

**A MUNKANÉLKÜLI ELLÁTÁSI RENDSZER  
HATÁSVIZSGÁLATA**

## **JÁRADÉKJOGOSULTSÁGOK ÉS ELHELYEZKEDÉSI ESÉLYEK**

**NAGY GYULA – GALASI PÉTER**

## 1. Járadékjogosultság és elhelyezkedési esélyek

A munkanélküliek elhelyezkedésének ösztönzésére a kormányzat 2000 februárjától a munkanélküli járadékra jogosultak széles körében rövidítette a járadékfolyósítás időtartamát. Bekövetkezett-e a rövidítés hatására gyorsulás a munkanélküliek elhelyezkedésében? Erre keresünk választ a munkanélküli járadékregiszterből származó adatok alapján.

Először a járadékjogosultsági idő szabályozásának módosításait ismertetjük. Ezután a mintavételről és a minta jellemzőiről tájékoztatunk. Végül összehasonlítjuk a jogosultsági idő 1997-től érvényes régi és 2000-ben bevezetett új szabályainak hatálya alá esők munkanélküliségéből való kiáramlását.

### 1.1. A járadékfolyósítási szabályok 2000. februári változásai<sup>1</sup>

Az 1997-től érvényes szabályok szerint a munkanélkülivé válást megelőző négy évben összesen egy év munkaviszony volt szükséges a három hónapos minimális és végig folyamatos munkaviszony a 12 hónapos maximális járadékjogosultságához. E minimum- és maximum között a jogosultsági idő a munkaviszonyban töltött idő függvényében nyolc lépcsőben változott. Külön szabály vonatkozott a járadékot már korábban kimerített munkanélküliekre: ők már féléves munkaviszonnyal másfél hónapig kaphattak járadékot.

A 2000. februártól hatályos új szabályok szerint is a munkanélkülivé válást megelőző négy évben munkaviszonyban töltött időtől függ a jogosultsági idő, de minimuma már csak ötven nap, maximuma pedig kilenc hónap, s az előbbire 200 nap, az utóbbira 45 hónap munkaviszony jogosít. E két határ között – a korábbi lépcsőzetesség helyett – a munkaviszonyban töltött összidőtartam egyötöde a jogosultsági idő.

Bár e változások a munkanélküliek nagy többsége számára nyilvánvalóan hátrányosak, az 21. sz. táblázat tanúsága szerint nem ugyanolyan mértékben a rövidebb és a hosszabb munkaviszonnyal rendelkezőkre. A munkanélkülivé válásukat megelőző négy évben hosszabb időn át munkaviszonyban állók jogosultsága láthatólag nagyobb mértékben, a rövidebb időn át dolgozóké kevésbé vagy egyáltalán nem csökkent.

### 21. sz. táblázat

#### A járadékjogosultság változása

Munkában töltött idő a megelőző négy évben hónap nap	Járadékfolyósítási idő, nap			A 2000-es járadékfolyósítási idő az 1997-es százalékában			
	1997	2000		minimum	maximum	középérték	
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 év (180 nap) munkaviszony után 45 napra.

<sup>1</sup> A munkanélküli járadék szabályairól és a szabályok változásairól részletesebben tájékoztat Nagy (2001) tanulmány. A jogszabályi változásokról lásd Bánsági (2000) áttekintését.

Az állásvesztésük előtti négy évben folyamatosan vagy csaknem folyamatosan – legalább 44 hónapon át – dolgozók jogosultsági ideje zsugorodott leginkább, az előbbieké háromnegyedére, az utóbbiaké mintegy négyötödére; 2000 első két hónapjában e két csoport tette ki a járadékra kerülők harminc százalékát. A 32-43, illetőleg 20-31 hónapot dolgozók, akik közé az e két hónapban járadékra kerülők együttesen 27 százaléka tartozott, tíz-húsz, illetőleg négy-húsz százaléknyi veszteséget szenvedtek el. 12-15, illetve 16-19 hónap munkában töltött idő tíz, illetve hét százalékkal csökkent a járadékfolyósítási idő (az 1997-es alsó és felső határok középértékéhez képest), de ezen belül a veszteség a húsz százalékot is elérhette, miközben 450-479 és 598-599 nap munkaviszonnal változatlan maradt vagy valamelyest még hosszabbodott is a jogosultság.

Az egy évnél rövidebb munkaviszonyúak döntő többsége az új szabályok szerint tovább jogosult járadékra, viszont valamivel hosszabb – 180 helyett 200 nap – lett a minimálisan megkövetelt munkaviszony. A legalább 200 napot dolgozók az 1997-es szabályok szerinti 45 nappal szemben 2000-tól 40 és 72 nap közötti időtartamra részesülhetnek járadékban. A 2000. februárban és márciusban egy évnél rövidebb munkaviszonnal járadékra kerülők 72 százalékanak jogosultsági ideje meghaladta az 1997-es szabályok szerinti 45 napot.

Új szabály, hogy a járadékfolyósítás első félévében munkaerő-piaci képzésbe bekapcsolódó munkanélküliek a képzés befejeződéséig akkor is kapnak járadékot, ha jogosultságuk előbb lejárna.

## **1. 2. A vizsgált minta**

A munkanélküli járadék jogosultsági szabályainak hatását az Országos Munkaügyi Kutató- és Módszertani Központ számítógépes regiszterének – amely minden járadékfizetést rögzít – a 2000. január 1. és március 15. között megkezdődött járadékfizetésekre vonatkozó nyilvántartása alapján vizsgáltuk. E járadékregiszter tartalmazza a járadék kiszámításához szükséges információkat csakúgy, mint a folyósítás időtartamát és a kifizetett járadék összegét. Emellett megállapítható belőle a járadékban részesülő munkanélküliek neme, életkora, iskolai végzettsége és lakóhelye.

