsőfokú	-0,356	-0,54	-0,277	-0,51
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,071	-5,79	-0,066	-6,61
Havi munkanélküli-járadék	0,000	0,62	0,000	0,01
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,019	0,08	0,362	1,96
Budapesten lakik	0,026	0,05	0,706	2,19
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,147	5,3	0,156	7,62
Konstans	-0,298	-0,43	-0,446	-0,85
N		530		818
LR $\chi^2(12)$		107,89		212,61
Prob > χ^2		0		0
Pseudo R^2		0,1595		0,1876

Logit becslések. Független változó: kért-e szociális segélyt a járadékkimerítés utáni négy hónapban.

dékkimerítő esélyrátája tehát háromszor akkora, mint egy húszévesé. Ez egybevág azzal a korábban kifejtett feltevésünkkel, hogy az életkor emelkedése egyúttal az elhelyezkedés, a legtöbb aktív programban való részvétel esélyeit csökkenti.

A kérelmezési hajlandóság és az iskolai végzettség összefüggése is kimutatható, és megfelel várakozásainknak, noha az együtthatók csak a szakt munkásképzőt és a gimnáziumot végzetek esetében voltak szignifikánsak (nullától különböznek). A szakt munkásképző végzettségű kimerítők lényegesen kisebb eséllyel kérelmezik a segélyt, mint a

referenciacsoporthoz tartozó nyolc általános iskolai osztályt végzett férfiak. A szakmunkásképzőt végzettek esélyrátájának értéke a nyolc általánost végzettekének mintegy fele (0,53). A gimnáziumot végzett férfiaké pedig még alacsonyabb: a gimnáziumi végzettségűek esélyrátája nagyjából egyharmada a nyolc általános végzettségűek esélyrátájának (0,34). Vannak tehát bizonyos jelei annak, hogy magasabb iskolai végzettség csökkenő kérelmezési valószínűséggel jár együtt.

A járadékkimerítő férfiak háztartásában megfigyelhető egy főre jutó jövedelem emelkedése is csökkenti a kérelmezési valószínűséget; ezer forint jövedelemnövekedés mintegy négy százalékos esélyráta-csökkenéshez vezet (0,96). Az átlagos jövedelem az áprilisi férfi járadékkimerítők körében 12 ezer forint. Egy 50 ezer forint jövedelemmel rendelkező járadékkimerítő esélyrátájának értéke egy – mondjuk – ötezer forint jövedelemmel rendelkező férfi esélyrátájának mindössze 14 százaléka (0,14). Másképpen fogalmazva: tized akkora jövedelem mintegy hétszer akkora kérelmezésiesély-rátát jelent. Végül ugyancsak szignifikáns és a várakozásainknak megfelelően pozitív a kistérségi munkanélküliségi ráta hatása; a ráta egy százalékpontos emelkedése mintegy 18 százalékkal emeli az esélyráta értékét. Ez annyit jelent például, hogy a legkedvezőbb (mintegy háromszázalékos ráta) és a legkedvezőtlenebb (22 százalékos munkanélküliségi hányad) helyzetű térségekben lakók kérelmezésiesélyráta-hányadosa között mintegy huszonháromszoros a különbség – a legkedvezőtlenebb helyzetű térségekben élők „javára”.

Áttérve a májusi kimerítőkre (3. táblázat), néhány kivétellel ugyanazokra a változókra kaptunk elfogadható becslést, és a hatások is ugyanabba az irányba mutatnak. Az életkorhoz tartozó esélyráta-hányadosra kapott becslés értéke 1,02, azaz az egy-egy évvel idősebb májusi kimerítők esélyráta-hányadosa mintegy két százalékkal magasabb. Az iskolai végzettség esetében azt látjuk, hogy a szakmunkásképzőt végzettek esélyrátája kevesebb, mint háromnegyede (0,71) a nyolc általánost végzettekének, a gimnázium esetében viszont (az áprilisi kimerítőkkel ellentétben) nem kaptunk szignifikáns becslést. A háztartás egy főre jutó jövedelmének emelkedése az áprilisi kimerítőkéhez hasonlóan csökkenti a kérelmezés valószínűségét; az esélyráta értéke itt is 0,96, azaz ezer forint jövedelemnövekmény 4 százalékkal csökkenti az esélyrátát. Az áprilisi kimerítők esetében az előző munkanélküliségként töltött időszakban minimális segélyjogosultsági idővel rendelkező férfiakra nem kaptunk szignifikáns együtthatót, a májusi kimerítők esetében a paraméterbecslés szignifikáns és pozitív. A minimális jogosultsági idővel rendelkező kimerítők esélyrátájának értéke a minimálisnál hosszabb kérelmezési idővel rendelkezőkhöz képest 1,76, azaz az előbbi csoport kérelmezésiesély-rátája mintegy 76 százalékponttal magasabb értéket vesz fel. Ez azt jelenti, hogy a májusi kimerítők közül lényegesen nagyobb arányban folyamodtak segélyért azok, akik a munkapiachoz laza szálakkal kötődnek, vélhetően ismétlődően munkanélküliek. Végül: a kistérségi munkanélküliségi ráta előjele a májusi kimerítők esetében is pozitív, a ráta 1 százalékpontos emelkedése mintegy 17 százalékkal növeli a kérelmezésiesélyráta-hányadost, a legalacsonyabb és a legmagasabb munkanélküliség-rátájú térségekben lakók kérelmezésiesélyrátájában ez mintegy 19-szeres különbségeket eredményez; azaz a munkanélküliség szempontjából legkedvezőtlenebb helyzetben lévő térségekben a kérelmezésiesély-ráták hányadosában mérve 19-szer akkora a kérelmezési hajlandóság, mint a legkedvezőbb helyzetű térségekben.

Tudjuk, hogy a májusban kimerítők már a megváltozott szabályok alapján juthattak segélyhez, hogy a kérelmezési hajlandóság a májusi almintában alacsonyabb, végül hogy az alacsonyabb kérelmezési arányt a két alminta összetételének különbsége csak kismértékben magyarázza. Ekkor viszont feltehetjük, hogy a lanyhuló kérelmezési kedvet elsődlegesen a szabályozás megváltozása következtében növekvő kérelmezési költségek és/vagy csökkenő várható bevételek magyarázhatják. A két logit becslés együtthatóinak

összevetése révén következtetéseket vonhatunk le arra, hogy ez a feltételezésünk helyes volt-e.

Mindenekelőtt azt vizsgáljuk meg, hogy az áprilisi és a májusi járadékkimerítő *férfiak* együttthatói között kimutathatók-e különbségek, és ha igen, találunk-e arra utaló jeleket, hogy a kérelmezési hajlandóság általában vagy valamely speciális csoport esetében alacsonyabb a májusi, mint az áprilisi almintában. Nézzük meg tehát, hogy a mindkét mintában szignifikáns változókat tekintve, találunk-e a két almintában ilyen jellegű különbségeket!

Az egy főre jutó háztartási jövedelem esetében nem találunk különbséget, a két együtttható értéke lényegében azonos, tehát azt mondhatjuk, hogy a szabályozás változásának hatása e tekintetben nem mutatható ki. A jövedelem emelkedése mindkét almintában ugyanolyan mértékben csökkenti a kérelmezési hajlandóságot.

Csaknem ugyanezt találjuk a kistérségi munkanélküliségi ráta esetében. Mindkét almintában pozitív az együtttható, tehát a ráta növekedése emeli a kérelmezési hajlandóságot, és csaknem ugyanolyan mértékben. Az együttthatók értékében mutatkozó különbség ugyan csekélynek tűnik – a májusi kimerítők együttthatójának értéke csak alig valamivel alacsonyabb, mint a májusi kimerítőké –, de a legkedvezőbb és a legkedvezőtlenebb kistérségek közötti különbségek már számottevők. Mint láttuk, az áprilisi almintában a munkanélküliség szempontjából a legrosszabb helyzetű kistérségek kérelmezésiesély-rátája a legjobb helyzetű kistérségek esélyrátájának 23-szorosa, a májusi almintában ugyanez az arány 19-szeres. Ezt úgy értelmezhetjük, hogy a szabályozás hatására bármely kistérségi munkanélküliségi ráta mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, vagy másképpen: azonos mértékben romló munkapiaci környezet kisebb kérelmezésiesély-növekedést eredményezett májusban, mint áprilisban.

Hasonló hatás mutatható ki az életkor esetében. Az életkor mindkét almintában szignifikánsan növeli a kérelmezési valószínűséget, az együtttható értéke az áprilisi almintában 0,032, a májusban már csak 0,020. Az áprilisi almintában – mint láttuk – ez azt jelenti, hogy egy 55 éves járadékkimerítő esélyrátája háromszor akkora, mint egy húszévesé, a májusi almintában pedig ugyanez az arány nagyjából kétszeres. Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy a szabályozás hatására bármely életkor mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, illetve hogy az életkor adott növekedésével azonos mértékben romló elhelyezkedési/továbbképzési esélyek a májusi kimerítők esetében alacsonyabb kérelmezésiesély-emelkedéshez vezetnek, mint az áprilisi kimerítők esetében.

Ugyanebbe az irányba mutat a két egyenlet konstansainak az összevetése. A konstans azoknak a tényezőknek a hatását mutatja, amelyeket a modellben nem tudunk megfigyelni. Mindkét egyenlet konstans tagjára szignifikáns becslést kaptunk, az együttthatók mindkét esetben negatív előjelűek, ugyanakkor a májusi egyenlet együttthatójának értéke kisebb, vagyis a negatív hatás a májusi almintában erőteljesebb, mint az áprilisi almintában. Az egyenletekben meg nem figyelt változók esetében is azt látjuk tehát, hogy a májusi kimerítők kérelmezési hajlandósága alacsonyabb, mint az áprilisi kimerítőké.

