

BÓDIS LAJOS – GALASI PÉTER – JOHN MICKLEWRIGHT – NAGY GYULA
MUNKANÉLKÜLI-ELLÁTÁS ÉS HATÁSVIZSGÁLATAI MAGYARORSZÁGON



KTI Könyvek
3.

Sorozatszerkesztő
Fazekas Károly

Bódis Lajos – Galasi Péter – John Micklewright – Nagy Gyula

MUNKANÉLKÜLI-ELLÁTÁS ÉS HATÁSVIZSGÁLATAI MAGYARORSZÁGON

MTA Közgazdaságtudományi Intézet
Budapest, 2005

A kiadó címe:
MTA Közgazdaságtudományi Intézet
1112 Budapest, Budaörsi út 45.
A kiadvány megrendelhető:
Nyíri Judittól, a kiadó címén
e-mail: nyiri@econ.core.hu
telefon: (06-1) 309-2651
telefax: (06-1) 309-2650

Sorozatszerkesztő:
FAZEKAS KÁROLY

Írta:

1. fejezet: NAGY GYULA
2. fejezet: GALASI PÉTER, JOHN MICKLEWRIGHT, NAGY GYULA
3. fejezet: JOHN MICKLEWRIGHT, NAGY GYULA
4. fejezet: BÓDIS LAJOS, JOHN MICKLEWRIGHT, NAGY GYULA

Készült *A tudás alapú társadalom és munkaerőpiac Magyarországon a XXI. században* című Nemzeti Kutatás-fejlesztési Program keretében az Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, valamint a Közösen a Jövő Munkahelyeiért Közalapítvány támogatásával.

Copyright © MTA Közgazdaságtudományi Intézet, 2005

ISBN 963 9588 33 4
ISSN 1786-5476

Felelős kiadó: Fazekas Károly
Olvasószerkesztő: Patkós Anna
Nyomdai előkészítés: Szalai Éva
Készült az ERFO Nyomdában
Felelős vezető: Horváth László

Tartalom

Bevezető	7
1. A munkanélküli-ellátások feltételei és bőkezűsége	10
A munkanélküli-ellátások formái, feltételei és mértékei	10
<i>Munkanélküli-járadék</i>	10
<i>Munkanélküli-segélyek</i>	14
<i>Az ellátások indokoltági feltételei</i>	15
A munkanélküli-ellátások bőkezűsége és célzottsága	15
<i>Ellátáshoz jutási esély</i>	16
<i>Bérpótlási arány</i>	21
<i>Az ellátások célzottsága</i>	24
2. Vizsgálatok a jogosultsági idő csökkentésének hatásairól	26
A járadékjogosultság 1993. évi csökkentése	28
<i>A járadékszabályok változásai</i>	28
<i>A minta jellemzői</i>	28
<i>Eredmények</i>	31
A járadékjogosultság 2000. évi csökkentése	41
<i>A járadékszabályok változásai</i>	41
<i>A minta jellemzői</i>	43
<i>Eredmények</i>	45
3. A járadékjogosultság kimerítésének hatásai	55
Adatforrások: a munkanélkülijáradék-regiszter és a kimerítők követéses vizsgálata	56
A jövedelempótló támogatás elnyerésének valószínűsége	60
Jövedelmek a járadék kimerítését követően	67
Az újraelhelyezkedés ösztönzése	71
4. Kísérleti vizsgálat az elhelyezkedési készség ellenőrzésének hatásairól	77
Vizsgálati szempontok és nemzetközi tapasztalatok	78
A munkaügyi kirendeltségek gyakorlata az elhelyezkedési készség ellenőrzésében	81
<i>Az ügyfelek berendelése</i>	82
<i>Az önálló álláskeresés ellenőrzése</i>	92
<i>Szankciók alkalmazása</i>	93

Kontrollcsoportos vizsgálat az elhelyezkedési készség ellenőrzésének hatásáról	96
<i>A vizsgálat lebonyolítása</i>	96
<i>A minta jellemzői</i>	99
<i>Eredmények</i>	101
Hivatkozások	117
Függelék	119

Bevezető

Magyarországon a gazdasági rendszerváltással egy időben alakult ki a munkanélküli-ellátás piacgazdaságokra jellemző rendszere. Kezdetben ez a jövedelemtámogatási rendszer nemzetközi összehasonlításban nagyvonalúnak számított, de a kilencvenes évek elejét lényegesen nagyobb arányú és jóval makacsabbnak bizonyult munkanélküliség kísérte, mint amire a munkanélküli-jövedelemtámogatások mértékének és jogosultsági szabályainak meghatározásakor eredetileg számítani lehetett. Az ellátás feltételeit a későbbiekben több lépésben nagymértékben szigorítottak. Bár a munkanélküliség azóta számottevően mérséklődött, és a jövedelemtámogatási rendszer működéséről egyre több tapasztalat halmozódott fel, mindmáig nem jött létre a munkanélküli-ellátások szilárd, jogosultsági feltételeiben és mértékeiben időtálló rendszere, és konszenzus sem alakult ki az ellátórendszer működésének és célszerű további módosításainak megítélésében.

Jelen kötetben a munkanélküli-ellátórendszer működését vizsgáló empirikus kutatásaink eredményeit foglaltuk össze. A kutatások középpontjában az ellátási feltételeknek a munkanélküliek magatartására gyakorolt hatása áll. Magyarországon a tömeges munkanélküliség kialakulása óta igen alacsony a kiáramlás a munkanélküli-állományból, ami jelentős arányú tartós munkanélküliség kialakulásához vezetett. Ezzel összefüggésben már viszonylag korán felvetődtek a munkanélküli-segélyezés lehetséges ellenőrző, elhelyezkedést lassító hatásával kapcsolatos aggodalmak. A finanszírozási szempontokon túl ezek is szerepet játszottak az ellátás feltételeinek többszöri szigorításában. A kötetben közölt kutatási eredmények – különböző nézőpontokból – a munkanélküli-ellátások lehetséges összefüggő hatásait vizsgálják.

Az *első fejezet* előbb áttekintést ad a magyarországi munkanélküli-ellátórendszer szabályairól, bemutatva a biztosítási és a segélyjellegű ellátások formáiban és feltételeiben a kilencvenes évek eleje óta bekövetkezett legfontosabb változásokat – többnyire szigorításokat-szűkítéseket –, valamint értékeli, hogy az egymást követő szabályozási rezsimek milyen hatást gyakoroltak a munkanélkülivé válók jogosultsági időtartamára és ellátásuk mértékére. A fejezet második része a munkanélküli-ellátások bőkezűségét és célzottságát vizsgálja, és megállapítja, hogy az elmúlt csaknem másfél évtizedben Magyarországon az ellátások egyre szűkmarkúbbá váltak, mert mind az ellátásban részesülő munkanélküliek aránya, mind az ellátások színvonala lényegesen csökkent. Rámutat, hogy miközben egyre kevesebb munkát kereső állásnélküli jutott ellátáshoz, az ellátásban részesülők mind kisebb hányada keresett aktívan munkát.

A *második fejezetben* azt vizsgáljuk meg, vajon a járadékfolyósítási idő 1993-ban és 2000-ben bekövetkezett csökkentése befolyásolta-e az elhelyezkedés, illetve a

munkanélküli-regiszter elhagyásának ütemét. Kihasználva, hogy a megváltozott szabályok csak az új kérelmezőkre vonatkoznak, a változást megelőző és az azt követő időszakban járadékra belépők kiáramlási ütemét hasonlítjuk össze a munkanélkülijáradék-regiszterből származó adatok alapján. Így, mintegy természetes kísérletként, össze tudjuk vetni az azonos naptári időszakban eltérő szabályok szerint járadékban részesülő munkanélküliek magatartását. A hosszabb és rövidebb jogosultsággal rendelkezők mintái között nem találtunk az elhelyezkedési ütem növekedésére utaló különbséget, sőt, egyes csoportokban éppen a hosszabb jogosultsággal rendelkezők hagyták el gyorsabban a regisztert. Az eredmények tehát azt mutatják, hogy a jogosultsági időtartam csökkentése nem vezetett a járadékból történő kiáramlás gyorsulásához, nem ösztönözte a járadékban részesülő munkavállalását

A munkanélküliségből történő alacsony kiáramlás és a járadékjogosultság időtartamának csökkentése következtében egyre csökkent a járadékban részesülő munkanélküliek aránya, és egyre gyakoribbá vált a járadék kimerítése. A *harmadik fejezet* a járadékkimerítés jóléti és ösztönzési következményeivel foglalkozik, megvizsgálja a járadékot kimerítők háztartásának relatív jövedelmi helyzetét és a járadékkimerítők szociális segélyezéshez jutási esélyét, valamint választ keres arra a kérdésre, hogy a járadék megszűnése miatti jövedelemkiesés növeli-e az elhelyezkedés valószínűségét azáltal, hogy munkavállalásra ösztönöz. Bár a szociális segély összege jóval alacsonyabb, mint a járadéké, az életszínvonal csökkenése jelentős mértékben függ a munkanélküliek háztartásának jellemzőitől is, elsősorban attól, van-e kereső a háztartásban. A járadékkimerítők kérelmezési magatartásának és az önkormányzatok odaítélési gyakorlatának modellezése megmutatta, hogy a kérelmezési költségeknek jelentős szerepe lehet abban, folyamodnak-e további támogatásért a járadék megszűnése után, s hogy az önkormányzatok odaítélési gyakorlatában a munkanélküliek jövedelmi helyzetén kívül más tényezők is szerepet játszanak, elsősorban a munkanélküliség színvonala. A fejezetben bemutatjuk továbbá, hogy a járadékban részesülők egy csoportja úgy időzíti az elhelyezkedést, hogy egybeessen a járadékjogosultság kimerítésével.

A segély összegének vagy a jogosultság időtartamának lefaragása – ami a kilencvenes évek kormányzati politikáját jellemezte – az állást keresők és nem keresők jövedelmét egyaránt csökkenti, és a kérelmezési hajlandóságra gyakorolt hatása kétséges. A munkanélküli-ellátások azonban nem automatikusan illetik meg az ellátásra jogosultakat: az úgynevezett indokoltági feltételek szerint ellátásban csak az elhelyezkedési szándékról tanúbizonyságot tevő, munkát kereső munkanélküliek részesülhetnek. A kötet *negyedik fejezetében* – egy kísérleti módszert alkalmazó kutatás eredményeinek alapján – arról számolunk be, vajon e magatartási előírások következetesebb ellenőrzése csökkenti-e az ellátás igénybevételét, gyorsítja-e az elhelyezkedés ütemét. Az eredmények azt mutatják, hogy a munkavállalási készség szigorúbb ellenőrzése – a munkanélküli-járadékban részesülők gyakoribb berendelése a munkaügyi kirendeltségre, és az önálló álláskeresés ellenőrzése – jelentősen meggyorsította a 30 éves és idősebb nők elhelyezkedési ütemét, de nem gyakorolt hatást a férfiak és a fiatalabb nők magatartására.

Hálásak vagyunk a Foglalkoztatási Hivatalnak a kötetben feldolgozott kutatásokhoz nyújtott támogatásért, és az adatgyűjtésekben való közreműködésért. Több megyei munkaügyi központ és munkaügyi kirendeltség munkatársai is segítettek munkánkat. Külön köszönjük *Lázár György* tanácsait. A kutatások finanszírozásához hozzájárult a Foglalkoztatási Hivatal, a Munkaerő-piaci Alap Irányító Testülete, a Nemzeti Kutatási Fejlesztési Program és a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet.

1. A munkanélküli-ellátások feltételei és bőkezűsége

A munkanélküli-ellátások formái, feltételei és mértékei

1989. eleji létrejötte óta a munkanélküliek jövedelemtámogatási rendszere Magyarországon számos változáson ment keresztül. Újabb ellátási formákat vezettek be, más ellátási formát rövid idő után megszüntettek, és időközben többször, esetenként lényegesen módosítottak az egyes ellátási formákra vonatkozó szabályokon.

A munkanélküliek jövedelemtámogatására két alapvető ellátási forma szolgál: a munkanélküli-járadék és a tartós munkanélküliek jövedelempótló támogatása, amelynek helyébe 2000-ben az aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélye lépett. E két alapvető ellátási formán kívül rövid ideig létezett még a pályakezdők munkanélküli-segélye; a nyugdíjkorhoz közel álló munkanélküliek pedig előbb előnyugdíjt, majd nyugdíj előtti munkanélküli-segélyt vehettek igénybe; 2003-tól a járadékkimerítők álláskeresőt ösztönző juttatásban részesülhetnek. Először e támogatások jogosultsági feltételeinek és mértékének legfontosabb szabályait tekintjük át.

Munkanélküli-járadék

Az 1. táblázat összefoglalóan tájékoztat a munkanélküli-járadékra való jogosultság szabályainak 1989–1990 közötti változásairól. Az egyes szabályegységeket (járadékrendszereket) a táblázat első oszlopában bevezetésük időpontjával jelöltük.

A járadékjogosultság egyetlen szabálya, amelyik az idők folyamán nem vált szigorúbbá, sőt, két alkalommal is enyhült: a minimális jogosultság megszerzéséhez szükséges munkában töltött idő. 1989–1990-ben még a munkanélkülivé válást megelőző három éven belül legalább másfél évet kellett munkában tölteni, 1991-től viszont már csak négy év alatt egy évet, a 2000 óta érvényes szabályok szerint pedig 200 napot, vagyis bő félévet.¹

Lényegesen szűkült ugyanakkor a jogosultsági idő. 1989–1990-ben még minden munkanélküli két évig kaphatott járadékot,² 1991-től viszont már csak az, aki a megelőző négy évet végigdolgozta. Ekkor vezették be azt a szabályt, hogy minél rövidebb ideig dolgozott valaki a segélykérelmet megelőző négy évben, annál rövidebb időre szerez járadékjogosultságot. A minimummal és a maximummal együtt összesen 11 jogosultsági időtartamot különböztettek meg, ezen belül az egy év munkaviszonnyal megszerezhető minimális jogosultsági időt fél évben szabták

¹ 1997 és 1999 között is lehetett fél év – 180 nap – munkaviszony után járadékot szerezni, de csak a járadékot korábban már kimerített munkanélkülieknek.

² Eredetileg 1989-ben csak egy év volt a jogosultsági idő, de 1990-ben két évre bővítették, a már járadékban részesülőkre is kiterjedő hatállyal.

1. táblázat
A járadékjogosultság legfontosabb szabályai a különböző járadékrendszerekben

Év	Előírt munkában töltött idő	A jogosultság időtartama		Az önként kilépők	A végkielégítésben részesülők
		minimum	maximum	várákozási ideje	
1989	18 hónap 3 éven belül	2 év	2 év	nincs (alacsonyabb járadék)	nincs
1991		180 nap		3 hónap	
1992		135 nap	1,5 év		ahány hónapra végkielégítést kapott
1993	12 hónap négy éven belül	90 nap	1 év	6 hónap	
1997				3 hónap	1997-ben: ahány hónapra végkielégítést kapott; 1998-tól nincs
2000	200 nap négy éven belül	40 nap	270 nap		nincs

meg. A későbbiekben kétszer is továbbcsökkentették a jogosultság időtartamát, 1992-ben egynegyeddel, 1993-ban pedig egyharmaddal (minden jogosultsági csoportban). Így 1993-tól a munkanélkülivé válók változatlan munkában töltött idővel már csak fele annyi ideig részesülhettek járadékban, mint 1991-ben. 2000-ben pedig a munkanélküliek többségének továbbcsökkent a járadékjogosultsága azzal, hogy megszüntették a 11 rögzített jogosultsági időtartamot, és mindenki a munkanélkülivé válását megelőző négy évben munkaviszonyban töltött ideje egyötödéig jogosult járadékra. Ezáltal különösen a hosszabb időn át munkaviszonyban állók jogosultsága rövidült; a rövidebb időn át dolgozóké kevésbé vagy egyáltalán nem.

Az 1. táblázat utolsó két oszlopa az önként kilépők és a végkielégítésben részesülők várákozási idejét mutatja: munkanélkülivé válásukat követően ennyi idő elteltével kezdődhet meg számukra a járadékfolyósítás. A várákozási idő alkalmazása, jöllehet a jogosultság időtartamát nem befolyásolja, azzal a következménnyel jár, hogy akik nem maradnak tartósan munkanélküliek, rövidebb ideig kapnak járadékot. 1991-ben három hónap várákozási időt vezettek be a munkából önként kilépők számára, amit 1993-ban hat hónapra növeltek, majd négy évre rá, 1997-től ismét három hónapra csökkentettek. 1992 és 1997 között a végkielégítésben részesülők járadékellátása is csak késleltetve kezdődhetett. Bár a várákozási idő alkalmazása egyértelműen csökkenti a munkanélküliek járadékhoz jutási esélyét, a hatás mértéke nagymértékben függ attól, hogy a munkanélkülivé válók mekkora arányát érinti a várákozás, és hogyan alakul e munkanélküliek elhelyezkedési esélye.

2003 közepétől egy újabb, a járadékhoz kapcsolódó munkanélküli-ellátási formát vezettek be, az úgynevezett álláskeresőst ösztönző juttatást. A juttatás közvetlenül a munkanélküli-járadékra való jogosultság kimerítése után további hat hó-

napra nyújt ellátást a kirendeltségekkel együttműködési (álláskeresői) megállapodást kötő, legalább 180 nap jogosultsággal rendelkező járadékosoknak. Az igénybevételek feltételeként előírt „intenzív együttműködés” keretében a járadékosnak legalább havonta fel kell keresnie a munkaügyi kirendeltséget, be kell számolnia az önálló álláskeresősről, és részt kell vennie a kirendeltség által ajánlott, az elhelyezkedését segítő programokon.

A munkanélküli-járadék *nagyságát* meghatározó legfontosabb szabályokat a 2. táblázat foglalja össze.

2. táblázat
A munkanélküli-járadék összegét meghatározó legfontosabb szabályok
a különböző járadékrendszerekben

Év	Járadék a korábbi bér százalékában		Az 1. szakasz aránya	Az átlagkereset számítása	A járadék	
	1. szakasz	2. szakasz			minimuma	maximuma
1989	6 hónapig 70% 6–12 hónapig 60% 2. évben 45%		—	az utolsó havi alapbér + az előző év alapbéren felüli kereseteinek havi átlaga	1989: nincs; 1990: $0,8 \times$ minimális bér	1. év: $3 \times$ minimális bér; 2. év: $2 \times$ minimális bér
1991	70%	50%	50%		minimális bér	$3 \times$ minimális bér
1992	70%	50%	50%		minimális bér	$2 \times$ minimális bér
1993	75%	60%	33%	a munkanélkülivé válást megelőző négy naptári negyedév átlagkeresete	8600 forint	1. szakasz: 18 ezer forint; 2. szakasz: 15 ezer forint
1997, 2000	65% (nincs több szakasz)		—		az öregségi nyugdíj-minimum 90 százaléka	az öregségi nyugdíj-minimum 180 százaléka

E szabályok általános jellemzője, hogy a járadék nagyságát a korábbi bér nagyságához kötik. Előírják, hogy a munkanélküli korábbi bérének hányad részét kapja járadékként; ezt nevezzük névleges járadék/bér aránynak. Amikor a járadékjogosultságot több szakaszra osztják – így 1997 előtt –, ez az arány szakaszonként különbözik, továbbá a járadékminimum és -maximum alkalmazása következtében eltérően alakul a legalacsonyabb és a legmagasabb keresetűek körében. A járadék-szabályok fontos jellemzője még, hogy sem a járadékszámítás alapjául szolgáló béreket, sem magukat a járadékokat nem indexálják.³ Ezért a jelentős ár- és bérinfláció közepette a járadék annál kevesebbet ért, minél több idő telt el a munkaviszony megszűnése és járadék megállapítása között, és minél tovább volt járadékon a munkanélküli.

A járadék kiszámításában négy alapesetet különböztetnek meg.

1. A járadékminimum alatt keresők korábbi, a bérükkel azonos összegű járadékot kapnak.

³ Kivéve a minimummal megegyező és annál alacsonyabb járadékokat, amelyeket, az 1992 előtti szabályok szerint állapítottak meg; ezeket a minimálbér növekedésével arányosan felemelték.

2. A járadékminimumot kapja a munkanélküli, ha a névleges járadék/bér arány alkalmazásával a járadéka nem érne el e minimumot, de a bére magasabb e minimumnál.

3. A névleges járadék/bér arány alapján adódó járadékra jogosult az a munkanélküli, akinek így számított járadéka eléri a járadékminimumot, de nem haladja meg a járadékmaximumot.

4. Akinek a névleges járadék/bér arány alapján adódó járadéka meghaladná a járadékmaximumot, e maximumot kapja.

A foglalkoztatási törvény bevezetésekor 1991-ben számos ponton módosultak a járadék nagyságára vonatkozó szabályok. A segélyezés második félévétől megemelték a névleges járadék/bér arányt (a második félévben 60-ról 70 százalékra, a második évben 45-ről 50 százalékra), továbbá növelték a járadék minimális összegét, valamint a segélyezés második évében a járadékmaximumot is.

Az 1992. évi újabb szabályváltozások a névleges járadék/bér arányokat nem érintették, viszont a maximális járadékot a minimálbér háromszorosáról a kétszeresére csökkentették, és változtattak a járadék alapjául szolgáló átlagbér kiszámításán. Míg korábban az átlagbérbe az utolsó havi alaphéti számították be, 1992-től a munkanélkülivé válást megelőző négy naptári negyedév alaphéti átlagát, ami az akkoriban magas nominálbér-emelkedési ütem mellett számottevően csökkentette a járadék alapjául szolgáló átlagbér s ezen keresztül a járadék nagyságát. Az 1992 márciusában járadékban részesülők adatai alapján a veszteség az átlagbér 11-12 százaléka rágott (Nagy-Micklewright [1995]).

1993-ban ismét változtak a járadék nagyságára vonatkozó szabályok. Mindkét szakaszban megnőtt a névleges járadék/bér arány, viszont a magasabb arányt biztosító 1. szakasz időtartama a teljes jogosultsági idő feléről harmadára csökkent. Miután azonban az 1993-as szabályok alapján a 2. szakasz névleges járadék/bér aránya (65 százalék) alacsonyabb, mint amekkora az 1. szakaszé az 1992-es szabályok szerint volt (70 százalék), a járadék/bér arányok emelése csak egy kisebbségnek: a rövid ideig járadékban maradónak kedvezett, pontosabban közülük azoknak, akik a névleges járadék/bér arány alapján részesültek járadékban. Emellett a korábban a minimálbérhez kötött járadékminimum és -maximum helyett fix összeghatárokat vezettek be, amelyek egészen 1997-ig voltak érvényben. Bár ezek az új határok kezdetben csak kevésbé maradtak el a minimálbér alapján adódó régiéktől (a 8600 forintban megszabott minimális járadék 96 százaléka volt az akkor 9000 forint minimális bérnek, az 1. szakaszra érvényes 18 ezer forintos maximum éppen megegyezett az 1992-es szabályok szerinti kétszeres minimálbérrel, a 2. szakasz 15 ezer forintos maximuma viszont csak 83 százaléka volt az 1992. évi szabályok szerinti maximumnak), az 1993 és 1996 között jelentős ár- és bérinfláció következtében fokozatosan elértéktelenedtek.

1997-ben megszűnt a járadékfizetés két szakasza, és a jogosultság teljes időtartamára 65 százalék lett a névleges járadék/bér arány. Ez a korábbi szabályokhoz képest a járadékjogosultság első harmadában tíz százalékpontos csökkenést, a fennmaradó kétharmadában öt százalékpontos növekedést jelentett a névleges járadék/bér arány szerint járadékban részesülő munkanélküliek esetében. Egyide-

júleg ismét automatikusan karbantartott mutatóhoz, ezúttal az öregségi nyugdíj legkisebb összegéhez kötötték a járadékhatárokat, alsó határaként e nyugdíjminimum 90 százalékát, felsőként 180 százalékát határozva meg. Ez a változás hosszabb távon ismét biztosítja a járadékküszöb és -plafon értékmegőrzését, még ha az 1993 előttinél lényegesen alacsonyabb szinten is. (A járadékminimum – az öregségi nyugdíjminimum 90 százaléka – 1997 elején 10 350 forint volt, az akkor érvényes minimális bérnek csupán 61 százaléka.)

A járadékrendszer 2000. eleji változásai, mint a 2. táblázat is mutatja, a járadék nagyságát nem érintették. 2003-ban bevezetett álláskeresést ösztönző juttatás összege az öregségi nyugdíj legkisebb összegének 85 százaléka. A juttatásban részesülők közül a 180 napos jogosultság lejárta előtt elhelyezkedők egy összegben megkaphatják a hátralévő időre járó juttatás felét, ha a folyósítási idő végéig munkaviszonyban maradnak.

Munkanélküli-segélyek

A járadékjogosultságukat kimerítő munkanélküliek nem biztosítási jellegű ellátására szolgált 1992 és 2000 között az önkormányzatok által folyósított úgynevezett *jövedelempótló támogatás*.⁴ A jogosultságot jövedelemhatárhoz kötötték: a család egy főre jutó jövedelme nem haladhatta meg az öregségi nyugdíjminimum 80 százalékát. Korábbi bérétől függetlenül minden jogosult egységesen e jövedelemhatárral megegyező összeget kapott. Kezdetben e támogatást korlátlan ideig lehetett igénybe venni, 1995-től már csak legfeljebb két évig.

A jövedelempótló támogatást 2000 májusától az *aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélye* váltotta fel.⁵ E segélyre is csak az lehet jogosult, akinek családjában az egy főre jutó jövedelem nem haladja meg az öregségi nyugdíj legkisebb összegének 80 százalékát, nagysága azonban e nyugdíjminimumnak már csak 70 százaléka. A járadékkimerítőkön kívül ezt a segélyt azok a munkanélküliek is igénybe vehetik, akik az elhelyezkedése érdekében legalább egy évig együttműködtek a munkaügyi központtal vagy az önkormányzattal. A segély feltétele továbbá legalább 30 napi részvétel vállalása az önkormányzat által szervezett foglalkoztatásban.

1991 és 1996 között a munkaerőpiacra belépő fiatalok is részesülhettek munkanélküli-ellátásban – az úgynevezett *pályakezdők munkanélküli-segélyében* –, ha legalább szakmunkás végzettséggel kerültek ki az iskolából. Ilyen címen legfeljebb hat hónapon át a minimális bér 75 százalékával – 1995-től a legkisebb öregségi nyugdíj 80 százalékával – megegyező támogatást kaphattak.

Az öregségi nyugdíjhoz szükséges szolgálati idővel rendelkező munkanélküliek 1991 és 1997 között *előnyugdíjat*, 1998-tól *nyugdíj előtti munkanélküli-segélyt* igé-

⁴ 1992-ben e segélytípust „munkanélküliek átmeneti szociális támogatásának” nevezték, és szabályai némileg eltértek az 1993-tól érvényes szabályoktól.

⁵ Az aktív korú nem foglalkoztatottak szociális segélyét 1996-ban vezették be, de a jövedelempótló támogatás megszűntetéséig nem volt fontos szerepe a munkanélküliek segélyezésében. 2000-ig a jövedelempótló támogatást kimerítők vehették igénybe, valamint a korábbi segélyezeti státustól függetlenül a munkaügyi központtal az igénylést megelőző három évben folyamatosan együttműködő állásnélküliek.

nyelhettek. Előnyugdíjban a nyugdíjkor betöltése előtti három évben, 180 nap járadékon töltött idő után lehetett részesülni; nagyságát a társadalombiztosítási szabályok alapján állapították meg. Nyugdíj előtti munkanélküli-segély öt évvel a nyugdíjkor betöltése előtt kapható meghatározott járadékon töltött idő (2000-ig 180 nap, azóta 140 nap) és a járadékjogosultság kimerítése esetén; összege egységesen az öregségi nyugdíjminimum 80 százaléka.

Az ellátások indokoltági feltételei

Munkanélküli-ellátás nem jár mindenkinek, aki megfelel a fentebb ismertetett jogosultsági előírásoknak. A jogosultsággal rendelkezőknek eleget kell tenniük az úgynevezett indokoltági feltételeknek is. Az indokoltági szabályok szerint ellátásban csak a munkavállalásra készen álló, az elhelyezkedés érdekében erőfeszítéseket is vállaló munkanélküliek részesülhetnek. Bár a nemzetközi gyakorlatban igen sokféle konkrét indokoltági előírást alkalmaznak, ezek közös jellemzője, hogy a munkanélküliség a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO) által felállított kritériumaihoz hasonlóan megkövetelik az aktív munkakeresést és a készenlétet a munkába lépésre (Grubb [2001]).⁶

Magyarországon hivatalosan az ellátásban részesülők „együttműködési kötelezettségének” nevezik e kívánalmakat, és a járadékban, valamint a szociális segélyben részesülőkkel szemben egyaránt támasztanak ilyen követelményeket.

Az ellátásban részesülő munkanélkülinek rendszeresen meg kell jelennie a munkaügyi kirendeltségen vagy a szociális segélyt folyósító önkormányzatnál, el kell fogadnia a kirendeltség által felajánlott megfelelőnek minősülő munkahelyet, be kell kapcsolódnia a számára felajánlott képzési programba, saját magának is aktívan kell állást keresnie, és a helyzetében beállott változásokról tájékoztatnia kell a kirendeltséget vagy az önkormányzatot. A járadékszabályok szerint az előírások megszegését a kirendeltségek az enyhébb mulasztások esetében – például a jelentkezés igazolatlan elmulasztása – a járadék felfüggesztésével (szüneteltetésével) szankcionálják, a mulasztás ismétlődése esetén, valamint súlyosabb esetekben pedig – például ha valaki nem fogad el egy állásajánlatot – megvonják a járadékot. A szociális segélyben részesülők esetében az indokoltági előírások megszegésének szankcióit az önkormányzatok határozzák meg. A munkanélküli-járadék indokoltági feltételeinek gyakorlati érvényesítésével részletesen foglalkozunk jelen kötet 4. fejezetében.

A munkanélküli-ellátások bőkezűsége és célzottsága

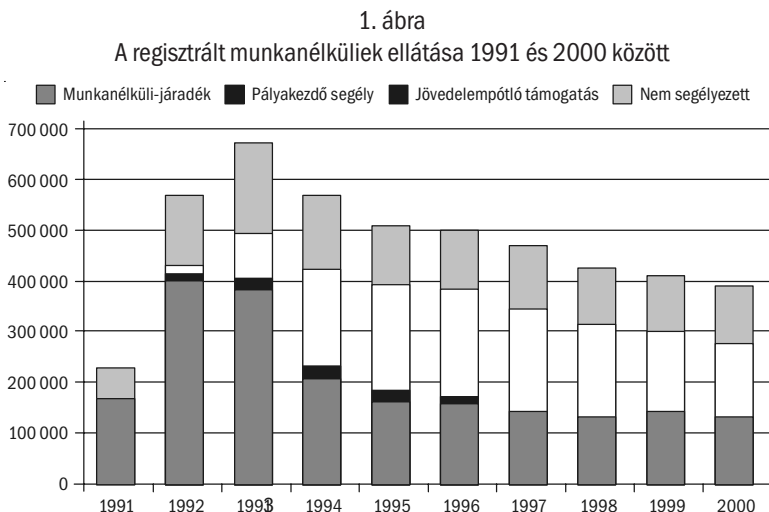
Ebben az alfejezetben három kérdésre keresünk választ: 1. Az aktívan állást kereső munkanélküliek mekkora eséllyel jutnak munkanélküli-ellátáshoz? 2. Az ellátási rendszer keretében kapott támogatás milyen mértékű bérpótlást biztosít a korábban dolgozó munkanélkülieknek? 3. A támogatásban részesülők mekkora hányada keres aktívan munkát? Az első két kérdés a munkanélküli-ellátási rend-

⁶ Nemzetközi áttekintést ad az ellátások indokoltági feltételeiről Scharle [2001].

szer bőkezűségére vonatkozik, a harmadik a támogatások hatékonyságára abban az értelemben, hogy a komoly elhelyezkedési szándékú állástalanokhoz jutnak-e el.

Ellátáshoz jutási esély

Az 1. ábra a Foglalkoztatási Hivatal (korábban: Országos Munkaügyi Kutató és Módszertani Központ) munkanélküli-regisztere alapján tájékoztat a regisztrált munkanélküliek s köztük a különböző típusú ellátásokban részesülők évi átlagos létszámának 1991–2000 közötti alakulásáról.



Míg 1991-ben az ellátásban részesülő regisztrált munkanélküliek száma még jóval 200 000 alatt volt, 1993-ra csaknem 500 000-re emelkedett, majd 2000-re 300 000 alá csökkent. Egyidejűleg lényeges átrendeződés következett be a munkanélküli-járadék és a jövedelempótló támogatás (2000-től: rendszeres szociális segély) között. Eleinte a többség (1991-ben, amikor még csak ez az ellátási forma létezett, akkor minden ellátott) járadékban részesült, majd fokozatosan növekedett a jövedelempótló támogatás szerepe, és 1995-től már többen kapnak jövedelempótló támogatást, mint járadékot. Eközben a regisztrált munkanélkülieknek mindvégig nagyjából háromnegyede (73-77 százaléka) részesült valamilyen ellátásban.

A munkanélküliek ellátási esélye ugyanakkor ennél azonban kisebb, hiszen – lévén a regisztráció előfeltétele az ellátáshoz jutásnak – a támogatásra jogosultak nagyobb arányban regisztráltatják magukat, mint a támogatásra nem jogosult munkanélküliek. Az ellátási esélyek meghatározásához ezért nem a regisztrált, hanem az ILO-definíció szerinti munkanélküliek ellátottsági adataira célszerű támaszkodni. Ilyen adatokat tartalmaz a 3. táblázat.

Mint a 3. táblázat utolsó sorában látható, míg 1992-ben és 1993-ban még a munkanélküliek majdnem kétharmada részesült ellátásban, 2000-ben már csak szűk egyharmaduk. Ezen belül 1992 és 1995 között zuhanásszerűen, 61,9-ről 26,7 szá-

3. táblázat
Az ILO-munkanélküliek ellátása, százalék

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Munkanélküli-járadék	61,9	53,9	36,0	26,7	23,8	25,2	22,4	22,2	17,2
Pályakezdő segély		3,0	3,0	2,8	2,0				
Jövedelempótló támogatás		6,5	16,0	21,4	21,9	22,7	22,8	20,9	16,5
Bármilyen ellátás	61,9	63,4	55,0	50,9	47,7	47,9	45,2	43,1	33,7

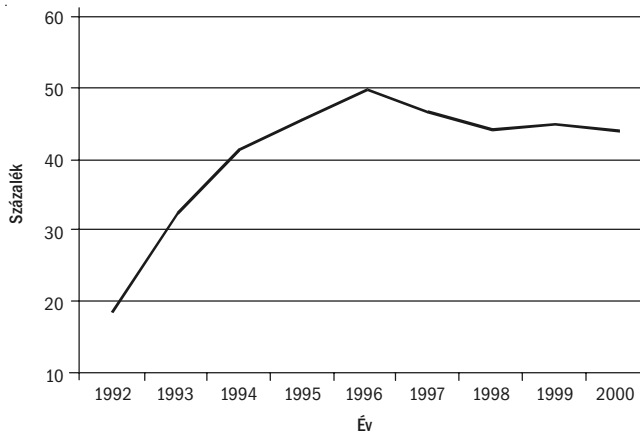
Forrás: KSH munkaerő-felmérések.

zalékra, az évtized végére pedig 17,2 százalékra csökkent a munkanélküli-járadékban részesülők aránya. 1993-tól az ellátások súlypontja mindinkább a jövedelem-pótló támogatás felé tolódott el, és az évtized közepétől már csaknem ugyanannyi-an részesültek jövedelempótló támogatásban, mint járadékban. Ezek az adatok is mutatják a segélyezés szerkezetének átalakulását, a munkanélküli-járadék térvesztését, és az alacsonyabb összegű ellátást biztosító jövedelempótló támogatás relatív súlyának növekedését. A munkanélküli-járadék gyors ütemben omlott össze 1992 és 1995 között, amikor is a járadékban részesülők aránya 61,9 százalékról 26,7 százalékra zuhant. A csökkenés ezután sem állt meg, és 1998-ban már csak a munkát keresők 22,8 százaléka kapott járadékot. Az ellátási formák között 1993-tól fokozatosan tért nyert a jövedelempótló támogatás, és 1998-ban már ugyanannyi munkát kereső részesült e segélyben, mint járadékban. Korábban láttuk, hogy a regiszter adatai szerint – amelyek a ténylegesen segélyezetttek létszámát mutatják – már 1995 óta lényegesen többen kapnak jövedelempótló támogatást, mint járadékot. Az eltérés azzal magyarázható, hogy a járadékban részesülők inkább keresnek munkát, mint a jövedelempótló támogatásban részesülők, és ezért közülük a munkaerő-felmérésben többen számítanak munkanélkülinek. (Az ellátásban részesülők egy része a munkakeresés hiánya miatt az ILO munkaerő-felmérésében alkalmazott ismérvei szerint nem minősül munkanélkülinek.)

Az a tény, hogy a kilencvenes évek eleje óta a munkanélküliek egyre kisebb hányada jutott jövedelemtámogatáshoz s a támogatásban részesülőknek is csökkenő hányada a kedvezőbb feltételeket biztosító munkanélküli-járadékhoz, nyilvánvalóan összefügg a járadékjogosultsági szabályok több lépcsőben végrehajtott szigorításával. Mint az alfejezetben láttuk, a kilencvenes évek elejéhez képest 2000-ben azonos időtartamú munkaviszony alapján fele annyi ideig sem részesülhettek járadékban a munkanélküliek. A járadékkimerítők által igénybe vehető jövedelempótló támogatás 1992. évi bevezetése csak részben ellensúlyozhatta a szigorodó járadékjogosultsági szabályok hatását, mivel e támogatás meglehetősen alacsony jövedelemhatárhoz van kötve.

Nemcsak a szabályok változtak, változott a munkanélküliek összetétele is. Egyrészt, mint a 2. ábrán látható, a kilencvenes évek elején gyorsan emelkedett az egy éven túl munkanélküliek aránya, s a növekvő arányú tartós munkanélküliség változatlan jogosultsági szabályok mellett is a járadékkimerítők arányának növekedésével s ezáltal a járadékban részesülők arányának csökkenésével jár. 1996-ban viszont a tartós munkanélküliség növekedése megállt, így nem magyarázhatja a járadékosok arányának későbbi csökkenését.

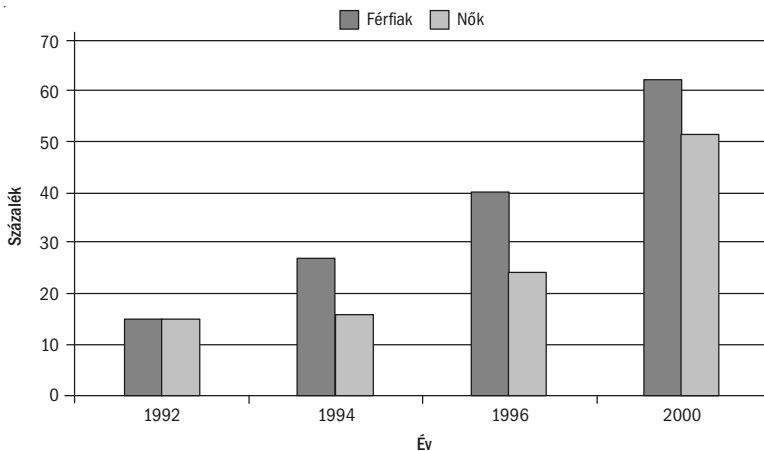
2. ábra
Az egy éven túl munkanélküliek aránya



Forrás: KSH munkaerő-felmérések.

Másrészt, amíg a kilencvenes évek elején munkanélkülivé válók nagy többsége korábban folyamatosan dolgozott – hiszen előtte nem volt Magyarországon tömeges munkanélküliség –, idővel egyre többen tapasztalták meg a munkanélküliséget, és váltak a foglalkoztatásból való kiesésük folytán rövidebb időre járadékjogosulttá. Mint a 3. ábrán láthatjuk, 1992 és 2000 között gyorsuló ütemben – 2000-re ötven százalék fölé – emelkedett a járadékra kerülők körében azok aránya, akik már korábban is részesültek járadékban.

3. ábra
Az ismétlődően járadékban részesülők aránya a járadékra belépők között



Megjegyzés: az arányokat az egyes évek tavaszán (március–májusban) járadékra kerülők adatai alapján számítottuk ki.

Forrás: munkanélküli-járadékregiszter.

A segélyezettek arányának kilencvenes évekbeli csökkenése tehát mind a járadékjogosultság szabályainak szigorodásával, mind a munkanélküliek összetételének változásával összefüggésbe hozható. Felvetődik a kérdés, hogy a két tényező külön-külön mekkora mértékben járult hozzá a változáshoz. Ennek pontos kimutatásához arra lenne szükség, hogy szimulálni tudjuk a járadékjogosultságot. Például ha az 1992-ben munkanélküliekről meg tudnánk állapítani, hogy az 1993-as vagy 1997-es szabályok alkalmazásával mekkora arányban lennének jogosultak segélyre, vagy fordítva, az 1993-ban vagy 1997-ben munkanélküliekre alkalmazni tudnánk az 1992-es szabályokat, el lehetne különíteni a szabályváltozás és az összetétel-változás hatását.

Sajnos, Magyarországon nem létezik olyan adatbázis, amely lehetővé tenné ilyen számítások elvégzését. Hiába található a munkanélkülijáradék-regiszterben pontos információ mind a foglalkoztatástörténetről, mind a járadékon töltött időről, az adatbázisban – értelemszerűen – csak a járadékjogosultságot szerzett munkanélküliek adatai találhatók meg. A munkaerő-felmérés viszont, amelynek véletlen mintájában jogosultak és nem jogosultak egyaránt szerepelnek, nem tartalmaz elegendő információt ahhoz, hogy megállapítsuk a munkanélküliek különböző szabályok szerinti járadékjogosultságát.

Ezért – kényszerűségből – a segélyezési valószínűség többváltozós modellezésével próbálunk legalább hozzávetőleges választ adni a feltett kérdésre. A járadékjogosultság a szabályok szerint a munkanélkülivé válást megelőző négy év foglalkoztatástörténetének és a munkanélküliség időtartamának (a járadékon töltött időnek) a függvénye. A jövedelempótló támogatás esetén e két tényező kiegészül a háztartás egy főre jutó jövedelmével. E változók közül a munkaerő-felmérésben egyedül a munkanélküliség időtartama ismert. Számos olyan változó szerepel ugyanakkor a munkaerő-felmérésben, amelyek befolyásolják a foglalkoztatástörténetet, valamint a háztartási jövedelem nagyságát, mint például az életkor, az iskolai végzettség, a háztartás tagjainak munkaerő-piaci státusza stb. A segélyezés valószínűségét e változók segítségével modellezve, az egyik időpontban talált összefüggések felhasználásával meg tudjuk becsülni más időpontokból származó minták segélyezési valószínűségét. Két időpontot alapul véve, az így kapott eredmény megmutatja, mekkora lenne $(t + 1)$ -edik időpontban a segélyben részesülők aránya, ha a modellben szereplő változók és a segélyezési valószínűség összefüggése ekkor is ugyanolyan lenne, mint a korábbi t -edik időpontban. A $(t + 1)$ -edik időpontra becsült és az ekkor ténylegesen megfigyelt átlagos segélyezési valószínűség különbségét az összetétel változásának tulajdoníthatjuk. Megjegyezzük, hogy mivel azonban a két időpont között változhatnak a megfigyelt tulajdonságok és a jogosultságot közvetlenül befolyásoló (meg nem figyelt) jellemzők, a foglalkoztatástörténet, illetve a jövedelem kapcsolata is, az eljárás csak hozzávetőlegesen képes elkülöníteni a szabályváltozás és az összetétel-változás hatását. Ezért a kapott eredményeket óvatosan kell értelmeznünk.⁷

⁷ Lényegében ugyanezt a módszert használtuk egy korábbi tanulmányunkban (*Bardasi–Lasaosa–Micklewright–Nagy* [2001]).

A munkaerő-felmérés 1993-as adatai alapján probitmodellel nemenként külön-külön megbecsültük annak valószínűségét, hogy a munkanélküliek részesülnek-e munkanélküli-járadékban, illetve jövedelempótló támogatásban. A becslésekhez a vizsgált évek első negyedéveinek mintáit használtuk, amit kiegészítettünk a munkaerő-felmérésbe az év során később belépő munkanélküliek adataival.⁸ A független változók a következők voltak: iskolai végzettség, életkor, az utolsó munkaviszony óta eltelt idő, a háztartás, ezen belül a gyermekek, a foglalkoztatottak és a nyugdíjasok létszáma, a 0–3 és 4–6 éves gyermekek jelenléte a háztartásban, valamint a lakóhely (Budapest, magas és alacsony munkanélküliségi rátájú megyék). A becsléshez csak az öregségi nyugdíjkorhatár (férfiaknál 60, nőknél 55 év) alattiak adatait használtuk. Az eredményeket a Függelék F1. és F2. táblázataiban közöljük.

Az 1993-ra kapott együttthatók segítségével megbecsültük a munkaerő-felmérésben 1992-ben, valamint 1994 és 1998 között megfigyelt nyugdíjkor alatti munkanélküliek átlagos segélyezési valószínűségeit.⁹ A 4. táblázat a segélyben részesülők tényleges arányaival együtt mutatja e becslést valószínűségeket külön a munkanélküli-járadékra és a jövedelempótló támogatásra.

4. táblázat

A munkanélküli-segélyben részesülők tényleges és az 1993-as együttthatókkal becslést arányai a nyugdíjkor alatti munkanélküliek között az 1992–1998 közötti időszakra, százalék

Év	Férfiak		Nők	
	tényleges	becsült	tényleges	becsült
<i>a) Munkanélküli-járadék</i>				
1992	61,4	63,2	58,3	57,5
1993	59,9	59,9	56,5	56,5
1994	39,3	54,3	39,9	51,9
1995	26,6	49,9	28,5	50,5
1996	22,0	48,7	26,0	48,5
1997	24,6	49,8	25,7	47,9
1998	22,9	51,6	25,6	43,5
<i>b) Jövedelempótló támogatás</i>				
1993	5,8	5,8	4,3	4,3
1994	16,8	7,8	13,3	4,9
1995	24,5	9,1	19,9	5,4
1996	25,1	9,3	20,0	5,5
1997	24,5	8,9	23,3	5,5
1998	24,9	8,9	25,1	9,9

A 4. táblázat harmadik és ötödik oszlopaiban látható, mekkora lett volna a segélyben részesülők aránya, ha a probitbecslésekben figyelembe vett tulajdonságok – köztük a munkanélküliség időtartama – és a segélyezés valószínűségének kapcsolata minden

⁸ A munkaerő-felmérésben minden háztartást hat egymást követő negyedévben kérdezzük meg, így negyedévente a minta egyhatoda cserélődik.

⁹ Ehhez ugyanolyan mintákat használtunk, mint az 1993-as becsléshez: az első negyedévek teljes munkanélküli-mintáit kiegészítettük az adott év későbbi hullámaiban a felmérésbe belépő munkanélküliek adataival.

évben ugyanolyan lett volna, mint 1993-ban. Mint említettük, a munkanélküli-járadék esetében az együttthatók rögzítésével azt próbáljuk közelíteni, mekkora változás történt volna a segélyezettek arányában, ha a szabályok nem változnak, csak a munkanélküliek összetétele. Felhívjuk a figyelmet, hogy mivel a magyar segélyrendszerben egy időben több szabályrendszer is működik, nem beszélhetünk arról, hogy az 1993 elején bevezetett járadékszabályok alkalmazását modelleznénk. (Mint láttuk, 1993-ban még sokan az 1992. évi vagy az 1991. évi szabályok szerint kaptak járadékot.)

Bár 1993 után a munkanélküliek összetétel-változása miatt a becslült segélyezési arány is csökken, ez messze elmarad a járadékban részesülők tényleges arányának változásától (ami a 4. táblázat második és negyedik oszlopaiban látható). A férfiak esetében például a járadékban részesülők tényleges aránya 1996-ban a legalacsonyabb: 22 százalék, ami 37,9 százalékpontos csökkenés 1993-hoz képest. A 48,7 százalékos becslült arány viszont csak 11,2 százalékponttal marad el az 1993-as értéktől. A nőknél a tényleges érték 1993 és 1996 között 30,6 százalékponttal, a becslült arány csupán 8,6 százalékponttal csökkent. 1998-ra a nők becslült aránya tovább csökkent, de ez még mindig csak 13 százalékpontos eltérést jelent az 1993-as értékhez képest, szemben a járadékban részesülők tényleges arányában tapasztalható 30,9 százalékpontos eltéréssel. A 4. táblázat b) részében látható, hogy a jövedelempótló támogatásban részesülők becslült aránya mind a férfiak, mind a nők között a tényleges értékektől messze elmaradó mértékben növekedett.

Az eredmények tehát azt mutatják, hogy a segélyben részesülők arányának kilencvenes években tapasztalható visszaesésében az összetétel-változás – ezen belül a munkanélküliségi időtartamok növekedése – csak csekély szerepet játszott. A csökkenés nagyobb része a szabályok szigorodásával és a munkanélkülivé válók foglalkoztatástörténetének romlásával magyarázható. E két tényező hatásának mértékét azonban a foglalkoztatástörténetre vonatkozó információk hiányában nem tudtuk szétválasztani.

Bérpótlási arány

Az 5. táblázat a munkanélküli-járadék és a jövedelempótló támogatás nagyságának alakulásáról ad képet az egyes évek márciusában vagy áprilisában ilyen ellátásban részesülő regisztrált munkanélküliek mintája¹⁰ alapján.