2000 első két és fél hónapjában összesen 74 888 járadékfizetés kezdődött. A januárban járadékra kerülők még az 1997-es szabályok szerint kaptak járadékot, a februárban és márciusban belépőkre már a 2000-es szabályok vonatkoztak. A munkahelyükről önként kilépők csak három hónap elteltével s így 2000. március közepéig csak az 1997-es szabályok szerint juthattak járadékhoz. Ezért ahhoz, hogy az 1997-es és a 2000-es szabályok szerint járadékban részesülők almintájának összetétele minél kevésbé különbözzék, a munkahelyükről önként kilépett, illetőleg az állásukból több mint két hónapja kikerült munkanélkülieket ki kellett hagynunk az elemzésből. A fennmaradó 58 978 fő közül 31 031-en az 1997-es, 27 947-en pedig a 2000-es szabályok szerint kaptak járadékot.

Almintáink hasonló összetétele folytán okunk van feltételezni, hogy ha érdemleges különbségek mutatkoznak közöttük a járadékrendszerből való kikerülés ütemében, illetőleg az elhelyezkedési valószínűségben, úgy e különbségek az eltérő járadékszabályoknak tulajdoníthatók.

## 2. Kilépési ütem és elhelyezkedési valószínűség

A járadékrendszerből való kikerülés bekövetkezhet azért, mert az illető elhelyezkedett, de azért is, mert kimerítette a jogosultságát, bekapcsolódott valamely munkaerő-piaci programba, vagy például nyugdíjazás, esetleg a járadékból való kizárás folytán.

Mintánkban a járadékból kikerülők csaknem kétharmadának úgy szűnt meg a járadéka, hogy kimerítette a jogosultságát, további egyharmaduk pedig elhelyezkedett. Ezen belül a 2000-es szabályok szerint járadékban részesülők között több a kimerítő, és kevesebb az elhelyezkedő, mint az 1997-es szabályok szerintiék között. Ebből azonban – éppen mert a 2000-es szabályok szerint összességében rövidebb lett a jogosultság, s így ezt az almintát rövidebb ideig követhettük a regiszterben – nem következtethetünk az elhelyezkedési ütem különbségére.

A járadékkimerítésekhez és elhelyezkedésekhez képest, amelyek együttvéve a járadékrendszerből való kikerülések több mint 90 százalékát teszik ki, csekély az egyéb irányú kilépések aránya (bértámogatással történő elhelyezkedés, vállalkozásindítási támogatás igénybevétele, közhasznú munka, nyugdíjba lépés, kizárás a járadékból stb.). A járadékos időszakok mintegy öt százalékáról nem tudjuk, meddig tartottak, s hogyan értek véget.

A regiszterből nem állapítható meg a járadékban részesülők munkaerő-piaci képzési programokba való bekapcsolódása. Így mindkét almintában az eredeti jogosultságuk lejártáig követünk minden munkanélkülit, függetlenül attól, hogy a képzésre kerülők közben esetleg lejárt a jogosultsága a 2000-es szabályok szerint, mint említettük, a képzés lezárultáig meghosszabbodhat. Miután egy-egy járadékos kohorsznak igen kis hányada vesz részt képzési programban<sup>2</sup>, s az új szabályok hatályba lépését követően ez az arány aligha emelkedett meg éppen a februártól járadékra kerülők körében hirtelen és drasztikusan, okkal tételezhetjük fel, hogy a két almintában tárgyalandó kiáramlási mutatóira a képzésbe való bekapcsolódás nem gyakorolhatott érdemleges hatást.

### 2.1. A megelőző négy évben 44-48 hónapot dolgozók

Mint az 8. sz. ábrán látható, legnagyobb arányban – 18-25 százalékkal – azok járadékjogosultsága rövidült, akik a munkanélkülivé válásukat megelőző négy évben folyamatosan vagy csaknem folyamatosan dolgoztak. A 9. sz. ábrán látható túlélési függvényeik, amelyek azt mutatják meg, hogy az induló sokaság mekkora hányada kap még az egyes időpontokban járadékot<sup>3</sup>, értelemszerűen a maximális jogosultság lejártakor – az 1997-es szabályok szerint járadékba lépőké a 360-ik, a 2000-es szabályok szerintiéké a 270-ik napon – érnek véget.

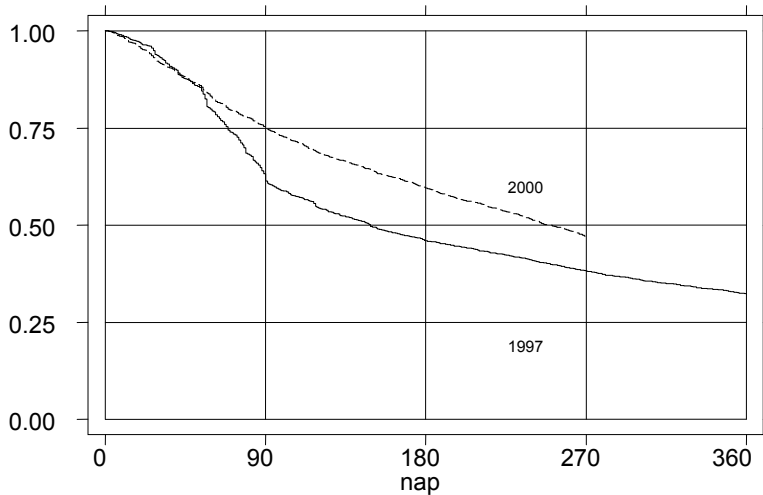
---

<sup>2</sup> 1994-96-ban, amikor ugyanolyan hosszú volt a jogosultság, mint az 1997-es járadékrendszerben, csupán 2-3 százalékára (Galasi - Nagy, 1999).