A kérelmezési magatartásban figyelemre méltó változást tapasztalunk a minimális segélyjogosultsági idővel rendelkezők esetében. Itt az áprilisi kimerítők egyenletében nem kaptunk szignifikáns becslést, a májusi kimerítők esetében viszont a becslés szignifikáns, az együtttható előjele pozitív, az esélyráta-hányados értéke magas (mint láttuk: 1,76). Ha az áprilisi almintában nem szignifikáns paraméterbecslését úgy értelmezzük, hogy az együtttható értéke zérus, akkor azt mondhatjuk, hogy az áprilisban járadékkimerítő férfiak esetében a kérelmezési hajlandóságot nem befolyásolta, hogy a járadékkimerítő minimális vagy a minimálisnál hosszabb segélyjogosultsági idővel rendelkezett, minimális segélyjogosultsági idővel éppen akkora kérelmezésiesély-rátával járt együtt, mint a minimálisnál hosszabb segélyjogosultsági idő. A májusi kimerítők esetében gyökeresen más a helyzet:

a minimális segélyjogosultsági idővel rendelkezők esélyrátája lényegesen magasabb, mint a minimálisnál hosszabb segélyjogosultsági idővel rendelkezők. Ha a minimális segélyjogosultságot úgy tekintjük, mint az ismétlődő munkanélküliség vagy a (a segélyjogosultság megszerzését célzó) közmunka mutatóját, akkor azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a szabályozásváltozás hatására a kérelmezők között megszorodott a munkapiaccal laza kapcsolatban álló, csekély elhelyezkedési és/vagy továbbképzési lehetőségekkel rendelkező személyek aránya, akik számára a szociális segélyből által nyújtott várható jövedelem viszonylag magas, a kérelmezéssel járó költségek (egyebek mellett a stigmatizáció költsége) viszonylag alacsonyak.

Végül megjegyezzük, hogy egyetlen változó esetében látunk a fentiekkel ellentétes, tehát a kérelmezési kedv növekedésére utaló változásokat a két alminta összevetésekor. A szakmunkásképzőt végzett áprilisi és májusi járadékkimerítő férfiak kérelmezési hajlandósága szignifikánsan alacsonyabb, mint nyolc általánost végzettké, de a májusi kimerítők esélyráta-hányadosának értéke magasabb (0,72), mint az áprilisi almintában szereplőké (0,53).

Térjünk most ismét vissza a 3. táblázathoz, és tekintsük át a *nők kérelmezési hajlandóságát* meghatározó tényezőket! Itt is érdemes hangsúlyozni, hogy a nők kérelmezési hajlandósága (a férfiakéhoz hasonlóan) a májusi almintában alacsonyabb, mint az áprilisi almintában, összességében tehát az új szabályozás feltételei mellett kevesebben kértek segélyt. A kérelmezési hajlandóság egyenleteinek, illetve az egyenletek együtthatóinak összevetése révén az egyes tényezők viszonylagos szerepét, a relatív változások irányát és erősségét vizsgáljuk. Az áprilisi kimerítők esetében az egy főre jutó háztartási jövedelem, valamint a kistérségi munkanélküliségi ráta befolyásolja a kérelmezési esélyeket. Az összefüggés iránya azonos a férfiak esetében megfigyelttel. Magasabb háztartási jövedelem mérsékli, magasabb kistérségi munkanélküliségi ráta fokozza a kérelmezési kedvet. Az áprilisi nők esetében a jövedelem hatása erőteljesebb, mint az áprilisi férfiaknál: a jövedelem ezerforintos emelkedése mintegy hét százalékponttal csökkenti a kérelmezésiesélyrátát (az áprilisi férfiakra ez négy százalék). A munkanélküliségi ráta hatása pedig gyengébb az áprilisi nők, mint az áprilisi férfiak esetében (az együttható értéke a két egyenletben rendre: 0,147 és 0,165). A májusi járadékkimerítő nőkre e két együttható becslése ugyancsak szignifikáns, előjele is azonos, tehát a megváltozott szabályok között is fennáll az összefüggés. Emellett az iskolai végzettséget jelző három változóra, valamint a Budapest dummyra kaptunk elfogadható becslést. A szakmunkásképzőt, a szakközépiskolát, valamint a gimnáziumot végzettké kérelmezési hajlandósága alacsonyabb, mint a nyolc osztályt végzettké; ugyanakkor a szakmunkásképzőt végzettké magasabb, mint a szakközépiskolát, illetve gimnáziumot végzettké. Végül: a májusi kimerítők között a Budapesten lakók kérelmezési kedve erőteljesebb, mint a más településeken lakóké.

A férfiak esetében követett eljáráshoz hasonlóan a nőkre is megvizsgálhatjuk, vajon a két alminta becsléseinek összehasonlítása utal-e arra, hogy a szabályozás hatására bizonyos csoportok vagy általában a járadékkimerítő nők kérelmezési magatartása megváltozott. Vegyük szemügyre először azt a két változót, amire mindkét almintában szignifikáns paraméterbecslést kaptunk! Az egy főre jutó háztartási jövedelem az egyik, a kistérségi munkanélküliségi ráta a másik ilyen változó. Mint láttuk, ez a férfiak esetében is mindkét almintában befolyásolta a kérelmezési magatartást.

A jövedelem együtthatójának értéke a két almintában csupán árnyalatnyi különbséget mutat (az esélyráta marginális hatásában kifejezve tized százalékpontos az eltérés), ugyanakkor az áprilisi almintában a jövedelem ezerforintos emelkedése valamivel erőteljesebben csökkenti a kérelmezési kedvet, mint a májusi almintában. Vagyis itt nem látunk olyan jelet, ami a szabályozás változásának a kérelmezési kedv csökkenéséhez vezető hatására utalna.

A kistérségi munkanélküliségi ráta esetében a két alminta együttthatóinak összevetése ugyanebbe az irányba mutat. A két alminta együttthatóinak értéke alig különbözik egymástól, a munkanélküliségi ráta egy százalékpontos emelkedése kissé erőteljesebben növeli a kérelmezési hajlandóságot a májusi kimerítők esetében. A csekély marginális hatás mögött azonban jelentős kérelmezési különbségek húzódnak meg, ha a munkanélküliség szempontjából legrosszabb és legjobb kistérségekben megfigyelhető kérelmezési hajlandóságot vizsgáljuk. Az áprilisi almintában a legrosszabb helyzetben lévő kistérségekben élők kérelmezésiesély-rátája a legjobb helyzetben lévő kistérségekben élők esélyrátájának mintegy 19-szerese, a májusi almintában viszont ugyanez az arány már 22-szeres. Ez arra utal, hogy a szabályozás változásának hatására adott munkanélküliségi ráta mellett nőtt a kérelmezési kedv, illetve hogy azonos mértékben romló munkapiaci feltételek mellett a szabályozás hatására a kimerítők kérelmezési hajlandósága nőtt.

Ezen túlmenően négy olyan változónk van, amelyek becslése az áprilisi almintában nem szignifikáns, a májusi kimerítők körében azonban igen. Akár zérusnak tekintjük az áprilisi együttthatóbecsléseket, akár elfogadjuk a becsült együttthatók értékeit, mind a négy változó esetében a kérelmezési magatartás átalakulására következtethetünk. A három iskolai végzettségi változó együttthatói a májusi almintában mind negatívak, és sokkal kisebb értékeket vesznek fel, mint az áprilisi almintában. Ez arra utal, hogy a nők esetében a szabályozás változása a szakmunkásképzőt, szakközépiskolát és gimnáziumot végzett nők kérelmezési költségeit növelte, illetve a kérelmezésből származó várható hasznát csökkentette, tehát a viszonylag magas iskolai végzettségű nők kérelmezési magatartására volt negatív hatással. Ezzel ellentétes irányba mutat a Budapest dummy együttthatójának változása. Az áprilisi almintában a szóban forgó változó paraméterének becslése nem szignifikáns, előjele pozitív. Akár zérusnak, akár pozitívnak tekintjük a paraméter értékét, a májusi (szignifikáns) paraméter értéke lényegesen magasabb. Ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a szabályozás hatására a budapestiek relatív (a nem budapestiekhez viszonyított) kérelmezési hajlandósága nőtt.

Összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy a férfiak körében a szabályozás kérelmezési magatartásra gyakorolt hatását elsődlegesen három változó, a kistérségi munkanélküliségi ráta, az életkor, valamint a minimális segélyjogosultság esetében tudtuk kimutatni. A munkanélküliségi ráta esetében a hatás negatív, azaz a szabályozás hatására bármely kistérségi munkanélküliségi ráta mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, vagy másképpen: azonos mértékben romló munkapiaci környezet kisebb kérelmezésiesély-növekedéshez vezetett májusban, mint áprilisban. Ugyanezt tapasztaljuk az életkorra: bármely életkor mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, illetve az életkor növekedésével a két almintában azonos mértékben romló elhelyezkedési/továbbképzési esélyek a májusi kimerítők körében alacsonyabb kérelmezésiesély-emelkedéshez vezetnek, mint az áprilisi kimerítőknél. A minimális segélyjogosultságot az ismétlődő munkanélküliség vagy az ismétlődő (a segélyjogosultság megszerzésér célzó) közmunka mutatójának tekintjük. A májusi almintában erre a változóra szignifikáns és pozitív becslést kaptunk, amiből az következik, hogy a szabályozásváltozás hatására a kérelmezők között megszorodott a munkapiaccal laza kapcsolatban álló, csekély elhelyezkedési és/vagy továbbképzési lehetőségekkel rendelkező személyek aránya, akik számára a szociális segélyből kapott várható jövedelem viszonylag magas, a kérelmezéssel járó költségek (egyebek mellett a stigmatizáció költsége) viszonylag alacsonyak.

A nők esetében részben másfajta összefüggéseket is találunk. Noha az új szabályozás mellett lényegesen csökkent a kérelmezési arány, egyes tényezőknek a kérelmezési kedvre gyakorolt relatív hatása a nők körében mindkét irányban változott. Az új szabályozás elriasztó hatására utaló jeleket találtunk például három iskolai végzettségi csoportban, a kistérségi munkanélküliségi rátára, illetve a budapesti lakóhely változójára viszont ennek

éppen az ellenkezőjét tapasztalhattuk. A munkanélküliségi ráta esetében azt láttuk, hogy a szabályozás változásának hatására adott munkanélküliségi ráta mellett relatíve nőtt a kérelmezési kedv, illetve hogy azonos mértékben romló munkapiaci feltételek mellett a szabályozás hatására a kimerítők viszonylagos kérelmezési hajlandósága növekedett. Ugyanezt figyeljük meg a budapesti lakóhely esetében is: a szabályozás hatására a budapestiek nem budapestiekhez viszonyított relatív kérelmezési hajlandósága nőtt.

