

**BUDAPESTI
MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**

BWP. 2001/8

**A munkanélküli ellátás változásainak hatása
a munkanélküliek segélyezésére
és elhelyezkedésére**

GALASI PÉTER – NAGY GYULA

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye

Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem
Emberi Erőforrások Tanszék

Budapest
2001. december

Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 2001/8. szám

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont,
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye
Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi
Erőforrások Tanszék

A munkanélküli ellátás változásainak hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére

Szerzők: GALASI Péter, Budapesti Közgazdaságtudományi és
Államigazgatási Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék
1093 Budapest Fővám tér 8., tel.: 217-1936
e-mail: galasi@workecon.bke.hu

NAGY Gyula, Budapesti Közgazdaságtudományi és
Államigazgatási Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék
1093 Budapest Fővám tér 8., tel.: 217-1936
e-mail: gynagy@workecon.bke.hu

A tanulmány a Munkaerő-piaci Alap Irányító Testülete által finanszírozott, "A munkanélküli ellátási rendszer átalakításának hatásvizsgálata" c. kutatás keretében készült. A munkanélküli járadék-regiszter adatait az Országos Munkaügyi Kutató- és Módszertani Központ bocsátotta rendelkezésünkre. Külön köszönjük Kovács Árpádné és Lázár György segítségét.

Kiadja az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
a "Közösen a jövő munkahelyeiért" Alapítvány támogatásával

Budapest, 2001

**A MUNKANÉLKÜLI ELLÁTÁS VÁLTOZÁSAINAK HATÁSA
A MUNKANÉLKÜLIEK SEGÉLYEZÉSÉRE ÉS ELHELYEZKEDÉSÉRE**

GALASI PÉTER – NAGY GYULA

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 tanulmány egy követéses vizsgálat adatai alapján vizsgálja, 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 jóléte csökkent.

Bevezetés

A munkanélküli ellátás 2000-ben életbe lépett változásai 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 előfeltétele a járadékkimerítés.

A kutatásban azt mérjük fel, hogy e változások hogyan befolyásolják a járadék-kimerítők segélyhez jutási esélyét és az újra-elhelyezkedés 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 jövedelempótló támogatásra, a másodikra, amely 2000. májusában került ki a járadékból, már az új szabályok vonatkoznak. A mintát az Országos Munkaügyi Kutató- és Módszertani Központ járadék-regiszteréből választottuk ki. Az adatgyűjtésre személyes kérdőíves megkérdezéssel került sor 2000. novemberben és decemberben, a kimerítés után mintegy 7-8 hónappal. A kérdőív a járadék-kimerítők munkaerő-piaci státusának változásaira, közmunka programban való részvételére, segélyezésére, háztartási körülményeire és jövedelemforrásaira vonatkozó kérdéseket tartalmazott. Összesen 4998 munkanélküli válaszait dolgoztunk fel, közülük 1898 még áprilisban, 3100 pedig májusban merítette ki a munkanélküli-járadékot. (A terepmunkákat a TÁRKI munkatársai végezték el.)

Az eredmények azt mutatják, hogy a két alminta járadékkimerítés utáni munkaerő-piaci pályafutása és segélyezése egyaránt különbözik. Az *1. táblázat*ban arról láthatók adatok, hogyan alakult a válaszadók munkaerő-piaci állapota a járadék kimerítése után két héttel, két hónappal és fél évvel.

**A járadékkimerítők munkaerő-piaci állapota
2 héttel, 2 hónappal és fél évvel a kimerítés után**

A) Férfiak

	Két héttel		Két hónappal		Fél évvel	
	a munkanélküli járadék kimerítését követően					
	áprilisban	májusban	áprilisban	májusban	áprilisban	májusban
	kimerítők		kimerítők		kimerítők	
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

B) Nők

	Két héttel		Két hónappal		Fél évvel	
	a munkanélküli-járadék kimerítését követően					
	áprilisban	májusban	áprilisban	májusban	áprilisban	májusban
	kimerítők		kimerítők		kimerítők	
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

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.) A fenti 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, mely figyelembe veszi a két alminta összetételében és segélyezésében meglévő különbségeket is.

A 2. táblázat a járadékkimerítők segélyezéséről 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 4 hónapon belül elhelyezkedők, valamint az ez idő alatt képzési programra, nyugdíjra, nyugdíj előtti munkanélküli segélyre vagy gyermekgondozási segélyre kerülők).

A táblázatban az áprilisi alminta 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 jövedelempótló támogatást (áprilisban kimerítők), vagy aktív korúak rendszeres szociális segélyét (májusi alminta) igénylők aránya szerepel. Látható, hogy rendszeres szociális segélyt mind a férfiak, mind a nők lényegesen kisebb arányban kérelmeztek, mint jövedelempótló támogatást. A segélyt kérelmezők aránya a férfiaknál az áprilisi almintában mintegy 60 %, a májusiban pedig 44 %, a nőknél az első almintában 63, a másodikban 45 %. 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 %-a jutott segélyhez, a májusi almintában arányuk csupán 79 %. A nőknél a megfelelő értékek: 87 és 75 %.

**Segélyezés és a közhasznú munkába való bekapcsolódás
a járadékkimerítés utáni 4 hónapban, százalék**

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

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

A 2. táblázat ötödik sorában e két döntés (a kérelmezés és odaítélés) végeredménye látható, azaz, hogy 4 hónapon belül az el nem helyezkedő és más támogatási programba be nem kapcsolódó járadékkimerítők milyen arányban részesültek jövedelemtámogatásban. Míg az áprilisban kimerítők több mint fele (a férfiaknál 55, a nőknél 58 %) jövedelempótló támogatást kapott, a májusban kimerítők közül már csak kevesebb, mint egyharmad (mind a férfiaknál, mind a nőknél 35 %) 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 vonatkozásban is: az új rendszerben kevesebben jutnak segélyhez, továbbá a segélyhez jutók alacsonyabb segélyösszeget kapnak. Ugyanakkor a májusban kimerítők közül sokkal többen kapcsolódtak be közhasznú munkába, mint az

áprilisban kimerítők közül. Az áprilisban kimerítő férfiak 16 %-a, a májusban kimerítőknek már 29 %-a végzett közhasznú munkát a segély kimerítése utáni négy hónapban. A nők között is lényegesen megnőtt a közhasznú munkát végzők aránya: az áprilisi almintában 9 % volt, míg a májusban 22 %. Ha a közhasznú munkát mint a jövőbeni 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 férfiaknál 61 %-ról 46 %-ra, a nőknél 59 %-ról 41 %-ra. Ezek az arányok arra utalnak, hogy a májusi almintá segélyezési lehetőségei közmunka figyelembe vételével is rosszabbak.

A válaszadók munkaerő-piaci 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 kimerítő férfiak 32,8, a májusi kimerítők 35,2 %-a helyezkedett el a járadékkimerítést követő hat hónapban. Ugyanezek az arányok a nőknél 30,2 és 34 %.

Megállapíthatjuk továbbá, hogy az áprilisi kimerítők közül többen igényeltek segélyt, mint a májusi kimerítők közül (a férfiaknál a megfelelő arányok 60 és 44, a nőknél 63 és 45 %). Az áprilisi almintához képest a májusi almintában ugyancsak alacsonyabb a segélyért folyamodók közül azoknak az aránya, akiknek az önkormányzatok odaítélték a segélyt (férfiak: 89 és 79 %, nők: 87 és 75 %). A májusi kimerítők körében (az áprilisi kimerítőkhöz képest) megfigyelt alacsonyabb kérelmezési és odaítélési arányok természetesen a segélyhez jutási arányokat is kedvezőtlenül érintették: az áprilisi kimerítő férfiak 55 %-a jutott segélyhez, míg a májusi kimerítők csupán 35 %-a; a nőknél ugyanezek az arányok 58 és 35 %. 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 segélyt kérelmezők aránya, a kérelmezők közül azoknak az aránya, akiknek az önkormányzatok odaítélték a segélyt, valamint a kimerítők között a segélyhez jutók aránya jelentősen csökkent, a közmunkát végzők aránya pedig jelentősen nőtt.

KÉRELMEZÉS, ODAÍTÉLÉS, SEGÉLYHEZ JUTÁS

A továbbiakban többváltozós modellezéssel próbálunk árnyaltabb képet kapni a segélyrendszer változásának hatásairól. A felvételben szereplő két alminta (az áprilisban, illetve májusban kimerítők) lényegében azonos munkaerő-piaci kontextusban, környezetben található. Ez lehetővé teszi, hogy a két almintát, illetve az almintákban megfigyelhető eseményeket egy kvázi kísérleti helyzetben értelmezzük, ami azt jelenti, hogy a segélyezésben megfigyelt különbségeket jórészt a segélyrendszer változásainak tulajdoníthatjuk, noha az alminták összetételének különbségei is befolyásolhatják a különbségeket. 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 kimenetelek különbségei adódhatnak a mintába került személyek vagy önkormányzatok összetételének különbségeiből is. A kvázi kísérleti helyzet miatt azonban azt várjuk, hogy a harmadik hatás viszonylag csekély lesz.