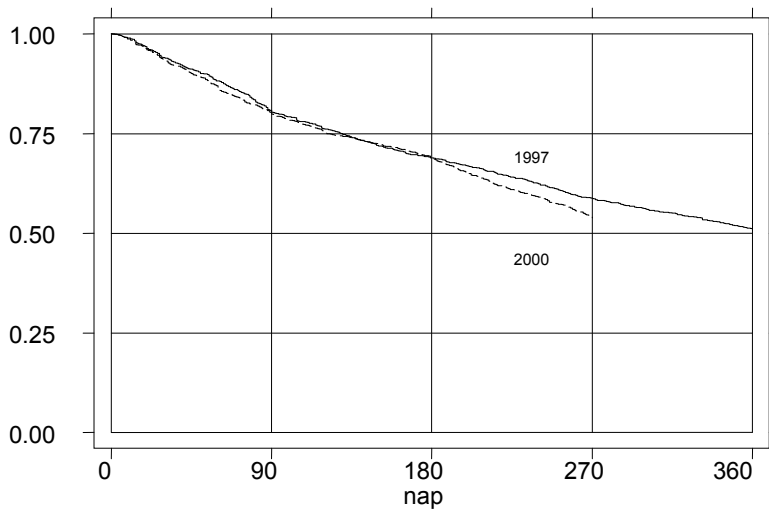
<sup>3</sup> A kimerítéssel és az ismeretlen módon befejeződő járadékfizetési időszakok hosszát cenzorált időtartamokként kezeltük: úgy tekintettük, hogy *legalább* ennyi időn át tartott a járadékfizetés.

A megelőző négy évben 44 - 48 hónapot dolgozók túlélési függvényei

a) férfiak



b) nők



Az 1997-es és 2000-es járadékban részesülő férfiak felső ábramezőbeli görbéi az első két hónapban láthatólag együtthaladnak, majd a harmadikban lényegesen eltávolodnak egymástól: az 1997-es szabályok szerinti járadékosok almintájából sokkal többen távoznak a regiszterből. A negyedik-hatodik hónapban azután a két görbe ismét párhuzamosan halad, a hetedik-től pedig kissé közelednek egymáshoz. A 2000-es almintához tartozók 270 napos maximális jogosultságának lejártával e csoportban a túlélési arány 47 százalék – ekkora hányaduk részesül még járadékban –, az 1997-es almintában viszont, e csoport harmadik hónapbeli nagyobb kiáramlási ütemének köszönhetően, már csak 38 százalék.

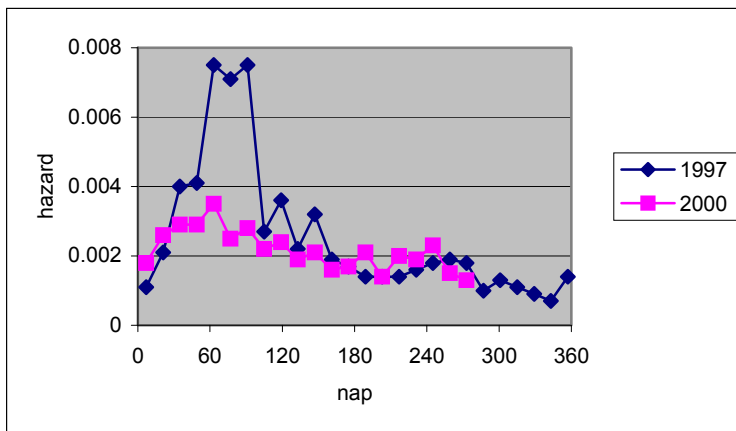
A nők kiáramlása ezzel szemben, mint az alsó ábramezőben látható, a járadékra kerülést követő hat hónapon át teljesen azonos a két almintában, majd pedig a 2000-es járadékban részesülők túlélési görbéje süllyed meredekebben. Háromnegyed év elteltével így a 2000-es almintá 55, míg az 1997-es 59 százaléka maradt a regiszterben.

Mint a két ábramező egybevetéséből kiviláglik, a férfiak kiáramlása mindkét almintában gyorsabb a nőkénel – háromnegyed év elmúltával a 2000-es almintában 8, az 1997-esben 11 százalékponttal kisebb a túlélési (regiszterben maradási) arányuk.

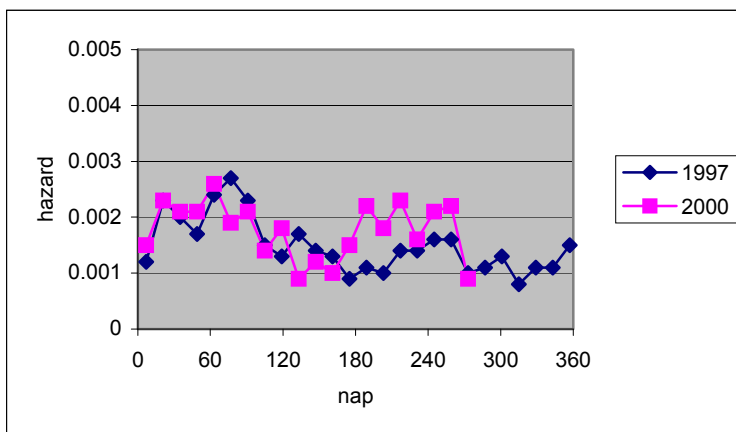
Az 10.. sz. ábra az elhelyezkedés kéthetes időszakonkénti feltételes valószínűségének (hazard) alakulását mutatja: az e kéthetes időszakokban elhelyezkedők részarányát az adott időszak kezdetéig a regiszterben maradtakon belül. Az 1997-es szabályok szerint járadékban részesülő férfiak elhelyezkedési valószínűsége, mint a felső mezőben látható, az ötödik időszakra hirtelen ötször akkora emelkedett, mint amekkora az első hetekben volt, s mint amekkora később, a hatodik hónap körül lett. A 2000-es szabályok szerinti csoportjában, bár az ő elhelyezkedési valószínűségük is kezdetben növekedett, nem tapasztalható hasonló kiugrás. A negyedik-ötödik hónaptól a kétféle járadékrendszerhez tartozók elhelyezkedési valószínűsége egyetlen időszakban sem különbözik szignifikánsan. Eszerint az 1997-es járadékban részesülők túlélési görbéiben megmutatkozó gyorsabb kiáramlása elhelyezkedési valószínűségük március-áprilisi megugrásának tulajdonítható.