A segély odaítélése

A többváltozós elemzés második kérdése, vajon az *önkormányzatok segély-odaítélési gyakorlata* változott-e a szabályozás változásával, azaz hogy a korábban viszonylag bőkezűbb önkormányzatok szűkmarkúbbakká váltak, vagy sem. Láttuk (2. táblázat), hogy az áprilisi és a májusi minták összetétele ugyan nem teljesen azonos, ugyanakkor az összetételbeli különbségek a májusban megfigyelt alacsonyabb odaítélési arányoknak csak elenyésző hányadát magyarázzák. Tekintettel továbbá arra, hogy az önkormányzatok mindkét alminta esetében ugyanolyan vagy hasonló munkapiaci környezetben tevékenykednek, ha a többváltozós becslés együtthatói között eltéréseket találunk, akkor ezeket a szabályozásváltozás hatásának tudhatjuk be.

A problémát a kérelmezők áprilisi és májusi almintájára, a férfiakra és a nőkre külön elemezzük. Logit becsléseket használunk, ahol a függő változó kétértékű (nem ítélték oda a segélyt = 0, odaítélték a segélyt = 1), amivel a segély odaítélésének a valószínűségét közelítjük.

A magyarázó változók között a háztartás egy főre jutó jövedelmét mint jogosultsági kontrollváltozót szerepeltetjük, feltételezzük, hogy magasabb jövedelem kisebb odaítélési valószínűséggel jár együtt. Ha az önkormányzatok az aktuális szabályozást betartják, illetve ha a kérelmezők jövedelmét tökéletesen ismerik, akkor az odaítélés és a jövedelem között a kapcsolat determinisztikus, azaz bizonyos jövedelemhatár alatt – ha az egyéb feltételeknek is megfelel – a kérelmezőnek biztosan odaítélik, adott jövedelemhatár felett pedig biztosan nem ítélik oda a segélyt. Figyelembe kell azonban vennünk, hogy a modelljeinkben leírt kapcsolat még akkor sem determinisztikus, ha minden önkormányzat betartja a szabályozást, mert az önkormányzatok feltehetően tökéletlen információval rendelkeznek a kérelmezők háztartásának jövedelméről.

Az önkormányzatok odaítélési gyakorlatát két változóval magyarázzuk. Feltételezzük, hogy a település munkapiaci helyzete befolyásolja az odaítélési gyakorlatot, mégpedig olyan módon, hogy rosszabb munkapiaci helyzet magasabb odaítélési arányokat eredményez. A települések munkapiaci helyzetét a kistérségi munkanélküliségi rátával közelítjük, és feltevésünkkel összhangban azt várjuk, hogy magasabb munkanélküliségi ráta mellett az odaítélési arányok (valószínűségek) is magasabbak lesznek.

Az önkormányzatok odaítélési gyakorlatát az anyagi helyzetük is befolyásolhatja. Lehetséges, hogy a jobb anyagi helyzetben lévő önkormányzatok, amelyek inkább megengedhetik maguknak, hogy a segélyek odaítélésében bőkezűek legyenek, ténylegesen is bőkezűek lesznek. Mondjuk, a jobb anyagi helyzetben lévő önkormányzatok a nem teljesen egyértelműen eldönthető helyzetben lévő, a szabályozásnak nem mindenben megfelelő kérelmezőknek is inkább adnak segélyt, mint a rosszabb anyagi helyzetben lévő önkormányzatok. Elképzelhető, hogy az önkormányzatok anyagi helyzete és az odaítélési gyakorlat között éppen az előzővel ellentétes összefüggés áll fenn. Ha a jobb anyagi helyzetben lévő önkormányzatok inkább meg vannak győződve a segélyezés ellenőszítő hatásairól, mint a rosszabb anyagi helyzetben lévők, akkor az odaítélési gyakorlatuk és az anyagi helyzetük között negatív kapcsolat alakulhat ki: a jobb anyagi helyzetű

önkormányzatok kevésbé lesznek bőkezűek, mint a rosszabb anyagi helyzetűek. Egy ilyen jellegű összefüggés kialakulását erősítheti az újabb szabályozásnak az az eleme, amely a segélyjogosultságot előzetes közmunkavégzéshez köti. Végül az is lehetséges, hogy az önkormányzatok szigorúan követik a szabályokat, és ezért az önkormányzat anyagi helyzete és az odaítélési valószínűség között nem lesz kimutatható kapcsolat. A kapcsolat hiánya elsősorban az áprilisi almintában valószínűsíthető, mert ott az odaítélésnek nem volt feltétele közmunka végzése. Az önkormányzatok anyagi helyzetét a település egy főre jutó személyi jövedelemadójának az összegével közelítjük. Végül az egyenletekben szerepeltetjük a korábban is használt Budapest dummyt; mégpedig elsődlegesen ugyanabból az okból: Budapest hatását – főként kiugró mérete miatt – célszerű a többi településtől elkülöníteni.

Vegyük először szemügyre a férfiak egyenleteit (az odaítélési egyenletek a 4. táblázatban találhatóak)!

4. táblázat

A szociális segély odaítélésének valószínűsége a járadékkimerítés utáni négy hónapban

Megnevezés	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Férfiak</i>				
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,044	-2,6	-0,096	-5,18
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,105	2,16	0,069	1,99
Budapesten lakik	-0,355	-0,35	0,993	0,93
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	0,002	0,81	-0,001	-0,65
Konstans	0,876	0,91	1,653	2,31
N		421		448
LR $\chi^2(12)$		14,55		45,62
Prob > χ^2		0,006		0
Pseudo R^2		0,049		0,0986
<i>Nők</i>				
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,080	-3,87	-0,071	-4,21
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,140	2,7	0,120	3,17
Budapesten lakik	1,778	1,44	2,620	4,14
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	0,000	0,05	-0,005	-3,26
Konstans	1,281	1,29	1,598	2,15
N		352		399
LR $\chi^2(12)$		30,32		70,12
Prob > χ^2		0		0
Pseudo R^2		0,1127		0,1553

Logit becslések. Független változó: odaítéltek-e szociális segélyt a járadékkimerítés utáni négy hónapban.

Az áprilisi járadékkimerítő férfiak esetében az egy főre jutó háztartási jövedelem és a kistérségi munkanélküliségi ráta becslésére kaptunk szignifikáns paraméterbecslést. A jövedelemre negatív összefüggést találunk: magasabb háztartási jövedelem alacsonyabb odaítélési valószínűséggel jár együtt (az együttható értéke: -0,044). A jövedelem ezerforintos növekedése mintegy 5 százalékkal csökkenti a kérelmezésiesély-rátát. Ez azt jelenti, hogy több mint hétszer akkora az odaítélésiesély-rátája annak a kérelmezőnek, aki mondjuk 5000 forint egy főre jutó jövedelemmel rendelkezik, mint akinek egy főre jutó jövedeleme 50 000 forint. A kistérségi munkanélküliségi ráta paraméterének előjele vi-

szont pozitív (az együtttható értéke: 0,105), a ráta egy százalékpontos emelkedése mintegy 11 százalékkal emeli az odaítélési esély rátáját. A másik két változóra nem kaptunk szignifikáns paraméterbecslést. Az önkormányzat odaítélési gyakorlata tehát független az anyagi helyzetétől, továbbá az odaítélés valószínűségét nem befolyásolja, hogy a kérelmező lakóhelye Budapest vagy valamelyik másik település.

A májusi járadékkimerítő férfiakra pontosan ugyanazt találjuk, mint az áprilisiak esetében. Az egy főre jutó háztartási jövedelem emelkedése csökkenti, a kistérségi munkanélküliségi ráta emelkedése növeli, a budapesti lakóhely és az önkormányzat anyagi helyzete viszont nem befolyásolja az odaítélési esély rátáját.

Az áprilisi és a májusi kimerítők szignifikáns paramétereinek értékeit összevetve, mindkét változó esetében az odaítélési gyakorlat szigorítására utaló jeleket találunk. Míg az áprilisi kimerítőknél a háztartási jövedelem ezerforintos növekedése csupán 5, a májusi kimerítőknél már 10 százalékkal csökkenti az odaítélési esély rátáját. Ezt úgy értékelhetjük, hogy a szabályozás változásának hatására a jövedelemkritérium alkalmazása szigorúbbá vált, adott jövedelemnövekmény mellett az odaítélési esélyek gyorsabban csökkennek májusban, mint áprilisban.

Hasonló változást figyelhetünk meg a kistérségi munkanélküliségi ráta esetében is. Az áprilisban kimerítők esetében a ráta 1 százalékpontos növekedése nagyobb esélyráta-emelkedéssel jár együtt, mint a májusban kimerítőknél (a marginális hatás 1,11 az áprilisi, 1,07 a májusi kimerítők esetében). Tehát az önkormányzat munkapiaci környezetének adott mértékű romlása az odaítélési esély kisebb mértékű növekedésével jár együtt a szabályozás megváltozásának következtében.

A férfiakhoz hasonlóan a nők esetében is mindkét almintában szignifikáns és a várt előjelű becslést kaptunk az egy főre jutó háztartási jövedelemre, valamint a kistérségi munkanélküliségi rátára. A nők esetében is fennáll tehát, hogy az odaítélési esély rátája a háztartási jövedelem emelkedésével csökken, a kistérségi munkanélküliségi ráta emelkedésével pedig nő. A férfiakkal ellentétben azonban a két változó közül csak az egyikben látunk az odaítélés szigorodására utaló változásokat. A háztartási jövedelem változójára kapott paraméterek értékei csaknem azonosak: az áprilisi almintában $-0,080$, a májusban $-0,071$. E változóra nézve tehát a szabályozásváltozás hatása nem mutatható ki. A kistérségi munkanélküliségi ráta esetében viszont ugyanazt találjuk, mint a férfiaknál: az áprilisi almintá paramétere ($0,140$) nagyobb volt, mint a májusié ($0,120$). Tehát a nők esetében is megfigyelhető, hogy az önkormányzat munkapiaci környezetének romlása a szabályozásváltozás után az odaítélési esély-ráta kisebb javulását eredményezi, mint a szabályozásváltozás előtt.