A munkanélküli-járadék 1992 óta láthatólag mind az átlagbérhez, mint a minimális bérhez képest erősen elértéktelenedett. Átlagbérhez viszonyított aránya 1992-ben még majdnem 40 százalék volt, 1997 óta viszont a 30 százalékot sem éri el, a minimális bérhez képest pedig 1992-től az évtized végéig az értéke 107 százalékról 90 százalékra esett. Az átlagos járadéknál ugyan jóval alacsonyabb jövedelempótló támogatás értéke eközben az átlagbérhez képest alig csökkent, a minimális bérhez képest pedig valamelyest még növekedett is. Viszonylagos értékállósága annak tudható be, hogy nagysága a nyugdíjminimuméhoz van kötve (annak 80 százaléka), amelyet időről időre kiigazítanak.

¹⁰ E minták az ellátásban részesülő regisztrált munkanélküliek legalább tíz százalékát magukban foglaló, több tízezres minták.

5. táblázat

A munkanélküli-járadék és a jövedelempótló támogatás összegének alakulása az átlagbérhez és a minimális bérhez viszonyítva

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Átlagos havi munkanélküli-járadék, forint*	8 583	9 472	10 798	12 222	13 213	14 340	17 278	20 258	22 892
Foglalkoztatottak évi átlagos bruttó havi bére, forint	22 290	27 170	33 940	38 900	46 840	57 270	67 760	70 540	87 650
Havi minimálbér, forint	8 000	8 917	10 375	12 058	14 500	17 500	19 500	22 500	25 500
Átlagos járadék/átlagbér, százalék	38,5	34,9	31,8	31,4	28,2	25	25,5	28,7	26,1
Átlagos járadék/minimálbér, százalék	107,3	106,2	104,1	101,4	91,1	81,9	88,6	90,0	89,8
Havi jövedelempótló támogatás, forint**	4 000	5 120	5 893	6 720	7 680	9 200	10 960	12 280	13 280
Jövedelempótló támogatás/átlagbér, százalék	17,9	18,8	17,4	17,3	16,4	16,1	16,2	17,4	15,2
Jövedelempótló támogatás/minimálbér, százalék	50,0	57,4	56,8	55,7	53,0	52,6	56,2	54,6	52,1

*A munkanélküli regiszter szerint egy-egy év márciusában vagy áprilisában járadékban részesülő munkanélküliek.

**Ev közbeni változás esetén időarányos súlyozással számítva.

A járadékrendszeren keresztül megvalósuló bérpótlás mértékének megítélésében azonban félrevezető lehet az átlagbérhez való viszonyítás. A munkanélküliek ugyanis rendszerint a rosszabbul kereső foglalkoztatottak közül kerülnek ki. (1994-ben például, mint *Köllő-Nagy* [1995] kimutatja, a járadékban részesülők átlagosan csupán 60 százalékát keresték a foglalkoztatotti átlagbérenek.) Ezért a 6. táblázatban – az előző táblázatbeli átlagjáradékok kiszámításában is alapul vett regisztermintákra támaszkodva – a járadékoknak a munkanélküliek tényleges korábbi béréhez viszonyított arányát mutatjuk be. Miután e korábbi bérek, amelyek alapján a munkaügyi központok megállapították az illetők járadékát, különböző időpontokhoz tartoznak attól függően, hogy mikor következett be a munkanélkülivé válás, ezért a járadék/bér arányok kiszámításához minden munkanélküli korábbi bérét a mintavétel időpontjáig az átlagos béremelkedésnek megfelelő mértékben indexáltuk. Az így kalkulált járadék/bér arányok azt mutatják tehát, miként viszonyulnak a járadékok azokhoz a bérekhez, amit akkor kapnának a munkanélküliek, ha nem veszítették volna el állásukat – feltéve, hogy bérük az átlagos béremelkedés ütemével megegyezően nőtt volna.¹¹

Az így számított bérpótlási arányok láthatólag jóval magasabbak az 5. táblázatbeli arányoknál – 1992-ben például 72,3 százalékkal 38,5 százalékkal szemben. (Látható az is, hogy a férfiak keresetét a járadék a kilencvenes évek elején jóval kisebb arányban pótolta, mint a nőket, de a különbség – amely minden bizonnyal a minimális és maximális járadékra vonatkozó akkori szabályokkal magyarázható –

¹¹ A kilencvenes évek elején a munkanélküliség kockázatának kitett foglalkoztatotti csoport béremelkedési üteme valamelyest elmaradt az átlagtól (*Köllő-Nagy* [1995]), ezért az átlagos béremelkedéssel indexálva kapott járadék/bér arányok kissé alulbecsültek.

6. táblázat
A munkanélküli-járadékok és az indexált bérek átlagos arányai, százalék

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Férfiak	68,5	56,0	50,7	53,5	44,8	46,3	49,4	52,5	50,8
Nők	77,9	63,6	56,3	57,4	48,3	48,2	51,3	52,4	51,0
Mindkét nem együtt	72,3	59,1	53,0	53,5	46,4	47,1	50,2	52,5	50,9

Forrás: munkanélkülijáradék-regiszter.

fokozatosan csökkent.) Ugyanakkor e szerint is a járadékrendszer az évtized során lényegesen szűkmarkúbbá vált: az 1992-ben még 72,3 százalékos bérpótlási arány 1994-től már csak ötven százalék körüli.

A munkanélküli-járadék rohamos elértéktelenedése a kilencvenes évek első felében az előző fejezetben ismertetett szabályváltozásokkal hozható összefüggésbe. Hatásuk nyomon követéséhez fontos tudni, hogy a magyar járadékrendszerben az új szabályok mindig csak az újonnan járadékra kerülőkre vonatkoznak; akik még a szabályváltozás előtt szereztek jogosultságot, azok járadékát továbbra is a régi szabályok szerint folyósítják. Így az új szabályok bevezetése után jó ideig jelentős arányban találhatók a járadékban részesülők állományában olyan munkanélküliek, akikre a megelőző vagy akár még korábbi szabályrendszer vonatkozik.¹² Ennek megfelelően a járadék/bér arányok 1992 és 1993 közötti csökkenésében az 1993. eleji változások mellett az 1992. évi szabályváltozások késleltetett hatása is közrejátszott, hiszen 1992 elején még sokan az 1991. évi, 1993 elején pedig az 1992. évi szabályok szerint kapták járadékukat.

Az 1992. évi szabályváltozások a névleges helyettesítési arányokat nem érintették ugyan, a tényleges járadék/bér arányok csökkenése irányában hatott az alacsonyabbban (a minimálbér háromszorosa helyett annak kétszeresében) megállapított járadékplafon, valamint a járadék alapjául szolgáló átlagbér kiszámítási módjának megváltoztatása. 1993-tól 1996-ig továbbcsökkentette ezeket az arányokat a járadékküszöb és -plafon elértéktelenedése. A járadékküszöb minimálbérhez viszonyított aránya 1992 és 1996 között 40 százalékponttal lett alacsonyabb, az 1. szakasz plafonjáé 76, a 2. szakaszé pedig 65 százalékponttal. (1996-ban a 2. szakaszhoz tartozó járadékmaximum minimálbérben kifejezve már csak annyit ért, mint 1992-ben a járadékminimum.) A járadékküszöb reálértékének csökkenése azzal a következménnyel járt, hogy a minimumszabály alkalmazásán keresztül egyre kevesebben részesültek a névleges helyettesítési aránynál magasabb bérpótlásban, és a maximumszabály alkalmazása miatt egyre több munkanélküli esetében maradt el a járadék/bér arány a névleges aránytól.

¹² 1993 áprilisában például a járadékban részesülők 17 százalékára még az 1991. évi szabályok, 64 százalékára az 1992. évi szabályok vonatkoztak, s csak 19 százalékuk jogosultságát határozta meg a három hónappal korábban bevezetett 1993. évi járadékrendszer. Még 1994 áprilisában is az akkor már egy és negyed éve hatályon kívül helyezett 1992. évi szabályok vonatkoztak a járadékosok 16 százalékára. (Az arányokat a Foglalkoztatási Hivatal járadék-nyilvántartásából származó minták felhasználásával számoltuk.)

A 7. táblázatban azt mutatjuk be, hogyan alakult 1992 és 2000 között a járadékban részesülők megoszlása a lehetséges járadékszámítási módok szerint. 1992–1993-ban még a járadékban részesülők többsége az alacsony járadékokra vonatkozó szabályok szerint a névlegesnél magasabb járadék/bér arányt biztosító – a járadék-minimummal megegyező vagy az alatti – járadékot kapott, s csak keveseket érintett a járadékplafon. Miután a járadékküszöböt 1993-tól nominálisan befagyasz-tották, a minimumszabály jelentősége gyorsan csökkent, és egyre többen részesül-tek a névleges helyettesítési aránnyal megegyező vagy annál kisebb – a járadékpla-fon szerinti – járadékban.¹³ E folyamat eredményeképpen az évtized eleji állapot-hoz képest 1997-re ellenkezőjére fordult az egyes járadékszámítási módok viszony-lagos jelentősége. 1997-től, amikor ismét indexálták a küszöbértékeket, már nem tapasztalható e tekintetben számottevő arányeltolódás.

7. táblázat
A járadékban részesülők megoszlása a járadék kiszámításának módja szerint, százalék

Megnevezés	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Járadékminimum alatt	23,1	17,0	6,3	2,8	2,0	1,9	1,9	2,0	2,2
Minimumszabály szerint	43,3	41,4	37,1	24,7	15,4	12,8	12,2	11,4	7,0
Nominális segély–bér arány	31,7	36,6	45,0	48,6	45,7	48,4	52,5	54,1	55,4
Maximumszabály szerint	1,9	5,0	11,6	23,9	36,9	36,9	33,4	32,5	35,4

Forrás: munkanélkülijáradék-regiszter.

Az ellátások célzottsága

Mint láttuk, a kilencvenes évek közepétől a munkanélküli-járadék a kiesett bérek korábbinál kisebb részét pótolta, ráadásul csökkent a járadékban és növekedett a reálértékét ugyan megőrző, de a járadéknál alacsonyabb jövedelempótló támoga-tásban részesülők aránya. Mennyiben ösztönözte ez a munkanélkülieket a gyor-sabb elhelyezkedésük érdekében a nagyobb álláskeresési aktivitásra?

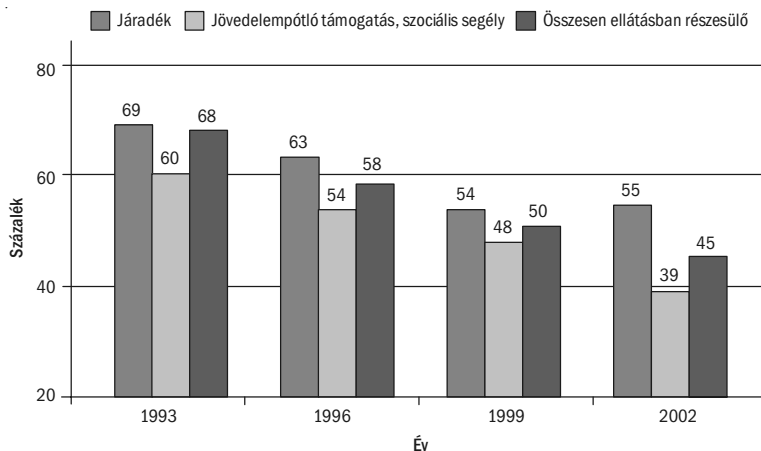
A 4. ábra a munkát keresők arányát mutatja a munkanélküli-ellátásban – jára-dékban vagy jövedelempótló támogatásban, illetve szociális segélyben – részesülő munkanélküliek között az 1993–2002 közötti időszakra. Láthatóan határozottan csökkent a munkát keresők aránya: míg 1993-ban több mint kétharmaduk kere-sett munkát, 2002-ben már kevesebb, mint felük

Az aránycsökkenéshez kétségtelenül hozzájárult, hogy az ellátottak egyre nö-vekvő hányadát tette ki a segélyben (jövedelempótló támogatásban vagy aktív korú nem foglalkoztatottak szociális segélyében) részesülők jellemzően hosszabb ideje munkanélküliek alkotta csoportja, akik már csak ezért is kisebb valószínűséggel keresnek munkát. Emellett azonban köztük és a járadékban részesülők között is

¹³ Reálértékben változatlan járadékküszöb mellett is ronthatja a járadék/bér arányt, ha viszonylag kedvezőbb bérpozíciójú dolgozók válnak munkanélkülivé, mivel az ő esetükben ritkábban kerül sor a minimumszabály nominálisnál kedvezőbb járadék/bér arányt eredményező alkalmazására. Valójá-ban azonban a munkanélküliek kereseti lemaradása 1992–1997 között még növekedett is, 65,1 szá-zalékról 52,7 százalékra.

4. ábra

Munkát keresők aránya a munkanélküli-ellátásban részesülők között az ellátás típusa szerint, 1993–2002



Forrás: KSH munkaerő-felmérések.

lényegesen csökkent a munkát keresők aránya. E szerint romlott az ellátási rendszer „célzottsága” abban az értelemben, hogy miközben mind kevesebb munkát kereső jut jövedelemtámogatáshoz, a támogatás mind nagyobb arányban jut munkát nem keresőkhöz.

2. Vizsgálatok a jogosultsági idő csökkentésének hatásairól

Az előző fejezetben láttuk, hogy a magyar munkanélkülijáradék-rendszer változásainak egyik lényeges vonása a jogosultsági idő csökkenése volt. Előbb a kilencvenes évek első felében csökkentették a jogosultság időtartamát, amelynek eredményeképpen 1993-tól a munkanélkülivé válók már csak feleannyi időre szerezhettek járadékjogosultságot, mint a kilencvenes évek kezdetekor. A maximális jogosultsági idő – amely a munkanélkülivé válást megelőzően négy évig folyamatosan dolgozóknak járt – például 1989 és 1991 között még két év volt, 1993-tól már csak egy év. Ugyanilyen arányban csökkent a rövidebb ideig munkát végzők járadékfolyósítási időtartama. A járadékjogosultság időtartama 1993 után hosszú ideig nem változott, de 2000-ben újabb, bár a korábbiaknál szerényebb mértékű csökkentés következett be.

A járadékrendszer kezdeti szigorításaiban – ami a jogosultsági idő rövidítésén kívül a járadék bérpótló szerepének csökkentését is jelentette – nyilvánvalóan közrejátszottak a finanszírozás nehézségei. 1993-ig gyors ütemben növekedett a munkanélküliek, köztük a járadékra jogosultak létszáma, ami egyre nagyobb kiadásokhoz és a járadékiadásokat fedező Szolidaritási Alap hiányához vezetett. Ezenkívül felvetődtek a munkanélküli-segélyezés lehetséges ellenőztönző, elhelyezkedést lassító hatásával kapcsolatos aggodalmak is, bár ezek az 1992–1993-as szigorítások esetében még nem játszottak olyan fontos szerepet, mint később.

A járadékjogosultság 2000-ben bekövetkezett csökkentésére egészen más munkaerő-piaci körülmények és más indokok alapján került sor. A munkanélküliség és a munkanélküli-ellátásban részesülők létszáma 1993 óta nagymértékben csökkent, csakúgy, mint a GDP-ből a munkaerő-piaci kiadásokra jutó rész, miközben a munkaadókra és munkavállalókra kivetett szolidaritási járulékok viszonylag magasak maradtak. A munkanélküliek ellátórendszerének az átalakítását – amely a járadék folyósítási idejének csökkentésén kívül kiterjedt a jövedelempótló támogatás megszüntetésére és a szociális segélyezés szabályainak módosítására – ekkor nem pénzügyi megfontolások alapján határozta el a kormányzat; a kinyilvánított célok – az elhelyezkedők számának növelése és a segély indokolatlan igénybevételének visszaszorítása – egyértelműen a munkanélküliek ösztönzésére vonatkoztak.

A magyar munkaerőpiac tartós jellemzője a csekély kiáramlás a munkanélküliségből. Ebben a munkanélküli-ellátások ellenőztönző hatása is szerepet játszhat. Míg a kilencvenes évek elején a munkanélküliség elsődleges oka nyilvánvalóan a gazdasági visszaesés volt, az évtized közepétől tapasztalható gazdasági fellendülés időszakában nagyobb szerepe lehet a munkaerőpiac kínálati oldalának. Amennyiben Magyarországon a segélyezés számottevően befolyásolja a munkanélküliek magatartását, arra számíthatunk, hogy az ellátási rendszer módosításainak érzékelhető hatása volt.

A fejezetben azt vizsgáljuk meg, vajon a járadékfolyósítási idő 1993-ban és 2000-ben bekövetkezett csökkentése befolyásolta-e az elhelyezkedés ütemét. Kihasználva, hogy a megváltozott szabályok csak az új kérelmezőkre vonatkoznak, a változást megelőző és az azt követő időszakban járadékra belépők kiáramlási ütemét fogjuk összehasonlítani a munkanélkülijáradék-regiszterből származó adatok alapján. Így össze tudjuk hasonlítani az azonos időszakban eltérő szabályok szerint járadékban részesülő munkanélküliek magatartását. Ezt Meyer [1989] nyomán felfoghatjuk úgy, mint a segélyrendszer változásának „kvázikísérleti” vizsgálatát. Mindkét alfejezetben először röviden összefoglaljuk a munkanélküli-járadék szabályaiban bekövetkezett legfontosabb változásokat, majd ismertetjük a mintavétel módszerét, és bemutatjuk az elemzéshez felhasznált minták jellemzőit, végül összehasonlítjuk a régi és az új szabályok szerint járadékban részesülők kiáramlási ütemét.

A szabályváltozások előtt és után járadékra kerülő minták kiáramlási ütemét empirikus túlélési és hazardfüggvények segítségével hasonlítjuk össze. A Foglalkoztatási Hivatal számítógépes nyilvántartásában minden járadékfizetést regisztrálnak. A regiszter tartalmazza a járadék kiszámításához szükséges információkat – a korábbi átlagkereset és a munkaviszony megszűnésének módját –, a járadékfizetés időtartamát és a kifizetett járadék összegét. Ezenkívül a nyilvántartásban szerepel a járadékban részesülő munkanélküliek lakóhelye, továbbá néhány személyes jellemzője – neme, életkora, iskolai végzettsége – is. A járadékban részesülő munkanélkülieket követtük a nyilvántartásokban, és megállapítottuk, ki mennyi ideig kapott folyamatosan munkanélküli-járadékot. A járadékfizetés befejeződhetett azért, mert valaki elhelyezkedett, kimerítette a jogosultság időtartamát, bekapcsolódott valamely más munkaerő-piaci programba, vagy más okokból, mint például a nyugdíjazás vagy a járadékból történő kizárás. Tapasztalataink szerint a regiszter megbízható információkat tartalmaz a kilépések irányáról, és kevés olyan eset van, amikor a munkaügyi kirendeltség nem rögzíti pontosan, hogy milyen ok miatt szűnt meg az ellátás.

A túlélési függvények azt mutatják meg, hogy egy-egy időpontban az induló sokaság mekkora hányada kap még járadékot. A függvények kiszámításakor a járadékkimerítéssel és az ismeretlen módon befejeződő járadékfizetési időszakokat cenzoráltuk.¹⁴ (A számítási módszer nem tekinti kilépésnek, ha egy-egy úgynevezett cenzorált időszak véget ér, de felhasználja azt az információt, hogy ezekben az esetekben legalább a cenzorálás időpontjáig volt járadékfizetés.) A közölt hazardfüggvények az elhelyezkedés feltételes valószínűségének időbeli alakulását mutatják kéthetes időintervallumokra (a valószínűségeket azon munkanélküliek adatai alapján számítottuk ki, akik egy-egy intervallum kezdetéig még nem léptek ki – ez a „feltétel”). E függvények kiszámításakor az elhelyezkedésen kívül minden más kilépést cenzorálnak tekintettünk.

¹⁴ A túlélési függvényeket a Kaplan–Meier-módszerrel becsültük.

A járadékjogosultság 1993. évi csökkentése

A járadékszabályok változásai

A járadékjogosultság időtartama, mint az előző fejezetben láttuk, attól függ, hogy a munkanélküli milyen hosszú időt töltött munkában a munkanélkülivé válást megelőző négy évben. 1992-ben egyévi munkaviszony volt szükséges ahhoz, hogy valaki a minimális időtartamra jogosultságot szerezzen, négyévi munkaviszony után jár maximális időtartamú jogosultság; a minimumot és a maximumot is beleértve összesen tízféle jogosultsági időszak volt. A legrövidebb megszerezhető jogosultság jó három hónap (135 nap), a leghosszabb pedig 1,5 év volt. Az 1993 januárjától mind a tíz jogosultsági időszakot egyharmaddal csökkentették: a minimum három hónapra, a maximum egy évre csökkent.

A járadék-bér arány az 1992-es járadékrendszerben a járadékfizetés 1. szakaszában 70, második szakaszában 50 százalék volt. Amikor a munkanélküli korábbi bére alapján számított járadék (70 vagy 50 százalék) nem érte el a minimális bért, a munkanélküli a minimális bérrel azonos összegű ellátást kapott. Abban az esetben viszont, ha ez a bér a (járadékkérelem időpontjában érvényes) minimális bérnél is alacsonyabb volt, a korábbi bérnek megfelelő járadékot állapítottak meg. A járadékot a minimális bér kétszeresében maximálták. Az 1993-as változások mindkét szakaszban emelték a formális segély-bér arányt (az 1. szakaszban 75, a 2. szakaszban 60 százalékra), ugyanakkor a 2. szakasz segélymaximumát a minimális bér mintegy 1,7-szeresére mérsékeltek, és a segélyminimum egy fix összeg lett (8600 forint), ami körülbelül 5 százalékkal alacsonyabb, mint az akkor érvényes minimális bér.

A járadék-bér arányok változása miatt a rövid időre munkanélkülivé válók 1993-tól összességében több járadékot kaphattak, mint korábban. Ez azok esetében igaz, akik maximális jogosultság mellett legfeljebb 20 hétig maradtak munkanélküliek. E pont után azonban, annak következtében, hogy az 1993. évi rendszerben a 2. szakasz viszonylag hosszabb, a teljes járadékösszeg kisebb, mint 1992-ben volt. Mivel a kiáramlás csekély, a járadékban részesülők többsége az 1993-as szabályok mellett összességében kisebb összeghez jutott, mint korábban. Aki maximális jogosultság mellett az 1993. évi járadékrendszerben 1 év után kimerítette a járadékjogosultságot, mintegy 10 százalékkal alacsonyabb összeghez jut, mintha ugyanennyi ideig az 1992. évi szabályok szerint részesült volna járadékban. A veszteséget növeli, hogy az 1992. évi rendszerben még további fél évig kaphatott volna ellátást. Hozzá kell tenni, hogy a példa a formális segély-bér arányt veszi alapul, a maximum- vagy a minimumszabály szerint járadékban részesülők esetében valószínűtlen, hogy bármely ponton is magasabb lenne a 1993-as ellátás, mint a korábbi szabályok szerinti.

A minta jellemzői

Az elemzéshez az 1992 decemberében és 1993 januárjában járadékra belépők adatait használjuk. A két hónap teljes beáramlásából, mintegy százezer munkanélküli mintájából – indultunk ki. E mintából (ami voltaképpen nem minta, hanem a teljes beáramlás) két csoportot zártunk ki: az önként kilépőket és a végkielégítésben

részesülőket. Az önként kilépőknek az 1992-es járadékrendszerben három, az 1993-asban hat hónapot várakozniuk kellett, mielőtt járadékot kaphattak. Emiatt mintánkba nem kerülhetett olyan önként kilépő, aki az 1993. évi szabályok szerint kapott járadékot. Mind a decemberi, mind a januári almintában voltak természetesen olyan kilépők, akik az 1992. évi szabályoknak megfelelően három hónapos várakozás után ekkor kaptak először járadékot, de annak érdekében, hogy a két alminta összetétele minél közelebb essék egymáshoz, őket kihagytuk az elemzésből. Hasonló okokból töröltük a mintából a végkielégítésben részesülőket. A végkielégítés szintén a segélyfizetés halasztásával jár (annyi hónapig, amennyi időre a munkanélküli végkielégítést kapott), és emiatt a januári mintába az 1993. évi szabályok szerint segélyezetttek közé olyan személy sem kerülhetett be, aki végkielégítésben részesült. E két döntésünk eredményeképpen az 1992 decemberében belépők több mint egynegyedét töröltük a mintából (háromötöd részben a végkielégítés, kétötöd részben az önkéntes kilépés miatt). Végül az elemzésre használt minta 80 711 személyből áll, valamennyien olyanok, akiket elbocsátottak, és nem kaptak végkielégítést. Közülük 50 411-en az 1992. évi, 30 270-en az 1993. évi szabályok szerint kaptak járadékot.

Az 1992-es minta lényegesen nagyobb. Lehetséges-e vajon, hogy olyan munkanélküliek, akik egyébként 1993 januárjában kerültek volna járadékra, annak érdekében, hogy a számukra kedvezőbb 1992. évi szabályok szerint kapjanak járadékot, már 1992 decemberében segélyért folyamodtak? Amennyiben igen, és ezen felül az is igaz, hogy az érintettek kevésbé kívántak kikerülni a járadékból, mint a többiek, nem tudnánk megmondani, vajon a két alminta közötti különbségek az első csoport kisebb munkavállalási hajlandóságával vagy a második csoport rövidebb jogosultságával magyarázhatók-e (persze mindig szóba jöhetnek a két csoport közötti meg nem figyelt különbségek is).

Amikor erről gondolkodunk, figyelembe kell venni, hogy mindkét csoportba hivatalosan elbocsátottak tartoznak, bár nem lehet kizárni, hogy egyesek saját maguk kérték elbocsátásukat. Az elbocsátás ténye mindenesetre korlátozza annak lehetőségét, hogy a munkavállaló maga időzítse, mikor folyamodik járadékért. Az elbocsátás időpontját a munkavállaló nemigen tudja meghatározni. Az elbocsátás után már egyéni döntéstől függ, hogy a munkanélküli mikor regisztráltatja magát és kér járadékot. Az 1992-es járadékban részesülők – mint az a Függelék F3. táblázatának első két oszlopában látható – valamivel gyorsabban regisztráltatták magukat. Az ő esetükben az állásvesztés és a segélykérelem között eltelt idő mediánja 2 nap, felső kvartilise 9 nap, míg ugyanezen mutatók értéke a másik csoport esetében 7 és 33 nap.¹⁵

Nehéz megítélni, vajon mennyire voltak tisztában az érintettek 1992 végén a várható változásokkal. A foglalkoztatási törvény munkanélküli-járadékra vonat-

¹⁵ Amennyiben azokról, akik gyorsabban igényelik a segélyt, elmondható, hogy hajlamosabbak segélyből élni, mint a hosszabb idő után igénylők, az észlelt különbségek akkor is zavarók, ha senki sem ismerte előre a várható változásokat. Ekkor ugyanis a segélyt kevésbé kedvelőket (és hosszabb ideig várakozókat) nagyobb arányban érte volna el a szabályok januári változása; ezért a decemberi és a januári minta összetétele különbözne a munkanélküliek segély iránti vonzódása szempontjából.

kozó részét az Országgyűlés csak december 23-án módosította, de a Munkaügyi Minisztérium már legalább szeptember óta foglalkozott a tervezett változtatásokkal, köztük a jogosultság időtartamának csökkentésével – habár a bevezetés időpontját tekintve nagy volt a bizonytalanság. Legalább egy országos napilap már októberben hírt adott a tervezett változások lényegéről – a bevezetés időpontja nélkül. Lehetséges, hogy néhány vállalat, amelyben decemberben elbocsátások voltak, figyelmeztette munkásait a szabályok várható szigorítására és javasolta, hogy gyorsan folyamodjanak segélyért.¹⁶

A rendelkezésre álló adatok alapján nehéz megítélni, vajon az 1992. decemberi beáramlás abnormálisan magas volt-e. A Foglalkoztatási Hivatal statisztikái az egyik hónap 20-ától a következő hónap 19-dikéig terjedő időszak beáramlását közlik, és ebben az időszakban még nem voltak teljes körűek abban az értelemben, hogy a kirendeltségek által különböző okokból késéssel jelentett eseteket nem tartalmazzák (lásd *Micklewright–Nagy* [1994]). A nagyobb létszámú elbocsátások a vállalatoknak egy illetve három hónappal előre be kell jelenteniük. Mivel az új szabályok bevezetésének időpontja bizonytalan volt, nem valószínű, hogy az 1992. decemberi elbocsátásokat lényegesen befolyásolták volna a várható változások. Magyarországon az adóév egybeesik a naptári évvel, ez lehet egyik oka annak, hogy a vállalatok decemberben több embert bocsátanak el, mint januárban.¹⁷ Megjegyezzük, hogy az 1993-as járadékba bekerülők többsége (61 százaléka) is decemberben veszttette el állását, (az érintettek majdnem felét az év utolsó napjával bocsátották el).

A Függelék F3. táblázata az 1992. évi és az 1993. évi szabályok szerint járadékban részesülők személyes jellemzőit hasonlítja össze. Az összehasonlítás mindenképpen szükséges a később következő nem parametrikus eredmények értelmezéséhez, amelyekben nem szűrjük ki az egyéni jellemzők hatását. A táblázat első két oszlopa a teljes minta adatait tartalmazza (mármint azokat, akik a fent leírt szűkítés után a mintában maradtak). A két csoport nemek szerinti összetétele gyakorlatilag nem különbözik, és csak kis eltérések vannak az iskolázottságban, a fizikai foglalkozásúak arányában, az átlagos életkorban és a korábbi keresetekben is. A megyék szerinti összetételben már számottevő a különbség, leginkább a legalacsonyabb és legmagasabb munkanélküli-rátával rendelkező Budapest és Szabolcs-Szatmár részaránya különbözik a két mintában. Budapestiek az 1993-as, szabolcsiak az 1992-es járadékban részesülők között vannak viszonylag többen. Más hónapok beáramlási adatai alapján úgy tűnik, hogy az 1993. januári arányok állnak közelebb a tipikushoz. A megyéket két csoportba soroltuk az 1992 nyári időszak kiáramlásának nagysága szerint. A magas és az alacsony kiáramlással jellemezhető megyékben regisztráltak aránya nagyon hasonló az 1992-es és az 1993-as mintákban. Az ismétlődően munkanélküli-járadékra kerülők aránya (akik koráb-

¹⁶ Úgy tűnik, a nagyobb vállalatok jól tájékozottak a segélyezés szabályainak várható változásairól. 1994 októberében egy munkaügyi kirendeltség vezetője azt mesélte, hogy először egy vállalatától hallott konkrétumokat a segélyrendszer tervezett módosításáról (és nem a munkaügyi szervezet vezetésétől).

¹⁷ Például az 1992 márciusában járadékban részesülők között is lényegesen magasabb volt az 1991 decemberében elbocsátottak száma, mint az 1992 januárjában elbocsátottaké.

ban – 1989 januárja óta bármikor – már kaptak járadékot) némileg magasabb az 1992-es járadékra belépők között.

Végül a megelőző négy évben munkában töltött idő szerinti megoszlás szerepel az *F3. táblázatban*. Bár mindkét mintában azok vannak legtöbben, akik a megelőző négy évben folyamatosan dolgoztak, az 1992-es járadékba belépők között számottevően gyakoribb a folyamatos munkaviszony, mint az 1993-as járadékba belépők között. E különbséget nehezen tudjuk értelmezni. Lehet úgy érvelni, hogy a leghosszabb munkaviszonnyal rendelkezőknek állt leginkább érdekükben, hogy még 1992-ben regisztráltassák magukat, és akkor a különbség jövedelemmaximalizáló magatartással magyarázható. Ennek ellentmond, hogy minden egyes jogosultsági időszak arányosan hosszabb az 1992-es rendszerben. Az *F3. táblázat* harmadik és negyedik számoszlója a maximális jogosultsággal rendelkezők összetételét mutatja a két járadékrendszerben. Az állásvesztés és a regisztráció időpontja közötti különbség valamivel kisebb, mint a teljes mintában, nagyobbak viszont az eltérések a foglalkozás, az iskolázottság és a megyék szerint.

Megvizsgáltuk, vajon a fenti különbségek nagyobbak-e, mint amekkorák két egymást követő hónap beáramlása között egy olyan időszakban találhatók, amikor nem változott meg a járadékrendszer. Az 1994. áprilisi és májusi beáramlás mintáiból szintén kihagytuk az önként kilépőket és a végkielégítést kapókat. E két hónap belépőinek személyes jellemzők szerinti összetétele alig különbözik. Figyelemre méltó, hogy a megyék közötti és a munkában töltött idő szerinti megoszlásokban is csak kis különbségek vannak az 1994. áprilisi és májusi belépők között, nem úgy, mint az 1992 decemberében és 1993 januárjában belépők között. Például a maximális jogosultsággal rendelkezők aránya csak 2 százalékkal tér el, nem 9 százalékkal, mint a korábbi minták esetében. A belépők összetételét persze szezonális hatások is befolyásolhatják, ezért szerencsésebb lenne például az 1991. decemberi és 1992. januári beáramlást használni az összehasonlításhoz, de ezekről nincsenek adataink.

Annyi biztos, hogy a vizsgált két beáramlási minta összetétele között – számos hasonlóság ellenére – vannak különbségek. Egészében véve úgy véljük, nem valószínű, hogy az 1992. decemberi mintában aránytalanul sok alacsony elhelyezkedési készséggel rendelkező munkanélküli lenne, aki el tudta érni, hogy a nagyvonalúbb 1992-es járadékrendszerbe kerüljön be.

Eredmények

Az *8. táblázatból* látható, hogy a kilépés leggyakoribb oka az elhelyezkedés volt, de a két nem között jelentős a különbség: a férfiak csaknem fele mind az 1992-es, mind az 1993-as járadékban részesülők közül elhelyezkedett, míg a nők esetében ez az arány csak egyharmad. A nők leggyakrabban kimerítik a jogosultságot. Egyes munkaerő-piaci programokba (beleértve az előnyugdíjt is) a minta csaknem egytizede került. Érdemes megjegyezni, hogy a rövidebb jogosultság ellenére az elhelyezkedők aránya az 1993-as járadékban részesülők között alig marad el az 1992-es járadékban részesülőkre jellemző aránytól, bár az előbbieket esetében nagyobb a kimerítők aránya.

8. táblázat
Kilépések a járadékregiszterből (százalék)

Kilépési irány	1992-es járadék		1993-as járadék		Együtt
	férfiak	nők	férfiak	nők	
Elhelyezkedés	49,0	34,4	47,0	31,6	43,5
Támogatott foglalkoztatás	1,3	1,1	0,6	0,5	1,0
Vállalkozói támogatás	1,9	1,2	1,5	0,8	1,5
Közhasznú munka	1,7	0,8	1,4	0,8	1,3
Képzési program	1,2	2,7	1,4	3,5	1,8
Előnyugdíj	3,5	6,8	1,8	4,5	3,8
Öregségi nyugdíj	1,5	2,4	0,4	1,7	1,5
Kizárás	2,0	2,6	2,6	2,6	2,3
Egyéb	0,1	2,8	1,5	1,7	1,9
Kimerítés	32,8	40,3	38,5	47,8	37,5
Ismeretlen	3,7	4,9	3,3	4,5	3,9
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

A kilépési ütem vizsgálatát külön-külön végezzük el az elmúlt négy évben munkában töltött idő alapján képzett – a Függelék F4. táblázatában szereplő – négy csoportra.

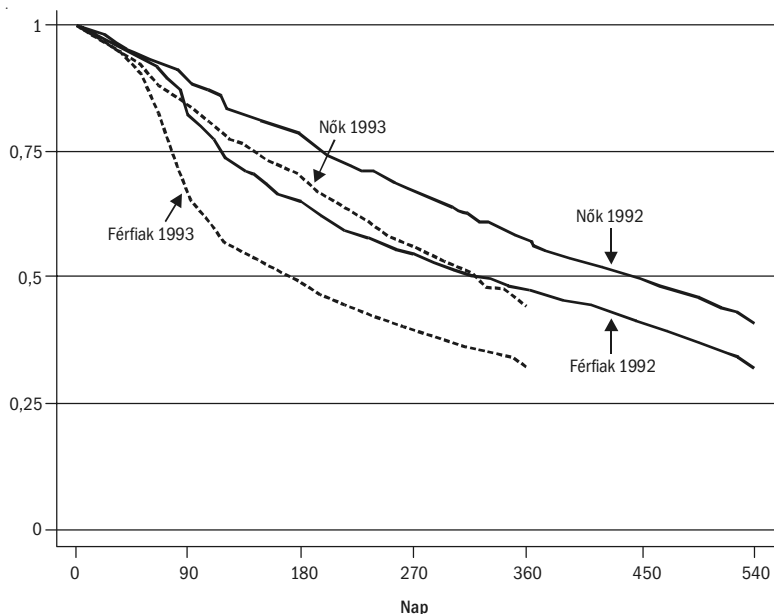
A megelőző négy évben folyamatosan dolgozók. A munkanélküliek közül a legtöbben a segélykérelmet megelőző négy évben folyamatosan dolgoztak, és a maximális időtartamra szereztek segélyjogosultságot. E csoport túlélési függvényei az 5. ábrán láthatók. A görbék a jogosultság lejártakor – az 1993-as járadékban részesülőknél 360, az 1992-es járadékban részesülőknél pedig 540 napnál – érnek véget.

Azonnal látható, hogy az 1993-as járadékban részesülők túlélési görbéi mind a férfiak, mind a nők esetében alacsonyabban helyezkednek el, mint az 1992-es járadékban részesülőké – azaz az 1993-as szabályok szerint segélyezetttek gyorsabban hagyták el a regisztert, mint az 1992-es szabályok szerint segélyezetttek. Egy év elteltével, amikor az 1993-as szabályok szerinti jogosultság lejár, az 1993-as járadékban részesülő férfiaknak már csak 32 százaléka maradt a regiszterben, míg az 1992-es járadékban részesülők közül jóval többen, 47 százalék. A nőknél is hasonló különbség látható, a megfelelő arányok 45 és 57 százalék. A túlélési görbék ugyanolyan különbséget mutatnak a nemek között, mint amelyet az 8. táblázatban látunk: a nők lassabban hagyják el a regisztert, illetve nagyobb valószínűséggel merítik ki a munkanélküli-járadékot.

A jelentősen eltérő túlélési arányok első pillantásra igazolni látszanak a hipotézist, miszerint az 1993-as járadékosok rövidebb jogosultsága (és valamivel alacsonyabb járadéka) fokozta a munkakeresés intenzitását és/vagy csökkentette a rezervációs bért. A túlélési görbék alaposabb tanulmányozása azonban bizonyos kétségeket ébreszt ezen egyszerű magyarázattal szemben. Például a férfiak túlélési görbéi kezdetben – nagyjából a 70–90. napig – gyorsan távolodnak egymástól, később viszont nagyjából párhuzamosan haladnak. Nehéz lenne megmagyarázni, vajon a munkanélküliek magatartásának segélyjogosultságra visszavezethető kü-

5. ábra

A megelőző négy évben folyamatosan dolgozók túlélési függvényei



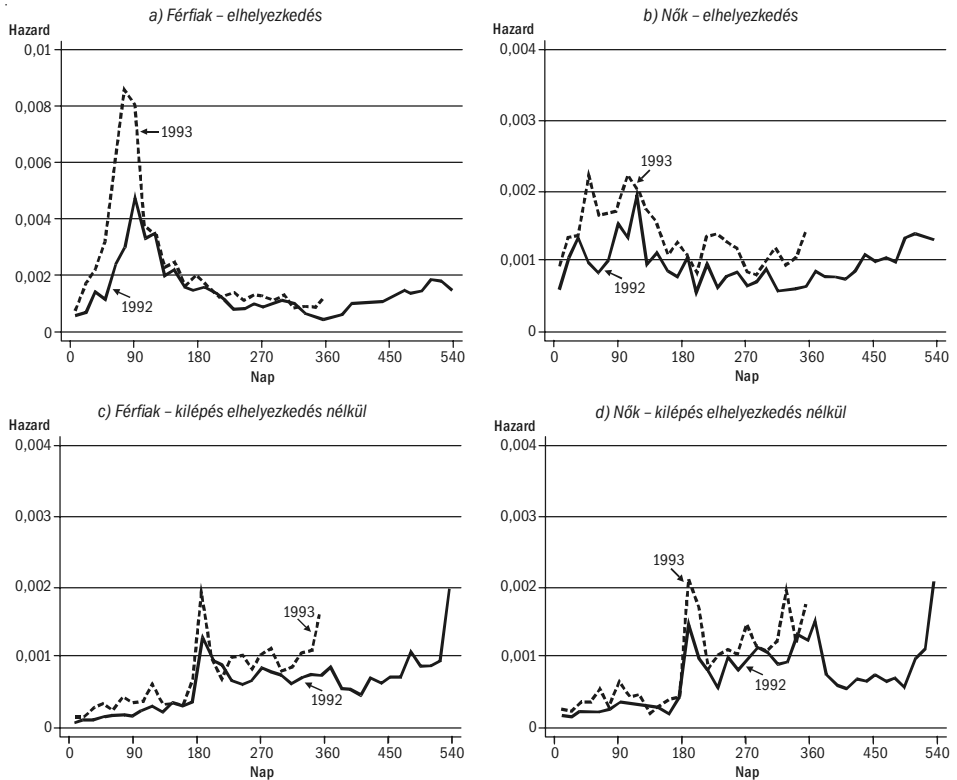
Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

lönbségei miatt éppen a segélyezés kezdeti szakaszában érvényesülnének, akkor, amikor még az 1993-as szabályok szerint is több mint kilenc hónap jogosultság van hátra.

A 6.a–6.d) ábrák segítségével többet megtudhatunk. A 6.a) és 6.b) ábrák az elhelyezkedéssel, a 6.c) és 6.d) ábrák pedig a nem elhelyezkedéssel történő kilépés feltételes valószínűségének időbeli alakulását mutatják kéthetes időintervallumokra. Az 1993-as járadékban részesülő férfiak elhelyezkedési valószínűsége – mint a 6.a) ábrán látható – óriási mértékben megemelkedik a harmadik hónap előtt. Az érték ekkor 4-5-szöröse annak, ami az első hetekben volt tapasztalható, vagy amekkora később, a 6. hónap körül lesz. (Az emelkedés statisztikailag is erősen szignifikáns: a 0,0086-os érték 95 százalékos konfidenciaintervalluma 0,008-tól 0,0092-ig terjed.) Az 1992-es járadékban részesülő férfiak esetében is emelkedést láthatunk ebben a naptári időszakokban, bár ez jóval kisebb (ez a csoport körülbelül 30 nappal előbb került járadékra, ezért a vízszintes tengelyen 30 nappal későbbi értékeket kell figyelembe venni, ha ugyanannak a naptári időszaknak az adataira vagyunk kíváncsiak). E ponttól kezdve a két segélyrendszerhez tartozók elhelyezkedési valószínűsége már nem különbözik élesen, bár a 1993-as járadékosoké kissé magasabb marad.

A 6.a) ábrán az is látható, hogy az 1993-as járadékos csoport elhelyezkedési valószínűsége csak kevésbé emelkedik a kimerítési időpont (egy év) közeledtével. E

6. ábra
A megelőző négy évben folyamatosan dolgozók hazardfüggvényei



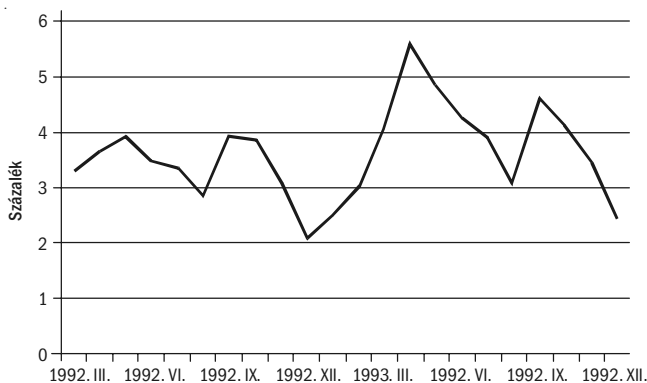
Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

megállapításra juthatunk, akár az 1993-as járadékosok korábbi értékeihez, akár az 1992-es járadékosok azonos naptári időszakban megfigyelt értékeihez viszonyítunk. A kimerítés előtti utolsó kéthetes időszakban azonban az 1993-as járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűsége megemelkedik. A növekedés szignifikáns, bár nem nagymértékű. A másik csoportban nem tapasztalható hasonló kiugrás 6 hónappal később, amikor ők kerülnek a kimerítés küszöbére. Ugyanakkor az is látható, hogy az 1992-es járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűségük az utolsó fél évben fokozatosan emelkedett. Nem tudjuk megmondani, vajon ez a munkaerőpiac élénkülésével függ-e össze, vagy azzal, hogy egyre közelebb kerül a segélyezési időszak lejártja.

Az elhelyezkedési valószínűség 90. nap körüli kiugrását valószínűleg részben szezonális tényezők okozták, részben pedig arról van szó, hogy ebben az időszakban a munkaadók sok átmenetileg elbocsátott munkanélkülit visszavettek. A munkaügyi irodákban regisztrált üres álláshelyek száma 1993 tavaszán a kilencvenes

7. ábra

Az ellátásban részesülő munkanélküliek állományából elhelyezkedők aránya
1992. március és 1993. december között



Forrás: Foglalkoztatási Hivatal

években még nem tapasztalt csúcsot ért el, majd az év hátralévő részében lényegesen csökkent. Az 7. ábra a munkanélküli-ellátásban részesülők állományából elhelyezkedők arányát mutatja 1992 márciusa és 1993 decembere között. A kiáramlási ráta csaknem háromszorosára emelkedett 1992 decembere és 1993 áprilisa között. Másképpen fogalmazva: ebben az időszakban nemcsak az általunk vizsgált 1992. decemberi és 1993. januári beáramlás-mintabeli, hanem valamennyi munkanélküli-járadékban részesülő elhelyezkedési esélye jelentősen emelkedett.

Nyitva marad a kérdés, vajon miért emelkedett nagyobb mértékben 1993 tavaszán az 1993-as járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűsége, mint az 1992-es járadékban részesülőké. Nem valószínű, hogy a rövidebb jogosultsággal lehetne magyarázni a különbséget.¹⁸ A magasabb járadékot biztosító 1. szakasz éppen három hónapnál ér véget, de bajosan lehet a jelenségre olyan magyarázatot találni, amely erre épül. A formális járadék-bér arány ekkor magasabb az 1993-as rendszerben, mint az 1992-esben, és az 1. szakasz végén kevésbé csökken, mint az 1992-es járadék esetében (később). Az sem valószínű, hogy az 1993-as csoport olyan tulajdonságokkal rendelkezik, amelyek miatt jobban ki tudta használni a munkaerőpiac megélénkülését, hiszen – mint az F3. táblázatban láttuk – a két csoport összetétele a megfigyelt jellemzők szerint nemigen különbözik. Nem tudjuk viszont, hányan vannak olyanok az egyes csoportokban, akiket munkahelyükről ideiglenesen bocsátottak el. Ezért nem zárhatjuk ki, hogy az elmúlt négy évben folyamatosan dolgozó és januárban belépő férfiak között több az ideiglenesen elbocsátott,

¹⁸ Lehetne úgy érvelni, hogy az 1993-as járadékban részesülőknek ez volt az egyetlen lehetőségük, hogy még jogosultsági idejükön belül kihasználják a munkaerőpiac szezonális megélénkülését, míg az 1992-es járadékon lévők tudták, hogy hosszabb jogosultságuk birtokában nyugodtan várhatnak még egy évig, de ez igen erőltetettnek tűnik.

mint a decemberben belépők között, és a munkaerőpiac tavaszi megélénkülése nyomán több 1993-as járadékban részesülőt hívtak vissza.

A 6.b) ábra a nők elhelyezkedési valószínűségének alakulását mutatja. Felhívjuk a figyelmet, hogy itt a függőleges tengely skálája nem azonos a 6.a) ábráéval: a nők elhelyezkedési esélye alacsonyabb, mint a férfiaké. Az 1993-as járadékban részesülő nők elhelyezkedési valószínűsége mindvégig magasabb, mint az 1992-es járadékban részesülőké, a különbség 10 és 50 százalék között mozog. A nőknél az 1993-as csoport elhelyezkedési valószínűsége sokkal kevésbé emelkedik meg a harmadik hónap táján, mint a férfiak esetében. Akármi is történt 1993 tavaszán a magyar munkaerőpiacon, ez a korábban folyamatosan dolgozó munkanélküli férfiak elhelyezkedési esélyeit inkább javította, mint a nőket.

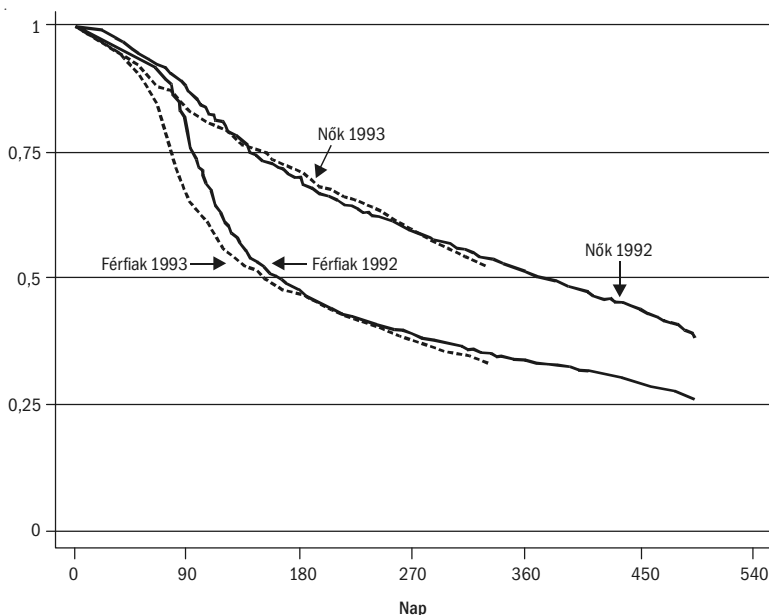
A 6.c) és a 6.d) ábrák a segélyezésből elhelyezkedés nélkül történő kilépés valószínűségeit mutatják. Itt egybevettük az összes munkaerő-piaci program, beleértve az előnyugdíjt is, valamint az öregségi nyugdíj. Ez a kilépési valószínűség mind a férfiak, mind a nők esetében megugrik 180 napnál. Az ok világos: több aktív program esetében fél év regisztráció a belépés feltétele, és azok is ekkor váltak jogosulttá előnyugdíjra, akiknek legfeljebb három év volt hátra az öregségi nyugdíjkorhatárig (egyébként az előnyugdíj nem automatikusan járt, engedélyezése a munkaügyi kirendeltségek döntésétől függ).¹⁹ Egészében véve, az 1993-as járadékosok kilépési valószínűsége valamivel magasabb, mint az 1992-eseké. Mindkét nem és mindkét segélyrendszer esetében elmondhatjuk, hogy a valószínűség nagymértékben és szignifikánsan megemelkedik a kimerítés előtti rövid időszakban. Ez arra utal, hogy az ellátás lejárta közeledtével a munkanélküliek szívesebben kapcsolódnak be aktív programokba, illetve a munkaügyi kirendeltségek inkább ajánlanak aktív programokat ügyfeleiknek, mint korábban. Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy a kilépési arány ekkor tapasztalható emelkedése nem túl nagy, és a munkanélküliek többsége nem a kimerítés előtt kerül az aktív programokba.