5.2. ábra: A megelőző négy évben 44-48 hónapot dolgozók hazardfüggvényei

a) férfiak



b) nők



Mi okozhatta e megugrást? A munkaerő-kereslet szezonális élénkülése aligha, mert ennek mindkét almintára hasonló hatást kellett volna az adott naptári időszakban gyakorolnia. (A 2000-es járadékban részesülők mintegy másfél hónappal később kerültek járadékra, ezért hazardgörbéjük ennyivel korábbi időintervallumhoz tartozó értéke vonatkozik ugyanarra a naptári időszakra.) A legvalószínűbb ok, hogy a januárban járadékra kerülők között nagy az év végén átmenetileg elbocsátottak aránya, akiket március-áprilisban visszavettek a munkahelyükre. E magyarázat mellett szól, hogy – mint Köllő (2001) kimutatja – a járadékból 2001. március 18 és április 7 között elhelyezkedők 40-60 százaléka korábbi munkahelyére tért vissza, és e visszatérők zöme – csakúgy mint a mi januári almintánkból március-áprilisban elhelyezkedőké – többéves munkaviszonyt követően veszítette el az állását, és jellemzően három hónapot töltött munkanélküli járadékon. Miután az átmeneti elbocsátások sokkal gyakoribbak lehetnek év végén, mint év elején vagy év közben, az ideiglenesen elbocsátottak a januári almintában koncentrálnának. (A januári almintába tartozók csaknem felének 1999. december 31-én szűnt meg a munkaviszonya.)

A férfiak elhelyezkedési esélyével szemben a nőké, mint az ábra alsó mezőjéből kitűnik, az 1997-es almintában is csak kismértékben emelkedik a második-harmadik hónap táján – feltehetőleg mert a korábbi munkáltatóhoz való visszatérés sokkal kevésbé jellemző rájuk,



mint a férfiakra (Köllő, 2001). A nők két almintájának elhelyezkedési esélye az első félévben láthatólag nemigen különbözik egymástól. Ezt követően a 2000-es almintájé hét kéthetes időszakon át – ami esetükben a maximális járadékjogosultsági idő utolsó harmada – rendre magasabb. A különbség azonban a hét közül csak egyetlen időszakban (a 168-182. nap között) szignifikáns<sup>4</sup>, s így nem tekinthető a rövidebb jogosultsággal összefüggő ösztönző hatás bizonyítékának.

## 2.2. A megelőző négy évben 24-43 hónapot dolgozók

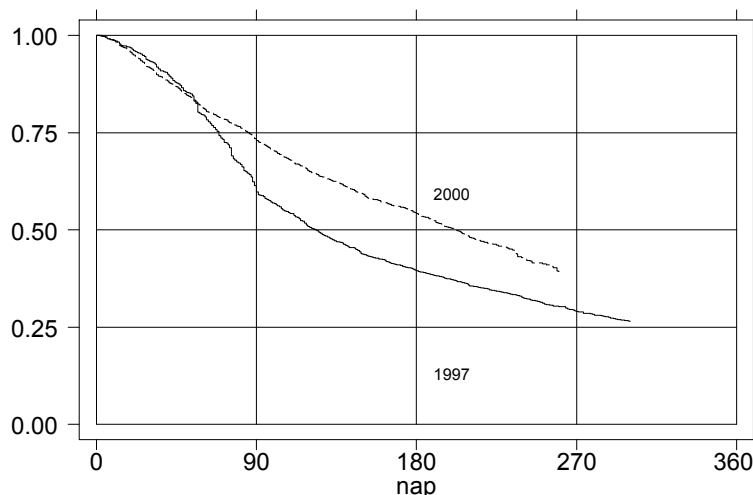
Ebben a csoportban, amely a teljes minta egyötöde, az 1997-es szabályok szerint 180-300, a 2000-es szabályok szerint már csak 144-264 nap a járadékjogosultság; a csökkenés mértéke a munkában töltött időtől függően hét-húsz százalék. A járadékkimerítéssel záruló időszakok cenzorálásával számított túlélési és hazardfüggvényeik hasonlítanak az előző, hosszabb munkaviszonyú csoport függvénygörbéihez.

A férfiak 1997-es és 2000-es járadékszabályok szerint jogosultságot szerzett almintájának az 11. sz. ábra felső mezőjében látható túlélési görbéje eleinte itt is együtthalad, majd a harmadik hónapban eltávolodik egymástól, s a nők két almintájának az ábra alsó mezőjében látható túlélési görbéje itt is kevésbé tér el egymástól, mint a két férfi almintájé. További hasonlóság a férfiak gyorsabb kiáramlása a regiszterből. túlélési arányuk fél év elteltével a 2000-es almintában hét, az 1997-esben 17 százalékponttal alacsonyabb, mint a nőké. Figyelemreméltó ugyanakkor, hogy e csoport mindkét almintájában mind a férfiak, mind a nők gyorsabban hagyják el a regisztert, mint akik a megelőző négy évben 44-48 hónapot dolgoztak.

### 11. sz. ábra

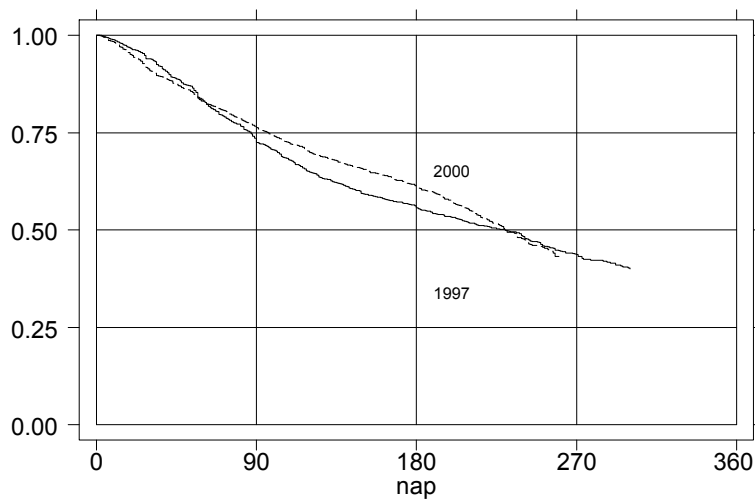
5.3. ábra: A megelőző négy évben 24-43 hónapot dolgozók túlélési függvényei

a) férfiak



<sup>4</sup> A kilépések miatt a mintaelemszám értelemszerűen monoton csökken, ezért a járadékon töltött idő múlásával egyre nő a becslési hibaszám.