A nőknél a fennmaradó két magyarázóváltozóra (Budapest dummy és egy főre jutó jövedelemadó összege) az áprilisi kimerítőknél nem kaptunk szignifikáns becslést, a májusi kimerítőknél azonban mindkét paraméterbecslés szignifikáns. Akár zérusnak tekintjük az áprilisi kimerítők paramétereit, akár elfogadjuk a becsült értékeket, az önkormányzatok odaítélési magatartásában mindkét változó esetében figyelemreméltó változásokat figyelhetünk meg.

Az áprilisi járadékkimerítőknél a jövedelemadó változójára kapott becslés paramétere vagy zérus, vagy igen csekély pozitív hatásra utal. Tehát az odaítélés vagy független a település anyagi helyzetétől, vagy pedig a jobb anyagi helyzetű települések kérelmezői az odaítélés szempontjából – noha csekély mértékben – jobb helyzetben vannak, mint a rosszabb anyagi helyzetű települések kérelmezői. A májusi járadékkimerítőknél viszont az összefüggés szignifikáns és negatív, azaz a jobb anyagi helyzetű települések kérelmezői rosszabb helyzetben vannak, mint a rosszabb anyagi helyzetű települések kérelmezői. Míg tehát a szabályozásváltozás előtt a település anyagi helyzete egyáltalán nem befolyásolta az odaítélést, vagy pedig a jobb anyagi helyzetű települések kissé bőkezűbbnek

mutakoztak, a szabályozásváltozás után minél jobb anyagi helyzetű az önkormányzat, annál szűkmarkúbb a segély odaítélésében. A nők esetében tehát úgy tűnik, az a feltevésünk igazolódott, hogy a szabályozásváltozás hatására a jobb anyagi helyzetű önkormányzatok odaítélési gyakorlatában erőteljesebben jelent meg a segélyezés ellenőrző hatásának a szempontja.

A Budapest dummy paraméterét az áprilisi kimerítőkre vagy zérusnak, vagy pozitívnak tekinthetjük. A májusi járadékkimerítők paramétere szignifikáns és pozitív, továbbá értéke az áprilisi kimerítőkre becsült értéknél nagyobb. Itt tehát az előző változóval ellentétes hatást látunk. Míg az áprilisi járadékkimerítők esetében a budapesti és a többi önkormányzat között az odaítélési gyakorlatban nem volt különbség, illetve némi különbség kimutatható a budapesti önkormányzat javára, a májusi járadékkimerítők esetében ez a különbség nőtt. A szabályozás változásának hatására tehát a budapesti önkormányzat a többi önkormányzathoz képest bőkezűbbé vált.

Összefoglalóan megállapíthatjuk, hogy mind a férfiak, mind a nők esetében több, a szabályozásváltozás hatására szigorodó önkormányzati odaítélési gyakorlatra utaló jelet találtunk. A férfiak esetében más jelek nem is tapasztalhatók, a nőkben az odaítélési gyakorlat szigorodásával ellentétes irányban hat a budapesti önkormányzat megnövekedett viszonylagos bőkezűsége.

Kérelmezés és odaítélés – a segélyhez jutás esélye

A kérelmezési magatartás és az odaítélési gyakorlat együttes hatása fejeződik ki a segélyhez jutási esélyekben. A továbbiakban azt vizsgáljuk, milyen tényezők befolyásolják a segélyhez jutási valószínűségeket, illetve hogy az áprilisi és a májusi járadékkimerítők segélyhez jutási valószínűségeit meghatározó tényezőkben felfedezhető-e a szabályozásváltozás hatásai. A problémát ezúttal is logit becslések segítségével vizsgáljuk, mindkét almintára és mindkét nemre külön egyenleteket futtattunk le. A becslések függő változója egy kétértékű változó: kapott-e az egyén segélyt, vagy sem (kapott segélyt = 1, nem kapott segélyt = 0). Magyarázó változóként mindazokat a változókat beillesztettük az egyenletekbe, amelyek a kérelmezési és az odaítélési esélyek egyenleteiben szerepeltek. A magyarázó változók tehát ugyanazok, egyes változók a kérelmezési hajlandóságra, mások az odaítélési gyakorlatot meghatározó tényezőkre utalnak, értelmezésük is megfelel annak, amit a kérelmezési, illetve az odaítélési egyenletek ismertetésekor leírtunk. E becsléseknek – azon túlmenően, hogy a kérelmezési magatartás és az odaítélési gyakorlat együttes hatását mutatják – az lehet a hozadéka, hogy egyrészt az odaítélési egyenletekben szereplő változókra a nagyobb elemszám miatt pontosabb paraméterbecsléseket kaphatunk (az odaítélési egyenleteket értelemszerűen csak a kérelmezőkre futtatjuk le, itt viszont az úgynevezett alapsokasággal dolgozunk, vagyis azoknak a mintájával, akiknek a kérelmezési magatartását vizsgáltuk), másrészt bizonyos változók esetében, amelyek mind a kérelmezési, mind az odaítélési egyenletekben szerepeltek (ilyen a háztartás jövedelme és a kistérségi munkanélküliségi ráta) a segélyhez jutási esélyek alakulására nézve többletinformációhoz juthatunk. Az ismétlések elkerülése érdekében itt egyszerre vizsgáljuk a segélyhez jutási, a kérelmezési és az odaítélési egyenleteket.

Kezdjük a férfiak segélyhez jutási esélyeivel! A becslések eredményeit az 5. táblázatban foglaltuk össze. Nézzük először azokat a változóinkat, amelyek csak a kérelmezési magatartás egyenleteiben szerepeltek!

Az életkor az áprilisi és a májusi járadékkimerítők esetében is hatással volt a kérelmezési magatartásra. Az idősebb járadékkimerítők kérelmezési hajlandósága erőteljesebbnek bizonyult, mint a fiatalabbaké. Azt is láttuk, hogy ez a hatás a májusi almintában gyengébb volt, mint az áprilisi almintában, s ezt úgy értelmeztük, mint a szabályozásvál-

5. táblázat

A szociális segélyhez jutás valószínűsége a járadékkimerítés utáni négy hónapban

Megnevezés	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Férfiak</i>				
Életkor	0,031	3,95	0,017	2,47
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	-0,206	-0,58	-0,365	-1,33
Szaktunskáképző	-0,531	-2,66	-0,274	-1,58
Szakközépiskola	-0,267	-0,69	-0,146	-0,48
Gimnázium	-0,631	-1,26	-0,097	-0,19
Felsőfokú	-0,785	-1,36	-0,375	-0,54
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,054	-4,86	-0,069	-6,13
Havi munkanélküli-járadék	0,000	-0,51	0,000	-2,47
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,285	1,51	0,409	2,5
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,168	6,31	0,133	6,06
Budapesten lakik	-0,361	-0,61	0,719	1,24
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	0,001	0,48	-0,002	-2,19
Konstans	-1,959	-2,89	-0,757	-1,27
N	676		959	
LR $\chi^2(12)$	147,92		225,14	
Prob > χ^2	0,000		0	
Pseudo R^2	0,159		0,1784	
<i>Nők</i>				
Életkor	0,000	-0,01	0,012	1,36
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	0,790	1,41	0,067	0,17
Szaktunskáképző	-0,089	-0,35	-0,545	-2,59
Szakközépiskola	-0,112	-0,36	-0,567	-2,04
Gimnázium	0,164	0,5	-0,908	-2,99
Felsőfokú	0,294	0,44	-0,287	-0,41
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,087	-6,72	-0,086	-7,23
Havi munkanélküli-járadék	0,000	-0,04	0,000	-0,1
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,203	0,89	0,291	1,53
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,135	4,49	0,132	5,48
Budapesten lakik	0,652	1,25	1,952	2,76
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	-0,001	-0,67	-0,002	-2,33
Konstans	0,139	0,17	-0,520	-0,77
N	531		821	
LR $\chi^2(12)$	128,76		236,34	
Prob > χ^2	0		0	
Pseudo R^2	0,1781		0,2197	

Logit becslések. Független változó: kapott-e szociális segélyt a járadékkimerítés utáni négy hónapban.

tozásnak a kérelmezési hajlandóság csökkentése irányába ható következményét. A segélyhez jutással kapcsolatban is ugyanezt látjuk: az életkorra mindkét almintában szignifikáns és pozitív becslést kaptunk, azonban a májusi járadékkimerítők együtthatójának értéke kisebb, amit úgy értelmezhetünk, hogy a kérelmezési kedv csökkenése egyúttal segélyhez jutási esélyeket is mérsékelte.

Az iskolai végzettség változói közül az áprilisi járadékkimerítők kérelmezési hajlandóságát a szakmunkásképző és a gimnáziumi végzettség befolyásolta. Mindkét esetben azt az eredményt kaptuk, hogy az ilyen végzettségű kimerítők kisebb arányban folyamodnak segélyért, mint a csak nyolc osztályt végzettek. A májusi kimerítők kérelmezési egyenletében ugyanilyen előjelű szignifikáns becslést már csak a szakmunkásképzőt végzettekre kaptunk. A két alminta összevetése alapján megállapíthatjuk, hogy a szakmunkásképzőt végzetteknel az együtttható értéke a májusi almintában nagyobb, mint az áprilisi almintában, azaz a szabályozásváltozás hatására a szakmunkásképző végzettséggel rendelkezők relatív kérelmezési hajlandósága megnövekedett. Ugyanezt mondhatjuk gimnáziumi végzettségűekről is: míg a szabályozásváltozás előtt szignifikánsan kisebb arányban folyamodtak segélyért (a nyolc általános végzettségű kimerítőkhöz képest), a szabályozásváltozás után kérelmezési hajlandóságuk nem különbözik a nyolc általánost végzettekétől. A segélyhez jutási esélyeket csak a szakmunkásképző végzettség befolyásolja, és – a kérelmezési esélyekhez hasonlóan – csak az áprilisi alminta együttthatójának becslése szignifikáns. A kérelmezési magatartásra kapott eredmény ebben a tekintetben tehát megegyezik a segélyhez jutási esélyekre kapott eredménnyel: a szabályozás változásának hatására megnövekedett a szakmunkásképzőt végzett kimerítők (relatív) kérelmezési kedve, és ez egyúttal a segélyhez jutási esélyeik javulásához vezetett.