1. A szabályozás hatására megváltozhat a potenciális kérelmezők kérelmezési magatartása. Egy egyszerű modellben elgondolva a potenciális kérelmező a kérelmezés pénz-, idő- és pszichikai költségeit veti össze a kérelmezés esetén várható bevétellel (a várható segélyösszeggel). 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 segélykimerítők számára stigmatizáló hatású.
2. A szabályozás hatására megváltozhat az önkormányzatok odaítélési gyakorlata. Ha a jogosultsági feltételek szigorodnak, mondjuk, ha csökken a segélyjogosultsághoz 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 arányokat eredményezhet rögzített időintervallumban, hiszen a potenciális kérelmezőknek az odaítélést megelőzően valamennyi időt közmunkán kell tölteniük.

3. Végül elképzeltető, hogy a májusi almintában szereplő segílykimerítők, illetve a segílyt odaítélő önkormányzatok összetétele kedvezőtlenebb, mint az áprilisi almintába került segílykimerítők, illetve önkormányzatok összetétele. Emiatt egyrészt a májusi almintában szereplő segílyt kimerítők a segílyrendszer megváltozása nélkül is kisebb eséllyel és/vagy nagyobb költséggel juthattak volna segílyhez, mint az áprilisi almintában szereplők, és ezért a kérelmezők aránya a szabályozásváltozás nélkül is alacsonyabb lenne a májusi, mint az áprilisi almintában. Másrészt a segílyek odaítélése szempontjából kedvezőtlenebb helyzetben lévő önkormányzatok akkor is "takarékosabban" bánnának segílyekkel, ha nem lépett volna életbe új szabályozás.

Mielőtt a részletes többváltozós elemzésre térnénk, előrebocsátjuk, hogy a harmadikként említett hatás – amint ezt a 2. táblázatban szereplő korrigált arányok mutatják – várakozásainknak megfelelően összességében viszonylag gyenge. A korrigált arányokat úgy állítottuk elő, hogy mind a kérelmezési, mind az odaítélési, mind a segílyhez jutási, mind a segílyhez jutási vagy közmunkára kerülési esélyekre logit becsléseket készítettünk, s 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 összetételkülönbségek nem járulnak hozzá a két almintánál 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 férfiaknál lényegében azonos, a nőknél mintegy két százalékponttal alacsonyabb a megfigyeltnél, a korrigált segélyhez jutási arány a férfiaknál lényegében azonos a megfigyelt aránnyal, a nőknél mintegy két százalékponttal alacsonyabb a megfigyeltnél, a segélyhez jutás és a közmunkára kerülés együttes korrigált aránya a férfiaknál mintegy két, a nőknél 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.

Először a kérelmezési, majd a segély-odaítélési gyakorlatot, végül a kérelmezési és odaítélési gyakorlat változása következtében előálló segélyhez jutási lehetőségeket meghatározó tényezőket elemezzük.

Vizsgáljuk meg először a kérelmezést meghatározó tényezőket a két almintában. A kérelmezés valószínűségét dichotóm változóval közelítettük (kért segélyt/nem kért segélyt), a többváltozós becslést logittal végeztük; 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 rendelkezett-e vagy sem. Végül egy lakóhelyi dummyt (Budapest) és a kistérségi munkanélküliségi rátát is magyarázó változónak tekintettünk.

Feltételeztük, hogy a kérelmezési esélyeket befolyásolja a járadékkimerítő életkora. Minél idősebb a járadékkimerítő, annál kisebb esélye van arra, hogy normál állásban elhelyezkedjen, vagy munkaerő-piaci 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 normál 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 járadékkimerítő 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 normál állásban, vagy pedig közmunkán szereztek minimális járadékjogosultságot. Úgy gondoljuk, hogy az ilyen, a munkaerőpiachoz laza szálakkal kötődő, vélhetően visszatérően munkanélküliek kérelmezési hajlandósága magasabb mind viszonylag alacsony kérelmezési költségeik, mind a viszonylag magas várható jövedelem miatt. Végül a Budapest változó szerepeltetése mellett szól, hogy a magyar munkaerő-piaci kutatások egyik sztenderd eredménye, hogy a budapestiek viselkedése – Budapest különleges közigazgatási helyzete, illetve mérete miatt – többnyire eltér az ország többi településén lakók magatartásától.

A logitbecslések eredményeit a 3. táblázatban foglaltuk össze. A táblázatban található együtthatókat – a többi logitbecslést tartalmazó táblázathoz hasonlóan – akkor fogadhatjuk el szignifikánsnak a szokásos 95 %-os szinten, azaz akkor mondhatjuk, hogy nullától különböznek, ha a z statisztika abszolút értéke legalább 1,99. Az együtthatók értelmezéséhez érdemes megjegyezni, hogy logitmodell esetén:

$$(1) \quad \log \frac{P}{1-P} = \sum \beta X,$$

ahol P a kérelmezés valószínűsége, $1 - P$ pedig a kérelem be nem adásának a valószínűsége, β együttható, X magyarázó változó. (1) bal oldala az esélyráta (odds ratio) logaritmus. A továbbiakban jelöljük az esélyráta logaritmusát $\log \Phi$ -vel!

**A szociális segély kérelmezésének valószínűsége
a járadékkimerítés utáni 4 hónapban**

A) Férfiak

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
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 munkanélküli ráta	0,165	7,21	0,156	8,55
Konstans	-1,491	-2,61	-1,617	-3,37
N	672		951	
LR chi2(12)	145,84		205,01	
Prob > chi2	0,000		0	
Pseudo R2	0,164		0,1559	

B) Nők

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
Életkor	0,007	0,65	-0,003	-0,3
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 munkanélküli ráta	0,147	5,3	0,156	7,62
Konstans	-0,298	-0,43	-0,446	-0,85
N	530		818	
LR chi2(12)	107,89		212,61	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0,1595		0,1876	

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

Ha a változó folytonos (életkor, jövedelmek, munkanélküliségi ráta), akkor az együtttható ismeretében kiszámítható két egyén esélyráta-hányadosa. Ha a két csak egyetlen változójukban különböző egyén esélyráta-hányadosát kívánjuk megmutatni, akkor a következő formulát alkalmazhatjuk (az egyik egyént alsó index eggyel, a másikat alsó index kettővel jelölhetjük):

$$(2) \quad \frac{\Phi_1}{\Phi_2} = e^{\beta(X_1 - X_2)}.$$

Vegyünk például két, áprilisban kimerítő férfit, akik csak abban különböznek egymástól, hogy egyikük 20, a másik pedig 55 éves. Ekkor (0,032 a becsült együtttható, lásd a 3. táblázatot).

$$(3) \quad \frac{\Phi_{55}}{\Phi_{20}} = e^{0.032 \cdot (55 - 20)} = e^{0.032 \cdot 35} = 3.07,$$

vagyis az 55 éves áprilisi kimerítő férfiak kérelmezési esélyrátája nagyjából háromszor akkora, mint egy egyébként minden tekintetben ugyanolyan 20 éves férfi esélyrátája.

Ennek alapján adott változó esélyráta-hányadosokra gyakorolt marginális hatása is kiszámítható! Ha második számú egyénünk magyarázó változójának értéke Y , az első számúé pedig $Y + 1$, akkor (2) alapján

$$(4) \quad \frac{\Phi_1}{\Phi_2} = e^{\beta(Y+1 - Y)} = e^{\beta}.$$

Az áprilisi kimerítő férfiak életkorának marginális hatása ekkor (lásd (3) és 3. táblázat):

$$(5) \quad \frac{\Phi_1}{\Phi_2} = e^{\beta} = e^{0.032} = 1.03,$$

tehát az áprilisi kimerítő férfiak életkorának egységnyi (egyévnyi) növekedése mintegy három százalékkal növeli az esélyráta-hányados értékét.

Hasonlóképpen számítható ki a dichotóm változók esélyráta-hányadosa is. Ha a változónk kétértékű (0/1), akkor két egyén esetén, ahol az egyik egyén változója 1, a másiké 0 értéket vesz fel:

$$(6) \quad \frac{\Phi_1}{\Phi_2} = e^{\beta(1-0)} = e^{\beta}.$$

A minimális jogosultsági időtartammal rendelkező májusi kimerítő férfiakra a minimálisnál nagyobb jogosultsági idővel rendelkezőkhöz képest például (a 3. táblázat alapján).

$$(7) \quad \frac{\Phi_1}{\Phi_2} = e^\beta = e^{0.568} = 1.76,$$

76 %-kal magasabb kérelmezési esélyráta jellemző.