A megelőző négy évben 44–47 hónapot dolgozók. A 8. és a 9.a–9.d) ábrákon a járadékra kerülést megelőző négy évben 44–47 hónapot töltött munkanélküliek túlélési és hazardfüggvényei láthatók. Ez a csoport a legnépesebb a folyamatos munkaviszonnyal rendelkezők után, a teljes minta egyötödét jelenti. Az eredmények több tekintetben különböznek attól, amit az előző csoportnál tapasztaltunk. A túlélési függvényen – melyek ez esetben 330 és 495 napnál érnek véget – azt láthatjuk, hogy e csoport esetében is nagy különbség van a férfiak és nők között, és ez az első időszakban alakul ki. Ez hasonló ahhoz, amit az 5. ábrán láttunk, de a 8. ábrán a két járadékrendszerhez tartozók túlélési aránya annál a pontnál, ahol az 1993-as járadékosok kimerítenek, mindkét nem esetében csaknem teljesen azonos. Ha összehasonlítjuk az 5. és a 8. ábrát, az láthatjuk, hogy a különbséget az 1992-es járadékosok túlélési függvényének eltérő alakulása okozza. Míg az 1993-as járadékban részesülők a vizsgált két csoportban (folyamatosan, illetve 44–47 hónapot dolgozók) nagyjából ugyanabban az ütemben hagyják el a regisztrert, a folyama-

¹⁹ Az előnyugdíj helyébe 1998-ban a nyugdíj előtt állók munkanélküli-segélye lépett.

8. ábra

A megelőző négy évben 44–47 hónapot dolgozók túlélési függvényei

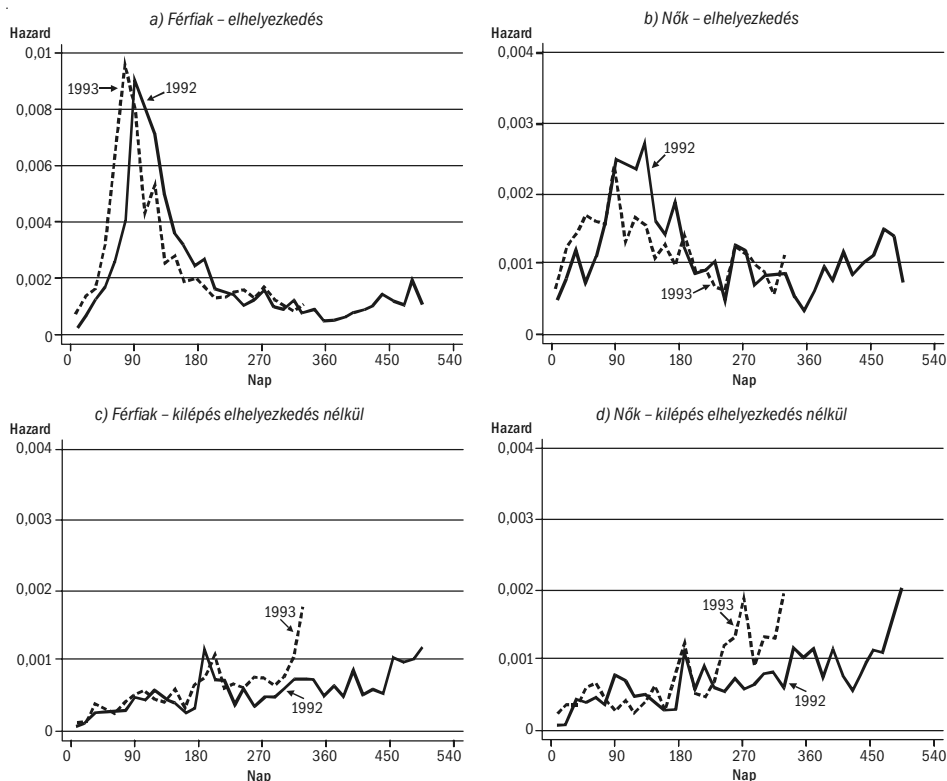


Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

tos munkaviszonnyal rendelkező 1992-es járadékosok sokkal lassabban távoznak, mint azok, akik munkaviszonyában az előző négy évben rövid megszakítás volt (vagy túl fiatalok ahhoz, hogy folyamatosan dolgozhattak volna).

A különböző ellátásban részesülő férfiak állásba lépésének 9.a) ábrán látható valószínűsége gyakorlatilag nem különbözik, ha figyelembe vesszük az egy hónapos eltolódást a belépés időpontjában (aminek következtében az 1992-es járadékosokat látszólag egy hónappal később éri el a „tavaszi csúcs”). Az értékek nagyon közel állnak ahhoz, amit az előző négy évben folyamatosan dolgozó 1993-as segélyezettek esetében a 7.a) ábrán láttunk, ami arra utal, hogy a korábban folyamatosan dolgozó 1992-es ellátásban részesülők elhelyezkedési valószínűségei tekinthetők kivételesnek. A nőknél nagyobb kiugrás tapasztalható az 1992-es, mint a 1993-as járadékosoknál. Végül, közvetlenül az ellátás kimerítése előtt az elhelyezkedés valószínűségében nem következik be lényeges emelkedés, ugyanakkor az elhelyezkedés nélkül történő kilépés valószínűsége megnő. Azt a következtetést vonhatjuk le, hogy e jogosultsági csoportban az 1993-as változások az elhelyezkedés ütemét egyáltalán nem befolyásolták, de valamelyest siettettek az egyéb irányba történő kilépéseket.

9. ábra
A megelőző négy évben 44–47 hónapot dolgozók hazardfüggvényei



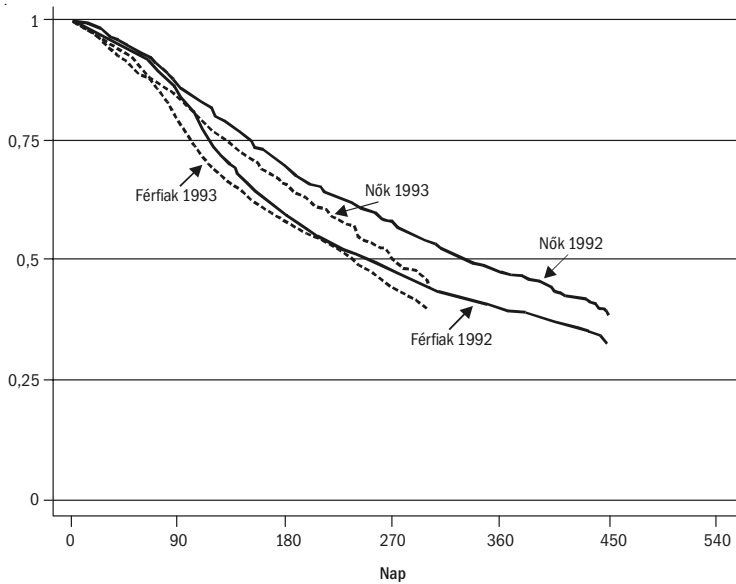
Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

A megelőző négy évben legfeljebb 43 hónapot dolgozók. A 10. és 11. ábrákon a rövidebb jogosultsággal rendelkezők túlélési görbéi láthatók.²⁰ A fennmaradó nyolc jogosultsági csoportot két kategóriába vontuk össze, ezek: a megelőző négy évben 28–43, illetve 12–27 hónapot dolgozók. Az 1993-as járadékban részesülők túlélési görbéi mindkét esetben némileg az 1992-es járadékban részesülők görbéi alatt helyezkednek el, és a 28–43 hónapot dolgozók esetében ismét azt láthatjuk, hogy a férfiakat jobban érintette a munkaerőpiac 1993. tavaszi megélénkülése, mint a nőket. Az elhelyezkedési valószínűségeket a 12. és a 13. ábra mutatja. A 12.a) ábrát tanulmányozva, azt láthatjuk, hogy ha figyelembe vesszük a két járadékrendszerhez tartozók belépési időpontja közötti egy hónapos különbséget, az elhelyezke-

²⁰ Az utóbbi négy évben legfeljebb 43 hónapot dolgozók esetében egy-egy becslésben több jogosultsági csoport együttes túlélési, illetve hazardfüggvényét kalkuláltuk, és a kimerítéssel végződő időszakokat cenzoráltnak tekintettük.

10. ábra

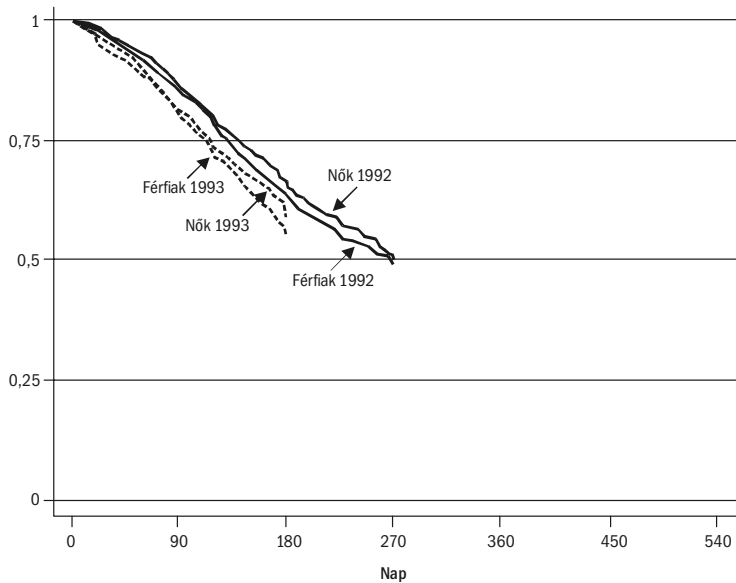
A megelőző négy évben 28–43 hónapot dolgozók túlélési függvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

11. ábra

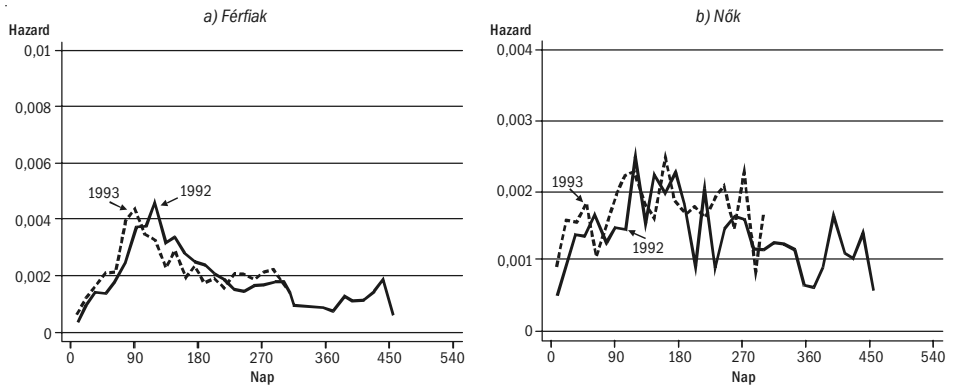
A megelőző négy évben 12–27 hónapot dolgozók túlélési függvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

12. ábra

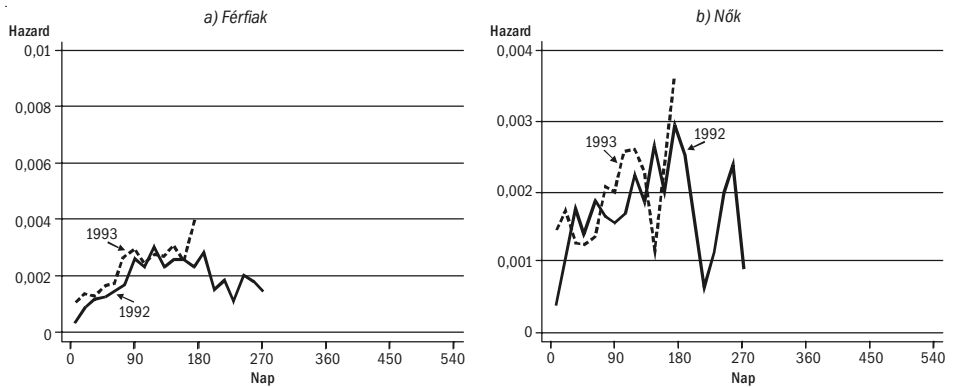
A megelőző négy évben 28–43 hónapot dolgozók hazardfüggvényei – elhelyezkedés



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

13. ábra

A megelőző négy évben 12–27 hónapot dolgozók hazardfüggvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F4. táblázatában.

dési valószínűségek nemigen különböznek. Az 1992-es járadékosoknál a tavaszi megugrás az ábrán egy hónappal korábban jelenik meg, és ez okozza a 10. ábra túlélési görbéinek eltérését. Ugyanezt mondhatjuk el – bár kissé kevésbé egyértelműen – a 28–43 hónapot dolgozó nők és a 12–27 hónapot dolgozó férfiak hazardfüggvényei alapján [12.b) és 13.a) ábrák]. Az itt vizsgált csoportok esetében is arra a következtetésre juthatunk, hogy az 1993-as szabályváltozások kevésbé befolyásolták az elhelyezkedés valószínűségét.

Vizsgálódásunk során a segélyezést megelőző négy évben munkában töltött idő hossza alapján képzett csoportok többsége esetében – ha figyelembe vesszük, hogy az 1992-es járadékban részesülők a munkanélküliség időtartamával számolva egy

hónappal később érintette a munkaerő-kereslet 1993. tavaszi megélénkülése – egyáltalán nem vagy alig találtunk bizonyítékot arra, hogy az 1993-as járadékszabályok bevezetése megnövelte volna az elhelyezkedés valószínűségét.

Az elhelyezkedés üteme csak a megelőző négy évben folyamatosan dolgozók csoportjában különbözött számottevően az 1993-as és az 1992-es szabályok szerint járadékban részesülők között. A férfiak esetében az 1993-as járadékosok elhelyezkedési valószínűsége csak az ellátás kezdeti időszakában volt lényegesen magasabb, amit nemigen lehet a segélyrendszer ösztönző hatásával magyarázni. Valószínű, hogy a jelenség összefügg azzal, hogy az 1993-as segélyt kapókat gyakrabban hívták vissza korábbi munkahelyükre, de bizonyítékunk nincs rá.

Az elhelyezkedési valószínűség csak kevésbé emelkedik meg közvetlenül a jogosultság kimerítése előtt. Az itt felhasznált járadékadatok nem mutathatják meg, mi történik a járadék kimerítése után. A különböző munkaerő-piaci programokba (beleértve a támogatott foglalkoztatást is) nagyobb valószínűséggel kerültek az 1993-as járadékban részesülők. Az 1992-es és 1993-as járadékosokra egyaránt jellemző, hogy a kimerítés küszöbén nagyobb arányban léptek be munkaerő-piaci programokba, mint korábban. Ez arra utal, hogy az új járadékrendszerben meg rövidített jogosultság következtében a munkanélküliek vagy/és a munkaügyi kirendeltségek korábban kezdeményezik a munkaerő-piaci programba való bekapcsolódást (bár ez nem érint nagyszámú munkanélkülit).

Elemzésünk azon a feltételezésen alapult, hogy a segélyrendszer változtatását közvetlenül megelőző és követő időszakban belépő 1992-es és 1993-as járadékosok mintáinak összehasonlítása lehetőséget ad a változások hatásának kimutatására. A fejezet elején bemutattuk, hogy a két minta összetétele a megfigyelt jellemzők szerint nagyon hasonló, és úgy érveltünk, nemigen valószínű, hogy a segély iránt jobban vonzódó munkanélkülieknek sikerült volna aránytalanul nagy számban bekerülni az 1992-es szabályok szerint segélyezetttek közé. Ha tévedtünk volna, magasabb elhelyezkedési valószínűségeket kellett volna találnunk az 1993-as járadékban részesülők mintájában. Az a körülmény, hogy általában véve nincsenek nagy különbségek a két segélyrendszerhez tartozók között, cáfolni látszik a hipotézist, amely szerint a segélyrendszer változtatásának időszakában a segélykérelmeket a munkanélküliek széles körben tudatos jövedelemmaximalizáló megfontolások alapján időzítették.

A járadékjogosultság 2000. évi csökkentése

A járadékszabályok változásai

Az 1997-es járadékrendszerben – amely 2000. január végéig volt érvényben – egyévi munkaviszony volt szükséges ahhoz, hogy valaki a minimális időtartamra (három hónapra) jogosultságot szerezzen, és négyévi folyamatos munkaviszony esetén járt a maximális, egyéves folyósítási idő. E minimum- és maximumértékek között még nyolc jogosultsági időtartamot határoztak meg a munkában töltött idő alapján, és külön szabály vonatkozott a járadékjogosultságot már korábban kimerített munkanélküliekre: ők már féléves munkaviszony után kaphattak jára-

dékot, de csak másfél hónapra (9. táblázat). A járadékjogosultság időtartamát a 2000. évi szabályok ettől eltérő módon határozzák meg, bár a folyósítási időtartam továbbra is a munkaviszony hosszától függ. Megszűntek a jogosultsági idő diszkrét értékei, és a munkanélkülivé válást megelőző négy év folyamán munkában töltött napok egyötödét tölthetik járadékon a rászorulóak. Fontos kivételt jelent, hogy mivel a jogosultsági idő maximumát kilenc hónapban (270 napban) határozták meg, a leghosszabb ideig dolgozók jogosultsága nem éri el a munkaviszony egyötödét. E megszorítás azokat érinti, akik a négy év alatt 45 hónapnál többet dolgoztak – ők valamennyien csak kilenc hónapig kaphatnak járadékot. 2000. februártól a járadékfolyósítás minimuma 50 nap, ami a négy év alatt 200 napot – mintegy hat és fél hónapot – dolgozóknak jár.

9. táblázat
A járadékjogosultság változása 2000-ben

Munkában töltött idő a megelőző négy évben		Járadékfolyósítási idő, nap			A 2000-es járadékfolyósítási idő az 1997-es százalékában		
hónap	nap	1997	2000		minimum	maximum	átlag
6,5–11	200–359	45	40	72	89	160	124
12–15	360–479	90	72	96	80	107	93
16–19	480–599	120	96	120	80	100	90
20–23	600–719	150	120	144	80	96	88
24–27	720–839	180	144	168	80	93	87
28–31	840–959	210	168	192	80	91	86
32–35	960–1079	240	192	216	80	90	85
36–39	1080–1199	270	216	240	80	89	84
40–43	1200–1319	300	240	264	80	88	84
44–47	1320–1439	330	264	270	80	82	81
48	1440–1460	360	270	270	75	75	75

Megjegyzés: 1997-ben az egy évnél rövidebb ideig dolgozók közül csak a járadékot korábban már kimerítők szerezhettek jogosultságot, fél-éves (180 nap) munkaviszony után 45 napra.

Bár e változások a munkanélküliek nagy többsége számára nyilvánvalóan hátrányosak voltak, a jogosultsági időtartam eltérő számítási módja miatt nem ugyanakkora mértékben érintették a rövidebb és a hosszabb munkaviszonnyal rendelkezőket. A 9. táblázat a munkában töltött idő hossza szerint mutatja be az 1997-es és a 2000-es szabályok szerinti járadékfolyósítási időtartamokat.

Mint látható, a hosszabb ideig dolgozók jogosultsága nagyobb, a rövidebb ideig dolgozóké kisebb mértékben vagy egyáltalán nem csökkent. A változás az állásvesztés előtti négy évben folyamatosan dolgozók számára volt a legkedvezőtlenebb: jogosultságuk egynegyeddel lett rövidebb. A 44–47 hónapos munkaviszonnyal rendelkezők vesztesége is viszonylag magas, mintegy egyötödös. E két csoport a 2000 első két hónapjában járadékra kerülők 30 százalékát alkotja. A 32–43 hónapot dolgozók vesztesége 10–20, a 20–31 hónapot dolgozóké pedig 4–20 százalék közötti, attól függően, hogy pontosan milyen hosszú munkaviszonnyal rendelkeztek a megelőző négy évben. E két csoportba a belépők 27 százaléka tartozott. A veszteség 12–15, illetve 16–19 hónap munkában töltött idő esetén is elérheti ugyan a 20 százalékot, de itt már

akadnak olyanok is, akik ugyanannyi vagy kissé hosszabb jogosultságot szereznek a 2000. évi szabályok szerint (a 450–479 és 598–599 napos munkaviszonnyal rendelkezők). E két kategóriában „átlagosan” (az 1997-es alsó és felső határok középértékét véve) 10, illetve 7 százalékkal csökkent a járadékfolyósítási idő.

Az egy évnél rövidebb munkaviszonnyal rendelkezők számára az új szabályok kedvezők, bár nem kivétel nélkül. Kedvező változás, hogy 2000-től ebben a csoportban a jogosultságnak már nem előfeltétele a járadék korábbi kimerítése. Kismértékben megnőtt azonban a minimálisan megkövetelt munkaviszony időtartama – 180 nappól 200 napra. Arról, hogy e változások hány munkanélkülit érintettek, nincs információnk. A legalább 200 napot dolgozók – szemben az 1997-ben járó 45 nappal – 2000-ben 40 és 72 nap közötti jogosultságot szerezhetnek. A 2000. februárban és márciusban járadékra kerülő egy évnél rövidebb munkaviszonnyal rendelkezők nagy többségének (72 százalék) jogosultsága meghaladta az 1997-ben érvényes 45 napot.

A jogosultság időtartamát érintő új szabály 2000-től, hogy a járadékfolyósítás első felében munkaerő-piaci képzésre kerülők a képzés befejeződéséig akkor is kapnak járadékot, ha megszerzett jogosultságuk előbb lejárna. Ilyen esetekben tehát meghosszabbodhatott a járadékra való jogosultság ideje.

A járadékösszeg kiszámításának módja nem változott meg 2000-ben. Ugyancsak változatlan maradt a szabály, amely szerint a munkahelyükről önként, illetve saját hibájukból kilépőknek (ez utóbbiak közé a rendkívüli felmondással elbocsátottak tartoznak) három hónapot várakozniuk kell, mielőtt járadékot kaphatnak.

A minta jellemzői

A járadékrendszer változásainak hatását a 2000. január 1. és március 15. között megkezdődött járadékfizetési időszakok adatai segítségével vizsgáljuk meg. A mintában a januárban belépők létszáma csaknem kétszer akkora, mint a februárban belépőké, és négyszer annyi, mint március első felében járadékra kerülőké. Kérdés, vajon ez a különbség összefügg-e a munkanélküliek magatartásával. Ennek megítéléséhez figyelembe kell vennünk, hogy mindkét csoportban elbocsátottak vannak. Nem zárható azonban teljesen ki, hogy a munkanélküliek egy része, tudomást szerezve a járadékszabályok várható változásáról, maga kérte az elbocsátását, illetve elbocsátásának előrehozását, vagy az elbocsátás után gyorsabban beadta segélyigénylését, mint azt egyébként tette volna. Nem tartjuk valószínűnek, hogy az elbocsátás saját kezdeményezése jelentős létszámot érinthetne, egyrészt, mert ez a várható előnyhöz képest jelentős kockázattal jár, másrészt, mert az elbocsátás pontos időpontját a munkavállaló nemigen tudja meghatározni.

Az elbocsátás után már az egyén döntésétől függ, hogy milyen gyorsan regisztráltatja magát, és igényel segélyt. E tekintetben a két almintában között nincs különbség: az állásvesztés és a segélyigénylés között eltelt idő mediánja mindkét almintában négy nap, felső kvartilise pedig a januári almintában 11, a másikon 12 nap.²¹

²¹ Emlékeztetünk arra, hogy mindkét almintában csak olyan munkanélküliek szerepelnek, akik az állásvesztést követő két hónapon belül igényelték járadékot.

A Függelék F5. táblázatának részletesebb adataiból látható, hogy a segélyigénylésig eltelt idő a nemek és a jogosultsági időtartam szerinti csoportokon belül sem tér el a két almintában. A januári és a későbbi beáramlás közötti jelentős különbség oka minden bizonnyal az, hogy az év végén szokásszerűen sok az elbocsátás, illetve sok munkaszerződés jár le, és az állásukat 1999 végén elvesztők nagy többsége januárban igényelt járadékot.²² A januári beáramlás más években is magas: 1999-ben például 74 százalékkal haladta meg a februárit, és 75 százalékkal a márciusit, amit a teljes beáramlások 2000. évi 52 és 62 százalékos megfelelő arányaihoz lehet hasonlítani.²³

A Függelék F5. táblázata az 1997-es és a 2000-es járadékban részesülők összetételét mutatja a munkanélkülivé válást megelőző négy év során munkában töltött idő szerint képzett négy csoportban. A következő részben e négy csoporton belül fogjuk – nemenként külön-külön – a két járadékrendszerhez tartozók kiáramlását összehasonlítani. Mivel a kiáramlás vizsgálatakor az egyéni jellemzők hatását nem szűrjük ki, fontos tisztázni, hogy a megfelelő alminták összetétele között az elhelyezkedési esélyt befolyásoló tulajdonságok szerint milyen különbségek vannak.

A leghosszabb (44–48 hónap) munkaviszonnyal rendelkezők körében az 1997-es és a 2000-es járadékban részesülők átlagos életkora gyakorlatilag nem különbözik, és csak kis eltérések vannak az iskolázottság, valamint a lakóhely szerint is. (A férfiak esetében az 1997-es segélyezettek között két százalékponttal magasabb a legfeljebb általános iskolai végzettségűek, ugyanennyivel alacsonyabb a közép- vagy felsőfokú végzettségűek aránya. A nők esetében pedig a 2000-es segélyben részesülők között van kissé több alacsony iskolai végzettségű; az 1997-es segélyre kerülők közül valamivel több férfi lakik az észak-alföldi és a dél-alföldi régióban, valamivel több nő Nyugat-Dunántúlon.) A négy év során, 25–43 hónap közötti időtartamot dolgozók között a 2000-es járadékban részesülők átlagos életkora kissé alacsonyabb, és valamivel magasabb közöttük a legalább középiskolai végzettséggel rendelkezők aránya, a férfiak esetében pedig alacsonyabb a legfeljebb nyolc osztályt végzettek aránya. A férfiak esetében kisebb, a nőkben nagyobb különbség található az alminták területi megoszlásában. A 13–24 hónap munkaviszonnyal rendelkező csoportban az alminták átlagos életkora alig tér el, és az iskolázottságban is csekély a különbség (a férfiaknál a 2000-es segélyezettek, a nőknél az 1997-es segélyezettek között magasabb a legalább középiskolai végzettségűek aránya). A legrövidebb jogosultságot szerzett csoportban tér el a leginkább a két almintha összetétele: a 2000-es járadékban részesülők életkora alacsonyabb (a férfiaknál öt, a nőknél négy évvel), kevesebb közöttük a legfeljebb nyolc osztállyal rendelkező (mindkét nem esetében 4 százalékponttal), és több a legalább középiskolát végzett (a férfiaknál 4, a nőknél 3 százalékponttal).

²² A januárban belépő 31 ezer személy közül több mint 15 ezer munkaviszonya 1999. december 31-én szűnt meg, míg a februárban belépők 16 ezres létszámából csak mintegy 5 ezer veszítette el állását 2000. január 31-én. (A munkaviszony-megszűnések egy-egy hónapon belül mindig jelentős mértékben az utolsó napra koncentrálnak.)

²³ Az 1999-es adatok a Foglalkoztatási Hivatalból származnak. 2000 első negyedében a teljes havi beáramlások a következők voltak: január – 36 604, február – 24 107, március – 22 604 fő.

Úgy véljük, nincs okunk feltételezni, hogy a 2000. januárban járadékra kerülők között aránytalanul sok munkanélküli lenne, aki vonzónak tartja a segítyt, és ezért elérte, hogy a kedvezőbb feltételeket kínáló 1997-es járadékrendszerbe kerüljön be. A két beáramlási minta összetétele közötti különbségek a legrövidebb munkaviszonnyal rendelkezők kivételével csekélyek. Ez utóbbi csoport kiáramlásának vizsgálatakor figyelembe kell venni, hogy a 2000-es járadékban részesülők fiatalabbak és iskolázottabbak.

Eredmények

Amennyiben az 1997-es és a 2000-es járadékban részesülők összetétele elég közel áll egymáshoz, a munkanélküliség időtartamában tapasztalható különbségek a segélyezés eltérő szabályaival hozhatók összefüggésbe. Arra számíthatunk, hogy a 2000-es járadékrendszerben megszerezhető rövidebb jogosultság lefelé nyomja a rezervációs béreket, a munkakeresés intenzitását pedig növeli, ami gyorsabb elhelyezkedési ütemhez vezet.

A 10. táblázat a két almintá kilépési irányok szerinti megoszlását mutatja. A járadékra kerülők csaknem kétharmada kimerítette a jogosultságot, egyharmaduk pedig elhelyezkedett. A 2000-es járadékban részesülők között több a kimerítő, kevesebb az elhelyezkedő, mint az 1997-es szabályok szerint segélyezetttek között. Ebből azonban – éppen azért, mert a 2000-es szabályok szerint rövidebb volt a jogosultság – nem következtethetünk az elhelyezkedési ütem különbségére, hiszen az 1997-es almintát hosszabb ideig tudtuk megfigyelni a regiszterben. A kimerítés és elhelyezkedés együttesen az összes kilépés több mint 90 százalékát teszi ki, ehhez képest csekély az egyéb okok miatt kilépők aránya. Három munkaerő-piaci programba – bérszubszenciával történő elhelyezkedés, vállalkozásindítási támogatás és közhasznú munka – egyenként a minta kevesebb mint egy százaléka kapcsolódott be a munkanélküli-járadék folyósításának időtartama alatt. Szintén egy százalék alatt van a nyugdíjba lépők aránya. Valamivel több, mint egy százalékot zártak ki a járadékból. Kizárásra akkor kerül sor, ha a segélyezett visszautasítja a munkaügyi kirendeltség által felajánlott állást vagy képzési lehetőséget, vagy ha „nem megfelelő” magatartásával saját maga hiúsítja meg egy felajánlott állásban történő elhelyezkedését. Egyéb okból – mint például rövid idejű munkavégzés, nappali tagozatos képzésbe történő bekapcsolódás, a járadék megszüntetése a munkanélküli kérésére – másfel százalék járadéka szűnt meg. A járadékos időszakok mintegy 5 százalékaról nem tudtuk megállapítani, milyen hosszú ideig tartottak, és hogyan értek véget.²⁴

Az adatokból nem állapítható meg, hányan és mikor léptek át a járadékról munkaerő-piaci képzési programokba. A járadékjogosultság kimerítése előtt képzésre

²⁴ Az érintett munkanélküliek eltűntek a szemünk elől, nem sikerült végig követnünk járadékos pályafutásukat a regiszterben. Csak annyit tudunk róluk, hogy egy bizonyos napon még kaptak járadékot, de az adatok között nincs utalás arra, hogy a járadékfizetés valamilyen okból megszűnt volna. Ennek következtében a munkanélküliség teljes hosszát sem ismerjük. Igen valószínű, hogy e segélyezési időszakok rövidebb-hosszabb szüneteltetés után – ami többféle okból bekövetkezik – később folytatódtak.

10. táblázat
Kilépések a járadékregiszterből (százalék)

Megnevezés	1997. évi járadék	2000. évi járadék	Együtt
Elhelyezkedés	35,2	28,7	32,1
Bértámogatási program	0,4	0,3	0,4
Vállalkozásindítási támogatás	0,7	0,7	0,7
Közhasznú munka	0,5	0,5	0,5
Nyugdíj	0,5	0,4	0,4
Kizárás	1,3	1,4	1,3
Egyéb	1,4	1,5	1,5
Kimerítés	55,7	62,1	58,7
Ismeretlen	4,5	4,5	4,5

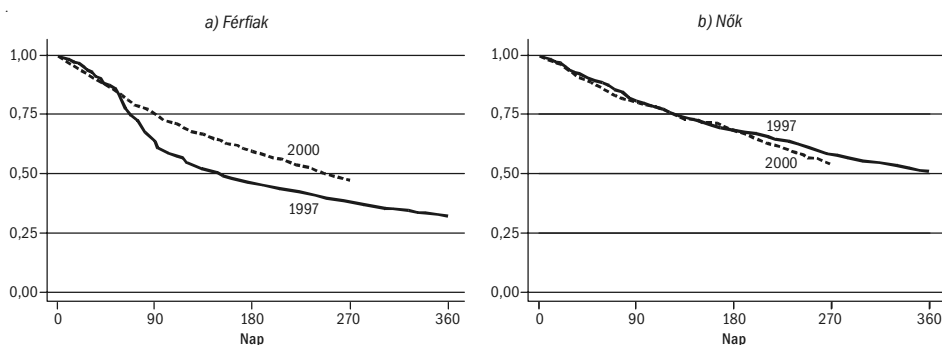
kerülőknél tovább folyósítják a munkanélküli-járadékot, és a számítógépes nyilvántartásban nem jelölik a képzésbe történő bekapcsolódást. Ezért – kényszerűségből – a képzési programba való bekerülést elemzésünkben nem tekintjük a járadékból történő kilépésnek, és értelemszerűen a 10. táblázatban sem tüntettük fel. A képzésre kerülő 1997-es szabályok szerint segélyezettek számára a képzési támogatás helyett a járadékjogosultság kimerítéséig munkanélküli-járadékot folyósítottak. 2000 februárjától a képzés befejeződéséig meghosszabbodott a jogosultság, azaz ekkortól a képzések résztvevői a munkaviszony alapján megszerzett jogosultsági időtartamnál hosszabb ideig kaphatnak járadékot. A kilépési esélyek elemzéséhez használt túlélési és feltételes valószínűségi (*hazard*) függvényeken minden munkanélkülit csak az eredeti, munkaviszony alapján szerzett jogosultság lejártáig követünk, ezért a képzésben részesülő 2000-es segélyezettek jogosultságának meghosszabbodása nem befolyásolja eredményeinket. Bizonyos értelemben viszont torzítaná az összehasonlítást, ha az 1997-es almintához képest a 2000-es járadékban részesülők közül még a jogosultság lejártá előtt lényegesen nagyobb arányban kerülnének képzési programokba. Ekkor ugyanis, amennyiben a képzést is kilépésnek tekintjük, a becslésekben használt kockázati csoport – amelyben a képzésre került munkanélküliek is szerepelnek – a 2000-es segélyezettek esetében a valószínűséghez képest viszonylag nagyobb lenne, következésképpen az elhelyezkedési esélyt inkább alábecsülnénk. Nem gondoljuk azonban, hogy ilyen torzító tényezővel komolyan számolni kellene eredményeink értelmezésekor. Egyrészt, egy-egy járadékos kohorszból a munkanélküliek igen alacsony arányban kerülnek képzési programokba: 1994–1996-ban, amikor a jogosultság időtartama ugyanolyan hosszú volt, mint az 1997-es járadékrendszerben, a járadékra bekerülők csupán 2-3 százaléka lépett ki képzési programokba (*Galasi-Nagy* [1999]). Másrészt nincs okunk feltételezni, és a képzésekben résztvevők létszámadatai sem utalnak rá, hogy az új járadékszabályok bevezetését követően hirtelen megugrott volna a képzésre kerülők létszáma. Ráadásul ennek úgy kellett volna bekövetkezni, hogy az egy időben járadékban részesülők közül csak a februártól belépőket érintse.

A kilépési ütem vizsgálatát külön-külön végezzük el az elmúlt négy évben munkában töltött idő alapján képzett – az *F5. a–d)* táblázatban szereplő – négy csoportra.

A megelőző négy évben 44–48 hónapot dolgozók. A munkanélküliek közül a legtöbben – egyharmaduk – a segélykérelmet megelőző négy évben folyamatosan vagy csaknem folyamatosan dolgoztak, és hosszú időre szereztek segélyjogosultságot. Mint az 9. táblázatban láthattuk, e csoportban csökkent a legnagyobb mértékben – 18–25 százalékkal – a járadékjogosultság. A túlélési függvények az 14.a) és b) ábrán láthatók. A függvények a maximális jogosultság lejártakor – a 2000-es járadékban részesülők esetében 270, az 1997-es járadékban részesülőknél pedig 360 napnál – érnek véget.

Az 1997-es és 2000-es járadékban részesülő férfiak túlélési görbéi a 14.a) ábrán az első mintegy két hónapos időszakban együtt haladnak, majd a harmadik hónapban lényegesen eltávolodnak egymástól, ekkor az 1997-es almintából sokkal többen távoznak a regiszterből. Ezután, a negyedik és a hatodik hónapban a két görbe ismét párhuzamosan halad, végül a hatodik hónap után kissé közeledik egymáshoz. A 270. napnál, amikor a 2000-es almintához tartozók kimerítik a jogosultságot, e csoportból még 47 százalék részesül járadékban, az 1997-es almintából csak 38 százalék. Az 1997-es járadékban részesülők tehát gyorsabb ütemben hagyják el a regisztert, és a különbség a harmadik-negyedik hónapban tapasztalható gyors kiáramlásnak tulajdonítható.

14. ábra
A megelőző négy évben 44–48 hónapot dolgozók túlélési függvényei



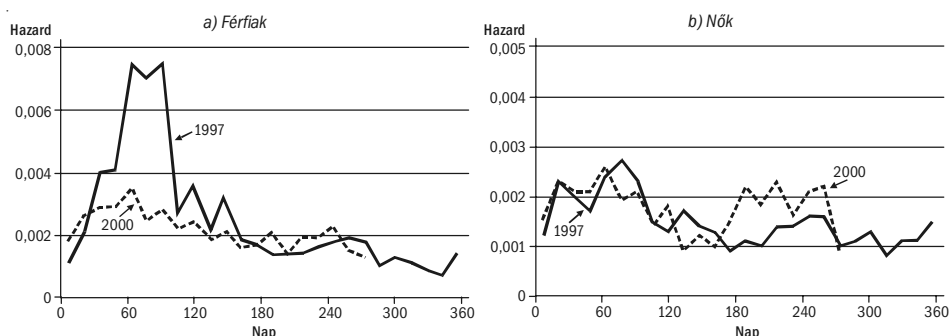
Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

A két almintához tartozó nők kiáramlása [14.b) ábra] az első félévben teljesen azonos volt, majd a 2000-es járadékban részesülők túlélési függvénye kissé lejjebb kerül. Háromnegyed év elteltével a 2000-es almintá 55 százaléka maradt a regiszterben, míg az 1997-es almintá 59 százaléka. Az ábrákból látható az is, hogy a férfiak kiáramlása gyorsabb, mint a nőké. Háromnegyed év után a 2000-es almintában 8, az 1997-esben 11 százalékpont különbség van a két nem túlélési arányaiban a nők javára.

A 15.a) és 15.b) ábra segítségével részletesebben tájékozódhatunk az elhelyezkedési esélyekről. Ezek az ábrák az elhelyezkedés feltételes valószínűségének (*hazard*)

időbeli alakulását mutatják kéthetes időintervallumokra. Az 1997-es járadékban részesülő férfiak elhelyezkedési valószínűsége – mint a 15.a) ábrán látható – óriási mértékben megemelkedik a harmadik hónap előtt. Az érték ekkor négy-ötszöröse annak, ami az első hetekben volt tapasztalható, vagy amekkora később, a hatodik hónap körül lesz. (Az emelkedés statisztikailag is erősen szignifikáns: az ötödik kéthetes időszakra jellemző 0,0075-os érték 95 százalékos konfidenciaintervallumának alsó határa 0,0069.) Bár az elhelyezkedési valószínűség kezdetben a másik almintában is növekszik, az 1997-es járadékban részesülőkéhez hasonló kiugrás nem figyelhető meg. A negyedik-ötödik hónaptól kezdve a két járadékrendszerhez tartozók elhelyezkedési valószínűsége már nem különbözik (néhány kéthetes időszakban ugyan kissé magasabb a 2000-es járadékban részesülők hazardja, de a különbség egy esetben sem szignifikáns). A hazardfüggvények tanulmányozása megmutatja, hogy a túlélési görbék közötti különbség – az 1997-es járadékban részesülők gyorsabb kiáramlása – egyértelműen az elhelyezkedési valószínűség márciusban-áprilisban tapasztalható átmeneti megemelkedésének tulajdonítható.

15. ábra
A megelőző négy évben 44–48 hónapot dolgozók hazardfüggvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

Felvetődik a kérdés, vajon mi okozhatta a januárban belépő munkanélküliek körében az elhelyezkedési esély imént látott hirtelen növekedését. A munkaerő-kereslet szezonális élenkülése önmagában nem szolgálhat magyarázatként, mert ennek mindkét almintára hasonló hatást kellett volna gyakorolnia, és bár kezdetben a 2000-es járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűsége is emelkedik, korántsem olyan mértékben, mint az 1997-es járadékban részesülőké (a 2000-es járadékrendszerhez tartozók átlagosan körülbelül 45 nappal később kerültek járadékra, ezért az ő esetükben a vízszintes tengelyen 45 nappal korábbi értékeket kell figyelembe venni, ha ugyanazon naptári időszak adataira vagyunk kíváncsiak). A legvalószínűbb magyarázat, hogy a januárban járadékra kerülők között magas arányban találhatók átmeneti elbocsátottak, akik munkaviszonyát 1999 végén szüntették meg, és akiket a márciusi-áprilisi időszakban hívtak vissza korábbi munkahely-

ükre. Adataink alapján nem tudjuk megállapítani, hogy az egyes almintákban hány átmenetileg elbocsátott munkanélküli van, de más forrásokból tudjuk, hogy a tavaszi kiáramlásban jelentős e csoport súlya. Köllő [2001] leírja, hogy a járadékból 2001. március 18. és április 7. között elhelyezkedők 40–60 százaléka korábbi munkahelyére tért vissza, és e visszatérők tipikusan – akárcsak a mi januári almintánkból március-áprilisban elhelyezkedők – többéves munkaviszonnyal rendelkeztek, és három hónapig voltak járadékon. Valószínűnek tűnik, hogy az átmeneti elbocsátások sokkal gyakoribbak az év végén, mint később, és ezért az ideiglenesen elbocsátottak a januári almintában koncentrálnak. (Emlékeztetünk rá, hogy a januári alminták csaknem felének 1999. december 31-én szűnt meg a munkaviszonya.)

A 15.b) ábra a nők elhelyezkedési valószínűségének alakulását mutatja. A nők kilépési esélye az 1997-es almintában is csak kismértékben emelkedik meg a második-harmadik hónap táján. Ez az eredmény nem mond ellent feltevésünknek, amely szerint az átmeneti elbocsátás szerepe jelentős a férfiak tavaszi elhelyezkedésében, mert a korábbi munkáltatóhoz való visszatérés sokkal inkább jellemző a férfiakra, mint a nőkre (Köllő [2001]). Az 1997-es és 2000-es járadékban részesülők értékei az első félévben jól láthatóan nem különbözik. Ezután három és fél hónapig (hét kéthetes időszakban) a 2000-es alminták elhelyezkedési valószínűsége magasabb. Mivel ez a járadékos időszak utolsó harmadába esik, felvetődik, vajon nem a rövidebb jogosultsággal összefüggő ösztönző hatásról van-e szó. A különbségek azonban, mint az ábrán is látható, meglehetősen csekélyek, és a becslések 95 százalékos konfidenciaintervallumainak vizsgálata megmutatja, hogy a két alminták értékei a hét közül csupán egyetlen kéthetes időszakban térnek el szignifikáns mértékben (a 168–182. nap között).²⁵ Tehát a jogosultság utolsó harmadára sem jellemző, hogy rövidebb járadékjogosultsággal rendelkező munkanélküliek elhelyezkedési valószínűsége számottevően nagyobb lenne, mint a hosszabb jogosultsággal rendelkezőké.

A járadékszabályok hatásának felmérése szempontjából a megelőző négy évben 44–48 hónapig dolgozók vizsgálata különösen fontos, mert e csoport jogosultsága csökkent a legnagyobb mértékben. Eredményeink nem utalnak arra, hogy a rövidebb jogosultság e csoportban ösztönözte volna a kiáramlást, illetve az elhelyezkedést. A férfiak között a hosszabb jogosultsággal rendelkező januári belépők kiáramlása gyorsabb, ami az elhelyezkedési valószínűség tavaszi megugrásával függ össze, és valószínűleg az átmenetileg elbocsátottak munkába lépésével magyarázható. Ezenkívül a két alminták elhelyezkedési valószínűsége gyakorlatilag egyik nem esetében sem különbözik.

A megelőző négy évben 24–43 hónapot dolgozók. E csoportba, amelynek létszáma a teljes minta egyötöde, különböző időtartamokra jogosultságot szerzett munkanélkülieket vontunk össze: az 1997-es szabályok szerint 180 és 300, a 2000-es szabályok szerint pedig 144 és 264 nap között mozoghat a járadékjogosultság.

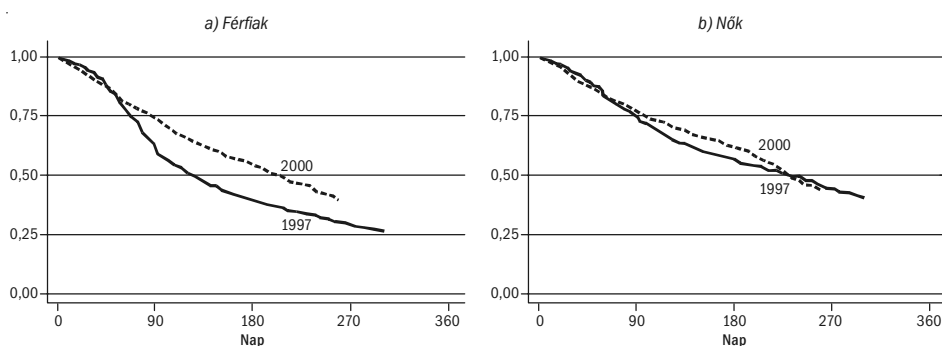
²⁵ A kilépések miatt az elemszám folyamatosan csökken, ezért a járadékon töltött idő növekedésével párhuzamosan egyre nagyobb lesz a becslések hibahatára.

A csökkenés mértéke a munkában töltött időtől függően 7–20 százalék. A túlélési és hazardfüggvények számításakor az időközben kimerítéssel véget érő időszakokat cenzoráltuk.

Az eredmények nagyon hasonlítanak ahhoz, amit az előző, hosszabb munka-viszoonnyal rendelkező csoport esetében tapasztaltunk. A túlélési függvények a 16.a) és a 16.b) ábrán láthatók. A férfiak túlélési görbéi eleinte itt is együtt haladnak, és a harmadik hónapban távolodnak el egymástól. További hasonlóság, hogy a két segélyrendszerhez tartozó nők túlélési arányai kevésbé térnek el, mint a férfiakéi, különbséget jelent viszont, hogy e jogosultsági csoportban hosszú ideig a 2000-es járadékban részesülők görbéje kissé magasabban helyezkedik el, és végül, amikor a leghosszabb jogosultsággal rendelkező 2000-es járadékban részesülők is kimerítik a jogosultságot, a túlélési arány teljesen azonos. A férfiak kiáramlása gyorsabb, mint a nőké, félév elteltével a túlélési arányok nemek közötti különbsége a két almintában 7, illetve 17 százalékpont (az első a 2000-es, a második az 1997-es segélyben részesülők értéke). Figyelemre méltó, hogy e csoport gyorsabban hagyja el a regisztert, mint akik hosszabb ideig, 44–48 hónapig dolgoztak a megelőző négy évben. Ez mindkét nemre és mindkét almintára igaz.

16. ábra

A megelőző négy évben 24–43 hónapot dolgozók túlélési függvényei

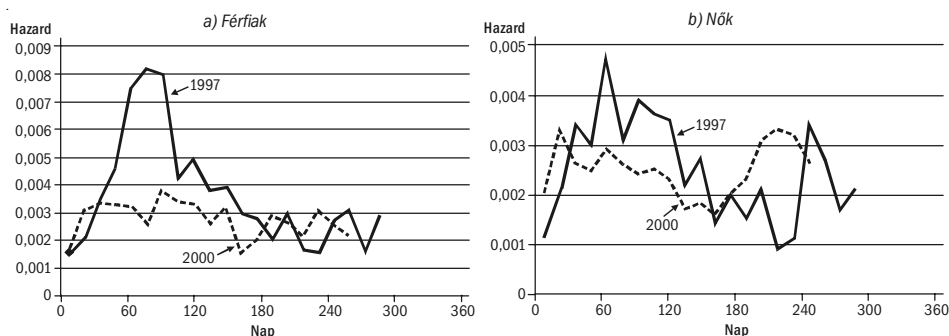


Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

A férfiak 17.a) ábrán látható hazardgörbéin a januárban belépők elhelyezkedési valószínűségének ugyanolyan mértékű megugrását láthatjuk a március-áprilisi időszakban, mint a 15.a) ábrán a 44–48 hónapot dolgozók esetében. A később járadékra kerülő másik almintában nem tapasztalható emelkedés ebben az időszakban. A féléves ponthoz közeledve, eltűnik a különbség a két almintá között.