A kérelmezési magatartást az áprilisi kimerítők esetében nem, a májusiaknál viszont pozitív irányban befolyásolta, hogy a járadékkimerítő minimális vagy annál hosszabb segélyjogosultsággal rendelkezik. Ezt úgy értelmeztük, hogy a szabályozásváltozás hatására a munkapiaccal laza kapcsolatban álló, csekély elhelyezkedési és/vagy továbbképzési lehetőségekkel rendelkezők kérelmezési hajlandósága nőtt, olyanoké, akik számára a szociális segélyből által nyújtott várható jövedelem viszonylag magas, a kérelmezési költségek viszonylag alacsonyak. A segélyhez jutási esélyek esetében pontosan ugyanezt látjuk (az áprilisi kimerítőknél nem szignifikáns, a májusiaknál szignifikáns és pozitív becslés). Megállapíthatjuk tehát, hogy a szabályozás változása nemesak a minimális segélyjogosultsággal rendelkezők kérelmezési hajlandóságát emelte, hanem segélyhez jutási esélyeit is javította.

A kérelmezési egyenletekben a korábbi munkanélküli-járadék összege is szerepelt. Azt vártuk, hogy az összeg növekedése csökkenti a kérelmezési hajlandóságot, elsődlegesen a kérelmezés stigmatizáló hatása miatt. E változóra azonban sem az áprilisi, sem a májusi kérelmezési egyenletekben nem kaptunk szignifikáns becslést. A segélyhez jutási esélyekkel azonban nem teljesen ugyanez a helyzet. Az áprilisi járadékkimerítők esetében a változó együttthatóbecslése ugyan továbbra sem szignifikáns, viszont a májusi kimerítőkre szignifikáns és negatív paramétert kaptunk. Ez azt jelenti, hogy míg az áprilisi kimerítők segélyhez jutási esélye független a korábbi munkanélküli-járadék összegétől, a májusi kimerítőknel magasabb munkanélküli-járadék mellett a segélyhez jutási esélyek romlanak. Az új szabályozás tehát együtt járt az alacsonyabb munkanélküli-járadékkal rendelkezők segélyhez jutási esélyeinek javulásával.

Tekintsük most azokat a változókat, amelyek mind a kérelmezési, mind az odaítélési egyenletekben szerepeltek! Feltételeztük, hogy mind a kérelmezési magatartást, mind az odaítélési gyakorlatot befolyásolja a háztartás egy főre jutó jövedelme, valamint a kistérségi munkanélküliségi ráta. E két változóra mind a kérelmezési, mind az odaítélési egyenletekben és mindkét almintára szignifikáns becslést kaptunk.

Megállapítottuk, hogy a háztartás jövedelme mind az áprilisi, mind a májusi kimerítők esetében azonos irányban és mértékben hat a kérelmezési hajlandóságra (magasabb jövedelem csökkenti a kérelmezési kedvet), tehát itt a szabályozásváltozás hatása nem mutatható ki.

Az odaítélési egyenletekben is negatív összefüggést találtunk mindkét almintában, de az együttthatók értéke különbözött, mégpedig olyan módon, hogy a májusi almintában adott jövedelemnövekmény nagyobb mértékben csökkentette az odaítélési esélyeket, mint

az áprilisi almintában. Ebből azt a következtetést vontuk le, hogy a szabályozás változásának hatására az önkormányzatok szűkmarkúbbá váltak, szigorúbban jártak el a jövedelemkritérium alkalmazásakor, ami részben annak a következménye is lehet, hogy a jövedelemhatárok is változtak.

A segélyhez jutási egyenletekben az odaítélési egyenletekben megfigyelt összefüggés jelenik meg. A segélyhez jutást mind a két almintában szignifikánsan és negatívan befolyásolja a háztartási jövedelem, a májusi alminta együttthatója pedig kisebb, mint az áprilisi mintáé. Tehát miközben a kérelmezési magatartás a háztartási jövedelem alakulásával összefüggésben nem változott, az önkormányzatok odaítélési gyakorlata szigorodott, és ennek következtében a segélyhez jutási esélyek is kedvezőtlenebbé váltak.

A kistérségi munkanélküliségi ráta ugyancsak mindkét almintában befolyásolta mind a kérelmezési magatartást, mind az önkormányzatok odaítélési gyakorlatát. Mind a kérelmezési, mind az odaítélési egyenletekben pozitív együttthatókat kaptunk, továbbá a májusi együttthatók értéke mindkét egyenletben kisebb volt, mint a áprilisi együttthatóké. A munkapiaci feltételek adott mértékű romlása mellett tehát a kérelmezési és az odaítélési esély is kisebb mértékben nőtt a szabályozás bevezetése után, mint korábban. A szabályozás tehát ebben az összefüggésben mind a kérelmezési hajlandóságot, mind az odaítélési gyakorlatot mérsékelte. A segélyhez jutási esélyek egyenleteiben a két hatás összegeződik, ugyanezeket az összefüggéseket találjuk (a két alminta együttthatója szignifikáns és pozitív, a májusi alminta együttthatójának értéke kisebb), azaz a kérelmezési kedv lanygulása és az odaítélési gyakorlat szigorodása együttesen a segélyhez jutási esélyek kedvezőtlenebbé válásához vezetett adott munkapiaci feltételek mellett.

Feltevéseink szerint az önkormányzatok odaítélési gyakorlatát befolyásolhatja az anyagi helyzetük, amit az egy főre jutó személyi jövedelemadó összegével közelítettünk. Az odaítélési egyenletekben azonban ilyen összefüggés nem volt kimutatható, az együtttható becslése egyik almintában sem volt szignifikáns. A segélyhez jutási esélyeket sem befolyásolta ez a változó az áprilisi kimerítők körében, a májusi kimerítők esetében azonban az együtttható szignifikáns és negatív. Ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy noha az odaítélési egyenletek alapján nem mondhatjuk, hogy a szabályozás változásának hatására az önkormányzatok szűkmarkúbbá váltak volna, a segélyhez jutási esélyeknél kimutatható ilyen összefüggés, mégpedig az, hogy a szabályozásváltozás következtében a jobb anyagi helyzetű önkormányzatok odaítélési gyakorlatában erőteljesebb jelent meg a segélyezés ellenőszöntző hatásának a szempontja.

Térjünk most át a nők segélyhez jutási esélyeire! Kezdjük azokkal a változókkal, amelyek a kérelmezési egyenletekben is szerepeltek!

Az iskolai végzettség esetében azt láttuk, hogy a májusi almintában a szakmunkásképzőt, szakközépiskolát és gimnáziumot végzettek kérelmezési hajlandósága szignifikánsan alacsonyabb volt, mint az áprilisi almintában. Egészen pontosan: az áprilisi kimerítők körében az iskolai végzettség nem befolyásolta a kérelmezési kedvet, a májusiaknál viszont a már említett iskolai végzettséggel rendelkezők relatív kérelmezési esélyei csökkentek. Azt látjuk tehát, hogy a szabályozás változása egyes magasabb iskolai végzettségű csoportok kérelmezési kedvét csökkentette – feltehetően az új szabályozás stigmatizáló hatásának erősödése következtében. A segélyhez jutási egyenletekben ugyanezt látjuk, tehát a kérelmezési hajlandóság csökkenése a segélyhez jutási esélyeket is mérsékelte ezen iskolai végzettségi csoportokban.

A kérelmezési, odaítélési és a segélyhez jutási egyenletekben egyaránt szerepelt a háztartási jövedelem és a kistérségi munkanélküliségi ráta, valamint a Budapest dummy. A háztartás jövedelmére mindhárom egyenletben és mindkét almintában szignifikáns és negatív becslést kaptunk. Az áprilisi és a májusi kimerítők együttthatói ráadásul egyetlen egyenletben sem különböztek egymástól. Mivel e változó hatása sem a kérelmezési magatartás, sem az odaítélési gyakorlat esetében nem tért el a két almintában, ezért nem

meglepő, hogy itt is ezt tapasztaljuk. Adott jövedelemváltozás a szabályozásváltozás előtt és után nagyjából azonos mértékben csökkentette a segélyhez jutási esélyeket.

A kistérségi munkanélküliségi ráta növekedése mind a kérelmezési hajlandóságot, mind az odaítélési és segélyhez jutási esélyeket növeli mindkét almintánál. A szabályozásváltozás azonban növelte a kérelmezési kedvet, viszont csökkentette az odaítélési valószínűséget. A májusi almintában a munkapiaci feltételek egységnyi romlása erőteljesebb kérelmezési hajlandóságot implicált, mint az áprilisi almintában, ugyanakkor a májusi almintában az odaítélési egyenletében a munkapiaci feltételek adott romlása alacsonyabb odaítélési esélyekkel járt együtt, mint az áprilisi almintában az odaítélési egyenletében. Ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az önkormányzatok odaítélési gyakorlata a szabályozásváltozás hatására szigorodott. A munkapiaci feltételek adott romlása mellett növekvő kérelmezési hajlandóság és csökkenő odaítélési valószínűség ellentétes irányban befolyásolja a segélyhez jutási esélyeket. A segélyhez jutási egyenletekben az áprilisi és a májusi almintára kapott együttthatók értéke azonos, tehát a két hatás éppen kioltja egymást: a munkapiaci feltételek adott romlása a szabályozás változása előtt és után azonos mértékben befolyásolta a segélyhez jutási esélyeket.

A Budapest dummy paraméterére az áprilisi járadékkiemítők esetében sem a kérelmezési, sem az odaítélési egyenletben nem kaptunk szignifikáns eredményt, a májusi almintában a paraméterének becslése azonban mind a kérelmezési, mind az odaítélési egyenletben pozitív volt. Azt láttuk tehát, hogy a szabályozás változásának hatására egyfelől a budapesti nők kérelmezési kedve nőtt, másfelől a budapesti önkormányzat odaítélési gyakorlatában bőkezűbbé vált. A két hatás eredményeként a budapesti nők relatív segélyhez jutási esélyei is javultak. Míg az új szabályok bevezetése előtt a budapesti és a nem budapesti nők segélyhez jutási esélyei nem különböztek, a bevezetés után a budapesti nők szignifikánsan magasabb arányban jutnak segélyhez, mint nem budapesti társaik.