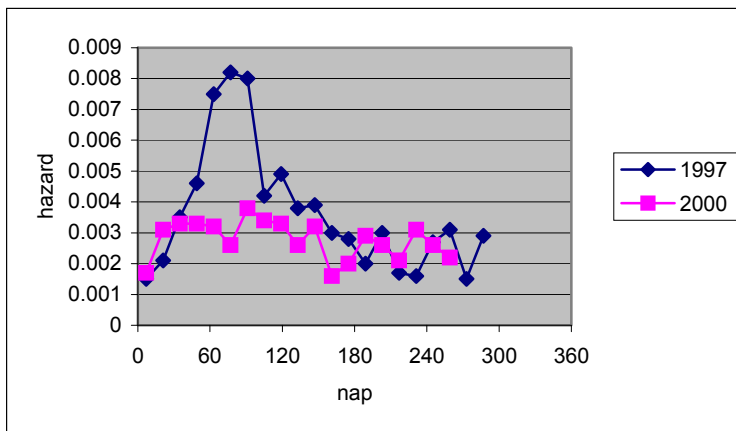
b) nők



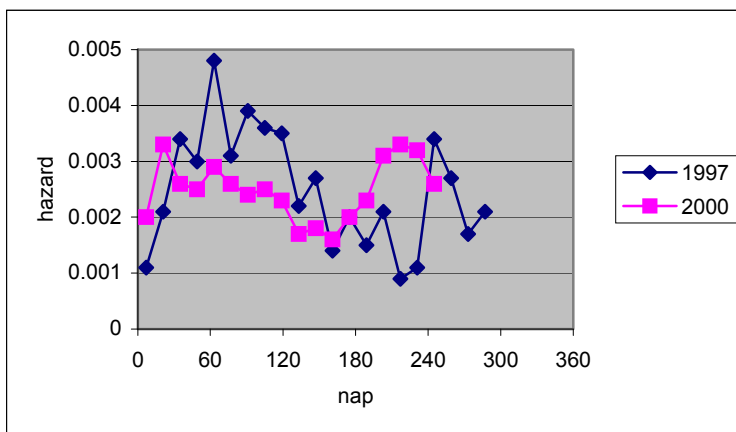
Az 12. sz. ábra a csoport hazardgörbéiről tájékoztat. Az 1997-es járadékszabályok hatálya alá eső férfi munkanélküliek felső ábramezőbeli görbéjén hasonló megugrás figyelhető meg március-áprilisban, mint amelyet a 44-48 hónap munkaviszonyt követően ugyanezen szabályok szerint járadékot szerzett férfiak görbéjén láttunk, míg a 2000-es szabályok szerint járadékra került férfiakén nem tapasztalható ebben az időszakban emelkedés. Fél évvel a járadékra kerülést követően gyakorlatilag megszűnik a különbség a csoport két férfi almintája között. A nők esetében, mint az alsó ábramezőből kitűnik, a 2-5. hónapban végig az 1997-es járadékban részesülők elhelyezkedési valószínűsége a magasabb. Fél év elteltével akad ugyan néhány kéthetes időszak, amikor a 2000-es szabályok szerinti járadékosok munkába lépési esélye a nagyobb, de a különbség egyik időszakban sem szignifikáns.

5.4. ábra: A megelőző négy évben 24-43 hónapot dolgozók hazardfüggvényei

a) férfiak



b) nők



### 2.3. A megelőző négy évben 12-23 hónapot és kevesebbet dolgozók

A 12-23 hónap munkaviszonnal rendelkezők kiáramlása sem igazolja a 2000-es járadékszabályok gyorsabb elhelyezkedésre készítő hatását. Ebben a csoportban is a férfiak közül az 1997-es járadékúak kiáramlása volt valamivel gyorsabb, a nők körében pedig nem találtunk különbséget a két alminta között.

Az egy évnél rövidebb munkaviszonyúak esetében arra számíthatnánk, hogy miután a 2000-es szabályok általában növelték e csoport járadékjogosultsági idejét, a régi szabályok hatálya alá esők távoznak gyorsabban a regiszterből. Valójában éppen ellenkezőleg: a 2000-es járadékban részesülők áramlottak ki gyorsabban, illetőleg helyezkedtek el nagyobb valószínűséggel. A különbségek mindazonáltal csekélyek, és közrejátszhat bennük a 2000-es alminta elhelyezkedési esélyek szempontjából kedvezőbb összetétele (fiatalabbak és iskolázottabbak).<sup>5</sup>

<sup>5</sup> A munkanélkülivé válást megelőző négy évben 12-23 hónapot, illetőleg 12 hónapnál kevesebbet dolgozók kiáramlásának részletes elemzését lásd Galasi - Nagy (2001) tanulmányában

2000. februártól a munkanélkülivé válók többsége a január végéig érvényes 1997-es járadékfolyósítási szabályokhoz képest rövidebb időre szerezhette a járadékjogosultságot. Leginkább a megelőző négy évben folyamatos vagy csaknem folyamatos munkavisztonnal rendelkezők jogosultsági ideje csökkent, s csak azok nem jártak rosszul, akik e négy évben legfeljebb egy évet dolgoztak.

A járadékszabályok módosítását a kormányzat a munkavállalás ösztönzésével indokolta. Am akárcsak a járadékjogosultság 1993. évi csökkentése után végzett kutatásban (*Micklewright - Nagy, 1995*), most is azt találtuk, hogy a rövidebb járadékjogosultsági időtartamok nem vezettek sem a hosszabb, sem a rövidebb munkaviszony után munkanélkülivé válók körében gyorsabb elhelyezkedéshez.