A nőknél [17.b) ábra] a második és ötödik hónap között végig az 1997-es járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűsége magasabb, és csak a féléves pont után található néhány kéthetes időszak, amikor nagyobb eséllyel léptek munkába a rövidebb jogosultsággal rendelkező 2000-es szabályok szerint segélyezettek. Ha azonban figyelembe vesszük a másfél hónapos eltolódást a belépés időpontjában, e különbségek is mérséklődnek, és egyik szakaszban sem bizonyulnak szignifikánsnak.

17. ábra
A megelőző négy évben 24–43 hónapot dolgozók hazardfüggvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

Egyértelműen levonhatjuk a következtetést: a 2000-es változások e csoportban sem befolyásolták az elhelyezkedés ütemét.

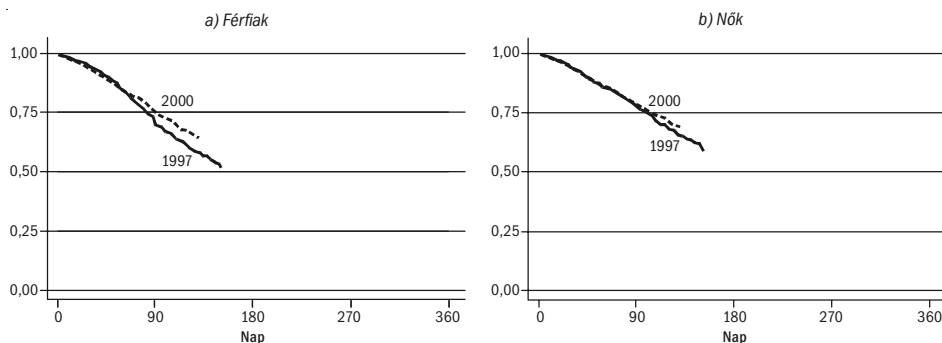
A megelőző négy évben két évnél rövidebb ideig dolgozók. Az 18–21. ábrán a rövidebb jogosultsággal rendelkezők túlélési és hazardgörbéi láthatók. E rövidebb jogosultsági csoportokat két kategóriába vontuk össze, amelyek tagjai a megelőző négy évben 12–23 hónapot, illetve az egy évnél rövidebb ideig dolgozók. Mindkét csoporthoz a teljes minta 24 százaléka tartozik.

A 12–23 hónap munkaviszonnyal rendelkezők többségének járadékjogosultága az új szabályok szerint csökkent ugyan, de viszonylag szerény mértékben, legfeljebb 12 százalékkal. E csoportban – mint a 9. táblázatban látható – ritka esetben az is előfordulhat, hogy a megelőző négy évben ugyanolyan hosszú ideig dolgozó munkanélküliek járadékfolyósítási ideje egyáltalán nem csökkent, vagy kismértékben emelkedett. Akkor sem számíthatnánk tehát jelentős különbségre a két alminta között, ha a jogosultság időtartamának csökkenése ösztönözné az elhelyezkedést. A 18.a) és 18.b) ábra túlélési függvényeiből láthatjuk, hogy a férfiak esetében az 1997-es segélyrendszerhez tartozók kiáramlása valamivel gyorsabb, a nőknél pedig nincs különbség a két alminta között. A 19.a) és 19.b) ábrán bemutatott hazardgörbék ugyanezt mutatják: az 1997-es járadékban részesülő férfiak elhelyezkedési valószínűsége a második hónaptól kezdve magasabb, mint a 2000-es járadékban részesülőké, a nők esetében pedig gyakorlatilag semmi különbség nincs a két csoport között.

Az elmúlt négy évben egy évnél rövidebb ideig dolgozó munkanélküliek az 1997-es szabályok szerint egységesen 45 nap járadékjogosultságot szereztek, a 2000-es segélyrendszer szerinti járadékfolyósítási időtartam a többség számára megnőtt: a munkaviszony pontos hosszától függően 40 és 72 nap között mozgott.²⁶ Az ösz-

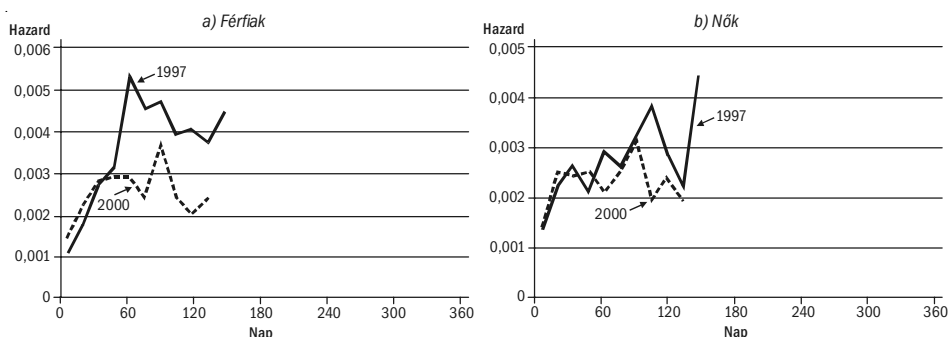
²⁶ A 2000-es járadékban részesülők 26 százalékának néhány (legfeljebb 5) nappal hosszabb, 4 százaléka pontosan ugyanannyi, 70 százaléka pedig rövidebb lett volna a járadékjogosultsága az 1997-es szabályok szerint.

18. ábra
A megelőző négy évben 12–23 hónapot dolgozók túlélési függvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

19. ábra
A megelőző négy évben 12–23 hónapot dolgozók hazardfüggvényei

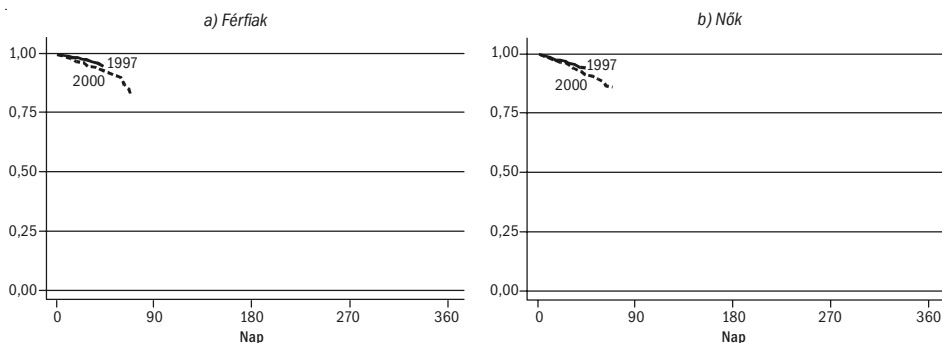


Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

tönzési hipotézis alapján itt tehát inkább arra lehetne számítani, hogy a régi szabályok hatálya alá tartozók lépnek ki gyorsabban a munkanélküliségből, bár markáns eredményeket semmiképpen sem várhatnánk, hiszen nem minden munkanélküli jogosultsága növekedett, és nem sokan szereztek számottevően hosszabb jogosultságot az új rendszerben.²⁷ A 20. ábra túlélési görbéi és a 21. ábra hazardfüggvényei megmutatják, hogy mindkét nem esetében a többségükben hosszabb jogosultsággal rendelkező 2000-es járadékban részesülők hagyták el gyorsabban a regisztert, illetve helyezkedtek el nagyobb valószínűséggel – bár a különbségek csekélyek. Ebben szerepet játszhat, hogy – mint a minta bemutatásakor leírtuk – a 2000-es járadékban részesülők összetétele az elhelyezkedési esélyek szempontjából kedvezőbb: magasabb az iskolai végzettségük és fiatalabbak.

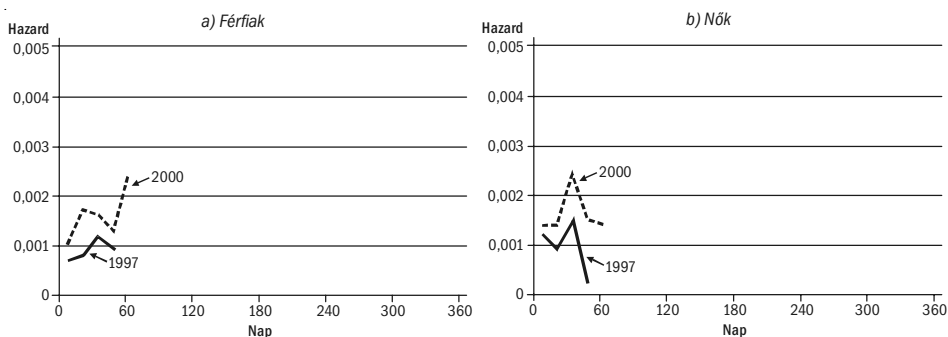
²⁷ A 2000-es minta jó harmada szerzett 45 napnál legalább egynegyeddel hosszabb jogosultságot.

20. ábra
A megelőző négy évben 6–11 hónapot dolgozók túlélési függvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

21. ábra
A megelőző négy évben 6–11 hónapot dolgozók hazardfüggvényei



Megjegyzés: az esetszámokat lásd a Függelék F5. táblázatában.

*

A járadékfolyósítási idő 2000. évi csökkentése kedvezőtlen hatást gyakorol a munkanélküliek életszínvonalára. Magyarországon a munkanélküliségi időtartam viszonylag hosszú, és a munkanélküliek többsége a korábbi – nagyvonalúbb – járadékszabályok mellett is, még mielőtt el tudott volna helyezkedni, kimerítette jogosultságát. A járadékjogosultság lejártával a segélyezés viszont meglehetősen alacsony jövedelemhatárhoz van kötve, ezért sokak számára egyáltalán nem hozzáférhető, ráadásul összege is jóval alacsonyabb, mint a munkanélküli-járadéké.

E negatív hatást legalább részben ellensúlyozhatja, ha a rövidebb jogosultsági idő hatására megnövekszik a munkanélküliségből történő kiáramlás, és ezáltal csökken a munkanélküliségi időtartam. Lehetséges ugyanis, hogy a megszerezhető rövidebb jogosultság lefelé módosítja a rezervációs béreket, a munkakeresés intenzitását pedig növeli, ami gyorsabb elhelyezkedési ütemhez vezet. A segélyrendszer 2000. évi módosítását a kormányzat éppen a munkavállalás ösztönzésével

indokolta. A fejezetben azt vizsgáltuk meg, vajon a valóságban érvényesült-e ilyen hatás: növekedett-e az elhelyezkedési valószínűség, illetve a járadékregiszter elhagyásának üteme.

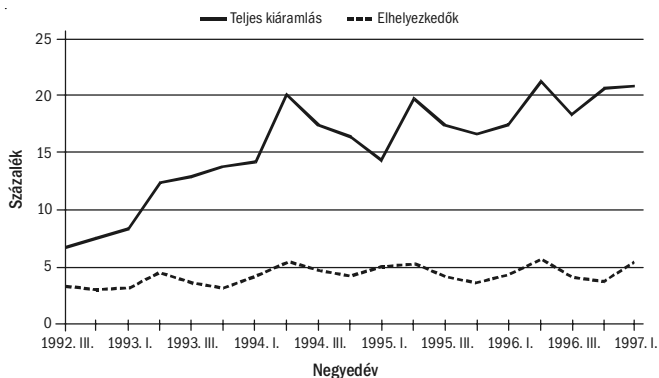
A segélyrendszer módosítását közvetlenül megelőző és követő időszakban járadékra belépő munkanélküliek mintáinak összehasonlításakor egyik jogosultsági csoportban sem találtunk az elhelyezkedési ütem növekedését mutató különbségeket, sőt, több csoportban éppen a hosszabb jogosultsággal rendelkezők hagyták el némileg gyorsabban a regisztert. E különbség a legalább két év munkaviszonnyal rendelkezők csoportjaiban minden bizonnyal azzal magyarázható, hogy a januárban belépő, hosszabb jogosultsággal rendelkező segélyezettek között sok ideiglenesen elbocsátott munkanélküli található, akiket néhány hónap elteltével régi munkaadójuk ismét alkalmaz. A rövidebb jogosultsággal rendelkezők elhelyezkedési valószínűsége azonban olyan időszakokban sem magasabb, amelyekben a korábbi munkahelyre történő visszatérés feltételezhetően nem befolyásolja a kiáramlást. Eredményeink tehát azt mutatják, hogy a jogosultsági időtartam 2000. évi csökkentése nem vezetett gyorsabb elhelyezkedéshez, nem ösztönözte a segélyezettek munkavállalását. Úgy tűnik, a magyar munkanélküliek nem reagálnak rugalmasan a segélyezés szabályainak változására, azaz ugyanarra a következtetésre juthatunk, mint a járadékjogosultság 1993-as csökkentése után elvégzett – az előző alfejezetben bemutatott – hasonló elemzés során jutottunk.

Megállapításaink természetesen csak a járadékjogosultság időtartamára érvényesek, hiszen a járadékregiszterből származó adatok felhasználásával a kimerítés után nem lehet követni a munkanélküliek sorsát. A változások ösztönző hatása mellett lehet úgy érvelni, hogy amennyiben a járadék megszűnése után gyorsul az elhelyezkedés, a rövidebb jogosultság miatt ez korábban következik be, és ezáltal növekszik a munkába lépési arány. A rendelkezésre álló empirikus eredmények azonban – amelyeket a következő fejezetben ismertetünk – nem tanúskodnak ilyen hatásról.

3. A járadékjogosultság kimerítésének hatásai

Az 1990-es évek elején a közép-kelet-európai országokban a munkanélküliek jövedelemtámogatásának elsődleges formája az újonnan bevezetett biztosítási jellegű munkanélküli-járadék volt, amely korlátozott időtartamú ellátást nyújtott. A járadék kezdetben a munkanélküliek többsége számára hozzáférhető volt, de a munkanélküliségből történő alacsony kiáramlás következtében, amely több országban a járadékjogosultság időtartamának csökkentésével is párosult, egyre csökkent a járadékban részesülő munkanélküliek aránya. Az évtized közepén (1995 decemberében) a regisztrált munkanélkülieknek Lengyelországban csupán 50 százaléka, Magyarországon kevesebb mint 40 százaléka, Szlovákiában pedig mintegy 25 százaléka részesült munkanélküli-járadékban. A kilencvenes évek elején (1991 decemberében) ez az arány még mindhárom országban 75–80 százalék között volt (Boeri–Edwards [1996] 3. ábra). (A járadékban részesülők arányának alakulását Magyarországon részletesen tárgyalja a kötet 1. fejezete.) A járadékjogosultság kimerítése Magyarországon elég hamar oly gyakorivá vált, hogy legtöbben jogosultságuk megszűnése folytán kerülnek ki a járadékban részesülők közül, nem pedig annak köszönhetően, hogy új állást találnak. A 22. ábrán azt láthatjuk, hogy Magyarországon 1992 harmadik negyedéve és 1997 első negyedéve között a munkanélküli-járadékban részesülőknek havonta összesen hány százaléka került ki a járadékregiszterből, és hány százaléka került ki úgy, hogy elhelyezkedett. 1994 és 1996 között az elhelyezkedők aránya 5 százalék körül mozgott, míg az összes kilépés 15-

22. ábra
Havi kiáramlási és elhelyezkedési arányok a munkanélkülijáradék-regiszterből
(negyedéves átlagok)



Forrás: Foglalkoztatási Hivatal.

20 százalékot tett ki. A két arány közötti különbség túlnyomórészt járadékjogosultság kimerítéséből adódik. Az ábrán jól látható, hogy a kimerítés a vizsgált időszakban egyre gyakoribbá vált: a két görbe egyre távolodik egymástól.

A munkanélküli-járadékra való jogosultság tömeges kimerítése két kérdést is felvetett. 1. Milyen hatást gyakorol a járadék megszűnése a munkanélküliek életkörülményeire? 2. A járadék megszűnésével előálló jövedelemkiesés növeli-e az elhelyezkedés valószínűségét azáltal, hogy munkavállalásra ösztönöz? Ebben a fejezetben ezekkel a kérdésekkel foglalkozunk egy 1995-ben lebonyolított empirikus vizsgálat adatainak felhasználásával. A kutatásban a munkanélkülijáradék-nyilvántartás és egy egyszerű kérdőíves felvétel adatait használtuk fel. Előbb egy beáramló kohorszt követtünk a járadékregiszterben, majd a kohorsz azon tagjai közül, akik kimerítették a járadékjogosultságot, egy véletlenül kiválasztott mintát kérdeztünk meg további munkaerő-piaci pályafutásukról.

Adatforrások:

a munkanélkülijáradék-regiszter és a kimerítők követéses vizsgálata

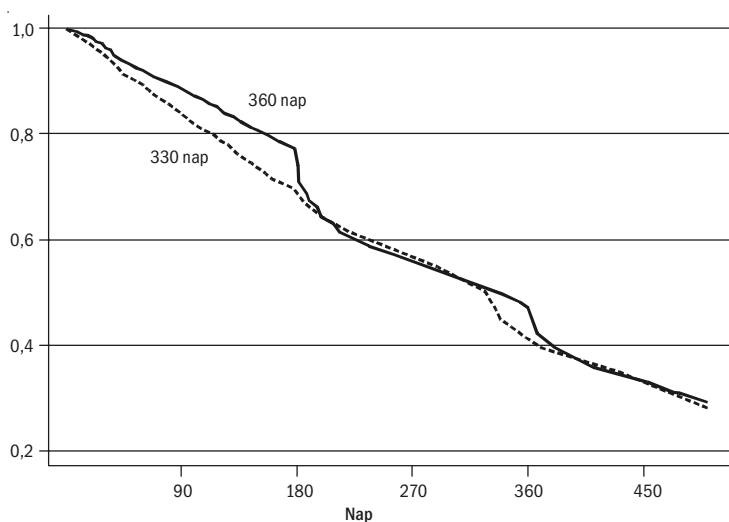
Azokról a munkanélküliekről gyűjtöttünk adatokat, akik 1994. áprilisban-májusban kerültek munkanélküli-járadékos statusba, és az ezt megelőző négy évben egyfolytában vagy majdnem egyfolytában (43–47 hónapot) dolgoztak. A szabályok szerint az előbbiek 12, az utóbbiak 11 hónapi munkanélküli-járadékra szereztek jogosultságot. Ez a 28 600 12 vagy 11 hónap jogosultsággal rendelkező munkanélküli az összes 1994. április-májusi beáramlók kétharmadát tette ki. (A többiek rövidebb ideig dolgoztak, és ezért rövidebb időre – 3–10 hónapra – szereztek járadékjogosultságot.) A belépő kohorsz csaknem fele (12 414 fő) kimerítette a munkanélküli-járadékra jogosultságot. Közülük a kérdőíves felvételhez véletlenszerűen jelöltünk ki egy mintát, az összes kimerítő valamivel több mint egyharmadát. A mintába került munkanélkülieket lakásukon kerestük fel, és végül a minta csaknem 90 százalékával, 4661 személlyel készült interjú.²⁸ Bár felmérésünk nem léphetett fel ugyanolyan igénnyel, mint a munkanélküliek körében egyes OECD-országokban lebonyolított részletes háztartási adatgyűjtések (például *Narendranathan–Nickell–Stern* [1985]), segítségével lényegesen többet tudunk mondani a munkanélküliek életszínvonaláról és ösztönzéséről, mint pusztán a munkanélküli-regiszterre támaszkodva.

A kérdésesre a járadék kimerítése után három-négy hónappal került sor. Megkérdeztük, hogyan változott a válaszadók munkaerő-piaci állapota a járadék meg-

²⁸ Alig néhány válaszmegtagadás fordult elő; a válaszhány legfőbb oka az volt, hogy a kijelölt személyeket kétszeri megkeresés után sem találták otthon a kérdezőbiztosok. (Budapesten és néhány nagyvárosban hivatásos kérdezőbiztosok, vidéken a helyi munkaügyi kirendeltség munkatársai végezték a kérdezést.) A felmérés lebonyolításáról részletebben lásd *Micklewright–Nagy* [1996]. A mintavételi arány nem volt azonos a 11 és a 12 hónapos járadékjogosultsággal rendelkezők körében, ezért a közölt leíró statisztikákban súlyozott adatokat használunk.

23. ábra

A 360 és 330 nap jogosultsággal rendelkezők túlélési függvényei



szűnése és a kérdéses időpontja között. A jellemző munkaerő-piaci állapotot kétféle időszakokra vonatkozóan rögzítettük, ezen felül az elhelyezkedőktől munkába állásuk pontos időpontját is megtudakoltuk. Kérdéseket tettünk fel továbbá a jövedelempótló támogatás igényléséről, a beadott segélykérelmek sorsáról, a munkanélküliek háztartásának összetételéről, a háztartás tagjainak gazdasági aktivitásáról, a válaszadó és házastársa keresetéről (amennyiben dolgoztak). A munkanélküli-járadék összegéről, a munkanélkülivé válás előtti keresetről és a munkanélkülivé válás okáról a járadékregiszter információit használtuk fel.

A 23. ábrán a 11 és 12 hónapos járadékjogosultságúak empirikus túlélési függvényei láthatók, amelyeket a regiszter és a kérdőíves felmérés összekapcsolt adatai alapján készítettünk. (Mint a 2. fejezetben már definiáltuk: a túlélési függvények azt mutatják meg, hogy egy-egy időpontban az induló sokaság mekkora hányada kap még járadékot.) Az induló sokaság természetesen az 1994. május-júniusban a járadékregiszterbe 11 és 12 hónap jogosultsággal belépők teljes köre (28 600 fő). A jogosultság kimerítéséig – 330, illetve 360 napig – a görbék azt mutatják meg, hogy egy-egy időpontban a kohorsz hányad része kapott még járadékot, kilépésnek tekintve a segélyezés bármilyen okból történő megszűnését (elhelyezkedés, átlépés aktív munkaerő-piaci programokba, nyugdíjba lépés, kizárás stb.). A járadék megszűnése után mindazokat túlélőnek tekintettük, akik még nem helyezkedtek el, és nem lettek nyugdíjasok, vagy nem vettek igénybe gyermekgondozási támogatást, függetlenül attól, hogy kerestek-e munkát, alkalmuk volt-e munkába lépni, illetve végeztek-e alkalmi munkát. Azért értelmeztük ilyen szélesen a munka nélküli állapotot, hogy a túlélés járadékkimerítés előtti és utáni definíciója minél inkább összhangban legyen – a regiszter adataiból ugyanis nem lehet megtudni,

vajon a segélyezett keres-e munkát, képes lenne-e munkába állni, illetve nem végez-e a segély mellett alkalmi munkát.²⁹

Mint említettük, nem minden járadékkimerítő került be a kérdőíves felmérés mintájába. Azok munkanélküliségi időtartamát, akik nem kerültek be a felmérésbe, a járadékkimerítés időpontjában cenzorálnak tekintettük. Mindkét csoport túlélési függvénye hirtelen visszaesik a kimerítés után (a 330., illetve a 360. napot követően), és hasonló visszaesés látható a 12 hónap járadékjogosultsággal rendelkezők görbéjén a 6. hónapnál. Ez utóbbi magyarázata, hogy féléves regisztráció szükséges egyes foglalkoztatáspolitikai támogatások, legfőbbképpen az előnydíj igénybeviteléhez. Eltekintve ezektől a hirtelen visszaesésektől, azt láthatjuk, hogy a túlélési függvények meredeksége nemigen különbözik a járadékkimerítést megelőző és az azt követő időszakban, ami arra utal, hogy a járadék megszűnése nem jár lényeges változással az átlagos munkanélküli viselkedésében.

Az 11. táblázat részletesebben megmutatja, mi történt a munkanélküliekkel közvetlenül a járadék megszűnése után és három hónappal később. A járadékból kikerülők hét százaléka már a kimerítést követő egy héten belül munkába áll, öt százalék pedig nyugdíjba lép, vagy gyermekgondozási segélyt vesz igénybe – ez okozza a túlélési függvények hirtelen visszaesését a 23. ábrán. Három hónap elteltével a minta csaknem egyötödének volt állandó munkája, a többiek jelentős része állást keresett. A férfiak közül többen végeztek mind állandó, mind alkalmi munkát; a nőkre inkább jellemző, hogy nem volt munkájuk, és nem is kerestek állást. Bár követéses vizsgálatunkban nem tudtuk a munkaerő-piaci állapotokat olyan pontosan azonosítani, mint ahogy a munkaerő-felmérésekben szokásos, az eredmények nem utalnak arra, hogy a járadékból kikerülő munkanélküliek tömegesen kivonulnának a munkaerőpiacról. Ugyanakkor az a körülmény, hogy a kérdezést a legtöbb helyen a munkaügyi kirendeltségek tisztviselői végezték, valamelyest növelhette az álláskeresőkről beszámolók arányát. Hasonló okból lehetséges, hogy a valóságban többen végeznek alkalmi munkát, mint ahányan ezt válaszolták (a férfiak kilenc, a nők három százaléka).³⁰

A 12. táblázatban a mintába került járadékkimerítők háztartásának néhány jellemzőjét foglaltuk össze. A munkanélküliek jövedelempótlásáról folyó viták a középkelet-európai országokban többnyire nem veszik figyelembe a háztartás szerepét, kimondatlanul azt feltételezve, hogy a munkanélkülieknek nem kell senkiről sem gondoskodniuk, illetve nem számíthatnak háztartásuk más tagjainak segítségére a megélhetésben. Mint láthatjuk, a járadékkimerítők közül igen kevesen élnek egyedül: csak minden 10. férfi és minden 25. nő. A férfiak kétharmadának, a nők egyötödének van házastársa, és a férfiak egyharmadának, a nők jóval több, mint felének a házastársa dolgozik. A férfiak csaknem fele, a nők kétharmada olyan

²⁹ A nyugdíjba lépést és a gyes igénybevitelét kilépésként kezeltük, mivel erről a regiszterben is van információ.

³⁰ A járadékkimerítők egy része továbbra is fenntartja a regisztrációt a helyi munkaügyi kirendeltségnél (a jövedelempótló támogatás elnyerésének ez előfeltétele is). Bár a kérdezést igyekeztük elválasztani a hivatali tevékenységtől – ezért kerestek fel mindenkit a lakásán a kérdezők –, a hivatal vélt vagy valós elvárásai ezekben a kérdésekben befolyásolhatták a válaszokat.

11. táblázat

A járadékkimerítők munkaerő-piaci állapota 1 héttel és 3 hónappal a kimerítés után, százalék

Megnevezés	Egy héttel a kimerítés után			Három hónappal a kimerítés után		
	férfi	nő	együtt	férfi	nő	együtt
<i>Alapcsoport</i>						
Állást keres	70,6	68,4	69,3	54,1	55,0	54,5
Nem keres állást	7,6	14,0	10,8	6,7	13,3	10,0
Alkalmi munkát végez, és állást keres	8,7	3,2	6,0	8,2	2,4	5,3
Alkalmi munkát végez, és nem keres állást	1,0	0,7	0,9	1,2	0,7	0,9
<i>Kilépések</i>						
Foglalkoztatott (alkalmazott, önálló, segítő családtag)	7,6	6,5	7,1	21,6	17,9	19,7
Képzési program és közhasznú munka	0,5	0,5	0,5	2,3	1,2	1,8
Nyugdíj és gyes	4,0	6,6	5,3	5,8	9,3	7,6
Egyéb	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Megjegyzés: A százalékos értékeket súlyozással számítottuk.

12. táblázat

A járadékkimerítők háztartási jellemzői, százalék

Megnevezés	Férfi	Nő
Egyedül él	11,3	4,0
Nincs házastársa	31,2	22,1
Házass, házastársa dolgozik	34,1	58,9
Házass, házastársa nem dolgozik	34,7	19,0
A háztartásnak van dolgozó tagja a házastárson kívül	19,3	16,0
A háztartásnak van dolgozó tagja, beleértve a házastársat is	47,5	67,6
A háztartásnak van jövedelemmel rendelkező tagja	74,9	78,0
A háztartásban van eltartott gyermek	47,9	68,3
Átlagos háztartásméret, fő	3,2	3,4

Megjegyzés: A táblázatban szereplő mutatókat súlyozással számoltuk. Bár az adatok a kérdezés időpontjára vonatkoznak, a járadékkimerítőket akkor sem számítottuk a munkával rendelkezők közé, ha addigra már elhelyezkedtek. Hasonlóképpen, nem számítottuk a jövedelemmel rendelkezők közé a jövedelempótló támogatásban részesülő járadékkimerítőket.

háztartásban él, amelynek van dolgozó tagja. A két nemet egybevéve, a járadékkimerítők 58 százaléka él olyan háztartásban, ahol legalább egy felnőtt dolgozik.

A háztartás többi tagjától származó támogatás fő forrása a munkajövedelem, de ha minden jövedelemforrást tekintetbe veszünk, a minta több mint kétharmadára jellemző, hogy a háztartás rendelkezik valamilyen jövedelemmel – nem értve bele azt az esetet, amikor az egyedüli jövedelemforrás a járadékkimerítő jövedelempótló támogatása. A háztartás felnőtt tagjai természetesen nemcsak erőforrást jelentenek, hanem kiadásokat is, de ennek ellenére az ő jövedelmeiknek nyilvánvalóan fontos szerepe van a járadék kimerítésekor bekövetkező jövedelemcsökkenés következményeinek enyhítésében. Eltartott gyermek a férfiak felének és a nők háromnegyedének háztartásában van. A gyermekek megnövelik a háztartás kiadásait, de a családi pótlék révén a jövedelmeket is. 1995-ben minden megfelelő korú gyermek után járt családi pótlék, ennek összege két gyermek mellett – ami a leggyakoribb eset – ugyanannyi volt, mint a járadék kimerítése után igénybe vehető jövedelempótló támogatás, nagyjából a nettó átlagbér egynegyede.

A jövedelempótló támogatás elnyerésének valószínűsége

Az elemzések gyakran azt feltételezik, hogy a munkanélküliek szociális segélye a meghatározott ideig igénybe vehető munkanélküli-járadék kimerítése után automatikusan jár, és ezért a munkanélküli-segélyezés gyakorlatilag korlátlan időtartamú (Atkinson–Micklewright [1991]). Ez a felfogás figyelmen kívül hagyja, hogy szociális segélyt csak a viszonylag rossz jövedelmi, illetve vagyoni helyzetben lévő háztartásokban élő munkanélküliek kaphatnak. Ráadásul, még ha a jövedelem-ellenőrzés ténye nem kerül is el a figyelmet, azt szokás feltételezni, hogy minden segélyre jogosult munkanélküli kérelmezi is a segélyt, a segélyhivatalok pedig a valóságos jövedelmi-vagyoni helyzetnek megfelelően bírálják el a kérelmeket. Ebben a részben a segélykérelem beadására vonatkozó döntéseket és a kérelmek elbírálását vizsgáljuk meg.

A jövedelempótló támogatás összege a vizsgálat időpontjában az öregségi nyugdíj minimumának 80 százaléka volt, 6720 forint. Ez, mint később részletesebben bemutatjuk, a munkanélküliek többsége számára jóval kevesebb, mint a munkanélküli-járadék. Azok kaphattak jövedelempótló támogatást, akik korábban kimerítették a járadékjogosultságot, és családjukban az egy főre jutó jövedelem nem haladta meg a megszabott határt (a jövedelemhatár ugyanannyi, mint a segély összege). A segély nem változik attól, hogy az egy főre jutó jövedelem megközelíti e határt, ezért e határ átlépésekor a segély elvesztése miatt lecsökken a háztartás összjövedelme. A szabályok más tekintetben is túlságosan elnagyoltak: a jövedelemhatár számításakor figyelmen kívül marad a háztartás összetétele (az egy főre, nem pedig fogyasztási egységre³¹ jutó jövedelem számít), és nem jár többeltámogatás az eltartottak után. (A jövedelemszámítás módjára és a segély összegére vonatkozó szabályok akkor sem finomodtak, amikor 2000-ben a jövedelempótló támogatást az aktív korú nem foglalkoztatottak szociális segélye váltotta fel.) A munkanélküli-járadékkal szemben a jövedelempótló támogatást nem terhelte személyi jövedelemadó.

A támogatást a helyi önkormányzatok folyósították, és 1995-ben fele részben saját, fele részben közvetlenül központi forrásból finanszírozták. Ez a megoldás amellet, hogy biztosítja a segélyezés fedezetét, pénzügyi korlátot állít az önkormányzatok elé. A központi költségvetésből járó részhez az önkormányzatok utólag, visszaigénylés formájában jutottak hozzá.³² A kisebb önkormányzatok – és sok ilyen van: a több mint háromezer önkormányzat mintegy kétharmadának területén a lakosság lélekszáma nem haladta meg a kétezret – nem rendelkeznek megfe-

³¹ Azonos egy főre jutó jövedelem eltérő színvonalú megélhetést biztosít attól függően, hogy milyen a háztartások életkor és gazdasági státusz szerinti összetétele, valamint hány tagja van a háztartásnak. Ezért az életszínvonal méréséhez súlyokat rendelnek a háztartásokhoz, amelyeket fogyasztási egységnek vagy ekvivalenciaként nevezünk.

³² Természetesen az önkormányzatok ezen kívül is kaptak támogatást a költségvetésből. Bevételeik jelentős része a normatív állami támogatásból származott, amelynek összege a szociális szükségleteket kifejező számos mutatótól köztük a munkanélküliségről is függött. E támogatást ugyanakkor közvetlenül nem befolyásolta, hogy egy adott településen mennyit kell jövedelempótló támogatásra költeni, és folyósítása nem is az aktuális szükségletekhez, hanem az előző időszak mutatóihoz igazodott.

lelő feltételekkel a segélyezés bonyolításához, ezért a kérelmeket kevésbé ellenőrzik. A családtagok jövedelméről igazolást kell beadni, de az általunk megismert önkormányzatokban igen ritkán kerül sor a családok felkeresésére és a jövedelmi helyzet alapos vizsgálatára – mert ez, úgymond, zaklatás. A segélyezettnek fenn kellett tartaniuk a regisztrációt a helyi munkaügyi központnál – ami az iroda havonta-negyedévente történő felkeresését jelentette –, és a támogatás megszűnt, ha nem fogadtak el egy felkínált, a szabályok szerint megfelelőnek minősülő állást. Az önkormányzat évente vizsgálta felül a jogosultságot, és ebben akár ki is merülhetett a kapcsolata a munkanélküliekkel. Ilyen alapon minősítették egyik önkormányzatban a jövedelempótló támogatást „könnyű pénznek”.

A követéses vizsgálatban megkérdezett munkanélküliek 48 százaléka kapott a járadék kimerítése óta – a kérdés időpontjában vagy korábban – jövedelempótló támogatást. Ezt az arányt a jövedelempótló támogatásra kerülés feltétel nélküli valószínűségének nevezhetjük, mert számításakor a nevezőben valamennyi járadék-kimerítő szerepel, köztük azok is, akik a járadék megszűnése után gyorsan elhelyezkedtek, nyugdíjba léptek vagy gyermekgondozási támogatást vettek igénybe. A 13. táblázat azoknak a segélyezéséről tartalmaz adatokat, akik a kérdés időpontjáig még nem kerültek állásba, nyugdíjba vagy gyesre (az úgynevezett alapsoporthoz tartoztak).

13. táblázat
Az alapsoporthoz tartozók segélyezése a kérdés időpontjában, százalék

Megnevezés	Férfi	Nő	Munkát keres	Nem keres munkát	Alkalmi munkát végez	Összes válaszadó
Jövedelempótló támogatást kap	61,1	56,9	62,3	41,9	26,6	59,0
Korábban kapott jövedelempótló támogatást	2,8	1,9	2,1	3,9	3,4	2,4
Elutasított kérelem	12,4	15,6	13,7	15,6	19,5	14,0
Nem adott be kérelmet	23,8	25,5	22,0	38,6	50,6	24,7
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Megjegyzés: Az alapsoport a 11. táblázat első négy sorában szereplőket jelenti. A százalékos értékeket súlyozással számítottuk.

A megkérdezéskor az alapsoporthoz tartozók 59 százaléka kapott jövedelempótló támogatást, a férfiaknak valamivel nagyobb hányada, mint a nőké. Az átlagnál kevesebb a segélyezett azok között, akik nem keresnek állást (42 százalék), és még kevesebb (27 százalék) az alkalmi munkát végzők között. Az alkalmi munkát végzőkre vonatkozó adatot fenntartással kell kezelnünk, hiszen feltételezhető, hogy a jövedelempótló támogatásban részesülők nem szívesen vallják be, ha alkalmi munkát végeznek. Figyelemre méltó ugyanakkor, hogy mintánkban nagyjából ugyanannyi (öt százaléknál valamivel kevesebb) jövedelempótló támogatásban részesülő mondta, hogy alkalmi munkát végez, mint a KSH munkaerő-felmérésében (ahol nem a munkaügyi kirendeltségek dolgozói a kérdezők). Egyébként lehetséges, hogy aki nem jut segélyhez, az inkább vállal alkalmi munkát. Az alapsoporthoz tartozók egynegyede nem folyamodott jövedelempótló támogatásért, egy hede pedig sikertelenül próbálkozott (néhányuk esetében még nem döntöttek a kérelem sorsáról).

Nyilván azok a háztartások nem kapnak segítyt, amelyek a küszöbnél magasabb jövedelemmel rendelkeznek; az ilyen háztartások egy része, tudva, hogy nem jogosult rá, nem is folyamodik segítyért – gondolhatnánk. A valóságban a helyzet összetettebb: a segítyezés hiánya a jövedelmi szinten kívül összefüggésbe hozható egyrészt a kérelmezési költségekkel,³³ másrészt az elbírálás pontatlanságaival (lásd például *Blundell–Fry–Walker* [1988] és *Duclos* [1995]). A szabályoktól eltérő elbírálás lehet tévedés, de lehet szándékos is, amikor a segítyt elbíráló szervezet tudatosan figyelmen kívül hagyja a szabályokat.

A jövedelempótló támogatást nem kérelmező megkérdezetteknek csak egyharmada mondta, hogy ennek a küszöböt meghaladó családi jövedelemszint volt az oka. Majdnem minden tizedik válaszadó az eljárás bonyolultságára hivatkozott. A nem kérelmezők több mint egynegyede okként azt jelölte meg, hogy gyors elhelyezkedésre számított. Annak fényében, hogy a válaszadók több mint egy éve munkanélküliek, ez meglehetősen különös. Amennyiben ezek a válaszok a valóságot tükrözik, úgy azt kell gondolnunk, hogy az elhelyezkedési esély befolyásolja a segítyezést, s nemcsak – mint rendszerint feltételezik – a segítyezés az elhelyezkedési esélyt. Más szemszögből e válaszok annak jeleként értékelhetők, hogy az érintett munkanélküliek esetében igen magasak a kérelmezési költségek.

A 13. táblázatban található információt, azaz a segítyezést két egyenlettel modellezzük, az egyik a kérelmezés, a másik a pozitív elbírálás valószínűségét fejezi ki:

$$p(\text{kérelem}) = F[E(JT), \text{kérelmezési költségek}], \quad (1)$$

$$p(\text{odaítélés}) = F(\text{jövedelem, önkormányzati tényezők}), \quad (2)$$

ahol $E(JT)$ az a segítyösszeg, amelyre az egyén körülményeire tekintettel számít, azaz az odaítélés szubjektív valószínűségének és a jövedelempótló támogatás összegének szorzata.³⁴ Egy tökéletes világban a segíty odaítélésének valószínűsége 1, ha az egy főre jutó jövedelem alatta marad a küszöbértéknek, és 0, ha meghaladja a küszöbértéket. A valóságban azonban lehetnek olyan háztartások, amelyek nem ismerik a szabályokat, és akkor is beadják a kérelmet, ha a jövedelmük túl magas; ők a segíty várható összegét $[E(JT)]$ nyilván a ténylegesnél magasabb odaítélési valószínűség mellett kalkulálják. A kérelmezés várható haszna ugyanakkor olyan háztartások esetében is meghaladhatja a költségeket, amelyek tisztában vannak a szabályokkal, és tudják, hogy a jövedelmük meghaladja a küszöböt; ők arra szá-

³³ Költségeken a kérelem elkészítésének és benyújtásának pénzbeli költségei és időigénye mellett a kérelmezői, illetve segítyezeti státusz negatív társadalmi presztízskövetkezményeitől való félelmet mint pszichikai költséget is értjük.

³⁴ Az (1) egyenlet mögött álló elméleti modell előfeltevései szerint a munkanélküli közömbös a kockázatokkal szemben, és a segítykérelem beadásáról úgy dönt, hogy összehasonlítja a kérelmezés elmulasztása mellett várható biztos jövedelmét a kérelmezés esetén várható bizonytalan jövedelemmel. (Ez utóbbi az odaítélés és az elutasítás esetén várható jövedelem a megfelelő szubjektív valószínűségekkel súlyozott átlaga, csökkentve a kérelmezési költségekkel.) A jövedelempótló támogatás rögzített összegű; ezért *Blundell–Fry–Walker* [1988] és *Duclos* [1995] modelljeitől eltérően esetünkben a segítyek szóródásának nem lehet szerepe az empirikus modellezésben.

míthatnak, hogy az önkormányzat hibát vét az elbírálásban, vagy sikerül jövedelmük egy részét eltitkolni. Végül egy gyakorlati szempont: az empirikus vizsgálatban a jövedelmekre vonatkozó megfigyeléseink kétségtől mentesen pontatlanok, ezért a jogosultságot nem tudjuk pontosan megállapítani.

A segély odaítélésének a (2) egyenletben szereplő tényleges valószínűségét egyrészt az befolyásolja, hogy az önkormányzat hogyan méri fel a kérelmező családjának jövedelmi helyzetét – ez lehet pontatlan is –, másrészt befolyásolják olyan más tényezők, amelyeket az önkormányzat figyelembe vesz a döntésében, vagy amelyek közvetett módon befolyásolják azt. Az egy főre jutó jövedelmen kívül három változót használunk.

1. A helyi munkanélküliségi rátát,³⁵ amelyről azt feltételezzük, hogy pozitív hatást gyakorol a segély odaítélésének valószínűségére. Egyfelől, az önkormányzat a rászorultságra tekintettel könnyebben adhat segélyt ott, ahol az elhelyezkedési esélyek rosszak. Másfelől, a finanszírozás sajátosságai alapján is hasonló összefüggés feltételezhető. Ahol magas a munkanélküliség, nagyobb szükség van más segélyekre is, amelyek költségét viszont, szemben a jövedelempótló támogatással, teljes mértékben az önkormányzatnak kell fedezni. Ilyen körülmények között az önkormányzatok érdekeltek abban, hogy a munkanélküliek háztartásának jövedelempótló támogatást fizessenek – adott esetben részben vagy egészben más segély helyett –, mert az 50 százalékos közvetlen költségvetési hozzájárulás révén többletforráshoz jutnak.

2. A településen egy lakosra jutó személyijövedelemadó-köteles jövedelmet mint az önkormányzat anyagi helyzetének közelítő változóját.³⁶ Abból kiindulva, hogy a több pénzzel rendelkező önkormányzatoknál – *ceteris paribus* – nagyobb az esély a kedvező elbírálásra, pozitív összefüggést várunk.

3. A lakosság lélekszámában mért településnagyságot. Hipotézisünk szerint a kisebb önkormányzatok kevésbé képesek és/vagy hajlandók a jövedelmi helyzetet megvizsgálni, ezért könnyebben ítélik oda a segélyt.

Ha a segélyezés a lefektetett szabályok szerint folyik, és a becslésben szerepel az egy főre jutó családi jövedelem, a fenti három változó egyikének hatása sem lehet szignifikáns. Amennyiben szignifikáns hatást találunk, ez arra utalna, hogy a jövedelempótló támogatási rendszer nem teljesen szabályszerűen működik.

A támogatás odaítélésének tényleges és szubjektív valószínűsége különböző lehet, de a munkanélküliek rendelkezhetnek bizonyos ismeretekkel az önkormányzat segélyezési politikájáról, valamint arról, hogy milyen pontosan ellenőrzi a kérelmezők jövedelmi helyzetét. Ezek az ismeretek befolyásolják a segély odaítélésé-

³⁵ Az elemzéshez 170 kistérség munkanélküliségi rátáit használtuk. A kistérségek nagyjából egy-egy munkatügyi kirendeltség körzetének felelnek meg. A kistérségre vonatkozó adatokat az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének Munkaerő-piaci Adattárából kaptuk.

³⁶ A településen befizetett személyi jövedelemadó egy része (1995-ben 35 százaléka) az önkormányzatokhoz került. Bár ez az önkormányzatok teljes költségvetésének csak mintegy 10 százalékát tette ki (Bird és szerzőtársai [1996]), a változó minden bizonnyal más helyi bevételek, így a helyi adók relatív nagyságát is közelítőleg tükrözi. (A központi költségvetésből az önkormányzatoknak juttatott támogatás kiegyenlítő hatású ugyan, de nem tünteti el a különbségeket.)

nek valószínűségéről kialakított képet. Ezért indokolt, hogy néhány olyan változó, amelyet az odaítélés valószínűségének becsléséhez használunk, a kérelmezés egyenletében is szerepeljen. A magasabb családi jövedelem egyrészt csökkenti annak (szubjektív) valószínűségét, hogy az önkormányzat megadja a jövedelempótló támogatást, másrészt növeli a jövedelemfüggő segély megbélyegző hatását, s ezáltal a kérelmezés pszichikai költségét. Magas munkanélküliségi ráta mellett kisebb a kérelmezés fajlagos költsége, mert a segély várható időtartama hosszabb. Más változóinkról, így az iskolai végzettségről és a korábbi munkanélküli-járadék-ról azt feltételezzük, hogy – a stigmatizáció miatt – csak a kérelmezési költséget befolyásolják, a várható segélyt $[E(JT)]$ nem.

A kérelmezés és odaítélés problémájának vizsgálatában a családi jövedelem többféle értelmezésben merülhet fel. A munkanélküli a kérelmezés költségeinek és hasznának összevetésekor a tényleges jövedelméből indul ki; a kérelem sikerességének szubjektív valószínűsége attól függ, mit feltételez a munkanélküli az önkormányzat által felmért jövedelméről. Végül, az odaítélés valószínűségét az befolyásolja, hogy az önkormányzat a valóságban hogyan méri fel a kérelmező jövedelmét. Az empirikus modellezéshez egy jövedelemváltozó, a háztartás megfigyelt jövedelme áll rendelkezésünkre, amelyet a tényleges jövedelem közelítéseként értelmezünk.

Az egyenleteket egy két függő változós probitmodellel szimultán becsljük. A két egyenlet:

$$Y_1 = \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 \text{ és} \quad (3)$$

$$Y_2 = \beta_2 X_2 + \varepsilon_2, \quad (4)$$

ahol Y_1 a segélykérelem beadásának, Y_2 a kérelem pozitív elbírálásának valószínűségét kifejező (meg nem figyelt) változó, X_1 és X_2 a minta megfigyelt jegyei, β_1 és β_2 pedig a hozzájuk tartozó együtthatók.

A valóságban két kétértékű változót figyelünk meg: $D_1 = 1$, ha a munkanélküli segélykérelmet ad be, 0, ha nem; $D_2 = 1$, ha a segélyt megkapja az önkormányzattól, 0, ha kérelmét elutasítják. Az Y -nal és D -vel jelölt változók között a következő összefüggés áll fenn:

$$\begin{aligned} D_1 &= 1, \text{ ha } Y_1 > 0 \text{ (egyébként } D_1 = 0), \\ D_2 &= 1, \text{ ha } Y_2 > 0 \text{ és } Y_1 > 0, \\ D_2 &= 0, \text{ ha } Y_2 \leq 0 \text{ és } Y_1 > 0 \text{ (ha } Y_1 \leq 0, D_2\text{-t nem figyeljük meg).} \end{aligned}$$

A vizsgált probléma természetéből fakadóan az elbírálást csak akkor tudjuk megfigyelni, ha a munkanélküli úgy döntött, hogy kérelmet ad be, és ez szelekciós torzításhoz vezethet. A szelekciós torzítás kiszűrését szolgálja az egyenletek együttes becslése.³⁷

A becslést a férfiakra és a nőkre külön-külön végeztük el. Az eredményeket a 14. táblázatban közöljük, a 24. ábrán pedig azt mutatjuk be, hogyan alakul a férfiak

³⁷ A becsléshez feltesszük, hogy a (3) és (4) egyenlet két hibatagjának (ε_1 és ε_2) együttes eloszlása normális, ahol a két átlag 0, a két szórás 1, és a két változó közötti korreláció ρ . A loglikelihood függvényt β_1 , β_2 és ρ szerint maximalizáljuk.

modelljei szerint a két becsült valószínűség a háztartás egy főre jutó jövedelme és a helyi munkanélküliségi ráta függvényében (a többi változó hatását kiszűrve). A két egyenlet hibatagja közötti korreláció egyik nem esetében sem szignifikáns, de meg kell jegyeznünk, hogy ez a szelekciós tényező meglehetősen érzékeny a modellek specifikációjára.