Térjünk most vissza a 3. táblázathoz, és 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 kimerítőknél nagyobb a kérelmezési valószínűség. Mint (5)-ből láttuk, az életkor egységnyi emelkedése mintegy háromszázaléknyi esélyráta-növekedést eredményez, egy 55 éves kimerítő esélyrátája (lásd (3)) tehát háromszor akkora, mint egy húszévesé. Ez egybevág azzal a korábban kifejtett feltevésünkkel, hogy az életkor emelkedése egyúttal a normál állásban elhelyezkedés, a legtöbb aktív programban való részvétel esélyeit csökkenti. A kérelmezési hajlandóság és az iskolai végzettség összefüggése is kimutatható, és megfelel várakozásainknak, noha az együttthatók csak a szakmunkásképzőt és a gimnáziumot végzettek esetében voltak szignifikánsak (nullától különbözőek). A szakmunkásképző végzettséggel rendelkező kimerítők lényegesen kisebb eséllyel kérelmezik a segítyt, mint a referencia csoporthoz tartozó nyolc általános végzettségű 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 kimerítő férfiak háztartásában megfigyelhető egy főre jutó jövedelem emelkedése is csökkenti a kérelmezési valószínűséget; a jövedelem ezerforintnyi növekedése mintegy négyszázaléknyi esélyráta-csökkenéshez vezet (0,96). Az átlagos jövedelem az áprilisi férfi kimerítők körében 12 ezer forint. Egy 50000 forint jövedelemmel rendelkező kimerítő esélyrátájának értéke egy – mondjuk – 5000 forint jövedelemmel rendelkező férfi esélyrátájának mindössze 14 százaléka (0,14). Másképpen fogalmazva tizedakkora jövedelem mintegy hétszer akkora kérelmezési esélyrátát jelent. Végül ugyancsak szignifikáns és a várakozásainknak megfelelően pozitív a kistérségi munkanélküliségi ráta hatása; a ráta egy százalékpontnyi emelkedése mintegy 18 százalékkal emeli az esélyráta értékét. Ez annyit jelent például, hogy a legkedvezőbb (mintegy három százalékos ráta) és a legkedvezőtlenebb (22 százalékos munkanélküliségi

hányad) helyzetű térségekben lakók kérelmezési esélyráta-hányadosa között mintegy huszonháromszoros a különbség – a legkedvezőtlenebb helyzetű térségekben élők "javára".

Áttérve a májusi kimerítőkre (lásd a 3. táblázatot), néhány kivétellel ugyanazokra a változókra kaptunk elfogadható becslést, és hatások is ugyanabba az irányba mutatnak. Az életkornál az esélyráta-hányadosra kapott becslés értéke 1,02, azaz az egy-egy évvel idősebb májusi kimerítők esélyráta-hányadosa mintegy két százalékkal magasabb. Az iskolai végzettségnél azt látjuk, hogy a szakmunkásképzőt végzetek esélyrátája kevesebb, mint háromnegyede (0,71) a nyolc általánost végzettekének, a gimnázium esetében viszont (az áprilisi kimerítőkkal 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 ezerforintnyi jövedelemnövekmény 4 %-kal csökkenti az esélyrátát. Az áprilisi kimerítőknél az előző munkanélküliségként töltött időszakban minimális segélyjogosultsági idővel rendelkező férfiakra nem kaptunk szignifikáns együtt-hatót, a májusi kimerítőknél 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 kérelmezési esélyrátája mintegy 76 százalékponttal magasabb értéket vesz fel. Ez annyit jelent, hogy a májusi kimerítők közül lényegesen nagyobb arányban folyamodtak segélyért azok, akik a munkaerőpiachoz laza szálakkal kötődnek, vélhetően ismétlődően munkanélküliek. Végül: kistérségi munkanélküliségi ráta előjele a májusi kimerítőknél is pozitív, a ráta egyszázalékpontos emelkedése mintegy 17 %-kal növeli a kérelmezési esélyráta-hányadost, a legalacsonyabb és a legmagasabb munkanélküli rátával rendelkező térségekben lakók kérelmezési esélyrátájában ez mintegy tizenkilencszeres különbségeket eredményez; azaz a munkanélküliség szempontjából legkedvezőtlenebb helyzetben lévő térségekben kérelmezési esélyráta-hányadosban mérve tizenkilencszer 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 logitbecslés együtt-

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

Mindenekelőtt azt vizsgáljuk meg, hogy az áprilisi és a májusi kimerítő *férfiak* együtthatói között kimutathatók-e különbségek, és ha igen, találunk-e arra utaló jeleket, hogy a kérelmezési hajlandóság általában vagy valamely speciális csoportnál 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 jövedelemnél nem találunk különbséget, a két együttható értéke lényegében azonos, tehát azt mondhatjuk, hogy a szabályozás változásának hatása ebben a vonatkozásban 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 együttható, tehát a ráta növekedése emeli a kérelmezési hajlandóságot, és csaknem ugyanolyan mértékben. Az együtt-hatók értékében mutatkozó különbség ugyan csekélynek tűnik, a májusi kimerítők együtthatójának értéke csak alig valamivel alacsonyabb, mint a májusi kimerítőké, de a legkedvezőbb és a legkedvezőtlenebb kistérségek közötti különbségek már számottevőek. Mint láttuk, az áprilisi almintában a munkanélküliség szempontjából a legrosszabb helyzetű kistérségek kérelmezési esélyrátája a legjobb helyzetű kistérségek esélyrátájának huszonháromszorosa, a májusi almintában ugyanez az arány tizenkilencszeres. Ezt úgy értelmezhetjük, hogy a szabályozás hatására bármely kistérségi munkanélküliségi ráta mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, vagy másképpen: azonos mértékben romló munkaerő-piaci környezet kisebb kérelmezési esély-növekedést eredményez májusban, mint áprilisban.

Hasonló hatás mutatható ki az életkor esetében. Az életkor mindét almintában szignifikánsan növeli a kérelmezési valószínűséget, az együttható értéke az áprilisi almintában 0,032, a májusiban már csak 0,020. Az áprilisi almintánál (mint láttuk) ez azt jelenti, hogy egy 55 éves kimerítő 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 kimerítőknél alacsonyabb kérelmezési esélyemelkedéshez vezetnek, mint az áprilisi kimerítőknél.

Ugyanebbe az irányba mutat a két egyenlet konstansainak az összevetése. A konstans azoknak a tényezőknek a hatását mutatja, amelyeket a modellben nem tudtunk megfigyelni. Mindkét egyenlet konstans tagjára szignifikáns becslést kaptunk, az együtthatók mindkét esetben negatív előjelűek, ugyanakkor a májusi egyenlet együtthatójának értéke kisebb, vagyis a negatív hatás a májusi almintánál erőteljesebb, mint az áprilisi almintánál. 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 segélyjogosultsággal rendelkezőknél. Itt az áprilisi kimerítők egyenletében nem kaptunk szignifikáns becslést, a májusi kimerítőknél viszont a becslés szignifikáns, az együttható előjele pozitív, az esélyráta-hányados értéke magas (mint láttuk: 1,76). Ha az áprilisi alminta nem szignifikáns paraméterbecslését úgy értelmezzük, hogy az együttható értéke zérus, akkor azt mondhatjuk, hogy az áprilisban kimerítő férfiaknál a kérelmezési hajlandóságot nem befolyásolta, hogy a kimerítő minimális vagy a minimálisnál hosszabb segélyjogosultsággal rendelkezett, minimális segélyjogosultság éppen akkora kérelmezési esélyrátaival járt együtt, mint a minimálisnál hosszabb segélyjogosultság. A májusi kimerítőknél gyökeresen más a helyzet: a minimális segélyjogosultsággal rendelkezők lényegesen magasabb esélyrátaival rendelkeznek, mint a minimálisnál hosszabb segélyjogosultsággal 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 munkaerőpiacra 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 kimerítő 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 nők kérelmezési hajlandósága (a férfiakéhoz hason-

lóan) a májusi almintában alacsonyabb, mint az áprilisi almintában, összességében tehát az új szabályozás feltételei mellett kevesebben kértek segílyt. A kérelmezési hajlandóság egyenleteinek, illetve az egyenletek együtthatóinak összevetése révén az egyes tényezők viszonylagos szerepét, a relatív változások irányát és erősségét vizsgáljuk. Az áprilisi kimerítőknél az egy főre jutó háztartási jövedelem, valamint a kistérségi munkanélküliségi ráta befolyásolja a kérelmezési esélyeket. Az összefüggés iránya azonos a férfiaknál megfigyelttel. Magasabb háztartási jövedelem mérsékli, magasabb kistérségi munkanélküliségi ráta fokozza a kérelmezési kedvet. Az áprilisi nőknél a jövedelem hatása erőteljesebb, mint az áprilisi férfiaknál: a jövedelem ezerforintnyi emelkedése mintegy hét százalékponttal csökkenti a kérelmezési esélyrátát (az áprilisi férfiaknál ez négy százalék). A munkanélküliségi ráta hatása pedig gyengébb az áprilisi nőknél, mint az áprilisi férfiaknál (az együttható értéke a két egyenletben rendre: 0,147 és 0,165). A májusi kimerítő nőknél 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 végzettek kérelmezési hajlandósága alacsonyabb, mint a nyolc osztályt végzetteké; ugyanakkor a szakmunkásképzőt végzetteké magasabb, mint a szakközépiskolát, illetve gimnáziumot végzetteké. Végül: a májusi kimerítőknél a Budapesten lakók kérelmezési kedve erőteljesebb, mint a más településeken lakóké.