Végül nézzük meg az egy főre jutó személyi jövedelemadó változóját, amellyel az önkormányzat anyagi helyzetét próbáltuk megragadni. Az odaítélési egyenletekben azt láttuk, hogy az önkormányzatok anyagi helyzetének javulása az áprilisi almintában nincs összefüggésben, a májusi almintában viszont negatívan hat az odaítélési esélyekre. Vélhetően a segély ellenőrző hatásának szempontja a szabályozás hatására erőteljesebben érvényesült az önkormányzatok odaítélési magatartásában, emiatt az önkormányzatok adott anyagi helyzet mellett szűkmarkúbbá váltak, illetve anyagi helyzetük adott javulása a korábbinál szigorúbb odaítélési gyakorlattal járt együtt. Ugyanez a hatás jelenik meg a segélyhez jutási egyenletekben is. Az áprilisi almintában az önkormányzat anyagi helyzete nem befolyásolta a segélyhez jutási valószínűséget, a májusi kimerítők számára azonban a hatás már negatív volt, az önkormányzatok anyagi helyzetének javulása csökkenő segélyhez jutási esélyekkel járt együtt.

Az új szabályok bevezetése előtt és után a segélyhez jutási lehetőségekben mutatkozó különbségekben egyszerre jelent meg a kimerítők kérelmezési magatartásának és az önkormányzatok odaítélési gyakorlatának a változása.

A férfiak kérelmezési hajlandóságának csökkenésére és az odaítélési gyakorlat szigorodására utaló jeleket egyaránt találunk, és ennek következtében a segélyhez jutási lehetőségek romlása is kimutatható. A kérelmezési magatartás változásának tudható be, hogy az idősebb kimerítők segélyhez jutási valószínűsége az új szabályok bevezetése után kisebb mértékben haladta meg a fiatalokét, mint a bevezetés előtt. Ugyancsak ezzel a tényezővel függ össze, hogy a minimális jogosultsággal rendelkező, tehát a munkapiachoz lazábban kötődő, ismétlődően munkanélküliek segélyhez jutási esélyei a szabályozás változásának hatására nőttek. Ellenkező irányú összefüggést látunk a szakmunkásképző végzettségűek körében: relatív kérelmezési hajlandóságuk erőteljesebb és ezért segélyhez jutási lehetőségeik az új szabályok bevezetése után relatíve kedvezőbbek lettek, mint korábban voltak. A kérelmezési kedv hanyagulása és az odaítélési gyakorlat szigorodása miatt a segélyhez

jutási lehetőségek romlása mutatható ki a munkapiaci környezet (kistérségi munkapiaci rátával közelített) változásának függvényében. Adott munkapiaci feltételek mellett mind a kérelmezési hajlandóság, mind az odaítélési valószínűség alacsonyabb volt a májusi, mint az áprilisi almintában, ezért a segélyhez jutási esélyek is kisebbek. Az odaítélési gyakorlat szigorodásának jeleit látjuk abban, hogy az önkormányzatok a jövedelmi kritériumokat következetesebben alkalmazták, és ennek következtében a szabályozás változása után a háztartás jövedelmének adott növekedése nagyobb mértékben csökkentette a segélyhez jutási esélyeket, mint a bevezetés előtt. Végül úgy tűnik, hogy a szabályozás abban a tekintetben is változást hozott, hogy míg korábban az önkormányzatok anyagi helyzete nem befolyásolta az odaítélés és ezáltal a segélyhez jutás valószínűségét, az új szabályok mellett a jobb anyagi helyzetben lévő önkormányzatok szűkmarkúbbá váltak, tehát a segélyhez jutási esélyek annál rosszabbak, minél jobb az önkormányzat anyagi helyzete.

A nők esetében az egyes változók segélyhez jutási esélyekre gyakorolt negatív hatása kevésbé mutatható ki. A relatív kérelmezési kedv lanyhulását és emiatt a relatív segélyhez jutási esélyek romlását látjuk néhány magasabb iskolai végzettségű csoport körében (szakmunkásképzőt, szakközépiskolát, gimnáziumot végzettek). A férfiakéhoz hasonlóan változott az odaítélési gyakorlat az önkormányzatok anyagi lehetőségeinek függvényében (a tehetősebb önkormányzatok az új szabályok bevezetése után szűkmarkúbbak lesznek), s ez csökkenő segélyhez jutási esélyekben is megjelent. A budapesti nők relatív segélyhez jutási esélyei viszont a szabályozás hatására javultak, ami egyaránt betudható megnövekedett kérelmezési kedvüknek, valamint a Budapesten megfigyelt bőkezűbb odaítélési gyakorlatnak.

Elhelyezkedés

Második fő kérdésünk, hogy az ellátórendszerben bekövetkezett változások hogyan befolyásolják a segélykimerítők elhelyezkedési esélyeit. Az *1. táblázatban* azt láttuk, hogy mind a férfiak, mind a nők esetében az állásba lépők aránya valamivel magasabb a májusi járadékkimerítők körében. A nyers elhelyezkedési arányokban kimutatható különbségek azonban meglehetősen csekélyek, csak többváltozós elemzési módszerek alkalmazásával vonhatunk le megalapozott következtetéseket arra, vajon a különbségek statisztikailag szignifikánsak-e, továbbá hogy az ellátórendszer változása milyen szerepet játszik a különbségek kialakulásában.

A problémát szakaszosidőtartam-moddellel vizsgáljuk, amely alkalmas az úgynevezett hosszfüggés kezelésére. Az eljárás lényege, hogy az egyének állásnélküliségi időtartamát fél hónapos szakaszokra bontjuk, és az elemzést ezekre az időtartamokra nézve végezzük el. A becsléshez a *Jenkins* [1995] által kidolgozott módszert használjuk, logit függvényforma alkalmazásával.⁴

Az életkor részben a gyakorlatban szerzett munkatapasztalatot, részben az egyén emberi tőkéjének esetleges avulását, részben az egyén munkapiaci életpályán elfoglalt helyét jelzi. Feltehetjük, hogy a gyakorlatban szerzett tapasztalatok az életkor függvényében növekednek, ezt azonban ellensúlyozhatja, hogy ezzel egyidejűleg mind a tapasztalatok, mind az emberi tőkében megtestesülő tudás elavulhat, továbbá, hogy minél közelebb van az egyén munkapiaci életpályájának végéhez, annál gyengébb a több/jobb munkára való ösztönzőtsége, hiszen annál rövidebb idő áll rendelkezésére, hogy az esetleges keményebb/jobba munka gyümölcseit learathassa. Az életkor emellett a keresleti oldal

⁴ A modell függő változója az elhelyezkedés valószínűsége, a független változók az életkor, az iskolai végzettség, a családi állapot, a segély nagysága és a kistérségi munkanélküliségi ráta. Kontrollváltozóként szerepel még a modellben a járadékkimerítés óta eltelt idő (az első három fél hónapot jelző 3 dummy).

számára is fontos információkat hordozhat. Lehetséges, hogy a munkáltatók egyfelől szívesebben vesznek fel nem teljesen kezdőket, ami javítja az idősebbek elhelyezkedési lehetőségeit, ugyanakkor az idősebb életkor azt is jelentheti, hogy az adott személy munkapiaci tapasztalatai – nem utolsósorban a rendszerváltás következtében – elavultak, illetőleg hogy az adott személy már nem képezhető, s ezért az idősebbek elhelyezkedési esélyei keresleti oldalról gyengébbek. Az életkort korcsoportos dummykkal mértük – feltételezve, hogy az elhelyezkedés és az életkor közötti kapcsolat nem lineáris. Viszonyítási csoportként a 26–30 évesek szerepelnek.

Az elemzésbe az iskolai végzettséget is bevontuk. Feltesszük, hogy az iskolai végzettség jól közelíti az emberi tőke relatív nagyságát, és hogy a nagyobb emberi tőkét felhalmozó személyek igyekeznek gyorsabban elhelyezkedni, mint az alacsonyabb iskolai végzettségűek, mert számukra – minthogy elhelyezkedéskor magasabb béreket képesek elérni – adott segélyösszeg mellett az elhelyezkedés előnyösebb, mint a munkanélküliség. A munkáltatók számára magasabb iskolai végzettség magasabb termelékenységét és/vagy egyéb előnyös tulajdonságokat (továbbképezhetőség, rugalmasabb alkalmazkodás stb.) jelenthet, ezért a keresleti oldalról is azt várhatjuk, hogy a magasabb iskolai végzettségűek elhelyezkedési esélyei jobbak.

Az elhelyezkedési magatartást befolyásolhatja a segély összege, valamint a munkanélküli háztartásába befolyó egyéb jövedelmek összege is. A segélyhatás előjele és mértéke elemzésünk egyik kulcskérdése, ezért ezt a változót minden egyenletben szerepeltettük. Az egyszerűbb keresési modellek standard eredménye, hogy a segélyhatás negatív, mert magasabb segély mellett csökken az állásnélküliségből eredő jövedelemvesztés. Az egyéb jövedelmek a segélyhez hasonlóan és ugyanilyen okokból ugyancsak csökkenthetik az elhelyezkedési valószínűséget. Ennek a változónak a szerepeltetését attól tettük függővé, hogy együttthatójára szignifikáns becslést kapunk-e. Több specifikációt próbáltunk ki (a segély és az egyéb jövedelem összege külön-külön, a segély és az egyéb jövedelem együttes összege, ugyanezek a megoldások logaritmikus transzformációval stb.), de a háztartási jövedelemre egyetlen esetben sem kaptunk értékelhető becslést, és ezért ezt a változót a közölt egyenletben nem szerepeltettük. Segélyváltozó előállítására többféleképpen elképzelhető. A legegyszerűbb, ha az aktuálisan kapott segélyösszeget szerepeltetjük. Ebben az esetben az egyének zérus, 11 620, illetve 13 280 forint havi segélyhez juthatnak, a változónk tehát diszkrét (az összsokaságra nézve háromértékű). Ennek azonban az a hátránya, hogy a járadék kimerítés utáni időszak kezdetén az aktuális segélyösszeg akkor is zérus, ha az egyén nagy valószínűséggel hozzájut a segélyhez, mert a segélykérelem elbírálása időt igényel. Ha így járunk el, akkor figyelmen kívül hagyjuk, hogy az egyén magatartását nem az aktuálisan nulla, hanem a várható segélyösszeg befolyásolja. Több specifikációt kipróbáltunk, végül azt az eljárást követtük, hogy a kimerítés utáni első hónapra kiszámítottuk a várható segélyösszeget, s ezt tekintettük a segély összegének, a további időszakokra viszont a ténylegesen megítélt segélyt használtuk. A várható segélyösszeg előállításához szükségünk volt a segélyhez jutási valószínűségre (a várható segélyösszeg ugyanis nem más, mint a segélyösszeg és a segélyhez jutási valószínűség szorzata). Ezt logit becslés segítségével állítottuk elő.⁵

A járadék kimerítők elhelyezkedési magatartásában szerepet játszhat a családi állapotuk. Empirikus eredmények arra utalnak, hogy legalábbis a férfi házas munkanélküliek intenzívebben keresnek állást, elsődlegesen a házastárs, illetve a család eltartásával kapcsolatos motivációjuk erőteljesebb.