14. táblázat
A jövedelempótló támogatás kérelmezésének és megítélésének valószínűsége
(kétváltozós probitbecslés)

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	kérelem	odaítélés	kérelem	odaítélés
Konstans	-0,176 (0,7)	-0,025 (0,05)	1,825 (6,7)	1,505 (3,8)
Egy főre jutó jövedelem (1000 forint)	-0,068 (6,2)	-0,144 (5,7)	-0,099 (8,7)	-0,175 (9,7)
Korábbi munkanélküli-járadék (1000 forint)	-0,013 (0,8)		-0,084 (4,7)	
Házasság	-0,100 (1,3)		-0,269 (2,7)	
Nyolc osztálynál alacsonyabb iskolai végzettség	0,396 (2,2)		0,952 (3,0)	
Szakközépiskola végzettség	-0,190 (2,2)		-0,166 (1,8)	
Szakközépiskolai végzettség	-0,319 (2,3)		-0,393 (3,5)	
Gimnáziumi végzettség	-0,414 (2,2)		-0,228 (1,8)	
Felsőfokú végzettség	-0,502 (2,2)		-0,807 (1,9)	
Életkor	0,009 (2,3)		-0,005 (1,2)	
Helyi munkanélküliségi ráta, százalék	0,103 (9,7)	0,069 (2,6)	0,064 (5,5)	0,040 (2,4)
Budapesten lakik	0,510 (3,7)	0,318 (1,1)	0,315 (2,5)	0,488 (1,9)
Más nagyvárosban lakik		-0,497 (2,3)		-0,218 (1,0)
Lakóhely népessége (log)		0,124 (2,6)		-0,025 (0,5)
Szja-köteles jövedelem a lakóhelyen 1000 forint/lakos)		-0,001 (0,5)		-0,002 (0,1)
Hibatagok korrelációja (ρ)	-0,165 (0,3)		-0,132 (0,5)	
Loglikelihood	-1228,63		-1254,09	
Összes eset	1546		1525	
A kérelmezők száma	1135		1105	
A jövedelempótló támogatást megkapók száma	944		867	

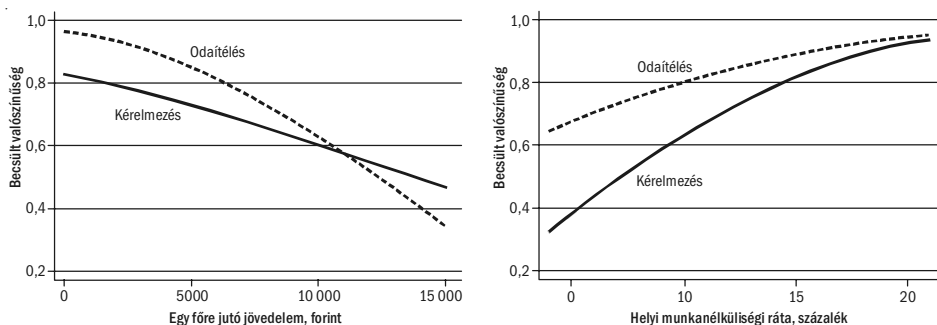
Megjegyzés: Zárójelben a t-értékek. A becslésekhez azoknak az adatait használtuk, akik a kérdészkor az úgynevezett alapsoporthoz tartoztak (lásd az 11. táblázat első négy sorát).

A háztartás jövedelme³⁸ a kérelem beadásának és a jövedelempótló támogatás odaítélésének valószínűségét egyaránt szignifikánsan befolyásolja, de az utóbbit erősebben. Inkább jellemző tehát, hogy a munkanélküliek nem ismerik, vagy figyelmen kívül hagyják a szabályokat, mint hogy az önkormányzat nem veszi komolyan a szabályokat vagy hibát vét az elbíráláskor. A 24. ábrán látható, hogy a férfiaknál a legalacsonyabb jövedelmek mellett az odaítélés valószínűsége több mint

³⁸ A felvételben csak a jövedelmek egy részét figyeltük meg, és a háztartás összes jövedelmének kiszámításához több jövedelemkomponenst becsléssel állapítottunk meg. A házastárs nettó keresetét megkérdeztük, de a többi háztartástagnak csak a gazdasági aktivitását rögzítette a kérdőív. Az ő keresetüket – ha dolgoztak – a házastársak adatai alapján egy regressziós egyenlettel becsültük meg. A családi pótlékot a megfelelő szabályok alkalmazásával imputáltuk (a gyermekek számát és korát ismertük). A nyugdíjakat és egyéb járadékokat szintén regressziós módszerrel becsültük a Tárki háztartáspanelje adatai alapján.

24. ábra

Az egy főre jutó jövedelem és a helyi munkanélküliségi ráta hatása a kérelmezés és az odaítélés valószínűségére (férfiak)



Megjegyzés: Az ábrák a 14. táblázatban található eredmények felhasználásával készültek. A becsült valószínűségeket nyolc osztályt vettett, egyedülálló munkanélküliekre számítottuk ki a folytonos változók átlagos értékei mellett.

két és félszer nagyobb, mint a legalacsonyabb jövedelmek mellett, míg ugyanez az arány a kérelmezés valószínűségének esetében csak jó másfélszeres. A jövedelem becsült hatása a nőknél valamivel nagyobb, különösen a kérelmezés esetében.

Az eredmények alapján el kell vetnünk azt a hipotézist, hogy a helyi körülmények nem befolyásolják a jövedelempótló támogatás odaítélését, bár az eredmények vegyesek. A helyi munkanélküliségi ráta hatása a férfiak és a nők esetében is szignifikáns. Mint a 24. ábrán látható, a legalacsonyabb munkanélküliségű kistérségekben, más változók hatását kiszűrve, körülbelül egyharmaddal magasabb a jövedelempótló támogatás odaítélésének valószínűsége, mint ott, ahol a legmagasabb a munkanélküliség. Az egy lakosra jutó adóköteles jövedelem hatása viszont nem szignifikáns, ami arra utal, hogy nincs különbség a szegényebb és gazdagabb önkormányzatok segélyezési gyakorlata között. A település népességszámban kifejezett méretének a férfiak egyenletében szignifikáns pozitív hatása van – tehát feltevésünket, amely szerint a kisebb településeken könnyebb jövedelempótló támogatáshoz jutni, az eredmények nem támasztják alá, sőt, a férfiak esetében fordított összefüggés mutatkozik. Mivel azonban a nők esetében nem tapasztalható hasonló összefüggés, ráadásul a nagyvárosok negatív együttthatója a férfiak esetében is vegyessé teszi a képet, nem vonnánk le azt a következtetést sem, hogy a nagyobb településeken könnyebben adnak jövedelempótló támogatást.

A helyi munkanélküliségi ráta – várakozásainknak megfelelően – szignifikáns pozitív hatást gyakorol a kérelmezés valószínűségére, mégpedig a 24. ábrán is jól láthatóan, erősebbet, mint az odaítélés valószínűségére. Ezt értelmezhetjük akként, hogy magasabb munkanélküliség mellett a nagyobb észlelt odaítélési valószínűség hatásához hozzáadódik a kérelmezés kisebb pszichikai költségeinek hatása is.

Több más változó is jelentősen befolyásolja a kérelmezési magatartást. A férfiak esetében azt láthatjuk, hogy az iskolai végzettség emelkedésével egyértelműen csökken a kérelmezés valószínűsége. Az iskolai végzettség hatása a nőknél is ha-

sonló irányú, de az együttthatók nem minden végzettség esetében szignifikánsak (itt igen nagy, 40 százalékpont különbség van a nyolc osztálynál kevesebbet és a nyolc osztályt végzettek között). Az egyedülálló nők inkább folyamodnak segélyért, mint a házasok. Ezeket az összefüggéseket a kérelmezési költségek különbségével magyarázhatjuk. A korábbi munkanélküli-járadéknak nincs érzékelhető hatása a férfiak kérelmezési valószínűségére, de jelentős mértékben és erősen szignifikánsan befolyásolja a nőket, csaknem olyan erősen, mint a háztartási jövedelem.

Az eredményt lehet ugyan azzal magyarázni, hogy a kérelmezés megbélyegző hatása nagyobb azoknál, akiknek korábban magasabb volt a keresetük (a járadék nagysága a keresettől függ), de arra nehéz lenne válaszolni, hogy ez miért csak a nők esetében van így. Az életkor együttthatója csak a férfiakra szignifikáns, és azt mutatja, hogy az idősebbek inkább kérnek segélyt. Tény, hogy az idősebbek hosszabb munkanélküliségre számíthatnak, és ezért nekik inkább megéri segélyért folyamodni. (Megjegyezzük azonban, hogy az életkor együttthatója a nők esetében negatív – bár nem szignifikáns.) Végül, a budapesti munkanélküliek nagyobb valószínűséggel kérnek jövedelempótló támogatást, mint a nem Budapesten élők (a különbség a férfiaknál 20, a nőknél 13 százalékpont), amit azzal magyarázhatunk, hogy a fővárosban a személytelenebb viszonyok miatt kevésbé megbélyegző, ha valaki segélyt kap.

Ezek az eredmények némi bepillantást engednek a jövedelempótló támogatás rendszerének gyakorlati működésébe, és megmutatják, hogy a segélyezést a jövedelmi színvonalon kívül számos más tényező is befolyásolja. Az itt alkalmazott módszer segítségével azt is meg tudjuk becsülni, hogy a követéses vizsgálatban megkérdezett munkanélküliek mekkora valószínűséggel kapnának jövedelempótló támogatást, és ezt a fejezet további részeiben fel is fogjuk használni.

Jövedelmek a járadék kimerítését követően

A munkanélküliek életszínvonala különböző módszerekkel mérhető. Nyilvánvaló lehetőség rögzített létminimumhoz viszonyítani a jövedelmeket vagy a kiadásokat, ahogy a Világbank tette a magyarországi szegénység vizsgálatában (*World Bank* [1996]). A szerzők az öregségi nyugdíj minimumát tekintik létminimumnak, amely – mint érvelnek – kellőképpen alacsony ahhoz, hogy a legszegényebbeket azonosítsák. A munkanélküliek jövedelempótló támogatása ennél az összegnél számottevően alacsonyabb volt, ami jól mutatja, hogy kialakításakor a segélyezés költségeit és az ösztönzést tartották szem előtt, nem pedig a munkanélküliek szükségleteit. A szükségletekből kiindulva ugyanis a munkanélküli-segélynek éppen-séggel meg kellene haladnia a nyugdíjminimumot, lévén az aktív korúak létfenntartási költségei magasabbak.³⁹

Az életszínvonalat a fogyasztási egységre jutó éves kiadásokkal mérve az 1993. évi háztartásfelvételben a háztartások 5 százaléka élt a nyugdíjminimumban meg-

³⁹ A különböző szempontok mérlegelése a magyarországihoz hasonló eredményt hozott az Egyesült Királyságban is, amikor a munkanélküliek szociális támogatásának összegét meghatározták (*Atkinson-Micklewright* [1992] 8. fejezet).

határozott szegénységi küszöb alatt (*World Bank* [1996], 1.7. táblázat). A munkanélküli és valamilyen munkanélküliségi-segélyben részesülő háztartásfőjű háztartásoknak 15 százaléka élt a szegénységi küszöb alatt, míg ahol a munkanélküli háztartásfő nem részesült munkanélküliségi segélyben, 40 százalék. Olyan háztartások esetében, amelyekben volt ugyan munkanélküli, de a háztartásfő dolgozott, a megfelelő arányok 5 és 15 százalék voltak. Ezek az eredmények egyrészt megmutatják, hogy sok munkanélküli, különösen akkor, ha nem részesül segélyben, kedvezőtlen helyzetben van, másrészt világossá teszik, hogy a munkanélküliek életkörülményei a többi háztartástag munkaerő-piaci helyzetétől is nagymértékben függenek.

A következőkben az életszínvonalnak nem az abszolút nagyságával, hanem a *változásával* foglalkozunk. Azt vizsgáljuk meg, hogyan befolyásolja a járadékból kikerült munkanélküliek életszínvonalát egyfelől maga a járadékkimerítés, másfelől az esetleges újraelhelyezkedés. A fogyasztásról nem lévén adataink, az életszínvonalat a jövedelmekkel közelítjük. A változásokat a következő jövedelmi arányokkal fejezzük ki:

- a) jövedelempótló támogatás/utolsó nettó munkanélküli-járadék,
- b) nettó háztartási jövedelem a járadékkimerítés után/a járadékkimerítést megelőző nettó háztartási jövedelem,
- c) jövedelempótló támogatás/nettó bér az elhelyezkedés után,
- d) nettó háztartási jövedelem a járadékkimerítés után/nettó háztartási jövedelem az elhelyezkedés után.

Az első két arány azt méri, hogyan változik a jövedelem a járadékkimerítés következtében, míg a másik kettő az elhelyezkedés nyomán bekövetkező jövedelem-változást fejezi ki; mindkét állapotváltozás következményeit egy-egy egyéni szintű és háztartási szintű mutató írja le.

Az állapotváltozások nyomán bekövetkező jövedelemváltozásokról a 15. és a 16. táblázatban közlünk adatokat. A 15. táblázat csak azok adatait tartalmazza, akik a kérdéses időpontjáig még nem helyezkedtek el, nem váltak nyugdíjassá és nem kerültek gyermekgondozási támogatásra („alapcsoport”).

Azok számára, akik részesülnek jövedelempótló támogatásban, ez a támogatás a férfiak korábbi járadékát átlagosan kétharmad részben, a nőket háromnegyed részben pótolja. A kimerítés következtében tehát lényegesen csökken a segélyjövedelem. A megoszlásokból látható, hogy az esetek 10 százalékában a csökkenés 20 százaléknál kevesebb, de a munkanélküliek 10 százaléka esetében 50 százalékos a segélyjövedelem-csökkenés. A táblázat második részében láthatjuk, mennyire változik a kép, ha a háztartás egyéb jövedelmeit is figyelembe vesszük. Azokban a háztartásokban, amelyek nem részesülnek jövedelempótló támogatásban, a jövedelem a járadékkimerítés után átlagosan mintegy 40 százalékkal alacsonyabb, mint korábban – a csökkenés valamivel nagyobb a férfi munkanélküliek esetében. Ebből is látszik, hogy a többi háztartástag jövedelme milyen jelentős mértékben befolyásolja a munkanélküliek életkörülményeit. Hasonló a helyzet a jövedelempótló támogatásban részesülők csoportjában: itt a férfiak jövedelme mintegy 20, a nőké mintegy 10 százalékkal csökkent – lényegesen kevésbé, mint maga a segély-

15. táblázat
Jövedelemváltozás a járadék kimerítésekor

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	nem kap jövedelempótló támogatást	jövedelempótló támogatást kap	nem kap jövedelempótló támogatást	jövedelempótló támogatást kap
<i>A jövedelempótló támogatás és a munkanélküli-járadék aránya, százalék</i>				
Alsó decilis		47,6		54,5
Felső decilis		83,1		84,4
Átlag		68,3		77,7
<i>A kimerítés előtti és utáni háztartási jövedelem aránya, százalék</i>				
Valamennyi munkanélküli	57,5	82,2	66,1	89,0
Házas, a házastárs nem dolgozik	52,0	81,8	48,8	87,2
Házas, a házastárs dolgozik	67,0	86,4	73,0	92,9
Nincs eltartott gyermek	53,9	80,1	62,1	84,3
Van eltartott gyermek	63,0	84,8	68,6	91,0
Elemszám	602	944	658	867

Megjegyzés: A százalékos értékeket súlyozással számítottuk.

jövedelem. Az arányokat jelentősen befolyásolják a háztartás jellemzői: például azok a nők, akik nem kapnak jövedelempótló támogatást, és a férjük sem dolgozik, átlagosan 50 százalékos jövedelemcsökkenést szenvednek el a járadékkimerítés miatt, míg ugyanaz a csökkenés csak 25 százalékos, ha a férj dolgozik. Azokban a háztartásokban, ahol van gyermek, a jövedelemcsökkenés 5-10 százalékponttal kisebb, mint a gyermek nélküli háztartásokban, azaz a családi pótlék némiképpen tompítja a járadékkimerítésből fakadó jövedelemveszteség hatását (bár lehetséges, hogy az adatok részben a gyermekes és gyermektelen háztartások között meglévő egyéb különbségeket tükröznek).

A 16. táblázat azt mutatja meg, hogyan változott az elhelyezkedő munkanélküliek jövedelme (a járadék kimerítése utáni jövedelemhez viszonyítva). Azok a férfiak, akik a járadékkimerítés után jövedelempótló támogatásban részesültek, majd elhelyezkedtek (vagy igen gyorsan elhelyezkedtek, és magas volt annak a valószínűsége, hogy megkapnák a támogatást), munkahelyükön a segély összegének jó kétszeresét keresték meg. Még a férfiak elhelyezkedés utáni béreinek alsó decilise is mintegy 50 százalékkal magasabb a jövedelempótló támogatásnál. Nem meglepő, hogy a nők esetében a különbségek kisebbek: az átlagos segély-bér arány 58 százalék, míg a férfiaknál 46 százalék.⁴⁰

A táblázat alsó fele itt is a háztartási jövedelem arányait mutatja különböző háztartási jellemzők szerinti csoportosításban. A korábban jövedelempótló támogatásban részesülő férfiak háztartásában a háztartási jövedelem átlagosan csak 50 százalékkal emelkedik meg az elhelyezkedés után, szemben az egyéni jövedelem fentebb bemutatott 100 százalékos növekedésével. A nők esetében a háztartás jö-

⁴⁰ Az elhelyezkedők bére egyébként meglehetősen alacsony: az átlag mindkét nem esetében a Társi háztartáspanelében megfigyelt 1995. márciusi bérek átlagának 60 százaléka.

16. táblázat
Jövedelemváltozás elhelyezkedés esetén

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	nem kap jövedelempótló támogatást	jövedelempótló támogatást kap	nem kap jövedelempótló támogatást	jövedelempótló támogatást kap
<i>A jövedelempótló támogatás és a várható bér aránya, százalék</i>				
Alsó decilis		39,1		37,2
Felső decilis		64,0		69,7
Átlag		46,3		57,7
<i>A kimerítés utáni és az elhelyezkedés esetén várható háztartási jövedelem aránya, százalék</i>				
Valamennyi munkanélküli	61,2	67,4	67,3	75,0
Házas, a házastárs nem dolgozik	68,6	68,1	65,9	75,8
Házas, a házastárs dolgozik	58,8	73,7	67,3	83,7
Nincs eltartott gyermek	62,1	62,7	65,3	69,3
Van eltartott gyermek	60,1	70,4	68,6	77,9
Élemszám	188	324	206	213

Megjegyzés: a százalékos értékeket súlyozással számítottuk. A jövedelempótló támogatásban részesülők közé beszámítottuk azokat is, aki ugyan még a kérdéses előtt elhelyezkedtek, de az önkormányzat nagy valószínűséggel megadta volna nekik a támogatást (az odaítélés valószínűségét a 4. táblázatban szereplő egyenletek alapján becsülve).

vedelemváltozásának átlaga csak mintegy 30 százalék. Feltűnő, hogy nincs túl nagy különbség a segélyben részesülők és nem részesülők átlagos jövedelemváltozása között: a férfiak esetében csak 6 százalékpontos az eltérés a két csoport között, amit érdemes egybevetni a járadékkimerítés előtti és utáni jövedelmeknél tapasztalt 25 százalékpontos különbséggel (15. táblázat). Ez a megfigyelés összhangban áll az-
zal a feltevessel, hogy a segélyben nem részesülők rezervációs bére alacsonyabb, de persze sok más különbség is lehet a két csoport között, ami a kapott eredményeket magyarázhatja. A nők elhelyezkedése átlagosan 50 százalékkal növeli a háztartásuk jövedelmét, ha nem kaptak jövedelempótló támogatást, és 30 százalékkal, ha kaptak. Nem meglepő, hogy dolgozó házastárs mellett az elhelyezkedés kisebb jövedelemnövekedést jelent, mint ha a házastárs nem dolgozik.

A háztartás összetétele tehát jelentősen befolyásolja a munkanélküli-járadék kimerítése után és az elhelyezkedés esetén bekövetkező jövedelmi változásokat (és ezen keresztül az életszínvonal alakulását). Sem a járadékkimerítés, sem az elhelyezkedés nem mutat olyan mértékű életszínvonal-változást, mint amekkorát a segélyek és a bérek egyéni szintű összehasonlítása. A háztartás szintjén kisebb mind a jogosultság kimerítése utáni jövedelemcsökkenés, mind az elhelyezkedés esetén bekövetkező jövedelememelkedés. Az előbbi előnyös a munkanélküliek jövedelem-támogatása szemszögéből, az utóbbi csökkentheti az újraelhelyezkedés ösztönzését. A következő részben megkíséreljük felmérni e jövedelemváltozásoknak a munkanélküliek magatartására gyakorolt hatását.

A háztartás szerepét a jövedelmi változások mérséklésében hiba lenne összekeverni az életszínvonal abszolút nagyságára gyakorolt hatásával. Más háztartástagok jelenléte csökkentheti is, növelheti is annak esélyét, hogy a munkanélküli a szegénységi küszöb alá kerül. Azokban a háztartásokban, ahol a munkanélküli

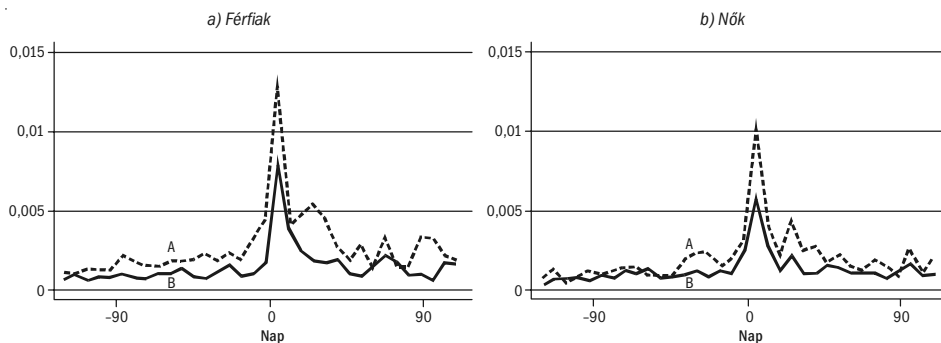
mellett foglalkoztatottak is vannak, várhatóan magasabb a jövedelmi szint, mint ahol nincsenek. Más a helyzet például a gyermekek esetében. A gyermekek után járó családi pótlék mérsékli ugyan az egyéni jövedelem változásának hatását a háztartási szinten mért jövedelemváltozásra, de ahol gyermekek vannak, ott a fogyasztási egységre jutó jövedelem rendszerint alacsonyabb, mint ahol nincsenek.

Az újraelhelyezkedés ösztönzése

Először tekintsük át, hogyan változik ez elhelyezkedés esélye a munkanélküli-járadék kimerítése előtt és után! A 25. ábrán az elhelyezkedés nem parametrikus módszerrel becsült feltételes valószínűségét (hazardját) mutatjuk be a munkanélküliek legnagyobb és legkisebb valószínűséggel jövedelepótló támogatáshoz jutó egy-egy harmadára. Az elhelyezkedés valószínűségét a kimerítés előtti négy hónapos időszakra a járadékregiszter adatai alapján becsültük, mindazokat figyelembe véve, akik eddig a pontig a regiszterben maradtak. A járadékkimerítés utáni időszakban a becslés a követéses vizsgálat mintáján alapszik. Az empirikus hazardfüggvény értékeit egyhetes időszakokra számítottuk ki, minden egyéb módon végződő időszakot cenzorálva. A vízszintes tengely skálája a járadékjogosultság kimerítéséig még hátralévő (negatív tartomány), illetve a kimerítés óta eltelt napokat (pozitív tartomány) mutatja.

25. ábra

Az elhelyezkedés valószínűsége a járadék kimerítése előtt és után



A – kis valószínűséggel jogosult jövedelepótló támogatásra, B – nagy valószínűséggel jogosult jövedelepótló támogatásra.

Megjegyzés: a vízszintes tengely a járadékjogosultság kimerítéséig még hátralévő (negatív tartomány), illetve a kimerítés óta eltelt napokat (pozitív tartomány).

Miután nem csupán az elhelyezkedési valószínűség időbeli alakulására voltunk kíváncsiak, hanem arra is, vajon a jövedelepótló támogatásra való jogosultság befolyásolja-e a munkanélküliek magatartását, egy probitmodell segítségével külön megbecsültük a jogosultság valószínűségét. Ehhez a követéses felvétel mintájából azoknak az adatait használtuk, akik: a) jövedelepótló támogatást kaptak; b) kérelmezték a támogatást, de az önkormányzat a család magas jövedelme miatt elutasította a kérelmet; c) azért nem nyújtottak be kérelmet, mert magas volt a

család jövedelme. Ezzel olyan részmintára korlátoztuk a becslést, amelynek segély-jogosultságáról meglehetősen biztos információval rendelkezünk.⁴¹ Hogy a járadékkimerítés előtt is el tudjuk különíteni a jövedelempótló támogatásra nagy valószínűséggel jogosultakat és nagy valószínűséggel nem jogosultakat, kizárólag a regiszterben is megtalálható változókat használtunk. Így – a fentebb körülhatárolt részmintán megbecsült egyenlet együtthatóinak felhasználásával – valamennyi munkanélküli jövedelempótló támogatásra jogosultságának valószínűségét előre tudtuk jelezni.⁴² A 25. ábrán a jogosultság valószínűsége szerinti megoszlás felső és alsó harmadához tartozó munkanélküliek hazardgörbéi láthatók. Bár csábító-nak tűnhet, hiba lenne a nagy és kis valószínűséggel jövedelempótló támogatásra jogosult munkanélküliek görbéit közvetlenül összehasonlítani, mivel az empirikus hazardfüggvény más változók hatását nem szűri ki. A megfelelő módszer az elhelyezkedési valószínűség változásainak összevetése. Vajon a jövedelempótló támogatásra valószínűleg esélytelen munkanélküliek magatartása inkább megváltozik-e, amikor a járadék megszűnik, mint azoké, akik továbbra is számíthatnak segélyre?

A férfiak közül a jövedelempótló támogatásra kevésbé esélyesek elhelyezkedési valószínűsége a járadék megszűnése előtti négy hónapos időszakban lassan emelkedik, majd az utolsó héten csaknem megduplázódik. De ez szinte semmi ahhoz a kiugráshoz képest, ami közvetlenül a járadékjogosultság lejártá után következik be. A kimerítést követő első héten a hazard az utolsó járadékon töltött hetet megelőző érték hatszorosára nő.⁴³ A jövedelempótló támogatásra leginkább esélyesek elhelyezkedési valószínűsége a kimerítést követő héten még ezt is meghaladó mértékben, nyolcszorosára emelkedik. A kiáramlás meggyorsulása azonban csak az első hétre jellemző. Azok, akiknek a következő három hétben a további segélyre kevés az esélyük, nagyjából ugyanolyan intenzitással lépnek munkába, mint a járadék utolsó hetében, majd az elhelyezkedési valószínűség tovább csökken, és a járadékos időszak utolsó két hónapjának értéke körül ingadozik.⁴⁴ Hasonló a helyzet abban az almintában, amelynek tagjai valószínűleg jogosultak a jövedelempótló támogatásra: a kiáramlás az első hét után visszaesik, és néhány hét elteltével nagyjából a korábbi időszakra jellemző értéket veszi fel, egyes hetekben valamivel magasabbat. A nők esetében nagyjából ugyanaz a történet olvasható ki a görbékből,

⁴¹ A minta körülhatárolásával az volt a szándékunk, hogy a „jogosultság” modelljében a kérelmezési magatartás lehetőleg csak annyiban játsszon szerepet, amennyiben a háztartás magas jövedelme miatt várható elutasításra számítva nem igényeltek segélyt. Ha a kérelmet más okból be nem adókat nem hagytuk volna ki, az eredmények az igénylési költségek hatását is tükröznék, és ez nem felelne meg célunknak.

⁴² A következő magyarázó változókat használtuk: a munkanélkülivé válás előtti kereset, életkor, iskolai végzettség, helyi munkanélküliségi ráta, egy lakosra jutó személyi jövedelemadó-köteles jövedelem a lakóhelyen.

⁴³ Az elhelyezkedési valószínűség növekedése az utolsó járadékos héthez képest is szignifikáns: a kimerítés előtt hét hazardjának 95 százalékos konfidenciaintervalluma 0,0033–0,0058; a kimerítés utáni első hét hazardjáé 0,0104–0,0174.

⁴⁴ A becslt hazard nagyobb ingadozása a járadékkimerítés után azzal magyarázható, hogy – mivel nem minden kimerítőt tudtunk megkérdezni – mintánk jelentősen kisebb, mint korábban.

mint a férfiakéban. Az ő elhelyezkedési valószínűségük közvetlenül a járadék megszűnése után mindkét csoportban ötször akkora, mint a járadékfolyósítás utolsó hetet megelőző hat hetében volt.

Ezek az eredmények nem utalnak arra, hogy a munkanélküliek magatartása a járadékkimerítés környékén erősen függene attól, számíthatnak-e vagy sem további segélyezésre. A munkanélküliek egy része láthatóan úgy időzíti az elhelyezkedését, hogy egybeessen a kimerítéssel,⁴⁵ tekintet nélkül arra, mekkora valószínűséggel jogosult jövedelempótló támogatásra. Megvizsgáltuk, vajon a kimerítéskor elhelyezkedők megfigyelt tulajdonságai alapján – beleértve a munkanélküli-járadék és az elhelyezkedéskor kapott bér nagyságát – különböznek-e a többi munkanélkülitől, de nem találtunk lényeges eltéréseket. Adataink alapján tehát nem tudjuk leírni e csoport sajátosságait, az elhelyezkedés időzítése meg nem figyelt jellemzőkkel függ össze. Bár az elhelyezkedési valószínűség megugrása a kimerítés után látványos, a járadék ellenőrző hatásának értékelésében nem szabad elfeledkeznünk az érintett csoport viszonylag szerény méretéről: egybevéve a járadékba való belépéstől a kérdésig megfigyelt összes elhelyezkedést (a követéses vizsgálat mintáját megfelelően súlyozva), ennek 8 százaléka következett be a járadékjogosultság kimerítését követő héten, a teljes belépő kohorszból ekkor elhelyezkedők aránya pedig 2 százalék.

Vizsgáljuk most meg közelebbről a jövedelempótló támogatás hatását az elhelyezkedésre egy olyan időtartammodell segítségével, amelyben az elhelyezkedés valószínűségét (hazard) a munkanélküliek megfigyelt személyes tulajdonságai és a járadékjogosultság kimerítése óta eltelt idő függvényében fejezzük ki. Minden nem elhelyezkedéssel végződő munkanélküliségi időszakot cenzorálunk. Az együtthatókat egy szakaszos időtartammodellel becsüljük, logit függvényforma alkalmazásával, a *Jenkins* [1995] által leírt eljárást követve.⁴⁶ Kihagytuk a járadékjogosultság kimerítése utáni héten elhelyezkedőket: e hét kiugró elhelyezkedési valószínűségét – amely, mint jeleztük, meg nem figyelt változókkal függ össze – nem is próbáljuk megmagyarázni a modellel.

A modellben az elhelyezkedés anyagi ösztönzését három változó hivatott kifejezni: a jövedelempótló támogatás várható értéke $E(JT)$, a munkanélküli által elérhető bér és a háztartás jövedelempótló támogatáson felüli jövedelme. Közvetlenül a járadék kimerítése után a munkanélküliek még nem tudják biztosan, megkapják-e a jövedelempótló támogatást, mert az önkormányzat döntéséhez bizonyos idő kell. Ezért a jövedelempótló támogatás várható értékét az első hat hétre a se-

⁴⁵ Hasonló időzítésről számol be *Köllő-Lázár-Nagy-Székely* [1995] a járadékot 1994 negyedik negyedévében kimerítők vizsgálata alapján: a kimerítést követő első hónapban lényegesen magasabb volt az elhelyezkedési valószínűség, mint később. (A felmérésben havi munkaerő-piaci állapotokat rögzítettek, így a kilépések részletesebb időbeli alakulását nem lehetett vizsgálni).

⁴⁶ A becslés végrehajtásakor az elemzési egységek nem a válaszadó személyek, hanem megfigyelt a „munkanélküliségi hetek”, illetve „kilépési hetek”; minden személyhez tartozik egyrészt annyi „munkanélküliségi hét”, ahány hétig folyamatosan munkanélküli maradt, másrészt egy „kilépési hét”, ha elhelyezkedett. A kilépést jelző változó értéke az elhelyezkedés hetében 1, egyébként 0; ez a logitbecslés függő változója.

gély összegének (6720 forint) és az odaítélés 14. táblázatban bemutatott modellje szerinti becslült valószínűségének szorzataként határoztuk meg. A becsléshez voltaképpen az odaítélés szubjektív valószínűségeivel kellett volna számolni, (amelyek – mint korábban kifejtettük – eltérhetnek a tényleges valószínűségektől), de ezeket nem tudjuk megállapítani. A munkanélküliek által elérhető béreket regressziós béregenlet segítségével számítottuk ki, amelyben függő változóként a mintából elhelyezkedők új béreit szerepeltettük, független változóként pedig a munkanélküliség előtti bérüket és bizonyos személyes tulajdonságaikat. A háztartás egyéb jövedelmeit ugyanúgy kalkuláltuk, mint korábban a jövedelemarányok vizsgálatkor (15. és 16. táblázatok). A modellben ellenőrző változóként az életkort, az iskolai végzettséget, a családi állapotot, a munkanélkülivé válás körülményeit és a helyi munkanélküliségi rátát használtuk. Az alaphazardot az első 20 hét kétértékű változóival modelleztük.

A 17. táblázat első két oszlopában az ellenőrző változókra korlátozott paraméterbecslés eredményei láthatók. A férfiak és a nők között figyelemre méltó eltérések vannak. Az életkor hatása a férfiaknál erős – 10 százalékkal magasabb kor mellett mintegy 8 százalékkal kisebb az elhelyezkedési valószínűség –, a nőknél viszont a kor nincs hatással az elhelyezkedésre.⁴⁷ Hasonlóképpen, a családi állapotnak sincs a nők esetében hatása, a házas férfiak viszont másfélszer akkora valószínűséggel helyezkednek el, mint az egyedülállók. A magasabb iskolai végzettség mindkét nemnél nagyobb elhelyezkedési valószínűséggel párosul. A helyi munkanélküliségi ráta hatása negatív, de gyenge.

A teljes modellek eredményeit áttekintve, azt láthatjuk, hogy a jövedelempótló támogatást kifejező változó és a bérváltozó hatása egyaránt a várt irányú és szignifikáns, az előbbié mindkét nem esetében erősen szignifikáns. A háztartás egyéb (jövedelempótló támogatáson felüli) jövedelmei viszont nem gyakorolnak kimutatható hatást az elhelyezkedés valószínűségére. Ez meglepő eredmény, s arra következtethetnénk belőle, hogy a munkanélküliek magatartására – a legegyszerűbb keresési modellek feltevéseivel összhangban – csak az elérhető bér és a segély hat. Természetesen a háztartás egyéb jövedelmei így is befolyásolják a segélyezés valószínűségét, és ezen keresztül, közvetett módon, a hazardot is (hiszen a jövedelempótló támogatás hatása szignifikáns). A háztartási jövedelem és bármely lehetséges segélyváltozó korrelációja megnehezíti az önálló hatások elkülönítését.

Kísérleteztünk a segély- és a bérváltozók különféle specifikációival is. Amikor például egyrészt a segélyváltozóban nem alkalmaztuk a váltást a járadékkimerítés utáni hetedik héttől, és mindvégig a becslült segélyezési valószínűség és a segélyösszeg szorzatát használtuk, másrészt kihagytuk az egyéb háztartási jövedelmeket, az együttthatók alig változtak (de a hibahatárok megnövekedtek). Megjegyezzük továbbá, hogy a jövedelmi változók szerepeltetése több kontrollváltozó becslült hatását módosítja, különösen a helyi munkanélküliségi rátáét, amelynek előjele is

⁴⁷ A logit függvényforma mellett, a hazardot h -val jelölve, a rugalmasság $(1 - h)x$, ha pedig a független változó logaritmusban van kifejezve, $(1 - h)$. Számításainkban a hazardot nagyon alacsonynak tételezzük, és a független változók átlagait vesszük alapul.

17. táblázat
Az elhelyezkedés valószínűsége a járadék kimerítése után
(szakaszos időtartammodell logit függvényformával)

Megnevezés	Ellenőrző változók		Teljes modell	
	férfi	nő	férfi	nő
Életkor (log)	−0,804 (4,6)	−0,025 (0,1)	−0,953 (5,1)	−0,370 (1,5)
Nyolc osztály alatti iskolai végzettség	−1,157 (3,0)	−0,489 (1,3)	−1,008 (2,6)	−0,048 (0,1)
Szakt munkás végzettség	0,291 (2,6)	0,246 (1,8)	0,147 (1,3)	0,236 (1,8)
Szakközépiskolai végzettség	0,702 (4,9)	0,516 (3,5)	0,276 (1,6)	0,027 (0,1)
Gimnáziumi végzettség	0,427 (1,7)	0,626 (4,2)	0,601 (2,3)	0,201 (0,9)
Felsőfokú végzettség	0,661 (2,6)	1,071 (3,6)	−1,191 (2,2)	0,602 (1,8)
Önkéntes kilépő	−0,301 (1,7)	0,187 (0,8)	−0,313 (1,7)	0,167 (0,7)
Házass	0,450 (4,4)	0,036 (0,3)	0,425 (4,0)	−0,132 (1,0)
Helyi munkanélküliségi ráta, százalék	−0,027 (2,5)	−0,029 (2,2)	0,026 (2,0)	0,028 (1,4)
Várható havi jövedelempótló támogatás [E(JT)], ezer forint			−0,144 (6,9)	−0,157 (6,7)
Becsült havi bér, ezer forint			0,172 (3,6)	0,175 (2,1)
A háztartás havi egyéb jövedelme, ezer forint			0,003 (0,7)	0,001 (0,1)
Loglikelihood	−2539,40	−2099,31	−2502,78	−2066,01
Megfigyelt munkanélküliségi időszakok száma	2195	2050	2195	2050
Elhelyezkedések száma	517	407	517	407

Megjegyzések: a modell azokra vonatkozik, akik a járadékkimerítés utáni héten még nem léptek ki a munkanélküliségből. Zárójelben a *t*-értékek. A várható jövedelempótló támogatás összege időben változó. Mind a négy modellben szerepelnek az alaphazardot kifejező, heteket jelölő kétértékű változók, amelyek együttthatóit nem közöljük.

megváltozik. E szerint lehetséges, hogy a munkanélküliségi rátára az egyszerűbb modellben kapott negatív együttthatóban a jövedelemnek a segély-odaítélési valószínűsége gyakorolt hatása tükröződik. Ugyanakkor lehetséges, hogy egyszerűen nem tudtuk megfelelően elkülöníteni a két hatást.

A 17. táblázatban közölt eredmények szerint a kilépési valószínűség segély szerinti rugalmassága a férfiak és a nők esetében egyaránt körülbelül −0,7, ami meglehetősen szerény hatás. Az OECD-országokban végzett kutatások nagyjából ugyanekkora hatásról számolnak be (lásd például *Narendranathan–Nickell–Stern* [1985]). Az eredmény összhangban van a korábban ismertetett nem parametrikus elemzés következtetésével is, nevezetesen hogy a járadékkimerítés utáni elhelyezkedési valószínűség nemigen függ a jövedelempótló támogatás elnyerésének valószínűségétől. Végül, megerősíti azt a korábbi következtetésünket, hogy a magyar munkanélküliek magatartására nem gyakorolnak erős hatást a segélyrendszer változásai (*Micklewright–Nagy* [1995]).

*

Magyarországon a munkanélküli-járadék megszűnése főként a jogosultság kimerítése miatt következik be. Ebben a fejezetben egy 1995-ben készült követéses vizsgálat eredményeire támaszkodva, azt igyekeztük megvilágítani, mi történik a munkanélküliekkel a járadék kimerítése után: milyen valószínűséggel jutnak további ellátáshoz, hogyan alakul az életszínvonaluk, és milyen valószínűséggel találnak új állást.

A munkanélküliek jövedelempótló támogatásában az összes járadékkimerítő mintegy fele részesült. A munkanélküliek kérelmezési magatartásának modellezése megmutatta, hogy a kérelmezési költségeknek jelentős szerepe lehet abban, folyamodnak-e további támogatásért a járadék megszűnése után, s hogy az önkormányzatok odaítélési gyakorlatában a munkanélküliek jövedelmi helyzetén kívül más tényezők is szerepet játszanak, elsősorban a munkanélküliség színvonala: ahol nagyobb a munkanélküliség, ott könnyebb jövedelempótló támogatáshoz jutni. Nem találtunk viszont összefüggést az önkormányzatok feltételezhető erőforrásai és a jövedelempótló támogatás odaítélésének valószínűsége között, és ezt pozitív jelként lehet értékelni: úgy tűnik, a szegényebb településeken lakó munkanélküliek e tekintetben nincsenek hátrányos helyzetben.

A jövedelempótló támogatás összege kétharmada a férfiak, háromnegyede a nők korábbi átlagos munkanélküli-járadékának – persze csak annak az 50 százaléknak az esetében, amelyik kap támogatást. Életszínvonaluk csökkenése azonban jelentős mértékben függ háztartásuk jellemzőitől is, elsősorban attól, van-e kereső a háztartásban. Például a jövedelempótló támogatásban nem részesülő nők háztartásában, ha férjük nem dolgozik, a járadék megszűnésével a jövedelem 50 százalékkal csökken, de ha dolgozik, csak 25 százalékkal. A munkanélküli-segélyezés jövedelempótló hatásának vizsgálatakor tehát valóban nem lehet csak az egyénekből kiindulni, ahogy pedig gyakran tapasztaljuk.

Megállapítottuk, hogy a járadékban részesülők egy csoportja úgy időzíti az elhelyezkedést, hogy egybeessen a járadékjogosultság kimerítésével. Bár a kiáramlás hirtelen megnövekedése a járadék megszűnése után igen látványos, egészében véve viszonylag kevés munkanélkülről – a járadékra kerülők 2 százalékaról – van szó. Úgy véljük, a járadékjogosultság időtartamának vagy a segélyek nagyságának változtatása meglehetősen durva, a többi munkanélkülit igen hátrányosan érintő eszköz e csoport magatartásának befolyásolására. Megfelelőbb válasz lehetne már a járadékfizetés korábbi szakaszában azonosítani és a járadékból kizárni a „kivárákat”. Ennek fő eszköze a járadékosok ellenőrzése, az ellátás indokoltági feltételeinek következetes érvényesítése lehetne. E kérdéssel foglalkozunk a következő fejezetben.

Úgy tűnik, az elhelyezkedés valószínűsége sem a járadékkimerítés előtt, sem később nem függ szorosan össze a további ellátás elnyerésének valószínűségével – azaz a munkanélküliek többségének magatartását nem befolyásolta számottevően a segély változása. Ez többféleképpen magyarázható. Egyik lehetséges érvelés szerint Magyarországon sok munkanélkülinek lehetősége van a segély mellett feketén munkát vállalni. Egy jóhiszemű interpretáció az álláslehetőségek szűkösségére helyezné a hangsúlyt, mondván: a munkanélkülieknek nemigen van befolyásuk arra, felkínálnak-e nekik megfelelő megélhetést biztosító teljes idő állásokat. Akármilyen legyen is a magyarázat, eredményeink arra utalnak, hogy a segélyek megnyirbálása nem gyorsítaná számottevően a munkanélküliek elhelyezkedését.

4. Kísérleti vizsgálat az elhelyezkedési készség ellenőrzésének hatásairól

Az Egyesült Államokban, ahol már korán felismerték a kísérleti jellegű társadalomtudományi kutatások jelentőségét, számos empirikus eredmény született a munkanélküli-segélyben részesülők elhelyezkedési készségének és álláskeresésének következetesebb ellenőrzésének hatásairól. Európában viszont kevés ilyen kutatást végeztek, és tudomásunk szerint Közép-Kelet-Európában még egyáltalán nem.⁴⁸ E régióban a munkanélküli-segélyezésről viszonylag kevés tapasztalat halmozódott fel, hiszen az egészen új keletű, csak az 1990-es évek elején vezették be. A segélyezésről kibontakozott viták kiterjedtek a segély munkanélküliek magatartására gyakorolt hatására is, a segélyösszeg és a jogosultsági időtartam szerepét helyezve a középpontba. Ebben a fejezetben, egy 2003-ban lebonyolított kísérleti jellegű vizsgálat eredményeire támaszkodva, a segélyezettekkel szemben támasztott magatartási követelmények érvényesítésének hatásaival foglalkozunk.

A közép-kelet-európai országok segélyrendszereivel kapcsolatban gyakran felvetődik az aggály, hogy a segélyt igénybe vevő munkanélküliek elhelyezkedési készségét és álláskeresését nem kellőképpen ellenőrzik. Ezen aggályokat részben a rejtett gazdaság elterjedtségére utaló tényyszerű és anekdotikus ismeretek táplálják. Az érvelés szerint a segélyben részesülők egy része – ha nem is magas, de nem is elhanyagolható arányban – a rejtett gazdaságban dolgozik, és ezért kevésbé érdekelt az álláskeresésben. Az ellenőrzés lazasága ráadásul a többiek esetében is negatív hatást gyakorolhat az álláskeresés intenzitására. A jelenlegi időszakban, amikor a gazdasági növekedés tartós, és a korábbinál jóval alacsonyabb a munkanélküliség, érdemes megfontolni a segélyezettekkel szemben támasztott követelmények érvényesítését. A segély összegének vagy a jogosultság időtartamának lefagyasztása – ami a kilencvenes évek kormányzati politikáját jellemezte – az állást keresők és nem keresők jövedelmét egyaránt csökkenti, és a kérelmezési hajlandóságra gyakorolt hatása kétséges. A magatartási előírások következetesebb ellenőrzése ezzel szemben közvetlen módon csökkentheti a segély indokolatlan igénybevételét.

A segélyfolyósítás szerepének fenti megközelítése a negatív ösztönzésre teszi a hangsúlyt: a segélyben részesülők szorosabb ellenőrzése csökkentheti a kétes igénybevételt, és ösztönözheti az elhelyezkedni szándékozők munkakeresési erőfeszíté-

⁴⁸ Újabb keletű amerikai kutatásokról szól *Aschenfelter és szerzőtársai* [1999], valamint *Black és szerzőtársai* [2002]. *Meyer* [1995] korábbi vizsgálatok eredményeit foglalja össze. *Moffit* [2003] széles áttekintést ad az amerikai társadalomtudományi kísérletek tapasztalatairól, és elemzi ezek értékeit és a felmerülő nehézségeket is. A lényegesen szegényebb európai irodalomból *Royston* [1983] és [1984] korai munkáit érdemes említeni, *Dolton–O'Neill* [1995] írását az Egyesült Királyságról, valamint *Van den Berg–Van der Klaauw* [2001] munkáját Hollandiáról.

seit. Ugyanezek az eszközök azonban pozitív ösztönző szerepet is betölthetnek: a rendszeresebb és szorosabb kapcsolattartás a munkaügyi szervezettel több állás-információhoz juttatja a munkanélkülieket, és segíti őket a megfelelő álláskeresési módszerek alkalmazásában. Ez utóbbi hatás akkor érvényesülhet a legjobban, ha a segélyfolyósítás ügyintézése az állásajánlatok áttekintésével és tanácsadással is párosul. A segélyben részesülők munkakeresésének szorosabb ellenőrzése, amivel e fejezetben foglalkozunk, tehát a negatív és pozitív ösztönzésen keresztül egyaránt hatást gyakorolhat a munkanélküliek magatartására.

Az első részben rövid áttekintést adunk a segélyben részesülők ellenőrzésének hatásairól szóló szakirodalomról, a kísérleti vizsgálatok eredményeire helyezve a hangsúlyt. Az ismertetésben kiemeljük azokat a legfontosabb szempontokat, amelyeket mi is felhasználtunk az empirikus vizsgálat megtervezéséhez. A következő alfejezet a járadékban részesülők ellenőrzésének magyarországi gyakorlatát mutatja be. A leírás elsősorban azokra az esettanulmányokra épül, melyeket 2002-ben 28 munkaügyi kirendeltségben készítettünk. Ezután bemutatjuk a 2003-ban elvégzett kísérleti jellegű empirikus kutatás lebonyolítását és az összegyűjtött adatokat. Végül időtartammodellekkel elemezzük a járadékosok szigorúbb ellenőrzésének kiáramlásra gyakorolt hatásait.

Vizsgálati szempontok és nemzetközi tapasztalatok

Széles értelemben a munkanélküli-segély indokoltasági feltételei azt jelentik, hogy segély csak az ILO munkanélküliség-kritériumainak eleget tevő munkanélkülieknek jár: akiknek nincs munkájuk, készen állnak munkába lépni, és aktívan keresnek munkát (Grubb [2001]).⁴⁹ E követelményeket a segélyt folyósító szervezetek különböző módon próbálják érvényesíteni. Elterjedt gyakorlat, hogy rendszeresen interjú készül a munkanélküliekkel, amelynek keretében be kell számolniuk az elhelyezkedés érdekében tett erőfeszítéseikről, és egyben információt kapnak az elérhető álláslehetőségekről. A tipikus kísérleti vizsgálat ezen interjúk körülményeit változtatja meg a segélyben részesülők véletlenül kiválasztott csoportja számára, majd egy kontrollcsoporttal összehasonlítva, megvizsgálja, milyen hatással járt a változtatás. Például gyakoribbá lehet tenni az interjúkat, vagy a szokásosnál részletesebben, alaposabban lehet ellenőrizni az álláskeresést. A szakirodalom számos olyan szempontra felhívja a figyelmet, amelyeket érdemes megfontolni, amikor a segély indokoltasági feltételeinek érvényesítéséről empirikus vizsgálatot végzünk. A következőkben e szempontokat foglaljuk össze.

Eredményváltozók. A segélyezés feltételeinek megváltoztatása különböző eredményváltozókra gyakorolhat hatást: a segélyfolyósítás időtartamára, az elhelyezkedési valószínűsége, más munkaerő-piaci állapotok irányába történő kiáramlásra, az elhelyezkedés utáni keresetekre vagy éppen a segélyezetttek közé való beáramlásra.

⁴⁹ Ez nem jelenti azt, hogy valamennyi munkanélküli, aki megfelel az ILO-kritériumoknak, segélyben részesülne.

A legegyszerűbb vizsgálat csak a segélyezés időtartamát figyeli (például *Royston* [1983], [1984]). Ilyen esetben nem gyűjtenek információt arról, hogy a segélyezés befejezése után mi történik a munkanélkülivel (például elhelyezkedik-e, vagy kilép a munkaerőpiacról). Más vizsgálatok a kilépés irányával is foglalkoznak (például *Dolton–O'Neill* [1995]), és ennek nyilvánvaló az előnye, hiszen a rövidebb segélyezés ugyanúgy lehet az inaktivitásba történő intenzívebb kiáramlás következménye, mint az elhelyezkedési valószínűség növekedéséé. Lehetséges, hogy a szigorúbb ellenőrzés az elhelyezkedés utáni bérek csökkenéséhez vezet, mert leszállítja a rezervációs bért. Hasonlóképpen lehetséges, hogy a csökkenő keresési idő következtében a munkanélküli kevésbé megfelelő állást fogad el, ezért rövidebb lesz a foglalkoztatás időtartama. Amikor a vizsgálat olyan eredményváltozókra is kiterjed, mint a bérek vagy a foglalkoztatás időtartama, sokkal több információt kell összegyűjteni, ami jelentősen megnöveli a költségeket és a lebonyolítás időtartamát. Míg a segélyezés időtartama és többnyire a kilépés iránya is megtalálható a segélyregiszterekben, a bérek és a megszerzett munkahely minőségének vizsgálatahoz követéses kérdőíves adatfelvételre is szükség van.