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

A jövedelem együtthatójának értéke a két almintában csupán árnyalatnyi különbséget mutat (marginális esélyráta-hatásban kifejezve tizedszázalékpontnyi az eltérés), ugyanakkor az áprilisi almintában a jövedelem ezerforintnyi emelkedése valamivel erőteljesebben csökkenti a kérelmezési kedvet, mint a májusi almintában. Vagyis itt nem látunk olyan jelet, ami a szabályozás változásának a kérelmezési kedv csökkenését eredményező hatására utalna.

A kistérségi munkanélküliségi rátánál a két almintá együtthatóinak összevetése ugyanebbe az irányba mutat. A két almintá együtthatóinak értéke alig különbözik egymástól, a munkanélküliségi ráta egy százalékpontnyi 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 kérelmezési esélyrátája a legjobb helyzetben lévő kistérségekben élők esélyrátájának mintegy tizenkilencszerese, a májusi almintában viszont ugyanez az arány már huszonkétszeres. Ez arra utal, hogy a szabályozás változásának hatására adott munkanélküliségi ráta mellett nőtt a kérelmezési kedv, illetve hogy azonos mértékben romló munkaerő-piaci feltételek mellett a szabályozás hatására a kimerítők kérelmezési hajlandósága nőtt.

Ezen túlmenően négy olyan változónk van, amelynek a becslése az áprilisi almintában nem szignifikáns, a májusi kimerítők körében azonban igen. Akár zérusnak tekintjük az áprilisi együtthatóbecsléseket, akár elfogadjuk a becsült együtthatók értékeit, mind a négy változó esetében a kérelmezési magatartás átalakulására következtethetünk. A három iskolai végzettségi változó együtthatói a májusi almintában mind negatívak, és sokkal kisebb értékeket vesznek fel, mint az áprilisi almintában. Ez arra utal, hogy a nőknél a szabályozás változása a szakmunkásképzőt, szakközépiskolát és gimnáziumot végzett nők kérelmezési költségeit növelte, illetve a kérelmezésből származó várható hasznát csökkentette, tehát viszonylag magas iskolai végzettségű nők kérelmezési magatartására volt negatív hatással. Ezzel ellentétes irányba mutat a Budapest dummy együtthatójának 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 férfiaknál a szabályozás kérelmezési magatartásra gyakorolt hatását elsődlegesen három változó, a kistérségi munkanélküliségi ráta, az életkor, valamint a minimális segélyjogosultság esetében tudtuk kimutatni. A munkanélküliségi rátánál a hatás negatív, azaz a szabályozás hatására bármely kistérségi munkanélküliségi ráta mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, vagy másképpen: azonos mértékben romló munkaerő-piaci környezet kisebb

kérelmezési esély-növekedést eredményez májusban, mint áprilisban. Ugyanezt tapasztaljuk az életkornál: bármely életkor mellett csökkent a kérelmezési hajlandóság, illetve az életkor növekedésével a két almintában azonos mértékben romló elhelyezkedési/továbbképzési esélyek a májusi kimerítőknél alacsonyabb kérelmezési esélyemelkedéshez vezetnek, mint az áprilisi kimerítőknél. A minimális segélyjogosultság az ismétlődő munkanélküliség vagy az ismétlődő (a segélyjogosultság megszerzésér célzó) közmunka mutatóját. A májusi almintában erre a változóra szignifikáns és pozitív becslést kaptunk, amiből az következik, hogy a szabályozásváltozás hatására a kérelmezők között megszorodott a munkaerőpiacra 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.

A nőknél részben másfajta összefüggéseket is találunk. Noha az új szabályozás mellett lényegesen csökkent a kérelmezési arány, egyes tényezőknek a kérelmezési kedvre gyakorolt relatív hatása a nőknél mindkét irányban változott. Az új szabályozás elriasztó hatására utaló jeleket találtunk például három iskolai végzettségi csoportban, a kistérségi munkanélküliségi rátánál, illetve a budapesti lakóhely változójánál viszont ennek éppen az ellenkezőjét tapasztalhattuk. A munkanélküliségi rátánál azt láttuk, hogy a szabályozás változásának hatására adott munkanélküliségi ráta mellett relatíve nőtt a kérelmezési kedv, illetve hogy azonos mértékben romló munkaerő-piaci 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 többváltozós elemzés második kérdése, vajon az *önkormányzatok segélyodaítelési gyakorlata* változott-e a szabályozás változásával összefüggésben, azaz hogy 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 odaítelési arányoknak csak elenyésző hányadát magyarázzák. Tekintettel továbbá arra, hogy az önkormányzatok mindkét almintában ugyanolyan vagy hasonló munkaerő-piaci 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. Logitbecsléseket 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 munkaerő-piaci helyzete befolyásolja az odaítélési gyakorlatot mégpedig olyan módon, hogy rosszabb munkaerő-piaci helyzet magasabb odaítélési arányokat eredményez. A települések munkaerő-piaci 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 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 ellenőztönző hatásairól, mint a rosszabb anyagi helyzetben lévők, akkor az önkormányzatok odaítélési gyakorlata és 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. Emellett – amennyiben Budapest együtthatójának becslése szignifikáns és pozitív lesz – a májusi almintában a Budapest dummy egyéb hatásokat is tükrözhet. Tudjuk, hogy a budapesti önkormányzat ellenzéki többségű, és azt is, hogy az ellenzék a szabályozás változását nem támogatta. Lehetséges tehát, hogy a Budapesten a többi településhez képest esetlegesen megfigyelhető bőkezűbb odaítélési gyakorlat az önkormányzat szabályozásváltozással kapcsolatos ellenérzéseit tükrözi.

Vegyük először szemügyre a férfiak egyenleteit (az odaítélési egyenletek a következő oldalon látható *4. táblázatban* található)!

Az áprilisi kimerítő férfiaknál az egy főre jutó háztartási jövedelem és a kistérségi munkanélküliségi ráta becslésére kaptunk szignifikáns paraméterbecslést. A jövedelemnél negatív összefüggést találunk: magasabb háztartási jövedelem alacsonyabb odaítélési valószínűséggel jár együtt (az együttható értéke: -0,044). A jövedelem ezerforintnyi növekedése mintegy 5 %-kal csökkenti a kérelmezési esélyrátát. Ez azt jelenti, hogy mondjuk egy 5000 forint egy főre jutó jövedelemmel rendelkező kérelmező több, mint hétszer akkora odaítélési esélyrátával rendelkezik, mint egy 50000 forint egy főre jutó jövedelemmel rendelkező kérelmező. A kistérségi munkanélküliségi ráta paraméterének előjele viszont pozitív (az együttható értéke: 0.105), a ráta egyszázalékpontnyi emelkedése mintegy 11 %-kal emeli az odaítélési esélyrátát. A másik két változóra nem kaptunk szignifikáns paraméterbecslést. Az önkormányzat odaítélési gyakorlata tehát független anyagi helyzetétől, továbbá az odaítélés valószínűségét nem befolyásolja, hogy a kérelmező lakóhelye Budapest vagy valamelyik másik település.

A májusi kimerítő férfiaknál pontosan ugyanazt találjuk, mint az áprilisiaknál. 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 esélyrátát.