Megállapításaink természetesen csak a járadékjogosultság idejére érvényesek, hiszen adatforrásunk jellegéből adódóan a kimerítés után nem követhettük tovább nyomon a mintánkba került munkanélküliek sorsát. Amennyiben a járadékkimerítést követően megnövekszik a munkába állási arány, annyiban a rövidebb jogosultsági idő lehet pusztán azáltal elhelyezkedésösztönző hatású, hogy hamarabb következik be a járadékkimerítés. Egy járadékkimerítők körében végzett 1995. évi vizsgálat (*Micklewright - Nagy, 1998*) tapasztalata szerint azonban ez a hatás aligha lehetett jelentős: a járadékkimerítést követően gyorsul ugyan az elhelyezkedés, de néhány hét elteltével visszaáll a kimerítés előtti szintre.

**A JÁRADÉKOS MUNKANÉLKÜLIEK ÁLLÁSKILÁTÁSAI 1994 –  
2001 TAVASZA**

**KÖLLŐ JÁNOS**

## 1. A munkanélküli járadék hatása az egyéni elhelyezkedési esélyekre

Míg az előző fejezet azt vizsgálta, hogyan hatott a járadékrendszer paramétereinek 2000. eleji változása az *átlagos* járadékos munkanélküli elhelyezkedési esélyére, itt az egyének között a járadék nagysága szerint mutatkozó *esélykülönbségeket* elemezzük. Az adatok egy 2001. március-áprilisi felvételtől származnak, melyhez hasonlóra került sor 1994 hasonló időszakában. (Köllő - Nagy, 1995).<sup>6</sup>

A mintát 105 924 járadékos alkotja, akik közül a vizsgálat időszakában – 2001. március 18. és április 7. között – 9 474-en léptek állásba. A részletes elemzés azokra irányul, akik másutt helyezkedtek el, mint ahol munkanélkülivé válásukat közvetlenül megelőzően dolgoztak. Az állásba lépők 45 százaléka tartozott ebbe a csoportba; további 37 százalék korábbi munkahelyére lépett vissza. A fennmaradó 18 százalék kilépési irányát nem ismerjük.

Az egyéni elhelyezkedési esélyekre ható tényezőket logitmodellel vizsgáljuk, melyet a diszkrét időtartammodell nem teljes értékű változataként fogunk fel. Célunk annak megállapítása, miként hat a járadék nagysága annak valószínűségére, hogy a  $t$  ideje kezdődött munkanélküliség a  $(t, t+1)$  időszakban megszakad. Mint Jenkins (1995) megmutatja, állományi minta esetében, ha megfigyelési egységnek nem az egyént, hanem az egyének meghatározott hosszúságú munkanélküli periódusait tekintjük, az időtartammodell bináris választási modellel alakítható át, melynek általános formája:

$$[1] \quad \ln[h(t)/(1-h(t))] = f(t) + \mathbf{b}'(\mathbf{S}, \mathbf{X}, \mathbf{Z}_t),$$

ahol  $h(t)$  az elhelyezkedés feltételes valószínűsége  $t$  ideig tartó munkanélküliség után,  $\mathbf{S}$  a járadék,  $\mathbf{X}$  és  $\mathbf{Z}_t$  pedig az elhelyezkedési esélyre ható egyéb változók (közülük a  $\mathbf{Z}$  típusúak értéke időben változhat). Az  $f(t)$  függvény az elhelyezkedési esélynek a már eltelt időtől való függését ragadja meg, lehet zárt formájú (például lineáris), de beléptethető a modellbe a munkanélküliség egyes hónapjait megjelölő dummy változók segítségével is. A megfigyelt egyének addig maradnak a mintában, amíg el nem helyezkednek, vagy más módon ki nem lépnek a kockázati csoportból.

Kutatásunkban a mintavétel után csupán egy perióduson keresztül követtük a munkanélkülieket. (A vizsgálati időszakot kisebb egységekre, például hetekre bontva előállíthatnánk rövid időszakaszokból álló mintát, de ennek csupán formai jelentősége lenne.) Ezen nem tudunk segíteni, de a diszkrét időtartammodellrel való lényegi azonosságot szem előtt tartjuk a logitmodell felírásakor, melyet a fentiek figyelembevételével így specifikálunk:

$$[2] \quad \text{Prob}[\text{elhelyezkedik a } (t,t+1) \text{ időszakban}] = \ln[h(t)/(1-h(t))] = \mathbf{a}'[t_1, t_2, \dots, t_K] + \mathbf{b}'(\mathbf{S}, \mathbf{X}),$$

ahol  $t$  a munkanélkülivé válástól a vizsgálat kezdetéig eltelt hónapok száma, a kilépési esély időtől való függését az  $f(t)=\mathbf{a}'[t_1, t_2, \dots, t_K]$  függvény ragadja meg, ahol  $t_k = 1$ , ha  $t=k$ , és 0 egyébként.<sup>7</sup> (Érdemes megjegyezni, hogy a diszkrét időtartammodellek gyakorlati alkalmazásában gyakran a mintavételt megelőző időtartam bizonyul meghatározónak, mert a

<sup>6</sup> A járadékhatás szempontjából fontos eredményekre összpontosítva nem térünk ki az adatfelvételben vizsgált egyéb kérdésekre: a munkanélkülieket alkalmazó vállalatok jellemzőire, a kereseti nyereségekre és veszteségekre. A vizsgálat eredményeit teljes körűen Köllő (2001) tanulmánya tartalmazza.