A szigorúbb ellenőrzés egyik lehetséges hatása, hogy a munkanélküliek egy része egyáltalán nem folyamodik segélyért, ami által a segélyezettek száma csökken. A szokásos kísérletek keretében ez a hatás közvetlenül nem mérhető. A kísérletek folyamán a „kísérleti” csoport tagjai általában nem ismerik előre az alkalmazott eljárást, sokszor menet közben sincsenek is tisztában azzal, hogy más feltételek mellett juthatnak a segélyhez, mint a kontrollcsoport tagjai. Így a kísérlet eredményét a kezelési vizsgálatok segítségével csak a segélyt igénylők körében tudjuk megmérni. Amennyiben azonban a kísérletben kipróbált eljárás általánossá (és ezáltal ismertté) válik, egy újabb hatással is számolhatunk: a segélyigénylési magatartást is befolyásolhatja.

Az ellenőrzés gyakorlatának országon belüli különbségei. Lehet úgy gondolni, hogy egy-egy ország munkaügyi irodáiban a segélyeket egységes eljárás szerint folyósítják, különösen, ha léteznek az irodák működésére vonatkozó országos irányelvek. Ha ez így lenne, akkor a kísérleti vizsgálat tervezésekor csupán arra kellene ügyelni, hogy minden irodában azonos követelményeket támasszanak a vizsgálatban résztvevőkkel szemben (természetesen adott esetben többféle kezelési módot is ki lehet próbálni a vizsgálati csoport egy-egy almintáján). A valóságban azonban a kirendeltségek korántsem alkalmaznak egységes eljárást az ügyfelek ellenőrzésében, ezért a vizsgálatok végrehajtásakor a kontrollcsoport egységes kezelésére is érdemes odafigyelni. *Grubb* [2001] az OECD-országok segélyezési eljárásairól készült összefoglalójában hangsúlyozza, hogy jelentősek az országokon belüli különbségek. Például leírja, hogy Svédországban az egyes munkaügyi irodák között igen jelentős eltérés tapasztalható a segély felfüggesztésének és a segélyezettek kizárásának arányaiban, és e különbségek jóval nagyobbak annál, amit az eltérő munkaerő-piaci körülményekkel vagy az ügyfélkör összetételével meg lehetne magyarázni. Adott esetben tehát egy kezelési vizsgálat keretében a kontrollcsoportot is indokolt a munkaügyi iroda szokásos gyakorlatától eltérően kezelni.

A vizsgálat kivitelezhetősége. A vizsgálatokat mindig a munkaügyi hivatalok tisztviselői hajtják végre, nem pedig azok, akik megtervezték őket. Egy vizsgálat csak akkor járhat sikerrel, ha az ügyintézők és a munkaügyi hivatalok vezetői hajlandóak is alkalmazni a kidolgozott eljárásokat. Olyan kísérletek tervezésére kell tehát törekedni, melyeket az apparátus nagy valószínűséggel lelkiismeretesen végre is hajt.⁵⁰ Mint az előző pontban bemutattuk, az ügyfelekkel foglalkozó irodák gyakorlata között jelentős különbségek tapasztalhatók, ami azt is jelentheti, hogy egyes irodák jobban fel vannak készülve egy vizsgálat végrehajtására, mint mások. Lehet úgy megszervezni egy vizsgálatot, hogy a végrehajtásra felkészültebb kirendeltségeket jelölünk ki. *Van den Berg–van der Kaauw* [2001] hollandiai kísérletében például olyan munkaügyi irodákat választottak színhelyül, amelyekről tudni lehetett, hogy színvonalas tanácsadó munkát végeznek, és rendszeresen ellenőrzik a segélyben részesülőket. Bár a végrehajtó szervezetek megválogatásának a kivitelezés szempontjából kétségtelenül vannak gyakorlati előnyei, az adatok reprezentativitását rontja.

Az alkalmazott szankciók szerepe. Vegyünk egy vizsgálatot, amelyben a kísérlet azt jelenti, hogy a munkanélkülit havonta berendelik a munkaügyi kirendeltségre, míg a kontrollcsoport tagjait csak háromhavonta. A havonta lebonyolított interjúkon részletekbe menően, határozott hangon számon kéri az önálló álláskeresést (ez nem történik meg a kontrollcsoport tagjaival). Tegyük fel, hogy ez a bánásmód megváltoztatja az érintett munkanélküliek magatartását, mert szeretnék elkerülni az ismétlődő interjúkat.

Képzeljük el továbbá, hogy a fenti vizsgálatot két országban hajtják végre! A országban a megjelenés elmaradása nem jár azonnali szankcióval. A mulasztó munkanélküli felszólító levelet kap, amelyben új időpontot jelölnek meg, de még ennek elmulasztása esetén sem zárják ki a segélyezésből, csupán szüneteltetik a folyósítást addig, amíg fel nem keresi a munkaügyi kirendeltséget. B országban viszont a megjelenés elmulasztása – feltéve, hogy a munkanélkülinek nincs alapos mentsége – azonnali, három hónapra szóló kizárással jár. Tehát az interjú elmulasztása különböző súlyú következménnyel jár a két országban. Igen valószínű, hogy a vizsgálat kisebb mértékű kezelési hatást mutat ki A országban, ahol a szankció enyhébb. Itt a segélyezettek jóval kisebb áldozat árán el tudják kerülni a szigorúbb ellenőrzést, mint B országban, ahol súlyos következményekkel jár az interjú elmulasztása. Mindezzel azt kívántuk érzékeltetni, hogy a kísérlet hatása nemcsak az alkalmazott eljárástól függhet, hanem attól is, hogy milyen szankciókat von maga után, ha a munkanélküli megkísérel elkerülni az együttműködést.

Valószínű, hogy ahol az egyes munkaügyi irodák ellenőrzési gyakorlata között nagyok az eltérések, különbség lesz a vizsgálat során együtt nem működő ügyfelek szankcionálásában is. Ezért a vizsgálat lebonyolításakor és az eredmények értékelésekor az irodák által alkalmazott szankciókra is figyelni kell.

⁵⁰ Természetesen minden kísérleti vizsgálatnak jogi szempontból is „kivitelezhetőnek” kell lennie – csak olyan eljárásokat lehet alkalmazni, amelyeket a jogszabályok megengednek.

A kísérlet időzítése. A kísérletre kijelölt csoport tagjait érintő eltérő bánásmód nem folyamatosan érvényesül a vizsgálat időtartama alatt, hanem időszakosan, például havi rendszerességgel lebonyolított interjúkon keresztül. Több kutatásban próbálták megállapítani, mikor a legerősebb a kezelési hatás. *Black és szerzőtársai* [2002] érvelése szerint a hatás jelentős része nem magának a beavatkozásnak a következménye, hanem annak tulajdonítható, hogy az érintettek tudomást szereznek a közelgő beavatkozásról. *Lalive és szerzőtársai* [2002] egy nem kísérleti jellegű vizsgálat adatai alapján arra hívja fel a figyelmet, hogy különbség van a tényleges szankcionálás és a szankció kilátásba helyezésének hatása között. Ezért fontos, hogy pontosan ismerjük a beavatkozások időpontjait.

A hatások eltérése az érintettek csoportjai között. Egy sor munka hangsúlyozza, hogy a segélyfolyósítás feltételeinek megváltoztatása eltérő hatást gyakorolhat a munkanélküliek különböző csoportjaira. Különböző helyeken más-más csoportok között alakulhatnak ki ilyen különbségek. Itt nem a vizsgálat eltérő végrehajtásának tulajdonítható különbségekről van szó, hanem a helyi munkaerő-piaci körülményekre visszavezethető hatásokról. A legnagyobb hatásra feszes munkaerő-piacokon számíthatunk, ahol magas a foglalkoztatottság és alacsony a munkanélküliség. Persze a munkanélküliek személyes tulajdonságai szerint is kialakulhatnak különbségek. *Royston* [1983], [1984] például eredményváltozóként a segélyezés időtartamát használva, úgy találta, hogy a segélyfolyósítás feltételeinek szigorítása nagyobb hatást gyakorolt a házas nőkre, mint az egyedülálló nőkre vagy a férfiakra. *Van den Berg-van der Klaauw* [2001] eredményei szerint a kedvezőtlenebb munkaerő-piaci kilátásokkal szembesülők körében volt erősebb hatás. *Black és szerzőtársai* [2002] úgy találták, hogy a szigorítások azok magatartását, akiknek segélyjogosultsága közepes időtartamú, erősebben befolyásolták, mint a rövid vagy hosszú jogosultságúakét. Ezek az eredmények felhívják a figyelmet arra, hogy a hasonló vizsgálatokban érdemes elemezni a csoportokra gyakorolt hatás különbségeit.

A munkaügyi kirendeltségek gyakorlata az elhelyezkedési készség ellenőrzésében

Az OECD-országok többségéhez hasonlóan a munkanélküli-ellátásnak a jogosultság megszerzésén túl Magyarországon is feltétele, hogy a munkanélküli megfelelően az indokoltság feltételeinek. Az előírások célja, hogy az ellátásokban csak a munkavállalásra készen álló, az elhelyezkedés érdekében erőfeszítéseket is vállaló munkanélküliek részesüljenek; ösztönözzék a munkanélkülieket az álláskeresésre, és enyhítsék a segélyezésnek az elhelyezkedést ellenőrző hatását. Magyarországon hivatalosan az ellátásban részesülők „együttműködési kötelezettségének” nevezik ezeket a kívánalmakat. Ennek keretében a járadékos munkanélkülinek rendszeresen meg kell jelennie a munkaügyi kirendeltségen, el kell fogadnia a kirendeltség által felajánlott megfelelőnek minősülő munkahelyet,⁵¹ be kell kapcso-

⁵¹ A munkahely e szempontból akkor megfelelő, ha megfelel a munkanélküli képzettségének vagy az általa korábban hosszabb ideig betöltött munkakör (alacsonyabb) képzettségi igényének, megfelel

lódnia a számára felajánlott képzési programba, saját magának is állást kell keresnie, és a helyzetében beállott változásokról tájékoztatnia kell a kirendeltséget (például ha keresőképtelen beteg, ha elhelyezkedik vagy alkalmi munkát vállal). Az előírások megszegését a kirendeltségek az enyhébb mulasztások esetében – például a jelentkezés igazolatlan elmulasztása – a járadék felfüggesztésével (szüneteltetésével) szankcionálják, súlyosabb esetekben pedig – például, ha valaki nem fogad el egy állásajánlatot – megvonják a járadékot.⁵²

Az indokoltági feltételek magyarországi gyakorlati alkalmazásáról egy rövid összefoglalón kívül (*Koltayné* [2001]) nem rendelkezünk tényszerű ismeretekkel. A munkaügyi szervezet szokásos gyakorlatát két információforrásra, a KSH munkaerő-felmérésére és a kutatásunkban vizsgált hat megye kirendeltségein készült esettanulmányokra támaszkodva mutatjuk be. A munkaerő-felmérésből a regisztrált munkanélküliek kirendeltségeken tett látogatásainak gyakoriságára vonatkozó adatokat használjuk fel. Ezenfelül 2002-ben hat megye 28 kirendeltségén részletes adatokat gyűjtöttünk a munkavállalási készség ellenőrzésében követett helyi gyakorlatról. Kirendeltségenként 4-5 fővel (vezetővel és ügyintézővel) készítettünk strukturált interjúkat. A megyeszékhelyen működő kirendeltségen kívül olyanok felkeresésére törekedtünk, amelyek különböző adottságú térségeket, illetve szervezeti jellemzőket képviselnek. Az interjúkat a megyei munkaügyi központok egy-egy munkatársa, három megye egy-egy kirendeltségén pedig a munkaügyi szervezeten kívüli kutató készítette. A fejezetben az ügyfelek berendelésének gyakoriságával, az önálló álláskeresés ellenőrzésével, valamint a szabályszegések szankcionálásának gyakorlatával foglalkozunk részletesebben. Hangsúlyozni kell, hogy a kirendeltségi adatgyűjtés 2002-ben történt, ezért eredményeink nem tartalmazzák a 2003 közepén, az álláskeresést ösztönző juttatással összefüggően bekövetkezett változásokat.⁵³

Az ügyfelek berendelése

Az ellátásban részesülők elhelyezkedési készségét csak úgy lehet ellenőrizni, ha a munkanélküliek rendszeres időközönként felkeresik az ellátást folyósító munkaügyi kirendeltséget. A munkaközvetítő kötelező felkeresése önmagában is felfogható az elhelyezkedési-együtműködési készség ellenőrzésének: a megjelenéssel a munkanélküli demonstrálja együtműködési készségét, hiszen idejét ekkor (kénytelen) a munkakeresésnek szentel(ni), ezenfelül a látogatás akadályozhatja más tevékenységekben, például háztartási-házkörüli munkavégzésben, be nem jelentett pénzkereső munka elvégzésében vagy éppen valamilyen szabadidős tevékenységben. A munkaügyi kirendeltségnek a látogatások alkalmával nyílik lehetősége az

egészségi állapotának, a napi utazási idő nem haladja meg a három órát (kisgyermekeseknél a két órát) és a várható kereset eléri a munkanélküli-járadék összegét.

⁵² A magyarországi indokoltági feltételekről részletesebben lásd *Koltayné* [2001] és *Bánsági* [2000] írásait.

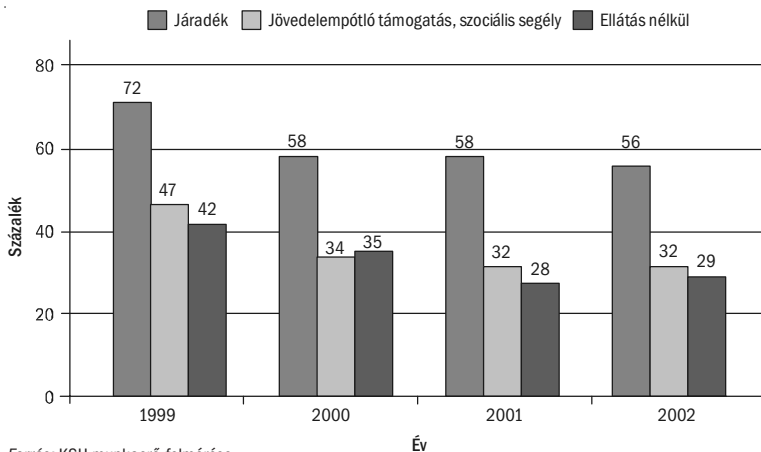
⁵³ Az álláskeresést ösztönző juttatás lehetőséget teremt a segélyezés meghosszabbítására a hosszabb jogosultsági idővel rendelkező járadékosok számára, ha a szokásosnál szorosabb együtműködést vállalnak a munkaügyi kirendeltséggel.

elhelyezkedési készség más szempontjainak ellenőrzésére. Például kérdéseket tehetnek fel az önálló álláskeresői erőfeszítésekről, tájékoztathatják az ügyfelet a szóba jöhető álláslehetőségekről stb. Ezért az indokoltági feltételek érvényesítése szempontjából egyáltalán nem közömbös, hogy a kirendeltségek milyen gyakorisággal írják elő a látogatásokat, és milyen módon határozzák meg azok időpontját.

A KSH országos reprezentatív mintán készülő munkaerő-felmérésében 1999 óta minden regisztrált munkanélkülitől megkérdezik, hogy mikor járt utoljára a munkaügyi kirendeltségen. A 26. ábra a munkaügyi kirendeltséget egy hónapon belül felkeresők arányát mutatja a regisztrált munkanélküliek között az 1999 és 2002 közötti időszakban a munkaerő-felmérés adatai alapján. Külön ábrázoltuk a munkanélküli-járadékban, a jövedelempótló támogatásban vagy a munkanélküliek rendszeres szociális segélyében részesülők és az ellátásban nem részesülők adatait.⁵⁴ Az ellátás típusa szerint mind a négy évben jelentős különbségek tapasztalhatók: a járadékban részesülők lényegesen gyakrabban járnak a munkaügyi kirendeltségen, mint a jövedelempótló támogatásban vagy rendszeres szociális segélyben részesülők, vagy az ellátásban nem részesülők. 1999-ben a járadékosok több mint kétharmada járt egy hónapon belül a kirendeltségen, míg a másik két csoportnak kevesebb mint a fele; 2000-től a járadékosok 56-58 százaléka, a szociális típusú segélyben részesülők és a nem segélyezett 29-35 százaléka. Az országos adatok

26. ábra

A munkaközvetítőt egy hónapon belül felkeresők aránya Magyarországon a segélyezés szerint, 1999–2002



Forrás: KSH munkaerő-felmérése.

⁵⁴ Jövedelempótló támogatásban 1992 és 2000 között részesülhettek a járadékot kimerítő, alacsony háztartási jövedelemmel rendelkező munkanélküliek. 2000-ben a jövedelempótló támogatást az aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélye váltotta fel. Mindkét segélyt az önkormányzatok folyósítják, de a munkanélküliektől általában megkövetelik a regisztráció fenntartását a munkaügyi kirendeltségnél. Lásd még jelen kötet 1. fejezetében.

tehát azt mutatják, hogy a járadékos munkanélkülieket gyakrabban rendelik be a kirendeltségek, mint a szociális munkanélküli-ellátásban részesülőket, vagy az ellátásban nem részesülőket (e két utóbbi csoport adatai nem térnek el lényegesen). A különbség minden bizonnyal összefügg azzal a körülménnyel, hogy a járadék indokoltági feltételeit a munkaügyi kirendeltségek ellenőrzik, míg az önkormányzatok által folyósított szociális típusú ellátások esetében nincs ilyen szerepük.

Az is jól látható a 26. *ábra* adataiból, hogy 1999 után regisztrált munkanélküliek mindhárom csoportjában lényegesen csökkent a munkaügyi kirendeltség felkeresésének gyakorisága. Míg 1999-ben a járadékosok 72 százaléka járt egy hónapon belül a kirendeltségen, 2000 és 2002 között már csak 56-58 százalékuk. A szociális jellegű munkanélküli-ellátásban részesülők körében 47 százalékról 32–34 százalékra, a nem segélyezett csoportban pedig 42 százalékról 28–35 százalékra mérséklődött a megfelelő arány. A 2000-ben bekövetkezett hirtelen csökkenésre nehéz magyarázatot találni. Az ok semmiképpen sem lehetett a munkaügyi szervezet megnövekedett terhelése, hiszen 1999-ről 2000-re mind a regisztrált munkanélküliek összlétszáma, mind az ellátásban részesülők száma kismértékben mérséklődött. Érdeklődésünkre a munkaügyi szervezet szakemberei a törvényi változásokkal magyarázták a jelentkezések ritkulását. A kilencvenes években a foglalkoztatási törvény a jelentkezés gyakoriságáról csak annyit tartalmazott, hogy a munkanélkülinek a kirendeltség által előírt időpontokban kell megjelenennie. A törvény 2000-től érvényes módosítása is a kirendeltségekre bízta a megjelenési időpont meghatározását, de belekerült egy kitétel, amely szerint a munkanélkülinek *legalább* háromhavonként jelentkeznie kell. Szó sincs tehát arról, hogy a szabályozás a korábbinál ritkább berendelési időközöt vezetett volna be, csupán a minimális gyakoriságra vonatkozó új előírással egészült ki. Ennek ellenére úgy tűnik, sok kirendeltségnél (vagy megyei munkaügyi központban) 2000-től ehhez a minimális előíráshoz igazították a berendelési időközöket, és lazítottak korábbi gyakorlatukon.

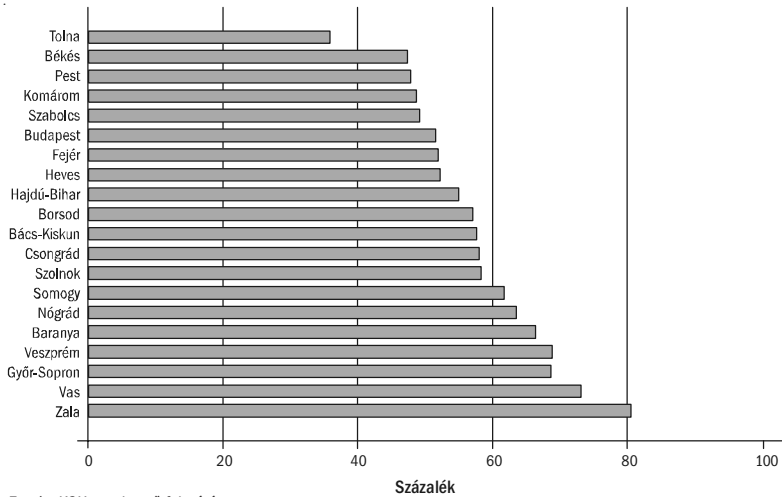
A 27. *ábra* 2002-re vonatkozó adatai megyénként mutatják a munkaügyi kirendeltségen egy hónapon belül látogatást tett járadékosok arányát. Látható, hogy a berendelésben nem alakult ki országosan egységes gyakorlat. Több megyében átlagosan a járadékosok kevesebb mint fele, más megyékben mintegy kétharmada járt az utolsó hónapban a munkaügyi kirendeltségen; a legkisebb és a legnagyobb arány között több mint kétszeres a különbség: Tolna megyében kevesebb mint 40 százalékos, Zala megyében 80 százalékos arányszámot kaptunk. Az egyes kirendeltségek gyakorlatában még ennél is nagyobb különbségek valószínűek, hiszen a közölt megyei arányszámok 5–15 kirendeltség átlagából adódnak.⁵⁵

A jelentős területi különbségek láttán érdemes áttekinteni, hogy a vizsgálatunkban szereplő hat megyében (Csongrád, Jász-Nagykun-Szolnok, Komárom, Nógrád, Pest, Vas) eltér-e az országos átlagtól a berendelési gyakorlat. A 28. *ábra* e hat megye átlagában mutatja a munkaügyi kirendeltséget az utolsó hónapban felkereső

⁵⁵ A munkaerő-felmérés mintája, részben az alacsony elemszám, részben pedig a mintába került települések megoszlása miatt nem teszi lehetővé kirendeltségi szintű mutatók kiszámítását.

27. ábra

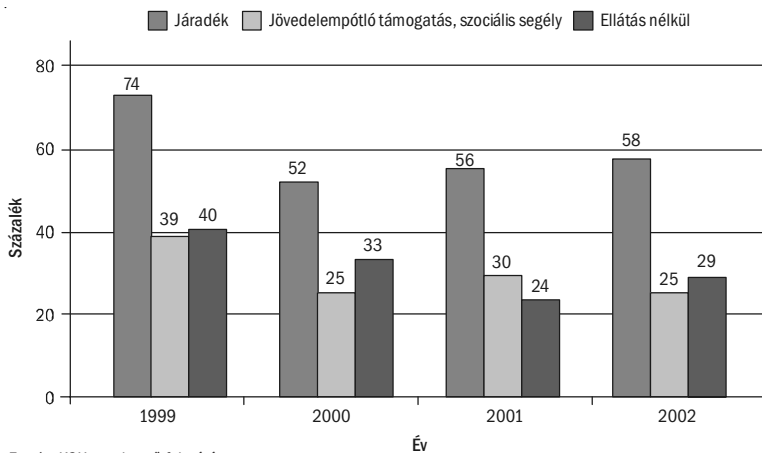
A munkaközvetítőt egy hónapon belül felkereső járadékosok aránya megyék szerint, 2002



Forrás: KSH munkaerő-felmérése.

28. ábra

A munkaközvetítőt egy hónapon belül felkeresők aránya a vizsgált hat megyében a segélyezés szerint, 1999–2002



Forrás: KSH munkaerő-felmérése.

regisztrált munkanélküliek arányát az ellátás típusa szerinti bontásban az 1999–2002-es időszakra.

A hat megyére vonatkozó adatokat a 26. ábrán látható országos átlagokkal összevetve, megállapíthatjuk, hogy járadékosok berendelésében nincsenek jelentős eltérések. 1999-ben a hat vizsgálati megyében a járadékban részesülők 74 százaléka

járt az utolsó hónapban a munkaügyi kirendeltségen, az országos átlag ekkor 72 százalék volt. Az arányszám 2000-ben 6, 2001-ben pedig 2 százalékponttal alacsonyabb volt a hat megyében az országos átlagnál (52 és 58, valamint 56 és 58 százalék), 2002-ben viszont 2 százalékponttal magasabb (58 és 56 százalék). A szociális típusú munkanélküli-ellátásban részesülőket viszont a hat megyében mind a négy évben az országos átlagnál valamivel ritkábban rendelték be a kirendeltségekre: 1999-ben 8, 2000-ben 9, 2001-ben 2, 2002-ben pedig 7 százalékpont különbség adódott. Az ellátásban nem részesülők csoportjában a négy év közül háromban hasonló irányú, de kisebb mértékű volt az országos átlagtól való eltérés, 1999-ben és 2000-ben 2, 2001-ben 4 százalékpont (2002-ben a mutató azonos az országos átlaggal).

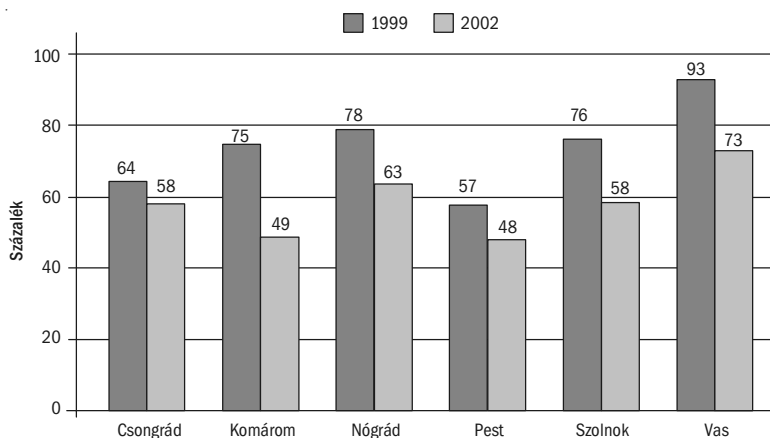
Végül a 29. ábrán a vizsgált hat megye 1999. és 2002. évi adatait mutatjuk be. Láthatjuk, hogy az országos átlaghoz hasonlóan e megyékben is csökkent a berendelési időköz. Az egy hónapon belül a kirendeltséget felkereső járadékosok aránya kisebb mértékben – 6 százalékponttal – csökkent Csongrád megyében, nagyobb mértékben – 15-20 százalékponttal – a többi öt megyében. Jelentős megyék közötti különbségeket találunk mindkét évben. 2002-ben a Pest és Komárom megyékben megkérdezett járadékosok kevesebb mint fele kereste fel egy hónapon belül a munkaügyi kirendeltséget, Vas megyében viszont majdnem háromnegyedük. Közepes érték jellemzi Csongrád, Szolnok és Nógrád megyéket (58-58 és 63 százalék).

Ennél részletesebb információval rendelkezünk a hat megye 2002-ben megvizsgált 28 kirendeltségének gyakorlatáról.

A járadék indokoltági feltételeinek vizsgálatában általában kétféle ügyintéző vesz részt: a hatósági (ellátási vagy ügyfélszolgálati ügyintézőnek is nevezik) és a közvetítő. Az alapmodell szerint az első jelentkezéskor a közvetítő ügyintéző kérdezi ki a járadékot kérőt, és veszi fel az adatait („első interjú”), majd a járadék

29. ábra

A munkaközvetítőt egy hónapon belül felkereső járadékosok aránya a vizsgált hat megyében, 1999 és 2002



megállapítása után ő végzi a rendszeres jelentkeztetést, illetve a munkaközvetítés céljából történő behívást. A hatósági ügyintéző feladata az adminisztratív háttér-munka, és legfeljebb a hiányzó dokumentumok átvétele vagy a határozatok átadása során találkozhat közvetlenül az ügyféllel. Ez a munkamegosztás évekkel ezelőtt alakult ki, és összefügg a szolgáltató jelleg erősítésének törekvéseivel. Azelőtt a kirendeltségeken az ügyfelek részére végzett szolgáltatásokat és hatósági tevékenységeket (egyes aktív programok kivételével) csak egyfajta ügyintéző látta el. A feladatok kettéosztása feltehetően azt a célt szolgálta, hogy a vállalatoknak és a munkanélkülieknek nyújtott szolgáltatások javítása érdekében az efféle munkára képes és hajlandó ügyintézőket mentesítsék a mechanikus és időigényes adminisztratív munka egy részétől. A gyakorlatban azonban sok helyen, bár a kétféle ügyintézői munkakör elnevezése ugyanaz, a tartalmuk eltér az alapmodelltől, és a munkanélküli ügyfelekkel való találkozással járó több-kevesebb feladatot (sőt egyes kirendeltségeken mindent) a hatósági ügyintézők látnak el. Az a körülmény, hogy több ügyintéző is foglalkozik a járadékosok berendelésével, korlátozza a kirendeltségi információk megbízhatóságát, mivel nem ismerjük pontosan a válaszadók tevékenységét, és nem minden esetben tudhatjuk, rendelkeznek-e teljes áttekintéssel a kirendeltség munkafolyamatairól.

A kirendeltségi információk értelmezését szintén megnehezíti, hogy nem teljesen egyértelmű, mit kell érteni a járadékos ügyfelek berendelésén („jelentkeztetésén”). Az információk alapján három értelmezési lehetőség látszik, némely kirendeltség esetében kiderült, melyikről van szó, a nagy többség esetében viszont legfeljebb találgatni lehet, és abban sem bízhatunk, hogy egy-egy megyén belül egységes a fogalomhasználat:

- minden kötelező megjelenés, beleértve azokat az eseteket is, amikor a munkanélkülit állásközvetítés miatt a rendszeres kötelező jelentkezési időpontok kívül berendelik (ez inkább elvi lehetőség, a kirendeltségi esettanulmányokban ezt az értelmezést sehol sem említették);
- csak a rendszeres időközönként történő kötelező megjelenés, amibe nem tartozik bele az állásajánlat beérkezése esetén kimondottan közvetítési célú behívás (történjen az közvetítőlap postázásával, értesítőlevéllel vagy telefonon) és az adminisztratív okokból (például igazolások bemutatására) történő soron kívüli behívás;
- az előbbiből is csak a járadék folyósításának feltételeként meghatározott rendszeres megjelenés, tehát az AM-könyv havi bemutatása nem tartozik ide.⁵⁶

A járadékosok szokásos berendelési gyakoriságának kirendeltség szerinti megoszlását a 18. táblázat mutatja. Az értelmezési bizonytalanság ellenére valószínű, hogy a berendelési gyakoriságról adott kirendeltségi információk többnyire az előírt rendszeres jelentkezésekre vonatkoznak, tehát nem tartalmazzák az állásközvetítés céljából vagy más okból történő „soron kívüli” behívásokat. Néhány kiren-

⁵⁶ A járadékosok korlátozott időtartamú alkalmi munkát végezhetnek. Az alkalmi munka végzésének szándékát a járadékos köteles előre bejelenteni, a továbbiakban pedig havonta be kell mutatni a kirendeltségen a munkával töltött napok bejegyzésére szolgáló könyvecskét, az úgynevezett AM-könyvet. Az alkalmi munkával töltött napokra nem jár járadék.

deltség becslései az AM-könyvesek havi kötelező jelentkezéseit is tartalmazhatják. Megjegyezzük, hogy ezek az adatok nem hasonlíthatók össze a munkaerő-felmérésből származó, fentebb bemutatott adatokkal, hiszen a munkanélküliek, amikor a kirendeltségen tett legutóbbi látogatás időpontjáról kérdezik őket, nyilvánvalóan nem tesznek különbséget az előírt rendszeres jelentkezés és a kirendeltség más okból történő felkeresése között.

18. táblázat
A járadékosok szokásos berendelésének gyakorisága

Gyakoriság, hónap	Kirendeltségek száma
1	6
1-2	2
0,5-2,5	1
1-3	1
2	1
2,5	1
3	16
Összesen	28

A 28 vizsgált kirendeltségre számított átlagos berendelési időköz 10 hét. A 18. táblázatból látható, hogy a járadékosok háromhavi berendelése tekinthető tipikusnak: a kirendeltségek több mint fele (28 közül 16) ezt a gyakorlatot alkalmazza. A második leggyakoribb berendelési időköz az egy hónapos, amit a kirendeltségek egyötöde (6 kirendeltség) alkalmaz. Három kirendeltségnél átlagosan másfél havonta, két kirendeltségnél pedig 2-2,5 havonta hívják be a járadékosokat, egy kirendeltség munkatársai pedig 1-3 hónapos intervallumot adtak meg. A kirendeltségen belüli változó berendelési időköz fő oka, hogy eltérő gyakorisággal hívják be a járadékosok egyes csoportjait, de előfordul, hogy a berendelés gyakorisága az ügyintéző személyétől függ.⁵⁷ Jelentős különbség van ez egyes megyékben követett gyakorlat között, de több esetben megyén belül is eltérő a berendelési időköz: Csongrád és Komárom megye valamennyi megkérdezett kirendeltsége egységesen háromhavonta rendeli be a járadékosokat; Jász-Nagykun-Szolnok megyében egy kirendeltségen havonta, egy kirendeltségen átlagosan két és fél havonta, két kirendeltségen háromhavonta hívják be a járadékosokat, az ötödik megkérdezett kirendeltségen pedig fél hónaptól két és fél hónapig terjedő időközt jelöltek meg; Pest megyében két kirendeltségen háromhavi, két kirendeltségnél pedig egyhavi a berendelési időköz; Vas megyében két kirendeltség minden hónapban, egy kirendelt-

⁵⁷ Például több helyen gyakrabban hívják be azokat, akik maguk is jönni akarnak, mert állást vagy valamilyen szolgáltatást szeretnének, és előfordul, hogy ritkábban a tartós munkanélkülieket vagy egyszerűen a passzívbabakat, de olyan kirendeltség is akad, ahol éppen fordítva. Néhol a hosszú jogosultsági idejűeket, főleg az elején, ha kérik, ritkábban, ellenben a rövid jogosultsági idejűeket, a járadékot hamarosan kimerítőket, illetve a piacképes szakmájúakat gyakrabban. Néhány kirendeltségen egy vagy több ügyintéző mindenkit vagy csak a mulasztókat jelentkezeti gyakrabban.

ség kéthavonta hívja be a járadékosokat, a negyedik kirendeltség gyakorlata változó, egy-három hónapos időközt jelölt meg.

Akár a vizsgált 28 kirendeltségre jellemző 10 hetes átlagos berendelési gyakoriságot vesszük alapul, akár azt a tényt, hogy a vizsgált kirendeltségek többségében csak háromhavonta egyszer hívják be a járadékban részesülő munkanélkülieket, megállapíthatjuk, hogy a munkavállalási készség rendszeres ellenőrzését a munkaügyi központok nem tekintik fontos feladatnak. Mint már bemutattuk, a munkanélküliek behívási gyakorisága az évtized elején annak ellenére csökkent, hogy a munkaügyi központok ügyfeleinek létszáma nem növekedett. A berendelések időzítését a kirendeltségek többségében a törvényben előírt minimumhoz igazítják.

Az esettanulmányok adatai megmutatják, hogy a kirendeltségi munkatársak nagy része a rendszeres jelentkeztetésnek csak a járadék szabályos számfejtése és a többi hivatali követelmény miatt tulajdonít jelentőséget, és a jelentkezést nem tekinti a járadék indokoltági vizsgálatának. Az interjúkban és az írásos beszámolókból alig van nyoma, hogy a kirendeltségeken ismernék a járadék indokoltságának közvetett ellenőrzési lehetőségét, és törekednének arra, hogy a járadékkal visszaélők számára nehezebb legyen teljesíteni a jelentkezést. A következőkben bemutatjuk, hogy a jelentkezés időpontját nemritkán az ügyfelek igényei szerint határozzák meg, a korábbi megjelenés és a késés esetében engedékenyek, és a munkanélküliekkel való foglalkozásra egy-egy alkalommal sok kirendeltségen csak rövid időt szánnak.

Az ügyfél általában *beleszólhat* a következő berendelési időpont meghatározásába, legfeljebb akkor nem engednek neki, ha a számfejtés határidejéhez túl közeli időpontot kér. (Ha a járadék számfejtése túl közel esne a következő berendelési időponthoz, akkor valamivel korábbra hívják be az ügyfelet, hogy ha késik is, elég ideje legyen a jelentkezésre, esetleg a kirendeltségnek is a felszólításra. Az ügyintézők ugyanis nem szívesen tartják vissza a járadék kifizetését – amelyet a mulasztás igazolása esetén utólag folyósítanak –, mivel megalapozatlan ügyfélpanaszoknak sem akarják kitenni magukat.) A kirendeltségek harmadában arról számoltak be, hogy az ügyfelek 5-10, egy kirendeltségnél pedig 30 százaléka kér azonnal más időpontot. Ennek indokai: kórházba megy, nyáron gyermekre vigyáz, üdül, vagy más okból tartósan elutazik, önállóan állást keres, beutazási nehézség miatt délutáni időpontot kér, olyan időpontot kér, amikor családtagokkal, ismerősökkel közösen utazhat be vidékről, a piacnapra kéri. Esetenként felmerül a gyanú, hogy munkavégzés miatt kérnek más időpontot, de ilyenkor sem utasítják vissza. Volt, ahol arról számoltak be, hogy ha munkavégzésre gyanakodnak, egy hónap múlva hívják be az ügyfelet.

A berendelés időpontját mindenütt csak napra, és nem órára határozzák meg. Két kirendeltségről tudunk, ahol rövid ideig *próbálkoztak a pontos időre történő behívással*, de hamar felhagytak ezzel. „Másfél éve próbálkoztunk, egy hónapig bírtuk. Nem tartották be az ügyfelek, mert vidékről naponta csak kétszer jár a busz, mert menni kell a gyermekért stb. Elfogadtuk a kifogásokat, így értelmét vesztette.” A kirendeltségi információkból úgy tűnik, két ok tart vissza a pontos jelentkeztetéstől: az *ütemezéssel járó többletmunka* és a *szankcionálási kényszer elkerülése*.

A kitűzött *időpont módosítását* az ügyfelek néhány százaléka később kéri, a következő indokokkal: hozzátartozója beteg, temetésre megy, kórházba megy, állást keres a fővárosban. Több kirendeltségen az ügyfelek tudják, hogy korábban is bemehetnek, vagy késhetnek néhány napot. Máshol viszont igazolást kérnek, például betegsége hivatkozás esetén. Volt,

ahol elmondták, időnként gyanítják: a módosítást kérők kereső tevékenység miatt nem tudnak megjelenni, de nincs kapacitásuk kivizsgálni, egyébként is a járadékos idő csökkenése óta engedékenyebbek. A kitűzöttnél *korábbi megjelenés* a legtöbb helyen megengedett. A *késés* kimentése – ha rövid időn belül sor kerül rá – sok kirendeltségben szóban is lehetséges, van ahol csak egy-két napon belül, van ahol akár egy héten belül is. Egyes kirendeltségek az indoktól függően fogadják el a szóbeli magyarázatot. Elvértve ugyan, de szigorú gyakorlattal is találkoztunk: az egyik kirendeltség egyes ügyintézői mindenről igazolást kérnek, még temetéskor is a halotti anyakönyvi kivonatot.

A pontos jelentkeztetést meg kell tervezni, hogy váratlan események miatt se várakozzanak elviselhetetlenül sokat az ügyfelek, és vidékiek behívását pedig sok helyütt ritka járatokhoz kell igazítani, hogy ne kényszerüljenek akár fél napig is a városban vesztegelni. Ha véletlenszerű jelentkezések esetén egyszerre sokan érkeznek, az ügyintézők megpróbálnak gyorsítani, de senki sem tehet nekik szemrehányást a várakozásért. Végül az ügyintézőknek számolniuk kell azzal, hogy a fegyelmezetlen vagy akárcsak a megengedő gyakorlathoz szokott ügyfelek közül sokan nem tartják be az időpontot. Ekkor pedig élni kellene az egyébként nagyon ritka büntetéssel – ami a pszichikai költségen kívül többletmunka is –, különben a jelentkeztetés komolytalanná válik az ügyfelek szemében.

A mulasztókat általában telefonon vagy írásban figyelmeztetik – hogy mennyi időn belül, az kirendeltségenként különböző. Az igazolatlan mulasztásért a járadékot időbeszámítás nélkül szüneteltetheti a kirendeltség, de ennek alkalmazása is igen változatos. Van, ahol már egynapos késés is szankcióval jár, ha az ügyfél nem tud megfelelő igazolást hozni, máshol a figyelmeztetés elküldéséig nem alkalmaznak szankciót, egyes helyeken akkor sem, ha valaki a figyelmeztetés hatására megjelenik.

Elvértve ugyan, de találkoztunk olyan gyakorlattal is, amikor a kötelező jelentkezést az ügyfél távollétében igazolták az ügyintézők. Erre például akkor kerül sor, ha közvetlenül a járadék számfejtése előtt az ügyfél még nem jelentkezett, az ügyintéző pedig elmulasztotta telefonon figyelmeztetni, vagy írásban felszólítani. Előfordul, hogy az ügyfél családtagja, ismerőse – esetleg maga is ügyfél – jelenik meg a kirendeltségen. Vagy az ügyfél telefonon nem a jelentkezési időpont módosítását kéri, hanem hogy az elfoglaltsága miatt (például elutazik) az ügyintéző a távollétében „jelentkeztesse”. (Van ügyintéző, aki ezt előre felajánlja a vidéken lakó kisgyerekes anyáknak: „Mindig magamból indulok ki, az ember még elsős vagy másodikos gyereket sem szívesen hagy magára. Ha az ügyfél megnyílt előttem, humánus dolognak tartom.”)

A rendszeres jelentkezéskor többnyire meglehetősen rövid ideig foglalkoznak egy-egy munkanélkülivel. Sok kirendeltségen 5-15 perc a szokásos jelentkeztetés időtartama – ez alatt általában nem találnak megfelelő állást, és az ügyfél sem akar semmit. Esetleg csak a pecsételnek és beírják az új időpontot, ami 2-3 percgig tart. Ha az ügyfél sürgeti az ügyintézőt, általában elengedik. Közvetítés vagy állás iránt érdeklődés esetén 10-30 perc szükséges. rendszerint azzal foglalkoznak többet, aki maga is érdeklődik, főleg mert állást vagy képzést akar. De van, ahol azt mondták, hogy a képzetlenekre – részletesebben el kell magyarázni az eljárást – és a tartós munkanélküliekre fordítanak több időt. Akkor is tovább tart a jelentkeztetés, ha az ügyintéző talál megfelelőnek tűnő állást. Végül az útiköltség-elszámolást igénylő vidékiek jelentkeztetése is időigényesebb.

Bár a kirendeltségek és az ügyintézők nagy többsége a járadékosok rendszeres berendelését nem tekinti a járadék indokoltági vizsgálatának, az interjúk során kiderült, tisztában vannak azzal, hogy a jelentkezési időközök és időpontok meghatározása, valamint a pontos jelentkezés megkövetelése erre is alkalmas lehet. A kirendeltségek ugyan nem foglalkoznak a kereső tevékenység módszeres ellenőrzésével, de sok esetben tapasztalnak gyanús jeleket.

Van, aki munkaruhában (festékes, malteros, olajos, szakács esetében ételszagú) jelentkezik, és az érdeklődésre azt mondja, saját magának vagy rokonnak dolgozik. Egyeseknek a kezéről látszik, hogy munkát szakítottak félbe. Van, aki a feltételezett munkáltatóval együtt, vagy annak kocsiján jön és megy, egyedül vagy csoportosan. Előfordul, hogy az ügyfél a kirendeltség folyosóján teszi le a szerszámaint. Munkavégzést gyanítanak, ha az ügyfél sürgeti az ügyintézést - néha az okát is megmondja -, ha kocsival várják, ha a felfogadási idő elején vagy végén jön (az egyik kirendeltségen az ügyfelek elégedettségének kérdőíves vizsgálata során többen kérték a 8-tól 14 óráig tartó felfogadás mindkét irányú meghosszabbítását), ha többször nem jelentkezik időben, vagy más dátumot szeretne, különösen ha az mindig hétfő vagy péntek, ha a mulasztásai miatt kirótt büntető szüneteltetés hatástalan. Munkavégzésre utal, ha az ügyintéző soha nem talál otthon valakit, amikor telefonon szeretné értesíteni egy álláslehetőségről; ilyenkor a családtagok néha el is szölik magukat, de előfordul, hogy az ügyfél teszi ugyanezt.

Minderre az ügyintézők két leggyakoribbnak tekinthető reakciója, hogy közlik megfigyelésüket, és magyarázatot kérnek az ügyféltől, vagy pedig úgy tesznek, mintha nem vennének észre semmit. (A meg nem engedett munkavállalás kivizsgálása nem a kirendeltségek hatásköre, a megyei munkaügyi központ ellenőrzési apparátusa foglalkozik vele. Gyanú esetén az ügyintézőtől függ, hogy értesíti-e az ellenőröket.)

Sok olyan példát is említettek, amely lényege a visszaélés költségének növelése a berendelések gyakorlatának szigorításával. Például ha munkavégzésre gyanakodnak, gyakrabban jelentkeztetik vagy közvetítik ki az ügyfelet, nem hagynak neki bebeszólást a jelentkezés időpontjának meghatározásába, esetleg órára és percre pontos időpontot adnak, a mulasztására pedig nem fogadnak el szóbeli kimentést. A legszigorúbban ellenőrző megye két kirendeltségén néhány éve naponta jelentkezették a gyanús járadékosokat, akik sérelmezték ugyan az eljárást, de rendben megjelentek; a járadékos idő 2000-ben bekövetkezett csökkentésekor azonban felhagytak ezzel. A szigorúbb ellenőrzés eredményeképpen egyes feketén dolgozók maguk kéri a járadék megszüntetését. (Olyan esetről nem tudunk, amikor kereső tevékenység miatt egy kirendeltség önállóan, a megyei ellenőrzési osztály vagy a munkaügyi felügyelőség közreműködése nélkül kizárt volna valakit.)

Tapasztalataink tehát azt mutatják, hogy a járadékosok jelentkezésére a munkaközvetítő irodák többségében ritkán kerül sor, és a jelentkezés előírását az ügyintézők csak kivételesen, egyedi esetekben tekintik a járadék indokoltági vizsgálatának. A kapcsolattartás elhanyagolása nem csupán a járadékosok ellenőrzése szempontjából tekinthető kedvezőtlen gyakorlatnak. A munkaügyi kirendeltség felkeresése és az ügyintézővel való találkozás segítséget és pozitív ösztönzést is jelent az elhelyezkedni kívánó munkanélkülinek.

Az önálló álláskeresés ellenőrzése

A legtöbb beszámoló szerint az ügyintézők a jelentkezések alkalmával mindig vagy nagyon gyakran tesznek fel kérdéseket az önálló álláskereséssel kapcsolatban. Hozzáteszik, hogy az ügyfelek maguktól is beszámolnak, ha segítséget szeretnének. A megfogalmazásból ítélve a válaszadók (a kirendeltségek vélt igényeinek) megfelelni akarása is erősen érvényesülhet. Közvetlen megfigyeléseink szerint a berendelések során gyakran a kapcsolatteremtést, a beszélgetés megkezdését szolgálja az álláskeresésről való kedélyes érdeklődés. Ezért a járadék indokoltságának vizsgálata szempontjából a kérdezés részletességére, dokumentálására és a szankcionálás kockázatára vonatkozó információknak van jelentőségük.

Azt tapasztaltuk, az ügyintézők konfliktuskerülők, ezért a kérdezés részletessége általában az ügyfelektől függ. Kellemetlen részletkérdéseket ritkán tesznek fel, a válaszokat elvétele dokumentálják, ellenőrzés pedig elenyésző számban, az útiköltség-visszatérítés kapcsán fordul elő. Sok helyütt kifejtették, hogy a tényleges ellenőrzés nem lehetséges, azt nem érzékelték azonban, hogy az ellenőrzés fenyegetése, a részletesebb kérdezés és dokumentálás önmagában is ösztönöző lehet.

Több kirendeltségen elmondták, hogy az ügyintéző már az első interjúban rákérdez az ügyfél önálló keresésére. Ez is hozzátartozik az ügyfél megismeréséhez. Az álláskeresésről folytatott beszélgetés részletessége az ügyféltől függ, s bár a kérdezősködés során az ügyintéző tapasztalata szerint kiderül az ügyfél együttműködési készsége, ha zaklatásnak veszi az érdeklődést, akkor inkább békén hagyják. Elfogadják, ha a járadékos idő elején családi okokra hivatkozva nem keresnek állást. A válaszokat szinte sohasem ellenőrzik. Két megye több kirendeltségén úgy vélték, ez nem feladatuk, joguk, módjuk és idejük sincs rá. Az ellenőrzés lehetetlenségére hivatkoztak más kirendeltségeken is, megemlítve, hogy a keresletben meghatározó, körzeten kívüli munkaadókat nem ismerik, illetve hogy az álláskeresés igazoltatása a munkáltatókkal, amely évekkal ezelőtt a munkanélküliek „kiskönyvének” egyik rovata volt, rontotta a vállalati kapcsolatokat. Több kirendeltségen hozzátették, hogy az önálló keresés követelményét közölni sem szokták a járadékosokkal, így eleve kizárt a számonkérés. Máshol arról számoltak be, hogy esetenként beleveszik az együttműködési tervbe, s ebben az esetben az ügyfél részletesen beszámol. Az egyik kirendeltségen azzal magyarázták az ellenőrzés hiányát, hogy a jogszabály sem számukra, sem a járadékosok számára nem tartalmaz erről részletes előírást.

Időnként előfordul, hogy rákérdeznek az ellentmondásokra, kirívó esetekben az ismerős munkáltatóknál érdeklődnek. Leginkább az álláskereséshez útiköltség-térítést igénylő ügyfeleket ellenőrzik. Igazolást kérnek a munkáltatótól, vagy telefonon megkérdezik, ha jelentős útiköltség-térítésre tart igényt az ügyfél, ha pedig az ügyfél nagyobb távolságra, például a fővárosba utazna állást keresni, akkor előre egyeztetnie kell.