**A szociális segély odaítélésének valószínűsége
a járadékkimerítés utáni 4 hónapban**

A) Férfiak

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
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 chi2(12)	14,55		45,62	
Prob > chi2	0,006		0	
Pseudo R2	0,049		0,0986	

B) Nők

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
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 chi2(12)	30,32		70,12	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0,1127		0,1553	

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

Az áprilisi és a májusi kimerítők szignifikáns paramétereinek értékeit összevetve mindkét változónál az odaítélési gyakorlat szigorítására utaló jeleket találunk. Míg az áprilisban kimerítőknél a háztartási jövedelem ezer forintnyi növekedése csupán 5, a májusi kimerítőknél már 10 %-kal csökkent az odaítélési esélyrátát. 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 kimerítőknél a ráta egy százalékpontnyi növekedése nagyobb esélyráta-emelkedéssel jár együtt, mint a májusban kimerítőknél (a marginális hatás 1,11 az áprilisi, 1,07 a májusi kimerítőknél). Tehát az önkormányzat munkaerő-piaci környezetének adott mértékű romlása kisebb mértékű odaítélési-esély növekedéssel jár együtt a szabályozás megváltozásának következtében.

A férfiakhhoz hasonlóan a nőknél 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 esélyráta a háztartási jövedelem emelkedésével csökken, a kistérségi munkanélküliségi ráta emelkedésével pedig nő. A férfiakkal ellentétben azonban a két változó közül csak az egyiknél látunk az odaítélés szigorodására utaló változásokat. A háztartási jövedelem változójára kapott paraméterek értékei csaknem azonosak: az áprilisi almintában $-0,080$, a májusiban $-0,071$. E változóra nézve tehát a szabályozásváltozás hatása nem mutatható ki. A kistérségi munkanélküliségi rátánál viszont ugyanazt találjuk, mint a férfiaknál: az áprilisi alminta paramétere $(0,140)$ nagyobb, mint a májusié $(0,120)$. Tehát a nőknél is megfigyelhető, hogy az önkormányzat munkaerő-piaci környezetének romlása a szabályozásváltozás után kisebb odaítélési esélyráta-javulást eredményez, 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 kimerítő paramétereit, akár elfogadjuk a becsült értékeket, az önkormányzatok odaítélési magatartásában mindkét változó esetében figyelemre méltó változásokat figyelhetünk meg.

Az áprilisi kimerítőknél a jövedelemadó változójára kapott becslés paramétere vagy zérus, vagy igen csekély pozitív hatásra utal. Magyarán az áprilisi kimerítőknél az odaítélés vagy független a település anyagi helyzetétől, vagy pedig a jobb anyagi helyzetű települések kérelmezői odaítélés szempontjából – noha csekély mértékben – jobb helyzetben vannak, mint a rosszabb anyagi helyzetű települések kérelmezői. A májusi kimerítőknél 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

mutatkoztak, 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 erőteljesebb jelent meg a segélyezés ellenőszönző hatásának a szempontja.

A Budapest dummy paraméterét az áprilisi kimerítőkre vagy zérusnak, vagy pozitívnak tekinthetjük. A májusi kimerítők paramétere szignifikáns és pozitív, továbbá értéke az áprilisi kimerítőkre becsült értéknél nagyobb. Itt tehát az előző változóval ellentétes hatást látunk. Míg az áprilisi kimerítőknél a budapesti és a többi önkormányzat között az odaítélési gyakorlatban nem volt különbség, illetve valamelyes különbség kimutatható a budapesti önkormányzat javára, a májusi kimerítőknél 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 férfiaknál más jelek nem is tapasztalhatók, a nőknél az odaítélési gyakorlat szigorodásával ellentétes irányban hat a budapesti önkormányzat megnövekedett viszonylagos bőkezűsége.

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 kimerítők segélyhez jutási valószínűségeit meghatározó tényezőkben felfedezhető-e a szabályozásváltozás hatásai. A problémát ezúttal is logitbecslések segítségével vizsgáljuk, mindkét almintára és mindkét nemre külön egyenleteket futtattunk le. A becslések függő változója egy kétértékű változó: kapott-e az egyén segélyt vagy nem (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 futtattuk 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 többlet információhoz juthatunk. Az ismétlések elkerülése végett itt egyszerre vizsgáljuk a segélyhez jutási, a kérelmezési és az odaítélési egyenleteket.

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

Az életkor az áprilisi és a májusi kimerítők esetében is hatással volt a kérelmezési magatartásra. Az idősebb kimerítők 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 szabályozásváltozásnak a kérelmezési hajlandóság csökkentése irányába mutató következményét. A segélyhez jutásnál ugyanezt látjuk: az életkorra mindkét almintában szignifikáns és pozitív becslést kaptunk, a májusi kimerítőknél azonban az együttható értéke kisebb, amit úgy értelmezhetünk, hogy a kérelmezési kedv csökkenése egyúttal segélyhez jutási esélyeket is mérsékelte.

Az iskolai végzettség változói közül az áprilisi kimerítők kérelmezési hajlandóságát a szakmunkásképző és a gimnáziumi végzettség befolyásolta. Mindkét esetben azt az eredményt kaptuk, hogy az ezekkel a végzettségekkel rendelkező kimerítők kisebb arányban folyamodnak segélyért, mint az alacsonyabb, nyolc osztályos végzettséggel rendelkezők. A májusi kimerítők kérelmezési egyenletében ugyanilyen előjelű szignifikáns becslést már csak a szakmunkásképzőt végzettekre kaptunk. A két alminta összevetése alapján megállapíthattuk, hogy a szakmunkásképzőt végzetteknél az együttható 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 folyamodnak segélyért (a nyolc általános végzettségű kimerítőkhöz képest), a szabályozásváltozás után kérelmezési hajlandóságuk nem különbözik a nyolc általánost végzettekéétől. A segélyhez jutási esélyeket csak a szakmunkásképző végzettség befolyásolja, és – a kérelmezési esélyekhez hasonlóan – csak az áprilisi alminta együtthatójának becslése szignifikáns. A kérelmezési magatartásra kapott eredmény ebben a tekintetben

A szociális segélyhez jutás valószínűsége a járadékkimerítés utáni 4 hónapban**A) Férfiak**

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
Életkor	0,031	3,95	0,017	2,47
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	-0,206	-0,58	-0,365	-1,33
Szaktanácsképző	-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 chi2(12)	147,92		225,14	
Prob > chi2	0,000		0	
Pseudo R2	0,159		0,1784	

B) Nők

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
Életkor	0,000	-0,01	0,012	1,36
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	0,790	1,41	0,067	0,17
Szaktanácsképző	-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 chi2(12)	128,76		236,34	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0,1781		0,2197	

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

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 kimerítőknél nem, a májusiaknál viszont pozitív irányban befolyásolta, hogy a kimerítő minimális vagy annál hosszabb segélyjogosultsággal rendelkezik. Ezt úgy értelmeztük, hogy a szabályozásváltozás hatására a munkaerőpiaccal laza kapcsolatban álló, csekély elhelyezkedési és/vagy továbbképzési lehetőségekkel rendelkező személyek kérelmezési hajlandósága nőtt, olyanoké, akik számára a szociális segélyből által nyújtott várható jövedelem viszonylag magas, a kérelmezési költségek viszonylag alacsonyak. A segélyhez jutási esélyeknél pontosan ugyanezt látjuk (az áprilisi kimerítőknél nem szignifikáns, a májusiaknál szignifikáns és pozitív becslés). Megállapíthatjuk tehát, hogy a szabályozás változása nemcsak 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 esélyeknél azonban nem teljesen ugyanez a helyzet. Az áprilisi kimerítőknél a változó együtt-ható-becslése ugyan továbbra sem szignifikáns, viszont a májusi kimerítőkre szignifikáns és negatív paramétert kaptunk. Ez azt jelenti, hogy míg az áprilisi kimerítőknél a segélyhez jutási esély független a korábbi munkanélküli járadék összegétől, a májusi kimerítőknél 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 kimerítőknél 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 együtthatók 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 almintában 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 együtthatókat kaptunk, továbbá a májusi együtthatók értéke mindkét egyenletben kisebb volt, mint a májusi együtthatóké. A munkaerőpiaci feltételek adott mértékű romlása mellett tehát a kérelmezési és az odaítélési esély is kisebb mértékben nő a szabályozás bevezetése után, mint korábban. A szabályozás tehát ebben az összefüggésben mind a kérelmezési hajlandóságra, mind az odaítélési gyakorlatra mérséklőleg hatott. A segélyhez jutási esélyek egyenleteiben a két hatás összegeződik, ugyanezeket az összefüggéseket találjuk (a két almintában együtthatója szignifikáns és pozitív, a májusi almintában együtthatójának értéke kisebb), azaz a kérelmezési kedv lanygulása és az odaítélési gyakorlat szigorodása együttesen a segélyhez jutási esélyek kedvezőtlenebbé válásához vezetett adott munkaerőpiaci feltételek mellett.