<sup>7</sup> Az 1994. évi mintában a 16 hónapos és hosszabb, a 2001. éviben a 12 hónapos és hosszabb periódusokat összevontan kezeltük.

követési periódus általában rövid a leghosszabb “spell” kezdetétől a mintavételig eltelt időhöz képest.) Az időtartammodell logikáját követve kizárjuk a mintából azokat a munkanélkülieket, akik a vizsgálati időszakban merítették ki a járadékukat, esetükben ugyanis nem ismert a periódus végi állapot: nem tudjuk, elhelyezkedtek-e vagy sem a járadék kimerítését követően, de még a vizsgálat lezárulta előtt.<sup>8</sup>

Az elhelyezkedési esélyt feltételezésünk szerint befolyásoló, modellünkben szerepeltetett változók – a járadékon kívül – az alábbiak: állásvesztés óta eltelt idő, nem; tényleges munkaerő-piaci tapasztalat (év); legmagasabb iskolai végzettség; kistérségi munkanélküliségi ráta; keresett foglalkozás (ha építőipari vagy mezőgazdasági); önkéntes kilépő; régi reálkeresete kisebb a minimálbérnél, december-márciusban veszítette el az állását<sup>9</sup>; régi reálkeresete kisebb a minimálbérnél, korábban veszítette el az állását; nem először kap járadékot.

Mielőtt a járadék számbevételenek kérdésére térnénk, röviden szólnunk kell azokról a változókról, melyek azt mérik, hogy a kérdezett korábbi bére (bruttó keresete az állásvesztést megelőző négy negyedévben) reálértékben elérte-e a vizsgálat időszakában érvényes minimálbért. Amennyiben a munkanélküli korábbi bére jelzi a kvalitásait, arra számíthatunk, hogy a minimálbér drasztikus megemlésekor – mint az 2001 januárjában történt – a korábban kevesebbre értékelt munkavállalók iránt visszaesik a kereslet. A bérkűszöb megemlése ugyanakkor a kínálati oldalra is hat: növeli az elhelyezkedés esetén élvezett hasznot. (A minimálbér-emelés bejelentése előtt és után utcára került munkanélkülieket azért indokolt megkülönböztetni, mert az utóbbiaknak már az elbocsájtásában is szerepet játszhatott a megnövekvő költség.) Noha adatbázisunk nem teszi lehetővé a keresleti és a kínálati hatás szétválasztását – csak a két hatás egyenlegére végezhetünk paraméterbecslést –, a példátlan mértékű minimálbér-emelés miatt nem tekinthetünk el e változók szerepeltetésétől.

## 2. Alternatívák a járadék mérésében

A munkanélküli járadék relatív nagyságát nem a helyettesítési aránnyal (a járadék és a régi bér arányával) vagy a járadék és a becsült várható bér arányával próbáljuk mérni, hanem a járadékváromány explicit és a várható bér implicit figyelembevételével.<sup>10</sup>

Abból indulunk ki, hogy a keresési modellek elméleti változója: a munkanélküliség folytatásától remélhető haszon egy állás elfogadásának várható hasznához képest – a racionális álláskereső a két alternatíva esetén várható jövedelemfolyam jelenértékét veti össze. Ebből önmagában még nem következik, hogy pusztán a járadék nagysága és a várható havi bér alapján ne alkothatnánk képet az álláskereső alternatíváiról. Ha a munkanélküliek folyamatosan keresnének állást, és sűrűn – mondjuk heti vagy havi gyakorisággal – találnának is állásajánlatokat, elegendő volna azzal számolnunk, hogy a munkavállalás  $w$  bért, az állás elutasítása pedig  $S < w$  járadékot biztosít a munkanélkülinek egészen a következő állásajánlatig, mondjuk egy hétig vagy hónapig,  $s$  figyelmen kívül hagyhatnánk a hátralévő jogosultsági időt. Legfeljebb a járadék lejártát közvetlenül megelőző periódus érdemelne az elemzésben megkülönböztetett figyelmet.

<sup>8</sup> Azt azonban tudjuk *Micklewright - Nagy (1994)* elemzéséből, hogy a járadék kimerítését követő héten megugrik az elhelyezkedési arány.

<sup>9</sup> A kereseteket az országos, havi bruttó átlagbérindex segítségével hoztuk 2001. márciusi értékre.

<sup>10</sup> Várományon azt az összeget értjük, melyre a munkanélküli a hátralévő jogosultsága és járadékának nagysága alapján számíthat. A becslésekben a váromány logaritmusát szerepeltettük.

Más a helyzet, ha nem tételezzük fel, hogy a munkanélküliek az állásvesztés pillanatától kezdve keresnek munkát, hanem a keresést endogénnek gondoljuk el: a munkanélküli akkor kezd állást keresni, és akkortól van reménye munkát találni, amikor a passzív munkanélküliség alternatívája már alacsonyabb hasznot ígér számára, mint az álláskeresés bizonytalan, de pozitív várható értékű hozama. Ilyenkor természetesen figyelembe kell vennünk a jogosultsági időt is. Míg az elhelyezkedés után várható bért jól-rosszul mérik olyan személyes jellemzők, mint az iskolázottság, a kor vagy a lakóhely, a passzív munkanélküliség folytatása esetén élvezett hasznot legpontosabban a járadékvárománnyal közelíthetjük.

Hogy itt és most az aktív vagy a passzív munkanélküliség logikájába illeszkedő választás-e a szerencsésebb, a honi szakirodalom egy érdekes megfigyelésének értelmezésétől függ. A KSH munkaerőfelvétel-adatainak elemzésekor *Micklewright - Nagy (1999)* és *Köllő (2000)* is azonosnak találták az állást keresők és nem keresők elhelyezkedési esélyét, legalábbis a férfiak esetében. Kizárva azt az eshetőséget, hogy valaki keresés nélkül (értsd: elzárva magát a munkahelyekről szóló információktól) képes lehet állást találni, kétféle értelmezést adhatjuk e megfigyelésnek. Az egyik szerint azok jó része is valójában álláskereső, akiket az ILO/OECD kritériumok szerint eljáró KSH inaktívnak minősít. Csak éppen ők passzívan vagy nem személyesen keresnek állást – például úgy, hogy tudatják a környezetükkel elhelyezkedési szándékukat, ismerőseikre hárítva az ILO/OECD kritériumokat kielégítő aktív keresést.<sup>11</sup> Egy másik interpretáció szerint a Munkaerő-felvétel egymást követő két interjúja között, hosszabb-rövidebb passzív munkanélküliség után megkezdett álláskeresés negyedévnél rövidebb időn belül is gyakran eredményre vezet. Ez az értelmezés amellettszól, hogy inkább a mérlegelő kivárást, semmint a folyamatos keresés feltevéséből kell kiindulni a járadékhatás modellezésekor.