Az önálló munkakeresés ellenőrzése nem előírás az ügyintéző számára, és ha az ügyfél nem keres munkát, annak nincs következménye. Bár az álláskeresésről a jelentkezések alkalmával nagyon gyakran szó esik az ügyintéző és az ügyfél között, ez nem a munkavállalási készség ellenőrzését szolgálja. Ugyanakkor e beszélgetéseknek igen fontos pozitív szerepük lehet az elhelyezkedés segítésében és ösztön-

zésében: a munkanélküli számára lehetőség nyílik, hogy az álláskereséssel összefüggő problémáit megbeszélje az ügyintézővel, és tanácsot kapjon. Ehhez azonban a jelenleginél jóval gyakrabban kellene a kirendeltségre hívni a munkanélkülieket.

Szankciók alkalmazása

Az esettanulmányokban két szankció, az úgynevezett *büntető szüneteltetés* (a járadék felfüggesztése időbeszámítással, a hátralévő járadékjogosultsági idő csökkentése mellett), valamint *a járadékból való kizárás* gyakoriságát vizsgáltuk. A vizsgált hat megye 27 kirendeltségétől kaptunk értékelhető adatokat a büntető szüneteltetések és a kizárások előfordulási gyakoriságáról a 2000. január és 2002. június közötti időszakra. Minden kirendeltségre kiszámítottuk, hogy havonta átlagosan a járadékban részesülők mekkora arányát sújtották a kétféle szankcióval.⁵⁸

Büntető szüneteltetés minden esetben a jelentkezés (ismételt) elmulasztása esetén alkalmaztak, egy kirendeltség sem számolt be arról, hogy a munkakeresés hiánya miatt szüneteltette volna a járadékot (bár a szabályok szerint ez ugyanúgy az együttműködési kötelezettség megszegésének számít, mint a jelentkezés elmulasztása).⁵⁹

E szankcióval havonta átlagosan a járadékosok 1,7 ezrelékét sújtották a vizsgált kirendeltségek. Az egyes kirendeltségek és megyék között olyan nagy különbségek vannak, amiket nem magyarázhatnak az ügyfélkör sajátosságai. Hat kirendeltségen a vizsgált arány nem haladja meg a 0,5 ezreléket, négy kirendeltségen viszont magasabb, mint 2,5 ezrelék. A 19. táblázatban a szokásos berendelési időköz, valamint a büntető szüneteltetés és a kizárás arányainak megyei átlagait foglaltuk össze.

19. táblázat
A járadékosok berendelési időközének valamint a büntető szüneteltetés és a kizárás arányának megyei átlagai

Magye	Berendelés szokásos időköze, hónap	Havi büntető szüneteltetések aránya a járadékosok létszámához viszonyítva, ezrelék	Havi kizárások aránya a járadékosok létszámához viszonyítva, ezrelék
Csongrád	3,0	1,2	0,8
Komárom	3,0	0,9	1,9
Nógrád	2,0	1,4	4,8
Pest	2,0	1,2	2,8
Jász-Nagykun-Szolnok	2,2	2,6	6,4
Vas	1,5	2,7	9,1

Megjegyzés: a táblázatban súlyozatlan átlagok szerepelnek.

⁵⁸ Mivel az adatok a kirendeltségek által kitöltött adatlapokból származnak, és nem közvetlenül az irodai számítógépes nyilvántartásokból – bár a kirendeltségek e nyilvántartások segítségével válasszoltak –, előfordulhatnak pontatlanságok.

⁵⁹ A foglalkoztatási törvény által előírt „együttműködési kötelezettség” első megszegése esetén a járadékot időbeszámítás nélkül szüneteltetik, ismétlődés esetén alkalmazzák az időbeszámítással történő – a jogosultsági időt csökkentő – szüneteltetést. Az együttműködési kötelezettség azt jelenti, hogy a járadékos nyilvántartásba veteti magát, rendszeres kapcsolatot tart a kirendeltséggel (berendelésre megjelenik), mérlegeli a felajánlott munkalehetőséget, és maga is részt vesz megfelelő munkahely felkutatásában.

A táblázat harmadik oszlopában látható, hogy a büntető szüneteltetés valószínűségében a megyék között is számottevő az eltérés, a legkisebb és a legnagyobb értékkel rendelkező két megye közötti különbség háromszoros (0,9 és 2,7 ezrelék).

A felmért kirendeltségeken havonta átlagosan a járadékosok 3,7 ezrelékét *zárták ki* a vizsgált időszakban. Az összes kizárás háromnegyedére a megfelelő munka visszautasítása miatt kerül sor. Ezen belül másfélszer annyi járadékost zárnak ki a munkaadónál, mint a közvetítéskor történt visszautasítás miatt (amikor a munkanélküli a munkaadó felkeresésekor közölte, hogy nem vállalja az állást). A kizárások ötödének oka a kereső tevékenység, hat százalék az együttműködés ismétlődő hiánya, valamint egy százalék a képzés visszautasítása.⁶⁰ A kizárás esetében is igen nagyok a kirendeltségek és a megyék közötti különbségek. A 27 kirendeltség közül ötnél 0,5 ezrelék alatt volt a kizárási arány, nyolcnál viszont meghaladta az 5 ezreléket (ez utóbbiak közül három kirendeltségnél a 10 ezreléket). A 19. táblázatban a megyék között tízszeres különbséget találunk a legkisebb és legnagyobb arány között (0,8 és 9,1).

Ha összevetjük a berendelési időközök és a szankcionálás 19. táblázatban található megyei mutatóit, világosan látható, hogy markáns különbségek vannak a megyék között a járadék indokolttsági feltételeinek vizsgálatában. Csongrád és Komárom megyében passzívak a kirendeltségek: ritkán hívják be a munkanélkülieket, és ritkán alkalmaznak szankciót. Nógrád és Pest megyében közepes mértékű a kirendeltségek aktivitása, a szokásos berendelési időköz és a szankció valószínűsége is a hat megye átlagához áll közel. Jász-Nagykun-Szolnok megyében a berendelési időköz az átlaghoz áll közel, a szankcionálás átlagon felüli. Vas megye érvényesíti a legkövetkezetesebben az indokolttsági feltételeket: itt hívják be a járadékosokat a leggyakrabban, és itt alkalmaznak a legnagyobb valószínűséggel szankciót (elsősorban kizárást). Bár vizsgálatunk nem terjedt ki a hat megye összes kirendeltségére, valószínűnek tartjuk, hogy az itt bemutatott jelentős megyei különbségek nem véletlenek, és a megyei munkaügyi központok eltérő szemléletét tükrözik. Mindez nem jelenti azt, hogy a kirendeltségi gyakorlat az egyes megyéken belül egységes lenne. Minden megyében találhatók kisebb-nagyobb különbségek az indokolttsági feltételeket érvényesítésében a kirendeltségek között. Ettől függetlenül mind a berendelési időközben, mind a szankcionálás gyakoriságában statisztikailag szignifikáns a megyék közötti különbség.⁶¹

Ha csak a kétféle szankció egymáshoz viszonyított arányát vizsgáljuk, és eltekintünk attól, hogy sok kirendeltségen mindkettő nagyon ritka, akkor azt látjuk, hogy a kizárás átlagosan kétszer olyan gyakori, mint a büntető szüneteltetés (havi 3,7 és 1,7 ezrelék). Azaz a súlyosabb szankciót lényegesen gyakrabban alkalmazzák a kirendeltségek, mint az enyhébbet. Tapasztalataink szerint nem biztos, hogy az

⁶⁰ A járadékot akkor is meg lehet szüntetni, ha a munkanélküli megtagadja, hogy egy számára megfelelő munkaerő-piaci képzési programba bekapcsolódjon.

⁶¹ A megyék közötti különbségek a berendelési időköz tekintetében 5 százalékos, a szankcionálás gyakoriságában pedig 1 százalékos szinten szignifikánsak. (A szórásелемzéshez 27 kirendeltség adatait használtuk, kirendeltségenként összevonva a büntető szüneteltetés és a kizárás arányszámait.)

aránykülönbség mögött egyszerűen a kétfajta szankcióval sújtott vétségek gyakoriságkülönbsége áll, azaz az állásajánlat visszautasítása és a munkaügyi központ által leleplezett engedély nélküli kereső tevékenység kétszer olyan gyakran fordulna elő, mint az ismételt késedelem a jelentkezésben. Hallottunk olyan érvelést, amely szerint a szüneteltetés aránytalan adminisztrációs munkával jár – az ügyfél többszöri felszólítása, szüneteltető határozat meghozatala, a szüneteltetés végén a járadékfolyósítás újrakezdése –, ráadásul a szüneteltetéssel való fenyegetettségnek nincs igazán visszatartó ereje, ezért nem alkalmazzák szívesen. Ezért előfordul, hogy nyilvánvaló vagy többszöri mulasztás esetén inkább úgy irányítják az eseményeket, hogy az egyszerűbb és hatásosabb kizárás kockázatával kelljen szembenéznie a mulasztónak. Ilyenkor a jelentkezésre való felszólítás helyett közvetítőlapot postáznak a munkanélkülinek, és ha másodszori kiküldés után sem reagál, kizárható.

A büntető szüneteltetés ritkább, és a kizárás gyakoribb alkalmazásához hozzájárulhat, hogy míg az első a kirendeltségek belső eljárásának megsértését szankcionálja, amelyet a kirendeltségi dolgozókon kívül senki sem ellenőriz, a második olyan magatartásokat (megfelelő munka visszautasítása a közvetítéskor, nem engedélyezett keresőtevékenység), amelyeket a kirendeltségen kívüli szereplők (munkáltatók, megyei munkaügyi központ, munkaügyi ellenőr) is ellenőrizhetnek. Míg tehát az ügyintézők saját maguk dönthetnek, hogy alkalmaznak-e büntető szüneteltetést – és vállalják-e az ezzel járó többletmunkát és konfliktusokat –, a kizárás esetében nincs ennyire szabad kezük. Más szóval lehetséges, hogy nem a kizárás sok, hanem a szüneteltetés kevés.

*

Az előzőekben megismert tények azt mutatják, hogy Magyarországon a munkaügyi szervezet elhanyagolja a járadék indokolttsági feltételeinek, illetve a járadékosok elhelyezkedési készségének vizsgálatát. A járadékosokat csak ritkán hívják a kirendeltségre, az önálló álláskereső megletét ekkor sem kérik számon, a mulasztókkal szemben pedig elnézők. A kirendeltségek munkájukban nem tulajdonítanak jelentőséget az indokolttsági feltételek érvényesítésének, az ebből adódó feladatokat hajlamosak elhárítani, mert többletmunkával és konfliktusokkal járnak. Előfordul, hogy az ügyintézők nem is ismerik pontosan az indokolttság szabályait („a járadék alanyi jogon jár”), vagy elvi, ideológiai fenntartásokat hangoztatnak ezekkel szemben („az ellenőrzés nem egyeztethető össze a szervezet szolgáltató jellegével”).

Úgy tűnik, a munkaügyi szervezet országos vezetése nem követeli meg az indokolttsági feltételek következetes ellenőrzését, és többnyire a megyei munkaügyi központok sem ösztönzik a kirendeltségeket e feladatok végrehajtására. Ez lehet a legfontosabb oka a megyék és a kirendeltségek gyakorlata között tapasztalt jelentős különbségeknek.

A passzív gyakorlat nem csupán az ellenőrzés elhanyagolása és az ezzel összefüggő indokolatlan járadékfizetés miatt tekinthető kedvezőtlennek. Az ügyfelekkel való szorosabb kapcsolattartás és a követelmények határozottabb közvetítése segíthetné és ösztönözhetné is a gyorsabb elhelyezkedést.

Kontrollcsoportos vizsgálat az elhelyezkedési készség ellenőrzésének hatásáról

A vizsgálat lebonyolítása

Az empirikus vizsgálattal arra kerestünk választ, hogy a járadék indokolttsági feltételeinek ellenőrzése milyen hatást gyakorol a járadékból történő kiáramlásra. A Foglalkoztatási Hivatallal közösen kidolgozott vizsgálati terv támaszkodott a kirendeltségekben készült esettanulmányok előző alfejezetben ismertetett eredményeire. A tervezéskor nemcsak a mintavételről kellett dönten, hanem az alkalmazandó „kezelési” eljárásról is, azaz arról, hogy milyen konkrét ellenőrzési módszert alkalmaznak a kirendeltségek, amelynek hatását megvizsgáljuk.

A mintaválasztást befolyásolta, hogy a tervezett vizsgálati időszakban, 2003 közepén új munkanélküli-ellátást vezettek be, az úgynevezett álláskeresőt ösztönző juttatást. A juttatás a munkanélküli-járadék kimerítése után hat hónapra további támogatást nyújt a kirendeltségekkel együttműködési (álláskeresői) megállapodást kötő, legalább 180 nap jogosultsággal rendelkező járadékosoknak. Az igénybevétel feltételeként előírt „intenzív együttműködés” keretében a járadékosnak legalább havonta fel kell keresnie a munkaügyi kirendeltséget, be kell számolnia az önálló álláskeresősről, és részt kell vennie a kirendeltség által ajánlott, az elhelyezkedését segítő programokon stb. Bár az új juttatás szükségessé tette, hogy komolyabban ellenőrizzék, a munkanélküliek betartják-e a járadék indokolttsági feltételeit, mégsem jöhetett szóba, hogy a juttatásra jogosultak körében végezzük el tervezett vizsgálatunkat. A munkanélküliek ugyanis saját maguk választhatják meg, igényelnek-e álláskeresőt ösztönző juttatást, és vállalják-e az ezzel járó kötelezettségeket. A programhoz történő csatlakozásban úgynevezett önszelekció érvényesül, amelyben gyaníthatóan fontos szerepet játszanak az elhelyezkedési szándék komolyságát, az elhelyezkedési esélyt, illetve a segéllyel való visszaélés valószínűségét befolyásoló körülmények. Ezért a programhoz csatlakozók és nem csatlakozók magatartásának esetleges különbsége nem értelmezhető a program – az elhelyezkedési készség következetesebb ellenőrzése – hatásaként. Az objektív értékeléshez mindenképpen olyan mintavételi eljárást célszerű alkalmazni, ahol a vizsgálatban részt vevő egyéneknek nincs befolyásuk a kiválasztásra.⁶²

Mivel a vizsgálati és a kontrollcsoport véletlen kijelölésére az *álláskeresőt ösztönző juttatásra* legalább fél év jogosultságot szerzett munkanélküliek körében nem volt lehetőségünk, a 75–179 nap jogosultsággal járadékra kerülő munkanélkülieket vontuk be a vizsgálatba. Mint az 1. fejezetben elmondtuk, a járadékjogosultság időtartama a munkanélkülivé válást megelőző négy évben munkaviszonyban töltött időtől függ, annak egyötöde. Így olyan munkanélküliek kerültek a mintába, akik a megelőző négy évben 1–2,5 évet (375–895 napot) töltöttek munkában. A vizsgálatban részt vevő hat megye kirendeltségei a 2003. május 26-tól kez-

⁶² Bár léteznek a mintaszelekció kiszűrésére használatos statisztikai módszerek, ezek meglehetősen bonyolultak, és sokszor bizonytalan eredményre vezetnek. Lehetőleg kerülni kell olyan mintavételi terv alkalmazását, melyről eleve tudni lehet, hogy komoly szelekciós torzításhoz vezet.

dődő két hónapos időszakban 75–179 nap jogosultsággal járadékra kerültek vonták be a kísérletbe.⁶³

A mintába került munkanélkülieket véletlenszerűen két csoportba osztottuk. A „vizsgálati csoportba” került mindenki, aki páratlan napon született, a kontrollcsoportba pedig a páros napon születettek. Az első alkalommal – akkor, amikor a járadékot megállapító hivatalos határozatot átnyújtották – a kirendeltségen minden munkanélkülitől egy rövid kérdőívet kérdeztek meg a háztartás összetételéről és a kirendeltségre utazás módjáról és időigényéről. Ezután a vizsgálat három hónapig tartott, amely alatt a vizsgálati csoport tagjait háromhetente behívták a kirendeltségre „rendszeres jelentkezésre”, a kontrollcsoportba került munkanélkülieknek viszont legközelebb csak a három hónap letelte után kellett jelentkezniük.⁶⁴ A három hónap letelte után a kirendeltségek a náluk szokásos időközönként rendelték be a még mindig járadékon lévő munkanélkülieket. A részt vevő kirendeltségek többségében – mint az előző alfejezetben láttuk – ez a szokásos időköz három hónap, de sok helyen rövidebb, van ahol egy hónap. Ez utóbbi kirendeltségekben a vizsgálat három hónapja során a kontrollcsoport tagjait ritkábban rendelték be, mint egyébként szokták.

A vizsgálati („kezelési”) csoport tagjainak következő berendelési időpontját a kirendeltség nyitva tartásához és munkabeosztásához igazítva, a megjelenést követő 19–22. naptári napra kellett kitűzni, az ügyfélnek nem engedve beleszólást a dátum meghatározásába. Késedelmes jelentkezés esetén a következő berendelési időpontot nem a tényleges, hanem az eredetileg kitűzött jelentkezési időponthoz igazítva határozták meg a kirendeltségek – így biztosítva, hogy a vizsgálat 12 hete során a mindenki négy alkalommal legyen berendelve.

Az ügyintéző minden jelentkezés alkalmával egy kérdőívet kérdezett meg. A munkanélkülieknek be kellett számolniuk arról, hogyan kerestek állást a kirendeltségen tett előző látogatásuk óta, és fel kellett sorolniuk a felkeresett munkahelyeket. Az állást nem keresőket minden alkalommal megkérdezték arról is, miért nem kerestek állást. Aki nem jelentkezett időben, attól magyarázatot kértünk ennek okáról, és válaszát – a munkakeresésről szóló kérdésekre adott válaszokhoz hasonlóan – az ügyintéző feljegyezte a kérdőívben.

Igyekeztük úgy kialakítani a feltételeket, hogy a kirendeltségek egységesen végezzék el a vizsgálatot. Minden ügyintézőhöz eljuttattuk a részletes teendőket tartalmazó tájékoztatót, és az induláskor megyéknként az összes kirendeltség részvételével eligazító megbeszélést szerveztünk. Mivel azonban el szeretnénk volna kerülni, hogy a vizsgálatban való részvétel közvetlen hátrányt jelentsen a járadékosok-

⁶³ Három megyében azok a munkanélküliek kerültek a mintába, akik május 26. és július 26. között vették át a járadékot megállapító határozatot, a másik három megyében pedig az ebben az időszakban járadékkérelmet benyújtók – de mind a hat megyében a teljes kéthónapos beáramlás volt a mintavétel alapja.

⁶⁴ A négyeszeri jelentkezésbe nem számítanak bele az úgynevezett rendkívüli berendelések, amikor a járadékost állásajánlat, képzési lehetőség miatt vagy adminisztrációs okból stb. külön behívják a kirendeltségre. Ilyen okokból természetesen a kontrollcsoport tagjait is berendelhették a kirendeltségek a vizsgálat időtartama alatt.

nak, a szankcionálásban nem határoztunk meg egységes irányelveket. Minden kirendeltséget arra kértünk, a nála szokásos módon járjon el, ha az ügyfél késik, vagy igazolatlanul nem jelenik meg a kitűzött napon. (Az előző alfejezetben részletesen bemutattuk, hogy a késések megítélésében, az igazolások elfogadásában és a mulasztások szankcionálásában igen változatos a gyakorlat.) A szokásos gyakorlatnak megfelelően sehol sem alkalmaztak szankciót az önálló álláskereső elmulasztása esetén.

Nem kerültek be a mintába az 50 éves vagy idősebb munkanélküliek, valamint azok, akiket – tipikus esetben az elbírálás elhúzódása miatt – nem lehetett a járadékkérelem benyújtását követő 30 napon belül bevonni a vizsgálatba.

Az elemzéshez nem használtuk fel az alkalmi munkavállalási könyvet (AM-könyv) kiváltó munkanélküliek adatait sem. A munkanélküliek a járadék szüneteltetése mellett vállalhatnak korlátozott időtartamú alkalmi munkát. Az ilyen szándékkal rendelkezők a kirendeltségnél előre kiváltják az AM-könyvet, amelybe a munkaadók bejegyzik az alkalmi munkavállalás időtartamait. Az AM-könyvvel rendelkezőknek havonta – a járadék számfejtése előtt – jelentkeznük kell a kirendeltségen, hogy kiderüljön, hány napot dolgoztak, és hány napra kaphatnak járadékot. Ezért az AM-könyvesek közül nem lehetett olyan kontrollcsoportot kijelölni, amelynek tagjait csak három hónap múlva rendelik be jelentkezni.

A vizsgálati csoport „kezelése” tehát a háromhetente történő berendelésből és az önálló álláskereső – következménnyel nem járó – számonkéréséből állt, míg a kontrollcsoport tagjait három hónapig nem rendelték be a kirendeltségre. A két csoporttal szemben támasztott követelmények kétségtelen különbsége ellenére nem lehetünk biztosak abban, hogy a vizsgálati csoport ellenőrzése kellően szigorú volt-e ahhoz, hogy érzékelhető hatást gyakoroljon a viselkedésre. A kirendeltség háromhetenkénti felkeresése önmagában nem ró túl nagy terhet a passzív, az elhelyezkedni nem kívánó vagy engedély nélkül dolgozó járadékosra, az önálló álláskereső elmulasztása pedig nem járt szankcióval. A mulasztásra hajlamos munkanélküliek számára ugyanakkor a gyakoribb és szigorúbb ellenőrzés minden bizonnyal megnöveli a fenyegetettség érzését és a követelményeknek nem megfelelő magatartás szubjektív kockázatát – még ha szankcionálásra nem is kerül sor. Ezen túl, mint már említettük, a kirendeltség gyakoribb felkeresése és az ügyintézővel folytatott beszélgetés pozitív ösztönzést is jelenthet az álláskeresőkhöz. Az eredmények értékelését kétségkívül egyértelműbbé tenné, ha a két csoport kezelése között nagyobb lenne a különbség (például a vizsgálati csoport tagjait hetente behívták volna a kirendeltségre, az ügyintézők ellenőrizték volna, hogy a munkanélküli valóban járt-e állás után érdeklődni stb.), de erre nem nyílt lehetőség, mert nem vállalták volna a munkaügyi központok.

A kapott eredmények értékelésében további bizonytalanságot jelent, hogy a vizsgálati program kirendeltségi végrehajtását nem lehetett részleteiben nyomon követni. Bár a megyei munkaügyi központ témafelelősei a vizsgálati időszakban rendszeres kapcsolatot tartottak a kirendeltségekkel, az ügyfelek berendelését és megjelenését a kirendeltségek dokumentálták, és az elkészült kérdőíveket továbbküldték a megyei munkaügyi központba, ez még nem garantálta az egységes végrehaj-

tást. A vizsgálat végrehajtása egyrészt többletfeladatot rótt a kirendeltségi munkatársakra, másrészt a szokásosnál több konfliktushoz vezetett az ügyfelekkel. Nem lehetünk biztosak abban, hogy a vizsgálat céljaival nem azonosuló vagy azokat elutasító ügyintézők nem könnyítették meg a járadékosok dolgát – ez, ha gyakran előfordult, rontotta a vizsgálat eredményességét. (Az ügyintézőknek erre számos lehetőségük adódott: beleszólás engedése a jelentkezés időpontjának meghatározásába, elnéző magatartás késés esetén, a munkakeresés kérdőív felületes, formális kérdése stb.)

A minta jellemzői

A vizsgálatba végül 2132 járadékost vontunk be, közülük 1113-an a háromhetente berendelt vizsgálati csoportba, 1019-ben pedig a kontrollcsoportba kerültek.⁶⁵ A 20. táblázatban a két almintához tartozók néhány személyes és háztartási jellemző szerinti összetételét hasonlítjuk össze. A különbségek igen csekélyek. A vizsgálati csoportban kissé magasabb a nők és a gimnáziumot végzettek aránya, és kevesebb a házások, valamint a foglalkoztatott házastárssal rendelkezők aránya, de ezek a különbségek sem szignifikánsak.

20. táblázat
A minta összetétele

Tulajdonság	Vizsgálati csoport	Kontrollcsoport
<i>Nem</i>		
Nők aránya, százalék	51,8	50,9
Átlagos életkor, év	32,7	32,6
<i>Iskolai végzettség, százalék</i>		
Nyolc osztály alatt	1,6	1,8
Nyolc osztály	28,8	28,9
Szakmunkásképző	34,7	35,6
Szakközépiskolai	18,8	19,3
Gimnázium	10,0	8,3
Felsőfokú	6,1	6,1
<i>Háztartási jellemzők</i>		
Házass, százalék	50,7	53,5
A házastárs foglalkoztatott, százalék	31,4	34,0
0–3 éves gyermekek átlagos száma	0,08	0,08
4–6 éves gyermekek átlagos száma	0,13	0,11
7–10 éves gyermekek átlagos száma	0,18	0,18
11–14 éves gyermekek átlagos száma	0,15	0,17
Foglalkoztatottak átlagos száma	0,77	0,78
Nyugdíjasok átlagos száma	0,28	0,28
Gyese, gyeden lévők átlagos száma	0,09	0,09
Elemszám	1113	1019

⁶⁵ A vizsgálati csoport nagyobb létszáma részben a véletlen műve, de azzal is összefügg, hogy e csoportba kerültek a páratlan napon születettek, és a páratlan naptári napok száma kissé meghaladja a páros napokét.

A két almintá összetételének azonosságát többváltozós logitbecslésekkel is ellenőriztük, amelyek eredményei a 21. táblázatban találhatók. A becslések függő változója a vizsgálati csoporthoz tartozás valószínűsége volt. A táblázat második oszlopa a teljes mintára vonatkozó becslés eredményeit tartalmazza, ebben független változóként a nem is szerepel (nőváltozó, értéke a nőknél 1). A harmadik és negyedik oszlopokban a férfiakra és a nőkre vonatkozó külön becslések eredményei láthatók. Egyik modellben sem található szignifikáns együtthatóbecslés. Az eredmények tehát megerősítik, hogy a vizsgálati és a kontrollcsoport összetétele – sem a teljes mintában, sem a férfiak és a nők almintáiban – nem különbözik a megfigyelt tulajdonságok szerint.

21. táblázat
A vizsgálati csoporthoz tartozás valószínűségének logitbecslései

Tulajdonság	Mindkét nem együtt	Nők	Férfiak
Nő	0,051 (0,54)	–	–
Életkor	0,005 (0,94)	0,012 (1,50)	0,000 (0,02)
Nyolc osztály alatti végzettség	–0,088 (0,25)	–0,431 (0,75)	0,088 (0,20)
Szakközépiskolai végzettség	–0,011 (0,10)	–0,090 (0,55)	0,088 (0,57)
Szakközépiskolai végzettség	–0,025 (0,19)	–0,041 (0,23)	0,033 (0,17)
Gimnáziumi végzettség	0,181 (1,07)	0,181 (0,88)	0,270 (0,84)
Felsőfokú végzettség	0,006 (0,03)	0,056 (0,23)	–0,084 (0,25)
Házasság	–0,064 (0,44)	0,021 (0,10)	–0,137 (0,66)
A házastárs foglalkoztatott	–0,066 (0,42)	–0,008 (0,04)	–0,208 (0,90)
0–3 éves gyermekek száma	–0,105 (0,57)	–0,232 (0,72)	0,045 (0,19)
4–6 éves gyermekek száma	–0,154 (1,15)	0,007 (0,04)	–0,253 (1,24)
7–10 éves gyermekek száma	0,020 (0,19)	0,035 (0,25)	0,053 (0,32)
11–14 éves gyermekek száma	–0,137 (1,23)	–0,065 (0,46)	–0,234 (1,25)
Foglalkoztatottak száma a háztartásban	–0,008 (0,12)	–0,006 (0,07)	–0,028 (0,30)
Nyugdíjasok száma a háztartásban	–0,023 (0,29)	0,123 (0,98)	–0,149 (1,41)
Gyese, gyeden lévők száma a háztartásban	0,167 (0,78)	0,892 (1,49)	–0,007 (0,03)
Konstans	–0,019 (0,08)	–0,300 (0,96)	0,236 (0,75)
Elemzés	2132	1094	1037

Megjegyzés: a z-értékek zárójelben.

A mintába került munkanélkülieket 2003. november közepéig – a belépés időpontjából függően 4–6 hónapig követtük a járadékregiszterben, és megállapítottuk, ez idő során ki mennyi ideig kapott folyamatosan munkanélküli-járadékot és hogyan lépett ki a járadékból. A járadékfizetés befejeződhet azért, mert valaki elhelyezkedett, kimerítette a jogosultság időtartamát, valamely más munkaerő-piaci programba kapcsolódott be, vagy egyéb okokból. A minta egy része november közepén még járadékot kapott.

A 22. táblázat a vizsgálati és a kontrollcsoport megoszlását mutatja a kilépés módja szerint. Mindkét csoportban a járadék kimerítése miatt léptek ki a legtöbben – a vizsgálati csoport 46,3, a kontrollcsoport 44,5 százaléka. Ez a követés rövid időtartama

22. táblázat
A minta megoszlása a kilépés módja szerint, százalék

A kilépés módja	Vizsgálati csoport	Kontrollcsoport
Elhelyezkedés a kirendeltség közvetítése nélkül	18,1	16,9
Elhelyezkedés közvetítéssel	5,8	5,9
Képzési program	2,2	2,0
Más aktív program	0,9	1,0
AM-könyv kiváltása	0,9	1,2
Az ügyfél kérésére	1,0	0,7
Kizárás	2,1	1,3
A járadék kimerítése	46,3	44,5
Egyéb ok	0,4	0,4
Még járadékon (cenzorált)	22,5	26,3
Elemszám	1113	1019

ellenére sem meglepő, hiszen a mintában sokan rövid jogosultsággal rendelkeztek (mintánk 2,5–6 hónap közötti jogosultságot szerzett járadékosokból állt).

Bár a vizsgálati csoportból valamivel többen helyezkedtek el közvetítés nélkül, mint a kontrollcsoportból, a különbség nem nagy (18,1 a vizsgálati, és 16,9 százalék a kontrollcsoportban). A közvetítéssel elhelyezkedők aránya nem különbözik (5,8 és 5,9 százalék). A kizártak aránya 2,1 százalék a vizsgálati csoportban és 1,3 százalék a kontrollcsoportban. Bár az alacsony értékek mellett a 0,8 százalékpontos eltérés nagynak tűnik, a két arány közötti különbség statisztikailag nem szignifikáns. (A vizsgálati csoport magasabb kizárási aránya egyébként önmagában nem jelentené, hogy a kirendeltségek szigorúbban jártak el velük szemben. Kizárással általában állásajánlat visszautasítása után élnek a kirendeltségek, és a vizsgálati csoport gyakoribb berendelése azzal a következménnyel járhatott, hogy tagjai több ajánlatot kaptak, mint a kontrollcsoportéhoz tartozók.)

A kilépés többféle okában – képzési vagy más munkaerő-piaci programba történő átlépés, a járadék megszüntetése az ügyfél kérésére, valamint az AM-könyv kiváltása – arányaiban nem található említésre méltó különbség a két csoport között. A vizsgálati csoport 22,5, a kontrollcsoport 26,3 százaléka még járadékot kapott, amikor az adatgyűjtés befejeződött.

Eredmények

A következőkben a két csoport kiáramlási ütemét és elhelyezkedési valószínűségét hasonlítjuk össze. Az eredmények értékelésének kulcskérdése, hogy a járadékosok gyakoribb berendelése és az elhelyezkedési készség ellenőrzése meggyorsítja-e a járadékból történő kilépést, illetve az elhelyezkedést? Először ábrák segítségével hasonlítjuk össze a vizsgálati és a kontrollcsoport kiáramlását és az elhelyezkedési valószínűség időbeli alakulását. Majd többváltozós modellekkel is megvizsgáljuk a vizsgálati és a kontrollcsoport elhelyezkedési esélyét, és választ keresünk arra is, vajon van-e kimutatható különbség a kezelési hatásban a munkanélküliek egyes csoportjai között. (Kezelési hatásnak a gyakoribb és szigorúbb ellenőrzésnek a munkanélküliek magatartására gyakorolt hatását nevezzük.)

Túlélési és hazardfüggvények. A vizsgálati és a kontrollcsoport összetétele között – mint az előző fejezetben bemutattuk – nincs statisztikailag számottevő eltérés. Ezért a két csoport kiáramlásának közvetlen összehasonlítása alapján is következtetéseket vonhatunk le a vizsgálati részvételnek a munkanélküliek magatartására gyakorolt hatásáról. Amennyiben úgy találjuk, hogy a vizsgálati csoport tagjai gyorsabban hagyják el a munkanélküli-járadékot, illetve nagyobb valószínűséggel helyezkednek el, mint a kontrollcsoport tagjai, úgy ezt a gyakoribb és szigorúbb ellenőrzés ösztönző hatásának tulajdoníthatjuk.

Az 30. ábrán a vizsgálati részvétel szerint bontva a teljes minta empirikus túlélési függvénye látható a járadékfolyósítás 120. napjáig. A túlélési görbe azt mutatja meg, hogy egy-egy időpontban a minta hány százaléka részesül még járadékban. A túlélési függvényt a Kaplan–Meier-féle becslési módszerrel számítottuk ki, az elhelyezkedőkön kívül kilépőnek tekintve az aktív munkaerő-piaci programba lépőket (képzés, közhasznú munka, támogatott foglalkoztatás, vállalkozásindítás támogatással), a járadékból kizártakat, valamint azt a néhány munkanélkülit, aki nappali tagozatos diák lett vagy saját maga kérte a járadékfolyósítás megszüntetését.⁶⁶ A járadék kimerítését nem tekintettük kilépésnek, de a kimerítők a kimerítés időpontjától nem szerepelnek a „kockázati csoportban” – abban a sokaságban, amelynek létszáma alapján a túlélési arányokat kalkuláljuk (jobb oldali cenzorálás).

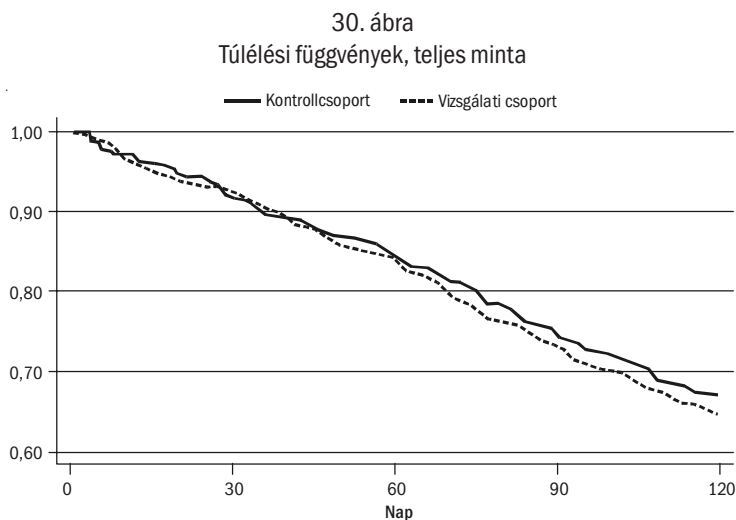
E fejezetben bemutatott túlélési görbék és hazardfüggvények vízszintes tengelyén a járadékfolyósítás időtartama szerepel. A minta tagjait nem tekinthetjük a vizsgálat résztvevőinek azelőtt, hogy megismerték volna a számukra előírt jelentkezési gyakoriságot (azaz a vizsgálati csoportban három hetet, a kontrollcsoportban három hónapot). Volt, hogy erre már a járadékra kerülés napján sor került, de számos esetben csak egy későbbi időpontban (a járadékkérelem beadását követő 30 napon belül). Ezért az itt szereplő összes számításban csak attól a naptól kezdve szerepelnek egy-egy munkanélküli adatai, amikor bekerült a vizsgálatba (megkérdezték tőle a háztartáskérdőívet, és tájékoztatták a berendelési időpontról). Így a számításokhoz felhasznált sokaság az első napon csak azokból áll, akiket a járadékfolyósítás első napján bevontak a vizsgálatba, majd az újabb munkanélküliek vizsgálatba lépésével egy ideig fokozatosan növekszik.⁶⁷ Értelmszerűen a kilépések között sem vesszük számba a vizsgálatba bevonás előtt elhelyezkedett járadékosokat.

A túlélési és hazardfüggvényeket a járadékfolyósítás 120. napjáig ábrázoljuk. Ezt követően a számításokhoz felhasználható minta a járadékkimerítés miatt gyorsuló ütemben csökken, és a becslések konfidenciaintervalluma egyre nagyobb lesz. (Az elemszámok a vizsgálati csoportban és a kontrollcsoportban a következők szerint alakulnak: 120. nap 317 és 310; 130. nap 199 és 193; 140. nap 123 és 122.) A 120. napig a vizsgálat gyakorlatilag véget ért, hiszen a legkésőbbben bevont munkanélküliek négyeszeri berendelése is megtörtént.

⁶⁶ A munkaerő-piaci képzésbe bekapcsolódó járadékosok számára, ha még nem merítették ki a jogosultságot, tovább folyósítják a járadékot. A túlélési függvények kiszámításakor ennek ellenére az összes aktív programot egységesen kezeltük, és a képzésre kerülőket is kilépőnek tekintettük.

⁶⁷ Miközben természetesen az időközben kilépők létszámával csökken a minta.

Az 30. ábrán a vizsgálati csoport és a kontrollcsoport túlélési görbéje látható a teljes mintára (férfiak és nők együtt). A 60. napig a két görbe – rövid szakaszokon kívül, amikor a kontrollcsoport kissé feljebb helyezkedik el – együtt halad. Ezután a vizsgálati csoport görbéje lejjebb kerül, azt jelezve, hogy tagjai gyorsabban hagyják el a járadékot. A 120. napig a vizsgálati csoport 65, a kontrollcsoport 67 százaléka nem hagyta még el a járadékregisztrert. A különbség azonban csekély mértékű marad, és a két függvény között nem mutatható ki statisztikailag szignifikáns különbség.⁶⁸ A teljes mintára vonatkozóan nem állíthatjuk tehát, hogy a vizsgálati csoport tagjainak kilépési üteme meghaladja a kontrollcsoport tagjait.

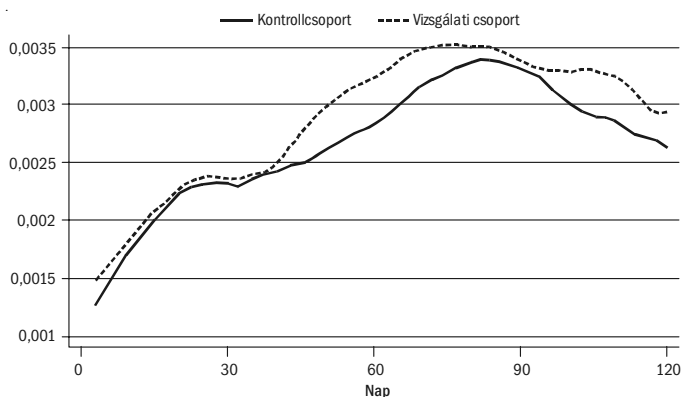


A vizsgálat legfontosabb eredményváltozójának az elhelyezkedési esélyt tekinthetjük. A 31. ábrán az elhelyezkedés feltételes valószínűségének (hazard) alakulását tanulmányozhatjuk a vizsgálati részvétel szerint a teljes mintára.⁶⁹ E valószínűségek kiszámításakor csak az elhelyezkedést tekintettük kilépésnek, a járadékot más irányban elhagyó munkanélküliek időszakait cenzoráltuk (a kimerítésen kívül ilyen a munkaerő-piaci programba történő átlépés, a kizárás, a járadékfolyósítás saját kérésre történő megszüntetése és a nappali tagozatos képzésbe történő beiratkozás). Az elhelyezkedési valószínűség a harmadik hónapig egyenletesen növekszik, majd kissé csökken. Bár a 40. nap után a vizsgálati csoport hazardja folyamatosan meghaladja a kontrollcsoportét, a túlélési függvényekhez hasonlóan e különbség sem szignifikáns – azaz a teljes mintát tekintve gyakoribb berendelés és az álláskeresés ellenőrzése nem növelte meg számottevően az elhelyezkedési valószínűséget.

⁶⁸ A túlélési függvények különbségét log-rank próbával vizsgáltuk.

⁶⁹ Az ábrázolt függvény az elhelyezkedés valószínűségét mutatja egy-egy időpontban, feltéve, hogy az egyén korábban még nem lépett ki a járadékból – azaz az adott időpontig „túlélők” elhelyezkedési valószínűségéről van szó.

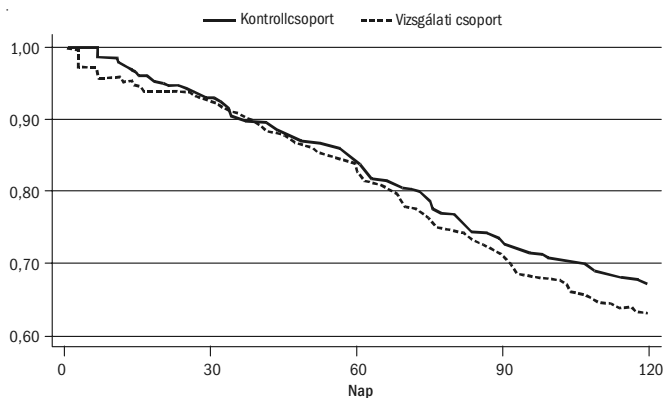
31. ábra
Hazardfüggvények (elhelyezkedés), teljes minta



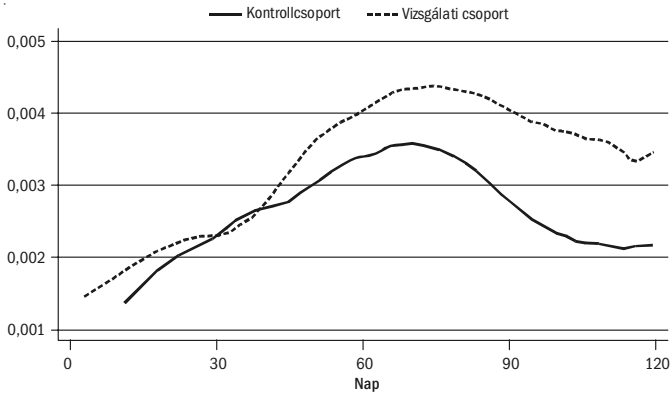
Ezután nemek és korcsoportok szerint külön-külön is megvizsgáltuk a túlélés és az elhelyezkedési valószínűség alakulását. Az eredmények a 32–39. ábrákon láthatók. A 32. és 33. ábrák a nők túlélési és hazardfüggvényeit mutatják, külön a vizsgálati és a kontrollcsoportra. A két túlélési függvény – a teljes mintához hasonlóan – körülbelül a 60. napig együtt halad, ezután a vizsgálati csoport görbéje – nagyobb kiáramlást jelezve – némileg eltávolodik a kontrollcsoportétól. A 120. napra a különbség mintegy 5 százalékpontra nő – de egészében véve a függvények különbsége statisztikailag itt sem szignifikáns.

A teljes vizsgált időszakra vonatkozóan ugyancsak nem szignifikáns a 33. ábrán látható hazardgörbék különbsége – melyek körülbelül a 40. naptól a kontrollcsoporthoz viszonyítva egyre nagyobb elhelyezkedési valószínűséget mutatnak a vizsgálati csoportnál.

32. ábra
Túlélési függvények, nők



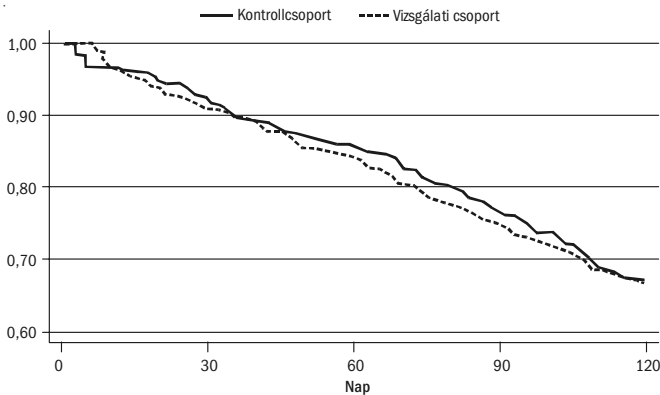
33. ábra
Hazardfüggvények (elhelyezkedés), nők



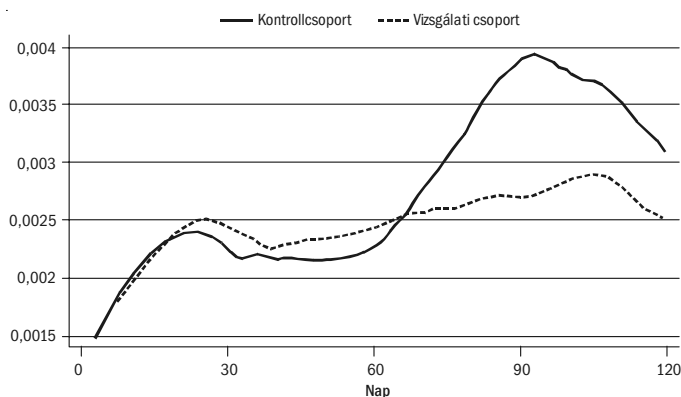
A férfiak túlélési függvényei (34. ábra) alapján sem mutatható ki szignifikáns különbség a két csoport között: bár a vizsgált időszak nagy részében a kontrollcsoport görbéje kissé magasabban helyezkedik el, mint a vizsgálati csoporté, a negyedik hónap közepére a különbség teljesen eltűnik. Ezzel összhangban, mint a 35. ábrán láthatjuk, először a vizsgálati csoport elhelyezkedési valószínűsége a nagyobb, majd a harmadik hónaptól a kontrollcsoporté. A harmadik hónapban a kontrollcsoport hazardja átmenetileg lényegesen megemelkedik, és a hónap végén mintegy másfélszerese a vizsgálati csoport hazardjának, majd csökkenni kezd, bár a vizsgált időszak végéig magasabb marad.

Mindkét nem esetében összehasonlítottuk a 30 év alattiak és a legalább 30 évesek kilépési ütemét is. A férfiaknál nem találtunk különbséget a két korcsoport között, a nőknél azonban, mint a 36–39. ábrákon látható, más a helyzet. A 30 éven

34. ábra
Túlélési függvények, férfiak



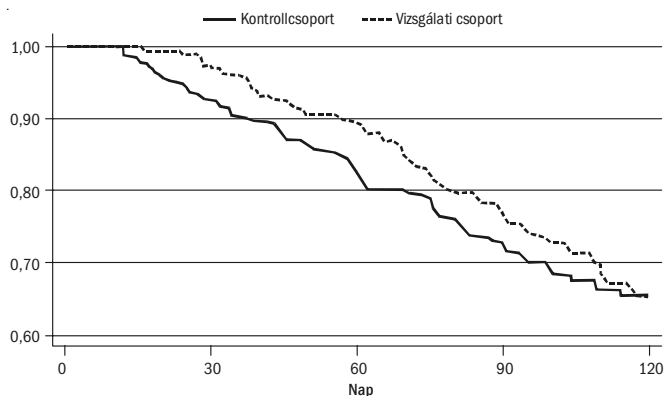
35. ábra
Hazardfüggvények (elhelyezkedés), férfiak



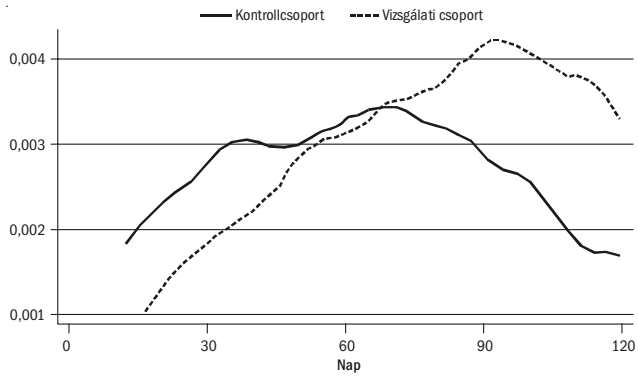
aluli nők közül az első két hónapban a kontrollcsoport tagjai léptek ki gyorsabban a járadékból – ezt mutatják a 36. ábra távolodó túlélési függvényei és a kontrollcsoport magasabb hazardja a 37. ábrán. A harmadik hónap közepétől már a vizsgálati csoport kiáramlása gyorsabb – a túlélési függvények közelednek egymáshoz, és a vizsgálati csoporthoz tartozók hazardja meghaladja a kontrollcsoportét. A negyedik hónap végére a két csoport túlélési aránya már nagyjából azonos, mintegy kétharmad részesül még mindig járadékban. A teljes vizsgált időszakra vonatkozóan nem szignifikáns a két csoport kilépési ütemének különbsége.