Feltevéseink szerint az önkormányzatok odaítélési gyakorlatát befolyásolhatja anyagi helyzetük, amit az egy főre jutó személyi jövedelemadó összegével közelítettünk. Az odaítélési egyenletekben azonban ilyen összefüggés nem volt kimutatható, az együttható 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 együttható 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 ellenőszönző 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 ezeknél az iskolai végzettségi csoportoknál.

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 csökkenti 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 munkaerő-piaci feltételek egységnyi romlása erőteljesebb kérelmezési hajlandóságot implikál, mint az áprilisi almintában, ugyanakkor a májusi almintában az odaítélési egyenletében a munka-erőpiaci feltételek adott romlása alacsonyabb odaítélési esélyekkel jár együtt, mint az áprilisi almintában az odaítélési egyenletében, ebből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy az önkormányzatok odaítélési gyakorlata a szabályozásváltozás hatására szigorodott. A munkaerő-piaci 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 együtthatók értéke azonos, tehát a két hatás éppen kioltja egymást: a munkaerő-piaci feltételek adott romlása a szabályozás változása előtt és után azonos mértékben befolyásolja a segélyhez jutási esélyeket.

A Budapest dummy paraméterére az áprilisi kimerítőknél sem a kérelmezési, sem az odaítélési egyenletben nem kaptunk szignifikáns eredményt, a májusi almintá 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 érvényesül az önkormányzatok odaítélési magatartásában, emiatt az önkormányzatok adott anyagi helyzet mellett szűkmarkúbbá válnak, illetve anyagi helyzetük adott javulása a korábbinál szigorúbb odaítélési gyakorlattal jár együtt. Ugyanez a hatás jelenik meg az segélyhez jutási egyenletekben is. Az áprilisi almintában az önkormányzat anyagi helyzete nem befolyásolja a segélyhez jutási valószínűséget, a májusi kimerítőknél azonban a hatás már negatív, az önkormányzatok anyagi helyzetének javulása csökkenő segélyhez jutási esélyekkel jár együtt.

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

A férfiakkal a kérelmezési hajlandóság 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 haladja meg a fiatalokét, mint a bevezetés előtt. Ugyancsak

ezzel a tényezővel függ össze, hogy a minimális jogosultsággal rendelkező, tehát a munkaerőpiachoz lazábban kötődő, ismétlődően munkanélküliek segélyhez jutási esélyei a szabályozás változásának hatására nőttek. Az ellenkező irányú összefüggést látunk a szakmunkásképző végzettséggel rendelkezőknél: relatív kérelmezési hajlandóságuk erőteljesebb és ezért segélyhez jutási lehetőségeik az új szabályok bevezetése után relatíve kedvezőbbek, mint korábban voltak. A kérelmezési kedv lanygulása és az odaítélési gyakorlat szigorodása miatt a segélyhez jutási lehetőségek romlása mutatható ki a munkaerő-piaci környezet (kistérségi munkaerő-piaci rátával közelített) változásának függvényében. Adott munkaerő-piaci feltételek mellett mind a kérelmezési hajlandóság, mind az odaítélési valószínűség alacsonyabb 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 alkalmazzák, és ennek következtében a szabályozás változása után a háztartás jövedelmének adott növekedése nagyobb mértékben csökkenti 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 nőknél az egyes változók segélyhez jutási esélyekre gyakorolt negatív hatása kevésbé mutatható ki. A relatív kérelmezési kedv lanygulását és emiatt a relatív segélyhez jutási esélyek romlását látjuk néhány magasabb iskolai végzettségű csoportnál (szakmunkásképzőt, szakközépiskolát, gimnáziumot végzetek). A férfiakéhoz hasonlóan változik 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 megjelenik. A budapesti nők relatív segélyhez jutási esélyei viszont a szabályozás hatására javulnak, 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 férfiaknál, mind a nőknél az állásba lépők aránya valamivel magasabb a májusi kimerítők körében. A nyers elhelyezkedési arányokban kimutatható különbségek azonban meglehetősen csekélyek, csak többváltozós elemzési technikák alkalmazásával vonhatunk le megalapozott következtetéseket arra nézve, vajon a különbségek statisztikailag szignifikánsak-e, továbbá hogy az ellátórendszer változása milyen szerepet játszik a különbségek kialakulásában.

A problémát szakaszos időtartammoddellel vizsgáljuk, amely alkalmas az úgynevezett hosszfüggés kezelésére. Az eljárás lényege, hogy az egyének állásnélküliségi időtartamát folyamatosan megfigyeljük, a teljes időtartamot félhónapos időtartamokra bontjuk, és az elemzést ezekre az időtartamokra nézve végezzük el.¹

Modellünk függő változója az elhelyezkedés valószínűsége. A modell magyarázó változói között szerepeltetjük az életkort, ami részben a gyakorlati munkatapasztalatot, részben az egyén emberi tőkéjének esetleges avulását, részben az egyén munkaerő-piaci életpályán elfoglalt helyét jelzi. Feltehetjük, hogy gyakorlati 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 munkaerő-piaci életpályájának végéhez, annál gyengébb a több/jobbn munkára való ösztönöztsége, hiszen annál rövidebb idő áll rendelkezésére, hogy az esetleges keményebb/jobbn munka gyümölcseit learathassa. Az életkor emellett a keresleti oldal 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 munkaerő-piaci tapasztalatai – nem utolsón sorban 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.

¹ A becsléshez a *S. Jenkins* által kidolgozott becslőfüggvényt használjuk.

Ugyancsak bevontuk az elemzésbe az iskolai végzettséget. Feltesszük, hogy az iskolai végzettség jól közelíti az emberi tőke relatív nagyságát, és hogy a nagyobb emberi tőkével rendelkező 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 termelékenységet 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 személy 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 sztenderd eredménye, hogy a segélyhatás negatív, mert magasabb segély mellett csökken az állásnélküliségből eredő jövedelemveszteség. Az egyéb jövedelmek a segélyhez hasonlóan és ugyanilyen okokból ugyancsak csökkenthetik az elhelyezkedési valószínűséget. Ennek a változónak a szerepeltetését attól tettük függővé, hogy együtthatójára 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 előállítását többféleképpen elképzelhető. A legegyszerűbb, ha az aktuálisan kapott segélyösszeget szerepeltetjük. Ennek azonban az hátránya, hogy legalábbis a járadékkimerítés utáni időszak kezdetén az aktuális segélyösszeg gyakran zérus, mert az egyén még nem kapott segélyt. Magatartását azonban nem ez az aktuálisan nulla, hanem a várható segélyösszeg befolyásolja. Ezért 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 logitbecslés segítségével állítottuk elő.²

² A függő változó: odaítéltek-e segélyt az egyénnek 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).

A kimerítők elhelyezkedési magatartásában szerepet játszhat 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 munkaerőpiac állapota, a munkaerő-piaci kereslet intenzitása. Feltételeztük, hogy a kereslet annál kisebb, minél magasabb az adott helyi munkaerőpiacon a munkanélküliségi ráta. A helyi munkaerőpiac állapotát a kistérségi munkanélküliségi rátával mértük.

Az áprilisi és a májusi kimerítők elhelyezkedési esélyeinek különbségeit a legegyszerűbben úgy számszerűsíthetjük, ha olyan időtartammodelleket becslünk, amelyekben az áprilisi és a májusi segélykimerítők egyaránt szerepelnek, és amelybe beillesztünk egy kétértékű változót, ami azt jelzi, hogy a szóban forgó személy a májusi vagy az áprilisi kimerítők közé tartozik. Az eljárás hátulütője, hogy alkalmazásával feltételezzük, hogy az áprilisi és a májusi kimerítők elhelyezkedési valószínűségét az egyes tényezők ugyanolyan mértékben és irányban befolyásolják – ez az, amiért a becslési eredményeket csupán függelékben közöljük (lásd az *F2. táblázatot*), az egyes tényezők szerepének értékeléséhez a két almintára külön lefuttatott egyenleteket használunk. A becslés eredményeképpen mind a férfiaknál, mind a nőknél negatív együtthatót kaptunk, ami arra utal, hogy két, megfigyelt jegyében egyforma áprilisi és májusi kimerítő közül a májusi elhelyezkedési esélye a kisebb, ugyanakkor egyik együtthatóbecslés sem szignifikáns, az almintá-hatás tehát zérusnak tekinthető.