Végül figyelembe vettük, hogy az elhelyezkedési esélyeket befolyásolja az adott helyi

⁵ A függő változó: odaítéltek-e segélyt az egyének, vagy sem, a magyarázó változók: a háztartás egy főre jutó jövedelme, a helyi kistérségi munkanélküliségi ráta, a település egy főre jutó szja összege, valamint két település dummy (Budapest, nagyváros).

munkapiac állapota, a munkapiaci kereslet intenzitása. Feltételeztük, hogy a kereslet annál kisebb, minél magasabb az adott helyi munkapiacra a munkanélküliségi ráta. A helyi munkapiac állapotát a kistérségi munkanélküliségi rátával mértük.

A foglalkoztatáspolitikai és ezen belül a munkanélküli-ellátási rendszer fontos problémája az úgynevezett segélyhatás. A segélyhatás azt méri, hogy a munkanélkülieknek juttatott segély összege megváltoztatja-e elhelyezkedési magatartásukat, és ha igen, milyen irányban és mértékben változtatja meg. A szokásos eredmény az, hogy a segélyhatás negatív, tehát bőkezűbb segélyezés csökkenti az elhelyezkedés valószínűségét, mert csökkenti a munkanélküli állapottal együtt járó jövedelemvesztést. Magyar adatokon végzett korábbi kutatások ugyanakkor arra utalnak, hogy a segélyhatás nagyon kicsi, azaz még a juttatás összegének viszonylag jelentős emelése (csökkentése) is csekély mértékben csökkenti (növeli) az elhelyezkedés valószínűségét. A kérdésünk, vajon kétféle ellátási rendszerben kimutatható-e segélyhatás, illetve hogy a szabályozásváltozás előtt és után megfigyelt segélyhatások különböznek-e egymástól. A probléma vizsgálatára külön időtartammodelleket futtatunk le a férfiakra és a nőkre, továbbá az áprilisi és a májusi kimerítőkre. A többváltozós modellezés eredményei megtalálhatók a *6. táblázatban*. Itt csak a segélyhatásra vonatkozó eredményeket vizsgáljuk, a többi változó szerepének elemzésére még visszatérünk. Tekintsük tehát a segély összegére kapott paraméterbecsléseket!

A segélyhatás mind a négy egyenletben, tehát a férfiak és a nők, valamint az áprilisi és a májusi járadékkimerítők esetében szignifikáns és negatív, tehát a szabályozásváltozás előtt is és után is megfigyelhető, hogy a bőkezűbb segélyezés alacsonyabb elhelyezkedési valószínűséggel jár együtt. A segélyhatás mértékének megállapítására az együttthatókból marginális hatásokat számoltunk. Az együttthatók ugyanis egységnyi (egy forint) segélyemelkedésnek az esélyráta logaritmusaának változására gyakorolt hatását mutatják. Ebből egy olyan mutatót számoltunk, ami 1000 forint segélyemelkedés elhelyezkedési valószínűségere gyakorolt hatását mutatja a mintaátlag környezetében, tehát az átlagos áprilisi és májusi járadékkimerítő férfiakra és nőkre nézve.⁶ Mind a férfiakra, mind a nőkre az áprilisi almintában $-0,002$, a májusi almintában $-0,003$ értéket kaptunk. Ez a hatás (noha statisztikailag kimutatható) rendkívül gyenge. A $-0,002$ érték például azt jelenti, hogy a segély 1000 forintnyi emelkedése (csökkenése) $0,2$ százalékkal csökkenti (növeli) az elhelyezkedési esélyeket. Ráadásul az áprilisi és a májusi kimerítők között a segélyhatásban gyakorlatilag nincs különbség. A két almintában a segélyhatás tehát azonos, ugyanakkor tudjuk, hogy az új szabályok szerint a segélyösszeg alacsonyabb, továbbá kevesebben kaptak segélyt.

A többváltozós elemzés megmutatta: önmagában az a körülmény, hogy adott járadékkimerítő az áprilisi vagy a májusi almintához tartozik, nem befolyásolja az elhelyezkedési esélyeket. Ezen túlmenően az úgynevezett segélyhatást (a segély marginális hatását) vettük szemügyre. Arra kerestünk választ, hogy a szabályozásváltozás utáni alacsonyabb segélyösszeg érzékelhetően csökkenti-e a segélyezés ellenősztozónó hatását, azaz meggyorsítja-e az elhelyezkedést. A válasz ugyancsak negatív. Habár a segélyhatás a kimerítők mindkét csoportjában, továbbá mind a férfiakra, mind a nőkre negatív és szignifikáns, tehát a segélyösszeg csökkenése növeli az állásba lépési esélyeket, a hatás igen gyenge, tehát adott segélyösszeg-csökkenés jelentéktelen mértékben javítja az elhelyezkedési esélyeket, s ennek mértéke a két almintában gyakorlatilag azonos. (A segély összege kismértékben, 1660 forinttal csökkent.) Ugyanakkor tudjuk, hogy az új szabályok szerint a járadékkimerítők sokkal kisebb arányban jutottak segélyhez. A májusi almintában a

⁶ Logit esetén a marginális hatás: $P(1 - P)\beta$, ahol P az elhelyezkedés valószínűsége, β becslött együtttható. Az átlagos elhelyezkedési esély környezetében a marginális hatás $\bar{P}(1 - \bar{P})\beta$, ahol a felülvonás az adott csoport átlagos elhelyezkedési esélye.

6. táblázat
Az elhelyezkedés valószínűségét meghatározó tényezők

Megnevezés	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Férfiak</i>				
Életkor				
maximum 20 éves	-0,167	-0,61	0,256	1,10
21-25	0,064	0,37	0,274	1,85
31-40	-0,118	-0,68	0,116	0,81
41-50	-0,145	-0,84	0,094	0,66
51 és több	-0,799	-3,41	-0,274	-1,57
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	-1,716	-3,35	-0,910	-3,11
Szaktunakásképző	0,294	2,38	0,400	3,97
Szakközépiskola	0,776	4,33	0,472	3,28
Gimnázium	0,446	1,74	0,594	2,83
Felsőfokú	0,053	0,15	0,572	2,03
Házast	0,274	2,26	0,297	3,1
A segély összege/1000	-0,043	-4,01	-0,070	-5,94
Kistérségi munkanélküliségi ráta	-0,031	-2,5	-0,021	-1,99
Konstans	-3,277	-14,87	-3,564	-20,1
N		11259		14314
LR $\chi^2(12)$		345,920		438,35
Prob > χ^2		0,000		0
Pseudo R^2		0,099		0,0849
<i>Nők</i>				
Életkor				
maximum 20 éves	0,089	0,28	0,026	0,10
21-25	0,081	0,39	-0,026	-0,15
31-40	0,183	0,97	0,059	0,40
41-50	-0,027	-0,14	-0,004	-0,03
51 és több	-0,196	-0,67	-0,212	-1,01
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	-0,528	-1,23	-0,781	-2,12
Szaktunakásképző	0,329	2,13	0,273	2,34
Szakközépiskola	0,431	2,46	0,381	2,89
Gimnázium	0,217	1,13	0,183	1,22
Felsőfokú	0,645	2,00	0,270	1,04
Házast	-0,010	-0,07	-0,086	-0,84
A segély összege/1000	-0,043	-3,71	-0,062	-4,89
Kistérségi munkanélküliségi ráta	-0,038	-2,62	-0,016	-1,41
Konstans	-3,189	-12,52	-3,316	-16,89
N		8678		12372
LR $\chi^2(12)$		153,54		340,73
Prob > χ^2		0		0
Pseudo R^2		0,0574		0,0771

Szakaszos időtartammodell félhónapos időtartamokkal, függő változó: elhelyezkedett.

segély ellenősztonzó hatása emiatt is alacsonyabb, és ez hozzájárul az állásba lépéssel befejeződő munkanélküliségi-időtartamok magasabb arányához. Az új szabályozás tehát szűkmarkúbbá válása révén – relatíve kevesebb segélyezett és alacsonyabb segélyösszeg – gyorsította a járadékkimerítők elhelyezkedését, miközben az el nem helyezkedők jóléte számottevően csökkent (kevesebben és kevesebb segélyhez jutottak).

Térjünk most vissza a szabályozásnak a kimerítők egyes csoportjainak elhelyezkedési esélyeire, elhelyezkedési magatartására gyakorolt hatásához (6. táblázat)! A szabályozás különbözőképpen érinthette a kimerítők egyes csoportjait. Lehetséges, hogy a kimerítők egyes csoportjainak elhelyezkedési esélyei javultak, tehát hogy az új szabályozás bizonyos megfigyelt jegyekkel rendelkező járadékkimerítőket a korábbinál erőteljesebben ösztönzött az állásba lépésre. Feltételezzük, hogy a szabályozás hatása – ha kimutatható – megjelenik a becsült együttthatók értékeiben. Ha tehát a kimerítők két csoportjára kapott együttthatók különböznek, akkor az eltérést a szabályozásváltozás hatásának tulajdoníthatjuk. Ha – mondjuk – adott iskolai végzettségre a májusi almintában nagyobb paraméterértéket kapunk, mint az áprilisi almintában, akkor ebből azt a következtetést vonjuk le, hogy az új szabályozás meggyorsította adott iskolai végzettségű járadékkimerítők állásba lépését.