A 30 éves és idősebbek nők közül – mint a 38–39. ábrákon látható – mindvégig a vizsgálati csoport kiáramlása magasabb. A túlélési függvények folyamatosan távolodnak egymástól, és a vizsgálati csoport elhelyezkedési valószínűsége folyamatosan meghaladja a kontrollcsoportét. Itt az elhelyezkedési esélyek különbsége 5 szá-

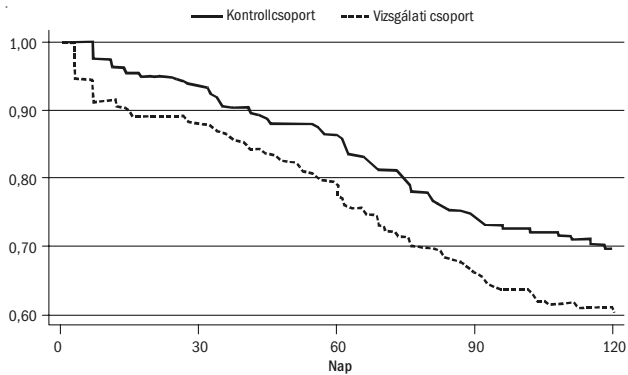
36. ábra
Túlélési függvények, 30 éven aluli nők



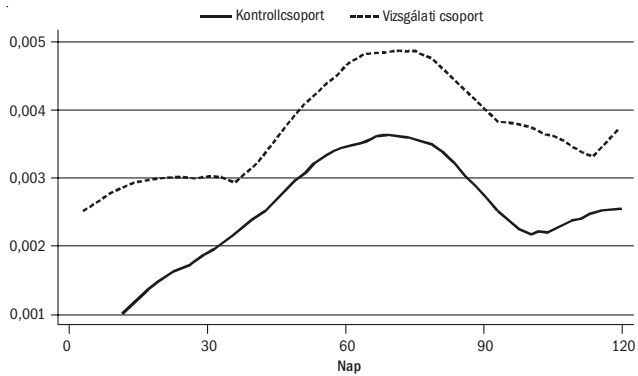
37. ábra
Hazardfüggvények (elhelyezkedés), 30 éven aluli nők



38. ábra
Túlélési függvények, 30–59 éves nők



39. ábra
Hazardfüggvények (elhelyezkedés), 30–59 éves nők



zalékos szinten szignifikáns. A 30 éves és idősebb nők körében tehát – szemben a férfiakkal és a fiatalabb nőkkel – kimutatható, hogy a gyakoribb berendelés és az önálló álláskeresés számonkérése felgyorsította az elhelyezkedést.

A 23. táblázat adatai egy másik nézőpontból mutatják meg a kiáramlás különbségeit. A táblázatban azt foglaltuk össze, hogy a nemek és életkor szerint képzett négy almintában mennyi idő alatt (a járadékra kerüléstől számított hányadik napra) hagyja el a járadékot a kontrollcsoport és a vizsgálati csoport negyede. A táblázat utolsó oszlopa a vizsgálati és a kontrollcsoport értéke közötti különbséget mutatja napokban.

23. táblázat
A 75 százalékos túlélési arányhoz tartozó napok száma

Megnevezés	Kontrollcsoport	Vizsgálati csoport	Különbség, nap
30 éven aluli férfiak	96	91	5
30 éves és idősebb férfiak	90	87	3
30 éven aluli nők	81	91	-10
30 éves és idősebb nők	87	66	21

A kontrollcsoportoz tartozó 30 éven aluli férfiak almintája esetén 96 nap telik el, amíg 75 százalékra fogyatkozik az induló létszám, a vizsgálati csoportnál ehhez 5 nappal kevesebb időre, 91 napra van szükség. A 30 éves és idősebb férfiaknál 90, illetve 87 nap a két megfelelő érték, a különbség majdnem ugyanannyi, 3 nap. (A fiatalabb és idősebb férfiakra – éppen a két csoport közötti csekély különbség miatt – nem közöltünk külön-külön túlélési és a hazardfüggvényeket.) A 30 éven aluli nőknél a kontrollcsoport egynegyede távozik gyorsabban, ehhez csak 81 napra van szükség, szemben a vizsgálati csoporttal, ahol 91 napra. A számított különbség tehát - 10 nap. (Mint a 37. ábrán láttuk, a negyedik hónapban már végig a vizsgálati csoport kiáramlása lesz gyorsabb, tehát ez a különbség mérséklődni fog.) A 30 éves és idősebb nők almintájában viszont a vizsgálati csoport tagjai közül 21 nappal korábban lép ki 25 százalék, mint a kontrollcsoport tagjai közül.

A 23. táblázat adatai azt is jól mutatják, hogy mintánkban – korábbi hasonló vizsgálatok tapasztalataival ellentétben⁷⁰ – a férfiak kiáramlási üteme nem haladja meg a nőkéét. Egyedül a vizsgálati csoportoz tartozó 30 éven aluliak között azonos a férfiak és a nők mutatója, a többi három almintában (a kontrollcsoportoz tartozó idősebbek és a vizsgálati csoporton belül mindkét korcsoport) a nők kilépési üteme magasabb.

Többszörös becslések. A következőkben az elhelyezkedési valószínűség többszörös modelljeit mutatjuk be. Olyan hazardmodelleket becsültünk, amelyekben a járadékregisztrerből történő kilépés feltételes valószínűsége egyrészt a vizsgálati státustól függ, azaz attól, hogy az egyén a vizsgálati vagy a kontrollcsoport tagja-e, másrészt a személyes tulajdonságoktól (nem, életkor, családi állapot, iskolai végzettség) és a helyi munkaerő-piaci körülményektől (megye, helyi munkanélküliségi és foglalkoztatottsági ráta).

⁷⁰ Például Micklewright–Nagy [1995], [1998], Galasi–Nagy [1999].

Mi értelme van ilyen modelleket becsülni, ha a vizsgálat kivitelezésekor ügyelünk arra, hogy a vizsgálati csoportba és a kontrollcsoportba véletlenszerűen kerüljenek be a munkanélküliek? A két csoport véletlen (a születési nap alapján történő) kiválasztásából az következne, hogy a korábban bemutatott túlélési és hazardfüggvényekben látott eredmények akkor is változatlanok maradnak, ha más változókat is bevonunk az elemzésbe. Ugyanakkor – éppen a véletlen kiválasztás természetéből adódóan – nem zárható ki teljesen, hogy a vizsgálati csoportba történő bekerülés *a véletlen folytán* összefüggést mutat valamely más változóval – bár a két alminta összehasonlításakor szignifikáns különbséget nem találtunk. A többváltozós elemzéssel kiszűrhetjük e lehetséges torzító hatásokat. A modellek arra is lehetőséget biztosítanak, hogy a „kezelési” hatás mértékét összehasonlítsuk más tényezők hatásának mértékével. A modellezés segítségével megpróbáljuk továbbá kimutatni, hogy a kísérleti hatás különbözik-e a munkanélküliek egyes csoportjaiban, azaz felfedezhetők-e úgynevezett interakciós hatások (például a vizsgálati részvétel hatása eltérő-e az egyes megyékben)? A csoporthatások pontos azonosítását azonban megnehezíti a rendelkezésünkre álló minta alacsony elemszáma.

A túlélési és hazardfüggvények elemzésének eredményei alapján 1. a férfiakra, 2. a 30 éven aluli nőkre és 3. a legalább 30 éves nőkre külön-külön becsültünk többváltozós modelleket. Annak az eseménynek, hogy az i -edik egyén a munkanélküliség s időtartama mellett t naptári időben elhelyezkedik, feltéve, hogy addig munkanélküli maradt, a következő függvénnyel becsüljük meg:

$$h_i(s, t) = g(s)f(x_p, z_t).$$

Ez egy úgynevezett „proporcionális” hazardmodell, amelyben a hazard (az elhelyezkedés feltételes valószínűsége) két függvény – a munkanélküliségi időtartam hatását mutató g függvény, és az egyéni, a helyi jellemzők és a naptári idő hatását modellező f függvény – szorzataként adódik. A munkanélküliségi időtartamot (g függvény) kéthetes időintervallumokat jelölő kétértékű (0/1) változók exponenciális függvényével modellezzük. Ezzel Meyer [1995] megközelítését alkalmazzuk, amely a hazard és a munkanélküliségi időtartam közötti kapcsolat igen rugalmas modellezését teszi lehetővé, megengedve, hogy az alaphazard időről időre (kéthetente) az adatok által meghatározott módon szabadon változzon. (Az előző fejezet grafikus eredményei szerint az alaphazard időbeli változása indokolja a rugalmas modellezést.) Az eredményeket bemutató táblázatokban nem közöljük az időtartam-változók együttthatóit.

Az egyéni és helyi jellemzők, valamint a valós idő hatását modellező f függvényt a következők szerint specifikáltuk:

$$f(x_p, z_t) = \exp(\beta x_1 + \gamma z_t)$$

A naptári időt (hónapokat jelölő) kétértékű változókkal szerepeltetjük a modellekben (z_t), amivel lehetővé tesszük, hogy a hazard hónapról hónapra, a szezonális munkaerő-piaci tényezőknek megfelelően változzon. E változók együttthatói (γ)

az alaphazardot modellező együttthatókhoz hasonlóan szintén nem szerepelnek az eredményeket bemutató táblázatokban, csak a személyes jellemzőket és a helyi munkaerőpiac állapotát leíró, valamint a vizsgálati csoporthoz tartozást mutató változók együttthatóit (**B**) közöljük. Modelljeinkben a kísérleti hatást időben változatlanak tekintjük, így a vizsgálati csoport változójához nem becslünk külön együttthatókat a munkanélküliségi időtartam vagy a naptári idő szerint. (Nem úgy, mint a grafikus elemzésben, ahol a vizsgálati csoport és a kontrollcsoport hazard-függvényei közötti különbség időben változhatott.)

A táblázatokban a becsült együttthatók exponenciálisait közöljük, az úgynevezett kockázati arányokat (*hazard ratio*). Kétértékű (0/1) változó esetében ez azt mutatja meg, hogy a független változó 1-es értéke mellett a hazard hányszorosa a változó 0 értéke mellett adódónak. Tehát például a vizsgálati csoport ($x = 1$) becsült hazardja hányszorosa a kontrollcsoporténak ($x = 0$). 1,2-es kockázati arány a vonatkozási csoporthoz képest 20 százalékkal magasabb elhelyezkedési valószínűséget jelent, 0,8-es pedig 20 százalékkal alacsonyabbat. Folytonos változók esetén, mint például az életkor vagy a helyi munkanélküliségi ráta, a kockázati arány azt fejezi ki, mekkora arányban változik a hazard a független változó egységnyi (egy év az életkornál, egy százalék a munkanélküliségi rátánál) változásával.

A 24. táblázatban közölt becslési eredmények a vizsgálati csoportban való részvétel és néhány személyes, valamint helyi változó elhelyezkedési valószínűségekre gyakorolt hatását mutatják. A becsült kísérleti hatás a férfiak és a 30 évnél fiatalabb nők esetében – ugyanúgy, ahogy a grafikus elemzésben láttuk – nem szignifikáns (a „Vizsgálati csoport” változóhoz tartozó együtttható nem különbözik szignifikáns mértékben 0-tól). A 30 éves és idősebb nők körében azonban a vizsgálati csoport hazardja szignifikáns mértékben különbözik a kontrollcsoportétól, és több mint 40 százalékkal magasabb. Ezt a különbséget láthattuk a 39. ábrán. A kapott együtttható nem erősen determinált, 5 százalékos szinten szignifikáns, de 1 százalékos szinten már nem.

24. táblázat
Az elhelyezkedés valószínűségének többváltozós becslése

Megnevezés	Nők		Férfiak
	30 év alatt	30–49 éves	
Vizsgálati csoport	0,91 (0,44)	1,43 (2,22)	0,94 (0,46)
Életkor	0,93 (1,87)	1,01 (0,34)	0,99 (0,69)
Házass	0,66 (0,78)	1,07 (0,26)	1,25 (1,08)
Házastárs dolgozik	1,72 (1,11)	1,11 (0,47)	0,80 (1,13)
0–6 éves gyermekek száma	0,87 (0,55)	0,79 (0,87)	1,17 (1,09)
Foglalkoztatási ráta	1,02 (1,90)	1,02 (1,98)	1,02 (2,55)
Munkanélküliségi ráta	1,03 (0,31)	0,96 (0,75)	1,11 (2,62)
Szakk munkásképző	1,32 (1,19)	0,90 (0,54)	1,05 (0,24)
Szakközépiskola	1,35 (0,80)	0,60 (2,14)	1,16 (0,64)
Gimnázium	1,66 (1,56)	1,02 (0,07)	1,02 (0,04)
Felsőfokú	4,08 (4,45)	1,84 (2,45)	1,53 (1,39)
Elemsszám	479	615	1037

Megjegyzés: a z-értékek zárójelben.

Sok együttható mindhárom csoportban inszignifikáns. Így van ez az életkor, a családi állapot, a házastárs munkavégzése és a 0–6 éves gyermekek száma esetén (bár az életkor növekedésével a 30 év alatti nők elhelyezkedési valószínűsége mintha csökkenne, de a hatás éppen nem éri el a szignifikáns mértéket). Meglepő, hogy a férfiaknál nincs szignifikáns hatása az iskolázottságnak, és a nőknél is csak a felsőfokú végzettségük esetében kaptunk szignifikáns pozitív együtthatót. (Az iskolai végzettség esetében a nyolc osztályt vagy kevesebbet végzettek jelentik a viszonyítási csoportot.) Szintén meglepő, hogy az idősebb nők modelljében a szakközépiskola hatása negatív, csaknem negyven százalékkal alacsonyabb elhelyezkedési valószínűséget jelezve a nyolc osztályt vagy kevesebbet végzettekhez képest.

A helyi munkaerő-piaci körülményeket a kirendeltség körzetének foglalkoztatottsági és munkanélküliségi rátáival közelítettük. Mindkét mutató 2003. márciusi értéke szerepel a modellekben.⁷¹ A foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták összefüggése nem szoros, a mintában szereplő egyéneket tekintve megfigyelési egységnek, a két mutató korrelációs együtthatója csak $-0,26$. A 30 éves és idősebb nőknél a munkanélküliségi ráta együtthatója inszignifikáns, ellenben a foglalkoztatási rátáé 5 százalékos szinten éppen szignifikáns, pozitív előjelű: a ráta egy százalékpontos növekedése két százalékkal magasabb elhelyezkedési valószínűséget eredményez. Hasonló a helyzet a 30 év alatti nőknél: a munkanélküliségi ráta hatása nem mutatható ki, a foglalkoztatási ráta ugyanolyan mértékű pozitív hatást fejt ki, bár csak közelíti a szignifikáns mértéket. A férfiaknál a foglalkoztatási ráta hasonló irányban és mértékben befolyásolja az elhelyezkedési esélyt, mint a nőknél. A munkanélküliségi rátára viszont meglepő módon szignifikáns pozitív együtthatót kaptunk, amely szerint egy százalékpontos növekedése a hazard egytizedes növekedésével jár. Természetesen figyelembe kell venni, hogy mivel a modellben a foglalkoztatási ráta is szerepel, a becsült hatás a foglalkoztatási ráta azonos szintje mellett érvényes. Ha a modellből kihagyjuk a foglalkoztatási rátát, továbbra is pozitív együtthatót kapunk a munkanélküliségi rátára, de már (éppen) nem szignifikáns. A kérdés további vizsgálatot igényel, nem kizárt, hogy a kirendeltségek működésével összefüggő hatásról van szó (a modellekben felhasznált foglalkoztatási és munkanélküliségi ráták a kirendeltségek körzeteire vonatkoznak).

A következő részben azt vizsgáljuk meg, hogy egyes személyes jellemzők illetve a helyi munkanélküliségi ráta módosítják-e a kísérleti hatást. A 25–27. táblázatokban közölt modellekben a vizsgálati csoporthoz tartozás változójának és egy-egy másik változónak az interakciója szerepel, lehetővé téve, hogy egyes csoportokra külön-külön mérjük a kísérleti hatást. E táblázatokban csak az éppen tárgyalt változókhoz tartozó kockázati arányokat tüntettük fel, a kontrollváltozók együtthatóit nem. Minden modellben szerepelnek a 24. táblázatban látható kontrollváltozók, valamint a munkanélküliségi időtartam és a naptári idő hatásának kiszűrésére szolgáló kétértékű (dummy) változók.

⁷¹ A Foglalkoztatási Hivatal becsült kistérségi ILO-rátáit használtuk.

A 30 év alatti nők és a férfiak csoportjaiban sem a házások, sem az egyedülállók esetében nem tapasztalható kísérleti hatás (mindkét interakciós változó együtthatója inszignifikáns).

25. táblázat

Az elhelyezkedés valószínűségének többváltozós becslése – a családi állapot szerinti hatások

Megnevezés	Nők		Férfiak
	30 év alatt	30–49 éves	
Vizsgálati csoport × házas	0,62 (1,55)	1,61 (2,46)	0,85 (1,00)
Vizsgálati csoport × egyedülálló	1,11 (0,40)	1,09 (0,33)	1,06 (0,25)
Elemsszám	479	615	1037

Megjegyzés: a z-értékek zárójelben.

A 25. táblázatban a családi állapot szerinti csoportokra vonatkozó eredményeket láthatjuk. A 24. táblázatban láttuk, hogy a családi állapot nem befolyásolta az elhelyezkedési valószínűséget. De vajon a kísérleti hatás különbözik-e a családi állapot szerint? A táblázatban két interakciós változóhoz tartozó kockázati arányokat láthatunk, melyek külön-külön mutatják a kísérleti hatást a házásokra és az egyedülállókra. A 30 éves és idősebb nők esetében az eredmények különböznek a családi állapot szerint: a házásoknál a kockázati arány 60 százalékkal nagyobb elhelyezkedési valószínűséget mutat a vizsgálati csoportban a kontrollcsoporthoz képest, az egyedülállónál lényegében nincs különbség a vizsgálati és a kontrollcsoport között. Némi óvatosságra int azonban az eredmény interpretálásában, hogy a házásokra és az egyedülállókra becsült együtthatók különbsége nem szignifikáns, azaz nem vethetjük el azt a hipotézist, hogy a kísérleti hatás azonos a két csoportban.⁷²

A 26. táblázat a megyék szerinti különbségeket mutatja. A táblázat a) részében az elhelyezkedési esély megyék közötti eltéréseire vonatkozó eredmények láthatók. Ez a modell nem tartalmazza a vizsgálati csoport változóját. A megyeváltozók viszonyítási alapja Pest megye. Mivel a modellekben szerepel a foglalkoztatási ráta és a munkanélküliségi ráta is, a megyeváltozók együtthatói a két ráta hatásának kiszűrése melletti megyei különbségeket mutatják az elhelyezkedési valószínűségben. A kockázati arányok két kivétellel nagyobbak 1-nél, az öt másik megyében Pest megyénél nagyobb elhelyezkedési esélyt jelezve. Több esetben szignifikáns és jelentős mértékű kockázati arányt kaptunk: Pest megyéhez viszonyítva a 30 év alatti nők hazardja Komárom megyében két és félszeres, Jász-Nagykun-Szolnok megyében kétszeres, a 30 éves és idősebb nőké Komárom és Jász-Nagykun-Szolnok megyében több mint kétszeres, a férfiaké pedig Komárom megyében másfélszeres és Vas megyében két és félszeres.

A 26. táblázat b) részében az interakciós változók mellett szintén szerepelnek a megyeváltozók, melyek együtthatói észrevehetően eltérnek az előző modellben kapott együtthatóktól. Itt ezek az együtthatók a kontrollcsoporton belüli megyei különbségeket mutatják Pest megyéhez viszonyítva. A táblázat első soraiban lát-

⁷² Két hipotézis teszteléséről van szó. Az első, hogy az együtthatók nem különböznek nullától. A z-próbák értékei azt mutatják, hogy a házások együtthatója nagyobb nullánál, az egyedülállóké nem különbözik nullától. A második hipotézist, mégpedig hogy a két együttható azonos, nem vethetjük el a szokásos 5 százalékos szignifikanciaszinten.

26. táblázat
Az elhelyezkedési valószínűségének többváltozós becslése – megyék szerinti
különbségek és hatások

a) A megyék szerinti különbségek

Megnevezés	Nők		Férfiak
	30 év alatt	30–49 éves	
Csongrád	1,32 (1,21)	1,17 (0,48)	1,27 (1,54)
Komárom	1,75 (1,44)	2,32 (3,00)	1,59 (2,25)
Nógrád	2,58 (2,50)	1,30 (0,65)	0,92 (0,42)
Jász-Nagykun-Szolnok	1,95 (2,51)	2,09 (2,80)	1,17 (1,03)
Vas	0,71 (1,06)	1,60 (1,86)	2,52 (4,93)
Elemsszám	479	615	1037

b) A megyék szerinti kísérleti hatások

Megnevezés	Nők		Férfiak
	30 év alatt	30–49 éves	
Vizsgálati csoport × Csongrád	1,54 (0,80)	0,60 (2,42)	0,64 (1,31)
Vizsgálati csoport × Komárom	0,34 (3,28)	1,66 (1,03)	0,60 (3,82)
Vizsgálati csoport × Nógrád	2,76 (1,23)	1,02 (0,04)	1,16 (0,48)
Vizsgálati csoport × Pest	1,33 (0,71)	1,24 (0,87)	0,98 (0,06)
Vizsgálati csoport × Szolnok	0,49 (1,79)	2,11 (3,18)	1,25 (0,63)
Vizsgálati csoport × Vas	0,59 (0,76)	3,38 (3,05)	1,10 (0,43)
Csongrád	1,24 (0,48)	1,58 (1,32)	1,53 (1,63)
Komárom	3,40 (3,15)	1,96 (2,19)	1,95 (2,60)
Nógrád	1,52 (0,49)	1,41 (0,78)	0,85 (0,60)
Szolnok	3,04 (2,84)	1,45 (1,16)	1,04 (0,14)
Vas	1,04 (0,07)	0,82 (0,52)	2,37 (2,90)
Elemsszám	479	615	1037

Megjegyzés: a z-értékek zárójelben.

ható interakciós változók együtthatói megyénként mutatják a kísérleti hatást. A legfontosabb eredmény, hogy a 30 éves és idősebb nők csoportjában kimutatott kísérleti hatás megyénként eltérő. Csongrád megyében a vizsgálati csoport elhelyezkedési esélye mintegy 40 százalékkal *alacsonyabb*, mint a kontrollcsoporté, az eredmény szignifikáns. Jász-Nagykun-Szolnok megyében viszont kétszeres, Vas megyében pedig háromszoros, szignifikáns különbség van a vizsgálati és a kontrollcsoport között. A többi három megyében nem mutatható ki szignifikáns hatás. A fiatalabb nők és a férfiak modelljében Komárom megye esetében – hasonlóképpen, mint az idősebb nők esetében Csongrád megyében – negatív hatásra utalnak az eredmények. Ezeket a különbségeket még tüzetesebben meg kell vizsgálnunk különféle specifikációk mellett és különböző részmintákon.⁷³

⁷³ Amikor például a 25. táblázatban szereplő modellt a 30 éves és idősebb nők csoportjában Csongrád megye kihagyásával újrabecsültük, világos különbséget találtunk a kezelési hatásban házasság és az egyedülálló nők között. A házasságokra 2,0-es, jól determinált kockázati arányt kaptunk ($z = 4,0$), az egyedülállókra pedig 0,96-os kockázati arányt, amely nem szignifikáns ($z = 0,1$). A becslési hatás a házasságok és a nem házasságok között 1 százalékos szignifikanciaszinten különböző.

27. táblázat
Az elhelyezkedés valószínűségének többváltozós becslése – a helyi munkanélküliség szintje szerinti hatások

Megnevezés	Nők		Férfiak
	30 év alatt	30–49 éves	
Vizsgálati csoport munkanélküliségi ráta	1,12 (1,09)	0,86 (2,02)	1,04 (0,69)
Munkanélküliségi ráta	0,92 (0,75)	1,05 (1,25)	1,12 (2,82)
Vizsgálati csoport	0,47 (1,21)	3,29 (2,71)	0,74 (0,77)
Elemsszám	479	615	1037

Megjegyzés: a z-értékek zárójelben.

Végül azt vizsgáljuk meg, vajon a kísérleti hatás változik-e a *munkanélküliség mértéke* szerint. Több okból is lehet arra számítani, hogy a hatás csekélyebb ott, ahol magasabb a munkanélküliség. Egyrészt lehetséges, hogy a kedvezőtlenebb munkaerő-piaci helyzetű körzetekben a kirendeltségek kevésbé következetesen járnak el a vizsgálat végrehajtásában. Másrészt, még ha a fokozott ellenőrzés meg is növeli a munkanélküliek keresési intenzitását, az elérhető munkalehetőségek szükségessége gátat szabhat az elhelyezkedésnek. A kérdés vizsgálatához a helyi munkanélküliségi ráta és a vizsgálati csoporthoz tartozás változóinak interakcióját használjuk. A 27. táblázatban látható kockázati arányok azt mutatják, hogy a 30 éves és idősebb nők esetében az eredmények alátámasztják a fenti hipotézist. A vizsgálati csoporthoz tartozás és a munkanélküliségi ráta változóinak interakciójára 1-nél kisebb, szignifikáns kockázati arányt becsültünk, amely azt jelenti, hogy a munkanélküliségi ráta emelkedésével csökken a kísérleti hatás mértéke. Elég jelentős különbségekről van szó: a becslés szerint 4 százalékos munkanélküliségi ráta mellett a vizsgálati csoport elhelyezkedési valószínűsége 80 százalékkal haladja meg a kontrollcsoportét, az átlagos, 5 és fél százalékos munkanélküliségi ráta mellett a különbség már csak 40 százalék, 8 százalékos ráta mellett viszont már teljesen eltűnik (a kockázati arány 0,98).⁷⁴ A fiatalabb nők és a férfiak esetében nem találunk összefüggést a munkanélküliségi ráta és a kísérleti hatás között.

*

E fejezet első részében a segélyben részesülők ellenőrzésének hatásairól szóló szakirodalmat tekintettük át, a kísérleti vizsgálatok eredményeire helyezve a hangsúlyt. A tipikus kísérleti vizsgálat az állaskeresés ellenőrzését szolgáló interjúk körülményeit változtatja meg a segélyben részesülők véletlenül kiválasztott csoportja számára, majd egy kontrollcsoporttal összehasonlítva megvizsgálja, milyen hatással járt a változtatás. A vizsgálatban többféle eredményváltozó szerepelhet, így a segélyfolyósítás időtartama, az elhelyezkedés valószínűsége, más munkaerő-piaci állapo-

⁷⁴ A modellekben a Foglalkoztatási Hivatal által becsült kiskörzeti ILO munkanélküliségi rátákat használtuk, amelyek értéke alacsonyabb, mint a regisztrált munkanélküliek létszáma alapján számított rátáké.

tok irányába történő kiáramlás, az elhelyezkedés utáni keresetek vagy éppen a segélyezettek közé való beáramlás mértéke. Bemutattuk, hogy a különböző eredményváltozók más-más adatgyűjtési igényt támasztanak, és eltérő becslési módszerek alkalmazását igénylik.

A munkanélküli-járadéknak a jogosultság megszerzésén túl Magyarországon is feltétele, hogy a munkanélküli megfeleljen az indokoltság feltételeinek. A járadékos munkanélkülinek rendszeresen meg kell jelennie a munkaügyi kirendeltségen, el kell fogadnia a kirendeltség által felajánlott megfelelőnek minősülő munkahelyet, be kell kapcsolódnia a számára felajánlott képzési programba, és saját magának is keresnie kell állást. Az előírások megszegését az enyhébb mulasztások esetében – például a jelentkezés igazolatlan elmulasztása – a járadék felfüggesztésével (szüneteltetésével) szankcionálják, súlyosabb esetekben pedig – például ha valaki nem fogad el egy állásajánlatot – megvonják a járadékot. A munkaügyi szervezet szokásos gyakorlatát két információforrásra, a KSH munkaerő-felmérésére és a kutatásunkban részt vevő hat megye kirendeltségeinél 2002-ben készült 28 esettanulmányra támaszkodva mutattuk be. Vizsgáltuk az ügyfelek berendelésének gyakoriságát, az önálló álláskeresés ellenőrzését és az indokoltági szabályok megszegése esetén alkalmazott szankciókat.

A magyarországi gyakorlatról azt állapíthattuk meg, hogy a munkaügyi szervezet elhanyagolja a járadék indokoltági feltételeinek, illetve a járadékosok elhelyezkedési készségének vizsgálatát. A járadékosokat csak ritkán hívják a kirendeltségre, az önálló álláskeresés meglétét ekkor sem kéri számon, a mulasztókkal szemben pedig elnézők.

Ezután a 2003-ban elvégzett kísérleti jellegű empirikus kutatás lebonyolítását és eredményeit mutattuk be. A vizsgálatot 2003-ban, a május és július között 75–179 nap jogosultsággal járadékra kerülő munkanélküliek körében végeztük el. A mintába került munkanélkülieket véletlenszerűen két csoportba – az úgynevezett vizsgálati (kezelési) és a kontrollcsoportba osztottuk; a vizsgálati csoport tagjait a kirendeltségek gyakrabban rendelték be, és a látogatások alkalmával egy kérdőív megkérdezésével ellenőrizték, keresnek-e önállóan állást.

A két csoport kiáramlási ütemét empirikus túlélési függvények, elhelyezkedési valószínűségét pedig előtt hazardfüggvények segítségével, majd többváltozós becslésekkel hasonlítottuk össze. A teljes mintát (a férfiakat és a nőket együtt) vizsgálva, azt tapasztaltuk, hogy a vizsgálati csoport tagjai valamelyest gyorsabb ütemben hagyták el a regisztert, és elhelyezkedési valószínűségük is meghaladta a kontrollcsoportét, azonban a különbség nem volt szignifikáns. Mindkét nem esetében összehasonlítottuk a 30 év alattiak és a legalább 30 évesek kilépési ütemét és elhelyezkedési valószínűségét is. A fiatalabb és az idősebb férfiaknál, valamint a 30 év alatti nőknél nem találtunk szignifikáns különbséget a vizsgálati és a kontrollcsoport között. A 30 éves és idősebbek nők körében azonban mindvégig a vizsgálati csoport kiáramlása bizonyult magasabbnak. A 30 éves és idősebb nők körében tehát – szemben a férfiakkal és a fiatalabb nőkkel – kimutatható, hogy a gyakoribb berendelés és az önálló álláskeresés számonkérése felgyorsította az elhelyezkedést.

A *többváltozós hazard modellekkel* becsült kísérleti hatás a férfiak és a 30 évnél fiatalabb nők esetében – ugyanúgy, ahogy a grafikus elemzés mutatta – nem szignifikáns. A 30 éves és idősebb nők körében azonban a vizsgálati csoport hazardja szignifikáns mértékben különbözik a kontrollcsoportétól, és jelentős mértékben – több mint 40 – százalékkal magasabb (a többi változó hatását kiszűrve).

A többváltozós modellekkel azt is megvizsgáltuk, hogy egyes személyes jellemzők, illetve a helyi munkanélküliségi ráta módosítják-e a kísérleti hatást. A 30 éves és idősebb nők esetében az eredmények különböznek a *családi állapot* szerint: a házasok esetében az eredmények 60 százalékkal nagyobb elhelyezkedési valószínűséget mutatnak a vizsgálati csoportban a kontrollcsoportéhoz képest, az egyedülállóknál viszont lényegében nincs különbség a vizsgálati és a kontrollcsoport között. Kimutattuk továbbá, hogy a 30 éves és idősebb nők csoportjában a kísérleti hatás *megyénként* eltérő. A 30 éves és idősebb nők esetében a *munkanélküliségi ráta* emelkedésével csökken a kísérleti hatás mértéke, még hozzá elég jelentős mértékben: a becslés szerint 4 százalékos munkanélküliségi ráta mellett a vizsgálati csoport elhelyezkedési valószínűsége 80 százalékkal haladja meg a kontrollcsoportét, az átlagos, 5 és fél százalékos munkanélküliségi ráta mellett a különbség már csak 40 százalék, 8 százalékos ráta mellett viszont már teljesen eltűnik.

Eredményeink tehát azt mutatják, hogy a munkanélküli-járadékban részesülők gyakoribb berendelése és az önálló álláskeresés ellenőrzése nem gyakorolt jelentős hatást a férfiak és a fiatalabb nők magatartására, viszont a 30 éves és idősebb nők körében a járadékfolyósítás időtartamát csökkentette, az elhelyezkedés valószínűségét megnövelte. A legalább 30 éves nők körében a kísérleti csoport tagjainak elhelyezkedési valószínűsége mintegy 40 százalékkal magasabb volt a kontrollcsoportéhoz viszonyítva. A hatás elsősorban a házas nőknél jelentkezik, és annál erősebb, minél kisebb a munkanélküliség a helyi munkaerőpiacon.

Hivatkozások

- ANDERSEN, P. [2001]: Monitoring and Assisting Active Job Search. Megjelent: OECD, Labour Market Policies and Public Employment Service, OECD, Párizs
- ASHENFELTER O.–ASHMORE, D.–DESCHENES, O. [1999]: Do Unemployment Insurance Recipients Actively Seek Work? Evidence from Four US States. NBER Working Paper, 6982
- ATKINSON, A. B.–MICKLEWRIGHT, J. [1992]: Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income. Cambridge University Press, Cambridge.
- BARDASI, ELENA–LASAOSA, ANA–MICKLEWRIGHT, JOHN–NAGY GYULA [2001]: Measuring the Generosity of Unemployment Benefit Systems: Evidence from Hungary and elsewhere in Central Europe. *Acta Oeconomica*, 51. évf. 1. sz. 17–42. o.
- BÁNSÁGI GYÖRGYI [2000]: Jogsabályok és intézmények. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerő-piaci Tükör 2000, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 149–226. o.
- BIRD, R.–WALLICH, C.–PÉTERI, G. [1996]: Financing Local Government in Hungary. Megjelent: *Bird, R.–Ebel, R.–Wallich, C.* (szerk.): Decentralization of the Socialist State: Inter-governmental Finance in Transition Economies. Averbury, Aldershot.
- BLACK, D.–SMITH, J.–BERGER, M.–NOEL, B. [2002]: Is the Threat of Employment Services More Effective than The Services Themselves? Evidence from the UI System. NBER Working Paper, 8825.
- BLUNDELL, R.–FRY, V.–WALKER, I. [1988]: Modelling the Take-up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom. *Economic Journal*, 98. 58–74. o.
- BOERI, T.–EDWARDS S. [1996]: Long-term Unemployment and Short-term Unemployment Benefits: The Changing Nature of Non-Employment Subsidies in Central and Eastern Europe. Kézirat, OECD, Párizs.
- DOLTON, P.–O'NEIL, D. [1995]: Unemployment Duration and the Restart Effect: Some Experimental Evidence. *Economic Journal*, 106. évf. 401–419. o.
- DUCLOS, J. [1995]: Modelling the Take-Up of State Support. *Journal of Public Economics*, 58. 391–515. o.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA [1999]: Outflows from insured unemployment in Hungary, 1992–1996. Budapest Working Papers on the Labour Market, 3. sz. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences and Department of Human Resources–Budapest University of Economics, Budapest.
- GRUBB, D. [2001]: Eligibility criteria for unemployment benefits. Megjelent: Labour market policies and the public employment service. OECD, Párizs, 187–216. o.
- JENKINS, S. [1995]: Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 129–138. o.
- KOLTAYNÉ KÓRÓDI TÜNDE [2001]: A munkanélküli-járadék indokoltsági feltételei. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerő-piaci Tükör 2001, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 91–97. o.
- KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A járadékos munkanélküliek álláskilátásai 1994 és 2001 tavaszán. Kézirat, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontja, Budapest.
- KÖLLŐ JÁNOS–LÁZÁR GYÖRGY–NAGY GYULA–SZÉKELY JUDIT [1995]: A munkanélküli-járadékra való jogosultságukat 1994. IV. negyedévében kimerítettek munkaerő-piaci pozíciójának elemzése. ILO/Japán Project, Budapest.
- KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA [1995]: Bérék a munkanélküliség előtt és után. *Kölgazdasági Szemle*, 4. sz. 325–357. o.
- LALIVE, R. J.–VAN OURS –ZWEIMÜLLER, J. [2002]: The Effects of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment. CEPR Discussion Paper, 3311.

- MEYER, B. [1989]: A Quasi-Experimental Approach to the Effects of Unemployment Insurance. NBER Working Paper, 3159.
- MEYER, B. [1995]: Lessons from the US Unemployment Insurance Experiments. *Journal of Economic Literature*, 33. évf. 91–131. o.
- MICKLEWRIGHT, JOHN–NAGY GY. [1994]: Flows To and From Insured Unemployment in Hungary. EUI Working Paper in Economics, 94/41.
- MICKLEWRIGHT, J.–NAGY, GY. [1995]: Unemployment Insurance and Incentives in Hungary: Preliminary Evidence. Megjelent: *Newbery, D.* (szerk.): Tax and Benefit Reform in Central and Eastern Europe. CEPR, London.
- MICKLEWRIGHT, J.–NAGY, GY. [1996]: A Follow-Up Survey of Unemployment Insurance Exhausters in Hungary. European University Institute Working Paper in Economics 96/8.
- MICKLEWRIGHT, JOHN–NAGY GYULA [1998]: Segélyezés, életszínvonal és ösztönzés a munkanélküli-járadék kimerítése után. *Közgazdasági Szemle*, XLV. évf., 5. sz., 401–423. o.
- MOFFITT, R. [2003]: The Role of Randomized Field Trials in Social Science Research: A Perspective from Evaluations of Reforms of Social Welfare Programs. CEMMAP Working Paper CWP23/02, Institute for Fiscal Studies, London.
- NAGY GYULA–JOHN MICKLEWRIGHT [1995]: A magyar munkanélküli-segélyrendszer működése. Megjelent: *Galasi Péter–Martin Godfrey* (szerk.): Az átmenet foglalkoztatáspolitikája Magyarországon, Aula, Budapest, 173–229. o.
- NAGY GYULA [2000]: Munkanélküli-segélyezés Magyarországon a kilencvenes években. *Közgazdasági Szemle*, 10. sz. 799–816. o.
- NARENDRANATHAN, W.–NICKELL, S.–STERN J. [1985]: Unemployment Benefits Revisited. *Economic Journal*, 95. 307–329. o.
- ROYSTON, G. [1983]: Wider Application of Survival Analysis: An Evaluation of an Unemployment Benefit Procedure. *The Statistician*, 32. évf. 301–306. o.
- ROYSTON, G. [1984]: Public Sector Experimentation: An Evaluation of the Effect of a Social Security Operation. *Journal of the Operations Research Society*, 35. évf. 711–718. o.
- SCHARLE ÁGOTA [2001]: A munkanélküli-ellátások indoklátsági feltételei a fejlett országokban. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerő-piaci Tükör 2001, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 59–62. o.
- WORLD BANK [1996]: Hungary: Poverty and Social Transfers. Washington D.C.
- VAN DEN BERG, G.–VAN DER KLAUW, B. [2001]: Counselling and Monitoring of Unemployed Workers: Theory and Evidence from a Controlled Social Experiment. CEPR Discussion Paper, 2986.

Függelék

F1. táblázat
A munkanélküli-járadék valószínűsége 1993-ban (probitbecslések)

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Iskolai végzettség</i>				
Nyolc osztály alatt	0,083	0,7	0,048	0,3
Szakmunkásképző	0,173	3,0	0,094	1,1
Gimnázium	0,006	0,0	0,020	0,2
Szakközépiskola	0,044	0,5	-0,170	-1,7
Felsőfokú	-0,221	-1,5	-0,352	-1,8
<i>Korcsoport</i>				
15–19 év	-0,456	-4,0	-0,787	-5,3
20–29 év	-0,102	-1,4	-0,219	-2,3
40–49 év	-0,007	-0,1	0,043	0,5
50–54/59 év	0,248	2,3	-0,082	-0,5
<i>Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő</i>				
Legfeljebb 1 hónap	-0,969	-8,5	-1,002	-6,4
2–3 hónap	-0,299	-3,2	-0,490	-3,7
7–9 hónap	0,093	0,9	0,077	0,5
10–12 hónap	0,271	2,3	0,214	1,3
13–24 hónap	-0,426	-5,4	-0,482	-4,4
25 hónap és több	-1,563	-14,2	-1,438	-11,3
Nem dolgozott	-1,321	-11,3	-1,599	-10,4
<i>Háztartási jellemzők</i>				
Házass	0,065	0,9	0,157	1,9
Gyermekek létszáma	-0,003	-0,1	-0,070	-1,6
Foglalkoztatottak létszáma	-0,033	-1,0	0,101	2,1
Nyugdíjasok létszáma	-0,068	-1,6	0,015	0,2
Egyéb háztartástagok létszáma	-0,032	-0,9	-0,058	-1,2
1–3 éves gyermek jelenléte a háztartásban	-0,071	-0,8	-0,353	-2,6
4–6 éves gyermek jelenléte a háztartásban	0,088	1,0	0,554	5,6
<i>Lakóhely</i>				
Budapest	-0,408	-4,4	-0,535	-5,0
Magas munkanélküliségű megye	0,125	2,0	0,031	0,4
Alacsony munkanélküliségű megye	0,063	0,7	-0,144	-1,1
Konstans	0,784	7,1	0,873	5,8
Elemzés	3239		1943	
Loglikelihood	-1784,886		-996,962	
Pszedó R^2	0,1816		0,2507	

F2. táblázat
A jövedelempótló támogatás valószínűsége 1993-ban (probitbecslések)

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	együttható	z	együttható	z
<i>Iskolai végzettség</i>				
Nyolc osztály alatt	0,246	1,5	0,239	1,1
Szakmunkásképző	-0,335	-3,3	0,014	0,1
Gimnázium	-0,189	-0,8	0,230	1,3
Szakközépiskola	-0,136	-0,9	-0,082	-0,4
Felsőfokú	0,061	0,2	-0,073	-0,2
<i>Korcsoport</i>				
15–19 év	0,047	0,2	-0,089	-0,3
20–29 év	0,113	1,0	0,010	0,1
40–49 év	-0,189	-1,5	-0,206	-1,2
50–54/59 év	-0,318	-1,7	-0,622	-1,6
<i>Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő</i>				
Legfeljebb 1 hónap	-0,377	-1,3	-0,163	-0,4
2–3 hónap	-0,126	-0,5	0,207	0,5
7–9 hónap	0,150	0,6	0,022	0,0
10–12 hónap	1,035	6,4	1,149	4,1
13–24 hónap	1,564	8,8	1,384	4,8
25 hónap és több	-0,131	-0,4	0,264	0,7
Nem dolgozott	-0,377	-1,3	-0,163	-0,4
<i>Háztartási jellemzők</i>				
Házasság	0,077	0,7	-0,143	-1,0
Gyermekek létszáma	0,054	1,0	-0,042	-0,6
Foglalkoztatottak létszáma	-0,175	-2,7	-0,212	-2,3
Nyugdíjasok létszáma	-0,010	-0,1	-0,013	-0,1
Egyéb háztartástagok létszáma	-0,018	-0,3	0,055	0,7
1–3 éves gyermek jelenléte a háztartásban	0,006	0,0	-0,396	-1,4
4–6 éves gyermek jelenléte a háztartásban			-0,335	-1,9
<i>Lakóhely</i>				
Budapest	-0,777	-2,9	-0,396	-1,6
Magas munkanélküliségű megye	0,297	3,2	-0,013	-0,1
Alacsony munkanélküliségű megye	-0,832	-2,8	0,070	0,3
Konstans	-2,082	-10,3	-2,116	-6,6
Elemzés	3239		1943	
Log-likelihood	-527,571		-996,962	
Pszéudó R ²	0,2619		0,2507	

F3. táblázat
Az 1992-es és 1993-as járadékban részesülők összetétele

Megnevezés	Valamennyi belépő		Az előző négy évben folyamatosan dolgozók	
	1992	1993	1992	1993
<i>Az állásvesztés és a járadékfizetés kezdete között eltelt idő, nap</i>				
Medián	2	9	2	5
Felső kvartilis	9	33	4	7
Felső decilis	94	212	8	15
A férfiak aránya	68,6	68,0	64,9	65,6
Átlagos életkor, év	36,5	35,2	39,0	37,8
<i>Különböző iskolai végzettségűek aránya</i>				
Nyolc osztály és kevesebb	42,8	42,6	42,4	44,1
Szakmunkásképző és szakközépiskola	49,1	49,1	48,2	47,2
Gimnázium és magasabb	8,1	8,3	9,4	8,7
Fizikai foglalkozásúak aránya	85,4	87,3	80,6	84,6
<i>Terület</i>				
Budapest	6,3	11,2	4,3	7,5
Szabolcs	11,4	6,9	10,3	6,6
Magas kiáramlással rendelkező megyék	38,2	39,1	37,2	40,6
Ismétlődően járadékban részesülő	30,0	27,0	1,3	1,2
Segélyezése az állásvesztést követő fél éven belül kezdődött	93,6	89,6	99,4	99
A járadék alapjául szolgáló kereset 1993 januárig indexált értékének átlaga	17 222	16 980	17 621	17 510
<i>Munkaviszony az előző négy évben</i>				
12–27 hónap	13,9	15,8		
28–43 hónap	20,6	26,0		
44–47 hónap	19,5	21,1		
folyamatos	46,0	37,1	100	100

Megjegyzések:

1. Az elemszámok: 1992-es járadék 50 002 fő; 1993-as járadék 30 110 fő
2. A magas kiáramlással rendelkező megyék: Békés, Fejér, Győr, Hajdú, Somogy, Tolna, Vas, Veszprém és Zala. E megyékben volt a legmagasabb a kiáramlás a munkanélküli állományból 1992. március 20. és 1992. április 19. között (lásd *Micklewright–Nagy [1994]*).

F4. táblázat
Az 1992-es és 1993-as járadékban részesülők létszáma a munkanélkülivé válást megelőző négy évben munkában töltött idő szerint

Munkában töltött idő	Férfiak		Nők	
	1992	1993	1992	1993
Folyamatos munkaviszony	14 908	7 334	8 071	3 845
44–47 hónap	7 612	4 694	2 170	1 662
28–43 hónap	7 275	5 392	3 005	2 442
12–27 hónap	4 598	3 099	2 363	1 642
Összesen	34 393	20 519	15 609	9 591

F5. táblázat
Az 1997-es és 2000-es járadékban részesülők összetétele

A) 44–48 hónap munkaviszonnyal rendelkezők

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	1997	2000	1997	2000
<i>Az állásvesztés és a járadékfizetés között eltelt idő, nap</i>				
Medián	5	5	4	3
Felső kvartilis	12	15	9	8
Átlagos életkor, év	40,3	39,4	38,7	38,3
<i>Iskolai végzettség szerinti arányok</i>				
Nyolc osztály és kevesebb	0,27	0,25	0,30	0,32
Szakmunkásképző	0,51	0,51	0,30	0,29
Közép- és felsőfokú	0,22	0,24	0,40	0,39
<i>Lakóhely szerinti arányok</i>				
Budapest	0,06	0,08	0,11	0,12
Pest megye	0,06	0,08	0,09	0,09
Nyugat-Dunántúl	0,15	0,13	0,14	0,10
Kelet-Dunántúl	0,11	0,13	0,13	0,15
Dél-Dunántúl	0,13	0,13	0,12	0,12
Észak	0,12	0,13	0,12	0,11
Észak-Alföld	0,20	0,17	0,15	0,15
Dél-Alföld	0,19	0,16	0,15	0,16
Esetszámok	5607	4632	4115	4509

B) 24–43 hónap munkaviszonnyal rendelkezők

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	1997	2000	1997	2000
<i>Az állásvesztés és a járadékfizetés között eltelt idő, nap</i>				
Medián	5	5	5	4
Felső kvartilis	12	15	13	12
Átlagos életkor, év	36,7	34,2	35,2	33,7
<i>Iskolai végzettség szerinti arányok</i>				
Nyolc osztály és kevesebb	0,29	0,25	0,29	0,30
Szakmunkásképző	0,56	0,55	0,32	0,33
Közép- és felsőfokú	0,16	0,20	0,39	0,37
<i>Lakóhely szerinti arányok</i>				
Budapest	0,05	0,07	0,09	0,13
Pest megye	0,06	0,07	0,08	0,09
Nyugat-Dunántúl	0,15	0,11	0,14	0,11
Kelet-Dunántúl	0,11	0,13	0,12	0,15
Dél-Dunántúl	0,11	0,11	0,13	0,12
Észak	0,14	0,16	0,12	0,09
Észak-Alföld	0,19	0,20	0,15	0,15
Dél-Alföld	0,19	0,16	0,18	0,15
Esetszámok	4475	3256	2025	2171

C) 12–23 hónap munkaviszonnyal rendelkezők

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	1997	2000	1997	2000
<i>Az állásvesztés és a járadékfizetés között eltelt idő, nap</i>				
Medián	5	5	5	4
Felső kvartilis	14	15	13	12
Átlagos életkor, év	34,6	33,1	33,6	32,6
<i>Iskolai végzettség szerinti arányok</i>				
Nyolc osztály és kevesebb	0,36	0,35	0,33	0,34
Szakmunkásképző	0,49	0,49	0,29	0,30
Közép- és felsőfokú	0,15	0,17	0,38	0,36
<i>Lakóhely szerinti arányok</i>				
Budapest	0,05	0,06	0,08	0,10
Pest megye	0,05	0,06	0,07	0,07
Nyugat-Dunántúl	0,10	0,11	0,09	0,10
Kelet-Dunántúl	0,11	0,12	0,13	0,13
Dél-Dunántúl	0,13	0,14	0,13	0,13
Észak	0,15	0,16	0,12	0,14
Észak-Alföld	0,24	0,19	0,23	0,19
Dél-Alföld	0,17	0,15	0,16	0,15
Esetszámok	4849	4031	2532	2658

D) 6–11 hónap munkaviszonnyal rendelkezők

Megnevezés	Férfiak		Nők	
	1997	2000	1997	2000
<i>Az állásvesztés és a járadékfizetés között eltelt idő, nap</i>				
Medián	4	4	4	4
Felső kvartilis	10	16	9,5	16
Átlagos életkor, év	39,6	34,3	38,8	34,1
<i>Iskolai végzettség szerinti arányok</i>				
Nyolc osztály és kevesebb	0,52	0,48	0,52	0,48
Szakmunkásképző	0,40	0,41	0,23	0,25
Közép- és felsőfokú	0,08	0,12	0,24	0,27
<i>Lakóhely szerinti arányok</i>				
Budapest	0,05	0,04	0,08	0,06
Pest megye	0,04	0,03	0,04	0,03
Nyugat-Dunántúl	0,06	0,06	0,06	0,06
Kelet-Dunántúl	0,09	0,07	0,11	0,12
Dél-Dunántúl	0,15	0,14	0,14	0,14
Észak	0,20	0,28	0,17	0,24
Észak-Alföld	0,28	0,24	0,26	0,20
Dél-Alföld	0,14	0,13	0,14	0,14
Esetszámok	5252	4248	2176	2442