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

Az elhelyezkedés valószínűségét meghatározó tényezők

A) Férfiak

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
Életkor				
max. 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
Szaktanulmányok	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
Házasság	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 chi2(12)	345,920			438,35
Prob > chi2	0,000			0
Pseudo R2	0,099			0,0849

B) Nők

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
Életkor				
max. 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
Szaktanulmányok	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
Házasság	-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 chi2(12)	153,54		340,73	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0,0574		0,0771	

Szakaszos időtartammodell félhónapos időtartamokkal, függő változó: elhelyezkedett.

eredményeket vizsgáljuk, a többi változó szerepének elemzésére még visszatérünk. Tekintsük tehát a segély összegére kapott paraméterbecsléseket! A segélyhatás mind a négy egyenletben, tehát a férfiaknál és a nőknél, valamint az áprilisi és a májusi kimerítők 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 forintnyi) segélyemelkedésnek az esélyráta logaritmusának 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 kimerítő férfiakra és nőkre nézve.³ 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) $0,2\%$ -kal 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-e 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 ellenőszöntző hatását, azaz meggyorsítja-e az elhelyezkedést. A válasz ugyancsak negatív. Habár a segélyhatás a kimerítők mindkét csoportjánál, továbbá mind a férfiaknál, mind a nőknél negatív és szignifikáns, tehát a segélyösszeg csökkenése növeli az állásba kilépési 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 kis mértékben, 1660 forinttal csökkent.) Ugyanakkor tudjuk, hogy az új szabályok szerint a járadékkimerítők sokkal kisebb

³ Logit esetén a becsült együttthatók nem az ún. marginális hatást mutatják. A marginális hatás: $P(1-P)\beta$, ahol P az elhelyezkedés valószínűsége β becsült együtttható. Az átlagos elhelyezkedési esély környezetében a marginális hatás $\bar{P}(1-\bar{P})\beta$, ahol a felülvonás az adott csoport átlagos elhelyezkedési esélye.

arányban jutottak segélyhez. A májusi almintában a segély ellenőszönző 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 korábinál erőteljesebben ösztönzött az állásba lépésre. Feltételezzük, hogy a szabályozás hatása – ha kimutatható – megjelenik a becsült együtthatók értékeiben. Ha tehát a kimerítők két csoportjára kapott együtthatók 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 együtthatóink egyetlen kivétellel nem szignifikánsak. Az áprilisi kimerítőknél a legidősebb korosztály (ötven évesnél idősebbek) együtthatója szignifikáns és negatív. A májusi kimerítők körében az életkori különbségek egyáltalán nem befolyásolják az elhelyezkedési esélyeket. Ha a májusi kimerítőkre a legidősebb korcsoportra kapott együttható 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 kimerítőknél esélyeik a referencia kategóriához képest rosszabbak, a májusi kimerítőknél viszont nem rosszabbak (azonosak).

Az iskolai végzettségre több elfogadható együtthatóbecsléssel is rendelkezünk. Az áprilisi kimerítőknél a gimnáziumi és a felsőfokú végzettség paramétere nem szignifikáns, a májusiaknál viszont az összes iskolai végzettségre becsült együttható elfogadható. A referencia csoporthoz (nyolc általános végzettség) képest a szignifikáns paraméterbecsléseknél az együttható 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 paramétereinél az összes vizsgált iskolai végzettségi fokozat ilyen módon rendezhető rangsorba (itt ugyanis az összes becslés elfogadható). Az áprilisi kimerítőknél ugyancsak ezt figyeljük meg a zérusnak tekinthető gimnáziumi és felsőfokú végzettség paramétereitől eltekintve. Ha összevetjük a kimerítők két csoportjának paraméterértékeit, akkor egyes esetekben jelentős különbségeket találunk. A legalacsonyabb (nyolc általánostól kevesebb) iskolai végzettséggel rendelkezők (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 végzettekénél 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 hatszázaléknyi elhelyezkedési hátrány a májusi almintában körülbelül négy százalékra mérséklődik. A szakmunkásképzőt végzettekénél ugyanennek a mutatónak az értéke 1 %-ról 1,7 %-ra nő, tehát az elhelyezkedési előny igen csekély mértékben emelkedik. Az ellenkező változást látjuk a szakközépiskolát végzettekénél: 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 végzetteké, 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 kimerítők 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 kimerítőket viszont nem befolyásolja. Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy az új szabályozás bevezetése után a munkaerő-piaci környezet romlása kevésbé rontja az elhelyezkedési esélyeket, mint bevezetése előtt.

Az egyes csoportjellemzőkkel 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 munkaerő-piaci környezet adott romlása a korábbinál kevésbé fékezi az elhelyezkedési esélyeket. Ugyancsak vannak arra utaló jelek (elsősorban a nőknél), 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.

ÖSSZEFOGLALÁS ÉS KÖVETKEZTETÉSEK

A kutatás célja a tartós (járadékra nem jogosult) munkanélküliek segélyezésében 2000. évben bekövetkezett változások elemzése. Azt vizsgáltuk, hogy e változások milyen mértékben és irányban befolyásolták a járadékkimerítők segélyhez jutási és újra-elhelyezkedési esélyeit.

A hatások felmérésére követéses vizsgálatot hajtottunk végre. A vizsgálatba két járadékkimerítő kohorsz került be. Az első 2000. áprilisában, a második 2000. májusában merítette ki a munkanélküli járadékot. Az első kohorszra még a korábbi, a másodikra már az új szabályok vonatkoznak. Minthogy a két kohorsz munkaerő-piaci és gazdasági környezete lényegében azonos, az eredményeket kvázi kísérleti

kontextusban értelmezhetjük. Ez azt jelenti, hogy ha a két kohorsz munkaerő-piaci helyzetében, segélyhez jutási lehetőségeiben, elhelyezkedési esélyeiben jelentős különbségek mutathatók ki, akkor az eltérések jelentős részét a szabályozás változásának, a munkanélküli ellátás új rendszerének tulajdoníthatjuk.

A két minta tagjainak munkaerő-piaci helyzetét jellemző legfontosabb arányok elemzése alapján azt találtuk, 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 kimerítő férfiak 32,8, a májusi kimerítők 35,2 %-a helyezkedett el a járadékkimerítést követő hat hónapban. Ugyanezek az arányok a nőknél 30,2 és 34,0 %.

Megállapítottuk, hogy az új szabályok hatálya alá eső májusi kimerítők közül lényegesen kevesebben igényeltek segílyt, mint az áprilisi kimerítők közül (a férfiaknál a megfelelő arányok 44 és 60, a nőknél 45 és 63 %). A májusi almintában ugyancsak alacsonyabb a segélyért folyamodók közül azoknak az aránya, akiknek az önkormányzatok odaítélték a segílyt (az „odaítélési” arány a férfiaknál 89 %-ról 79 %-ra csökkent, a nőknél 87 %-ról 75 %-ra). A májusi kimerítők körében (az áprilisi kimerítőkhöz képest) megfigyelt alacsonyabb kérelmezési és odaítélési arányok a segélyhez jutási arányokat is kedvezőtlenül érintették: az áprilisi kimerítő férfiak 55 %-a jutott segélyhez, a májusi kimerítőknek már csak 35 %-a, a nőknél ugyanezek az arányok 58 és 35 %. Ugyanakkor a májusban kimerítők közül sokkal többen kapcsolódtak be közhasznú munkába, mint az áprilisban kimerítők közül.

Összességében megállapíthatjuk, 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 segélyhez jutók aránya jelentősen csökkent, a közmunkát végzők aránya pedig számottevően nőtt. A közhasznú munkában résztvevők arányának növekedése azonban nem ellensúlyozta a segílyben részesülők arányának csökkenését: a kimerítést követő négy hónapon belül segílyben részesülők vagy közhasznú munkát végzők együttes aránya a férfiak között 15,5, a nők között pedig 17,6 százalékponttal csökkent (61,0 %-ról 45,5, illetve 58,9 %-ról 41,3 %-ra).

Többváltozós elemzéssel megvizsgáltuk, hogy az új szabályok életbe lépése után megfigyelhető kedvezőbb elhelyezkedési arányok és lényegesen kedvezőtlenebbnek látszó segélykérelmezési, odaítélési, illetve segélyhez jutási arányok milyen mértékben tudhatók be a szabályozás változásának.