Kezdjük a férfiakkal! Az életkori csoportokra becsült együttthatóink egyetlen kivétellel nem szignifikánsak. Az áprilisi kimerítőknél a legidősebb korosztály (ötven évesnél idősebbek) együttthatója szignifikáns és negatív. A májusi kimerítők körében az életkori különbségek egyáltalán nem befolyásolják az elhelyezkedési esélyeket. Ha a májusi kimerítőkre a legidősebb korcsoportra kapott együtttható értékét nullának tekintjük, akkor azt mondhatjuk, hogy a szabályozásváltozás hatása javította a legidősebb korcsoporthoz tartozó férfiak relatív (a 26–30 éves korcsoporthoz viszonyított) elhelyezkedési esélyeit, hiszen az áprilisi kimerítők esélyei a referenciakategóriához képest rosszabbak, a májusi kimerítőké viszont nem rosszabbak (azonosak).

Az iskolai végzettségre több elfogadható együttthatóbecsléssel is rendelkezünk. Az áprilisi járadékkimerítők esetében a gimnáziumi és a felsőfokú végzettséghez tartozó paraméter nem szignifikáns, a májusiak esetében viszont az összes iskolai végzettségre becsült együtttható elfogadható. A referenciacsoporthoz (nyolc általános végzettség) képest a szignifikáns paraméterbecslések esetében az együtttható értéke az iskolai végzettség emelkedésével nő, tehát – várakozásainknak megfelelően – magasabb iskolai végzettség javítja az elhelyezkedési esélyeket. Ez a kimerítők mindkét csoportjára fennáll. A májusi almintá paraméterértékeivel az összes vizsgált iskolai végzettségi fokozat ilyen módon rendezhető rangsorba (itt ugyanis az összes becslés elfogadható). Az áprilisi kimerítők esetében ugyancsak ezt figyeljük meg, eltekintve a zérusnak tekinthető gimnáziumi és felsőfokú végzettség paramétereitől. Ha összevetjük a kimerítők két csoportjának paraméterértékeit, akkor egyes esetekben jelentős különbségeket találunk. A legalacsonyabb (nyolc általánosnál kevesebb) iskolai végzettségűek (a nyolc általánost végzettekhez képest) áprilisi kimerítők nagyobb elhelyezkedési hátrányban vannak, mint a májusi kimerítők. A szabályozás hatására tehát relatív elhelyezkedési esélyeik valamelyest javultak. Ugyanezt látjuk a szakmunkásképzőt végzetteknel is: a májusi almintában a szakmunkásképzőt végzettek valamelyest nagyobb elhelyezkedési előnyt élveznek a nyolc általánost végzettekhez képest, mint az áprilisi almintában. A hatások különbségei azonban nem jelentősek. Ha a két iskolai végzettségi fokozatra kiszámítjuk a mintaátlag környezetében mért marginális hatásokat, akkor a legalacsonyabb iskolai végzettségűek esetében az áprilisi almintában megfigyelt mintegy hat-százalékos elhelyezkedési hátrány a májusi almintában körülbelül négy százalékra mérséklődik. A szakmunkásképzőt végzetteknel ugyanennek a mutatónak az értéke egy százalékról 1,7 százalékra nő, tehát az elhelyezkedési előny igen csekély mértékben emelkedik. Az ellenkező változást látjuk a szakközépiskolát végzettek: a nyolc osztályt végzettekhez képest elhelyezkedési előnyük az áprilisi almintában magasabb, mint a májusi almintában.

Itt tehát a szabályozás változása negatívan érintette az adott csoport elhelyezkedési lehetőségeit (hozzátehetjük, a változás itt sem jelentős mértékű). Végül a gimnáziumi és a felsőfokú végzettségűek elhelyezkedési esélyein is javított a szabályozás, hiszen az áprilisi almintában elhelyezkedési esélyeik nem szignifikánsan jobbak, mint a nyolc általánost végzeteké, a májusi almintában viszont a vonatkoztatási csoporthoz képest jobb elhelyezkedési esélyekkel rendelkeznek.

A házas kimerítők mindkét almintában szignifikánsan nagyobb eséllyel helyezkednek el, mint a nem házasok. A májusi kimerítők paraméterének értéke valamivel magasabb, mint az áprilisi kimerítők együtthatójáé, a különbség azonban itt is csekély. A kistérségi munkanélküliségi ráta emelkedése mind az áprilisi, mind a májusi járadékkimerítők elhelyezkedési esélyeit szignifikánsan rontja, az áprilisi almintára kapott paraméter értéke valamivel alacsonyabb, mint a májusi együtthatóé, az eltérés azonban jelentéktelen.

A nőkre áttérve, az életkori csoportokra kapott becslések közül egyik sem szignifikáns. Az iskolai végzettség esetében a három legalacsonyabb végzettségi fokozat paraméterei mindkét almintában szignifikánsak, értékük a várakozásainknak megfelelő sorrendet tükrözi (magasabb iskolai végzettség relatíve magasabb elhelyezkedési esélyekkel jár együtt), a megfelelő paraméterek értékei rendre alacsonyabbak a májusi, mint az áprilisi kimerítők körében, a szabályozás változásának hatására tehát az adott iskolai végzettséggel rendelkező kimerítők elhelyezkedési esélyei romlanak. Hozzátehetjük: a hatások különbsége itt is igen csekély. A felsőfokú végzettségűek paramétere az áprilisi almintában szignifikáns és pozitív, a májusiban pedig nem szignifikáns, azaz a felsőfokú végzettségűek relatív elhelyezkedési esélyei is romlottak. A kistérségi munkanélküliségi ráta emelkedése az áprilisi kimerítők elhelyezkedési esélyeit negatívan, a májusi kimerítőkét viszont nem befolyásolja. Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy az új szabályozás bevezetése után a munkapiaci környezet romlása kevésbé rontja az elhelyezkedési esélyeket, mint bevezetése előtt.

Az egyes csoportjellezőkkel kapcsolatos vizsgálódásunk eredményei igen röviden összefoglalhatók: vannak jelek (elsősorban a férfiaknál), amelyek arra utalnak, hogy a szabályozás hatására bizonyos csoportok relatív elhelyezkedési esélyei javultak, továbbá hogy – a munkanélküliségi ráta esetében – a munkapiaci környezet adott romlása a korábbinál kevésbé fékezi az elhelyezkedési esélyeket. Ugyancsak vannak arra utaló jelek (elsősorban a nők esetében), hogy a szabályozás hatására bizonyos csoportok relatív elhelyezkedési esélyei romlottak. A javulásra, illetve a romlásra utaló hatások azonban egyaránt csekélyek, tehát ebben a tekintetben a szabályozásváltozásról sem pozitív, sem negatív következtetések nem fogalmazhatók meg.

Hivatkozások

- FREY MÁRIA [2001]: A munkanélküliség kezelével kapcsolatos jogi szabályozás és intézményrendszer változásai 2000-ben. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkapiaci tükör 2001. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, 177–197. o.
- FREY MÁRIA [2002]: A munkapiaci politika jogszabályi és intézményi környezetének piactudományi fejlődéstörténete. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkapiaci tükör 2002. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, 177–240. o.
- JENKINS, S. [1995]: Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57. évf. 129–138. o.
- MICKLEWRIGHT, J.–NAGY GYULA [1998]: Segélyezés, életszínvonal és ösztönzés a munkanélküli-járadék kimerítése után. *Közgazdasági Szemle*, 5. sz. 401–423. o.
- NAGY GYULA [2001]: A munkanélküli-ellátások formái, jogosultsági feltételei és mértékei. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkapiaci tükör 2001. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, 70–75. o.

Függelék

F1. táblázat

A szociális segélyhez jutás vagy közmunkára kerülés valószínűsége a járadékkimerítés utáni négy hónapban

Megnevezés	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Férfiak</i>				
Életkor	0,050	5,65	0,045	6,06
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	0,588	1,19	0,431	1,28
Szaktunskáképző	-0,856	-3,91	-0,641	-3,59
Szakközépiskola	-0,288	-0,72	-0,391	-1,31
Gimnázium	-0,984	-1,92	-0,197	-0,42
Felsőfokú	-1,373	-2,32	-1,135	-1,65
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,050	-4,57	-0,054	-4,99
Havi munkanélküli-járadék	0,000	-1,71	0,000	-4,98
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,475	2,29	0,767	4,36
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,170	5,87	0,107	4,69
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	-0,001	-0,94	-0,004	-4,13
Konstans	-1,254	-1,76	0,302	0,5
<i>N</i>	676		959	
LR $\chi^2(12)$	198,36		349,61	
Prob > χ^2	0,000		0	
Pseudo R^2	0,225		0,263	
<i>Nők</i>				
Életkor	0,020	1,88	0,031	3,44
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	1,387	2,02	0,515	1,14
Szaktunskáképző	0,121	0,45	-0,659	-3,11
Szakközépiskola	0,031	0,1	-0,547	-2
Gimnázium	0,569	1,6	-0,702	-2,41
Felsőfokú	0,239	0,35	-0,531	-0,75
Egy főre jutó jövedelem a háztartásban	-0,084	-6,41	-0,094	-8,13
Havi munkanélküli-járadék	0,000	-0,92	0,000	-1,81
Minimális jogosultsági idővel rendelkező	0,240	0,99	0,588	3
Kistérségi munkanélküliségi ráta	0,173	5,29	0,144	5,8
Egy főre jutó jövedelemadó a településen	-0,002	-1,37	-0,002	-2,41
Konstans	-0,295	-0,35	-0,309	-0,45
<i>N</i>	531		821	
LR $\chi^2(12)$	153,96		305,22	
Prob > χ^2	0		0	
Pseudo R^2	0,2198		0,2706	

Logit becslések. Függő változó: kapott szociális segélyt vagy közmunkára került a járadékkimerítés utáni négy hónapban.