A segélykimerítők kérelmezési magatartását a kérelmezés költsége, valamint a várható bevétele befolyásolja. Alacsonyabb kérelmezési arányok arra utalhatnak, hogy vagy a költségek (beleértve a pszichikai költségeket) növekedtek, vagy a várható bevételek csökkentek. Az előbbihez hozzájárulhat a segélyfolyósítást megelőzően kötelező közmunka (stigmatizáló hatás), az utóbbihoz a segélyösszeg csökkenése. A férfiaknál több tényezőt tudtunk azonosítani, amelyek a kérelmezési kedv lanyhulását mutatják. Azt látjuk, hogy az idősebb kimerítők mind az áprilisi, mind a májusi almintában nagyobb kérelmezési hajlandóságot mutatnak, a májusi almintában azonban ez a hatás kisebb, tehát bármely életkor mellett a májusi almintába került férfiak kérelmezési hajlandósága alacsonyabb, illetve adott életkor-emelkedés a májusi almintában kisebb kérelmezési-kedv-növekedést eredményez. Hasonló irányba mutat a kistérségi munkanélküliségi ráta és a kérelmezési kedv összefüggésének változása is. A munkanélküliségi ráta emelkedése, azaz a munkaerő-piaci környezet romlása mind az áprilisi, mind a májusi almintában növeli a kérelmezési kedvet, de ez a hatás a májusi almintában kisebb, tehát a munkaerő-piaci feltételek adott romlása mellett a májusi kimerítők kérelmezési kedve kisebb mértékben növekszik. A szabályozás változásának hatása mutatható ki abban is, hogy a kérelmezők között a májusi almintában értékelhetően magasabb a munkaerőpiaccal 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. A nőknél több jel mutat arra, hogy a szabályozás nem vagy éppen pozitív irányban befolyásolta a kérelmezési kedv alakulását. A kistérségi munkanélküliségi ráta esetében például éppen ellenkező irányú változásokat látunk, mint a férfiaknál: a nőknél a munkanélküliségi ráta emelkedése relatíve gyorsabban emeli a kérelmezési esélyeket a májusi, mint az áprilisi almintában. Hasonló változást látunk a Budapesten lakó nőknél is. A májusi almintában a budapestiek magasabb arányban nyújtottak be segélykérelmeket, mint a nem budapestiek, míg áprilisban a Budapestiek és a nem Budapestiek ebben a tekintetben nem különböztek egymástól. A nőknél ugyanakkor a szabályozásváltozásnak tulajdoníthatjuk, hogy egyes magasabb iskolai végzettségű csoportok kérelmezési kedve csökkent.

A segélyhez jutási esélyeket befolyásolja az önkormányzatok odaítélési gyakorlata, illetve e gyakorlat változása. A férfiak esetében azt láttuk, hogy az önkormányzat odaítélési gyakorlata a szabályozás változását követően szigorodott. A szigorodás megjelenik a jövedelemkritériumok következetesebb alkalmazásában, valamint abban, hogy adott munkaerő-piaci feltételek mellett a kormányzat a korábbinál kisebb arányban ítél oda segélyt a kérelmezőknek. A nőknél egyaránt megfigyelhetők az önkormányzati gyakorlat szigorodására és enyhülésére utaló jelek. Az önkormányzatok munkaerő-piaci környezetének adott romlása a májusi almintában a férfiakéhoz hasonlóan kisebb odaítélési esély-javulással jár együtt. Ugyanakkor a nőknél kimutatható az is, hogy szabályozásváltozás hatására a jobb anyagi helyzetű önkormányzatok szűkmarkúbbá váltak, feltehetően azért, mert odaítélési gyakorlatukban erőteljesebb jelent meg a segélyezés ellenőztöző hatásának a szempontja. Ezzel ellentétes változás mutatható ki a budapesti önkormányzat odaítélési gyakorlatában. Az új szabályok bevezetése után a budapesti önkormányzat segélyezési gyakorlata bőkezűbbé vált.

Megvizsgáltuk az új szabályok bevezetése előtt és után a segélyhez jutási lehetőségekben mutatkozó különbségeket, amelyekben egyszerre jelenik meg a kimerítők kérelmezési magatartásának és az önkormányzatok odaítélési gyakorlatának változása.

A férfiaknál a kérelmezési hajlandóság 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 haladja meg a fiatalokét, mint a bevezetés előtt. Ugyancsak ezzel a tényezővel függ össze, hogy a minimális jogosultsággal rendelkező, tehát a munkaerőpiachoz lazábban kötődő, ismétlődően munkanélküliek segélyhez jutási esélyei a szabályozás változásának hatására nőttek. Az ellenkező irányú összefüggést látunk a szakmunkásképző végzettséggel rendelkezőknél: relatív kérelmezési hajlandóságuk erőteljesebb és ezért segélyhez jutási lehetőségeik az új szabályok bevezetése után relatíve kedvezőbbek, mint korábban voltak. A kérelmezési kedv lanyhulása és az odaítélési gyakorlat szigorodása miatt a segélyhez jutási lehetőségek romlása mutatható ki a munkaerő-piaci környezet (kistérségi munkaerő-piaci rátával közelített) változásának függvényében. Adott munkaerő-piaci feltételek mellett mind a kérelmezési hajlandóság, mind az odaítélési valószínűség alacsonyabb 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 alkalmazzák, és ennek következtében a szabályozás változása után a háztartás jövedelmének adott növekedése nagyobb mértékben csökkenti 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 nőknél a szabályozás változásának a 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 csoportnál (szakmunkásképzőt, szakközépiskolát, gimnáziumot végzettek). A férfiakéhoz hasonlóan változik 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 megjelenik. A budapesti nők relatív segélyhez jutási esélyei viszont a szabályozás hatására javulnak, ami egyaránt betudható megnövekedett kérelmezési kedvüknek, valamint a Budapesten megfigyelt bőkezűbb odaítélési gyakorlatnak.

Megvizsgáltuk, vajon az ellátórendszerben bekövetkezett változások befolyásolták-e a járadékkimerítők elhelyezkedési esélyeit. A többváltozós elemzés megmutatta, önmagában az a körülmény, hogy adott járadékkimerítő az áprilisi vagy a májusi almintához tartozik, nem befolyásolja-e 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 ellenősztönző hatását, azaz meggyorsítja-e az elhelyezkedést. A válasz ugyancsak negatív. Habár a segélyhatás a kimerítők mindkét csoportjánál, továbbá mind a férfiaknál, mind a nőknél negatív és szignifikáns, tehát a segélyösszeg csökkenése növeli az állásba kilépési esélyeket, a hatás igen gyenge, tehát adott segélyösszeg-csökkenés jelentéktelen mértékben javítja az elhelyezkedési esélyeket, s ennek mértéke a két almintában gyakorlatilag azonos. Ugyanakkor tudjuk, hogy az új szabályok szerint a járadékkimerítők sokkal kisebb arányban jutottak segélyhez. A májusi almintában a segély ellenősztönző hatása emiatt is alacsonyabb, és ez hozzájárul az állásba lépéssel befejeződő munkanélküliségi időtartamok magasabb arányához. Az új szabályozás

tehát szűkmarkúbbá válása révén – sokkal kevesebb segélyezett és némileg alacsonyabb segélyösszeg – gyorsította a járadékkimerítők elhelyezkedését, miközben az el nem helyezkedők jóléte számottevően csökkent (kevesebben és kevesebb segélyhez jutottak).

FÜGGELÉK

F1. táblázat

**A szociális segélyhez jutás vagy közmunkára kerülés valószínűsége
a járadékkimerítés utáni 4 hónapban**

A) Férfiak

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
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
Szakközépfiskola	-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 munkanélküli 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
N	676		959	
LR chi2(12)	198,36		349,61	
Prob > chi2	0,000		0	
Pseudo R2	0,225		0,263	

B) Nők

	Áprilisban kimerítők		Májusban kimerítők	
	együttható	z	együttható	z
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
Szakközépfiskola	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 munkanélküli 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
N	531		821	
LR chi2(12)	153,96		305,22	
Prob > chi2	0		0	
Pseudo R2	0,2198		0,2706	

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

**Az elhelyezkedés valószínűsége, alminta-hatás
(közös egyenlet az áprilisi és a májusi kimerítőkre)**

	Férfiak együttható	z	Nők együttható	z
Életkor				
max. 20 éves	0,058	0,33	0,050	0,25
21-25	0,190	1,69	0,014	0,1
31-40	0,020	0,18	0,099	0,86
41-50	-0,014	-0,13	-0,018	-0,16
51 és több	-0,464	-3,34	-0,209	-1,23
Iskolai végzettség				
8 általánosnál kevesebb	-1,16286	-4,59	-0,67918	-2,44
Szaktunókészítő	0,360	4,62	0,297	3,19
Szakközépiskola	0,587	5,24	0,404	3,84
Gimnázium	0,534	3,3	0,203	1,72
Felsőfokú	0,365	1,66	0,398	1,98
Házasság	0,285	3,81	-0,057	-0,7
A segély összege	0,000	-7,12	0,000	-6,11
Májusi kimerítő	-0,028	-0,4	-0,049	-0,63
Kistérségi munkanélküliségi ráta	-0,026	-3,22	-0,025	-2,8
Konstans	-3,42	-23,66	-3,22757	-19,69
N	25573		21050	
LR chi2(12)	772,78		495,05	
Prob > chi2	0,000		0	
Pseudo R2	0,089		0,0697	

Szakaszos időtartammodell félhónapos időtartamokkal, függő változó: elhelyezkedett.