Tanulmányunkban e második értelmezést tartva szem előtt a járadékváromány mutatóját fogjuk használni. Pontosabban a várományt használó modell eredményeit ismertetjük részletesen, de a járadék/bér aránnyal becsült modell kulcsfontosságú paramétereire is kitérünk. Mivel a jogosultság hátralévő ideje és az állásvesztés óta eltelt idő korrelált, továbbá a járadékváromány – a korábbi béren és a járadékon keresztül – összefügg a munkanélküli személyes jellemzőivel, meg fogjuk vizsgálni, mennyire érzékenyek a becsült együttthatók a modellspecifikáció változtatásaira.

Az új állásba lépő s a korábbi munkáltatójukhoz visszatérő munkanélküliek elhelyezkedési esélyeire eltérően hathatnak a vizsgálódásunk során figyelembe vett tényezők. Ezért a [2] modellt több kimenetelt megengedő *multinomiális* logitfüggvénnyel becsüljük. Az eredmények értelmezése nem különbözik attól, mintha bináris logitmodelleket becsültünk volna, a többi kimenetelt együttesen “kudarcként” kezelve. A négy kimenetel: (1) a kérdezett járadékos marad, (2) új állásba lép, (3) visszalép korábbi munkahelyére, vagy (4) ismeretlen jellegű állásban helyezkedik el.<sup>12</sup> A számításokat a teljes mintára és iskolai végzettségi fokozatonként külön-külön is lefuttattuk. A becslési eredmények részletesen *Köllő (2001)* 2. függelékében található; itt csak szóban, illetőleg kisebb ábrák és táblázatok segítségével foglaljuk össze őket.

Mielőtt a járadékhatás szempontjából közvetlenül vagy közvetve fontos változók (járadék, korábbi bér, munkanélküliség időtartama) tárgyalásába kezdenénk, röviden kitérünk a nemek, életkori csoportok, iskolázottság és régiók szerinti elhelyezkedési esélykülönbségekre.

<sup>11</sup> Az állásajánlatok tekintélyes része munkában álló barátokon, ismerősökön keresztül jut el a munkanélküliekhez.

<sup>12</sup> A közhasznú munkára vagy különféle programokra kilépőket a továbbjáradékozottakkal együtt úgy kezeltük, mint akik a munkanélküli ellátó rendszerben maradtak.



A férfiak elhelyezkedési többletesélye az alacsony iskolázottságú csoportokban jelentősen, a teljes járadékos állományban kismértékben csökkent 1994 és 2001 között, de az összes iskolafokozatra számítva még 2001-ben is jelentékeny volt. (A férfiak esélyrátája ekkor 1,2, 1994-ben 1,4 volt). A korábbi munkáltatóhoz való visszatérés már 1994-ben is inkább a férfiakra volt jellemző, s ez a jellegzetesség 2001-re még erőteljesebbé vált. (A férfiak esélyrátája 1994-ben 1,3, 2001-ben 2,1 volt).

A fiatalabbak kilépési esélye továbbra is magasabb. Egy öt éve dolgozó fiatal 1994-ben 34, 2001-ben 31 százalékkal nagyobb valószínűséggel helyezkedett el új állásban – más tényezőket (a mintaátlag környezetében) adottnak véve –, mint aki már 25 évet ledolgozott. Míg a visszalépések korábban függetlenek voltak az életkortól, 2001-ben az idősebbek körében több visszalépési esetet regisztráltunk: egy 25 éve dolgozó középkorú munkanélküli 30 százalékkal magasabb eséllyel lépett vissza korábbi munkáltatójához, mint csupán öt éve dolgozó társa.

Az iskolázottság szerinti kilépési esélykülönbségek kismértékben változtak 1994 tavaszához képest. Akkor a szakmunkás képzettség biztosította a legmagasabb elhelyezkedési esélyt (új állásban), ma a diploma. A nyolc osztályt sem végzettek esélye arra, hogy új állásban helyezkedjenek el, 2001-ben már csupán fele volt azokénak, akik kijárták az általános iskolát, és nem sokkal több mint harmada az ennél magasabb végzettségűekének. A nyolc osztályt sem végzettek azonban már 1994-ben is csupán 5,3 százalékos kisebbségben voltak az állományban, s 2001-re e csoport részaránya 2,0 százalékra csökkent.

A korábbi munkáltatóhoz való visszatérés ma is a kvalifikálatlan rétegekre jellemző, de az iskolázottság szerinti különbségek csökkentek. 2001-ben már az érettségizettek és a diplomások körében sem számított kivételnek az ideiglenes elbocsátás: az esetek 1/4, illetve 1/7 részében ők is korábbi munkahelyükre tértek vissza. (A kevésbé iskolázott rétegeknél ez az arány az ötven százalékot is elérte.)

Az ország elmaradottabb régióiban élő járadékos munkanélküliek relatív elhelyezkedési esélye óriási mértékben romlott 1994 és 2001 között. Összességében és egy-egy iskolázottsági fokozaton belül is a kilépési esély (új állásba) 2001-ben erősebben függött a munkaerőpiac állapotától, mint 1994-ben. A legnagyobb és a legkisebb munkanélküliségű régiók között akkor kétszeres esélykülönbségre utaltak az adatok, 2001-ben több mint négyszeresre. Különösen figyelemreméltó az érettségizettek és diplomások esetében bekövetkezett változás: elhelyezkedési esélyüket 1994-ben még alig érintette a helyi munkanélküliség, 2001-ben viszont a legjobb térségekben négy- és félszer nagyobb eséllyel találtak új állást, mint a legrosszabbakban. A legfeljebb általános iskolát végzetteknél is növekedett az elhelyezkedési valószínűség regionális szóródása, ugyanakkor a szakmunkás végzettségűeknél nem következett be jelentős változás.

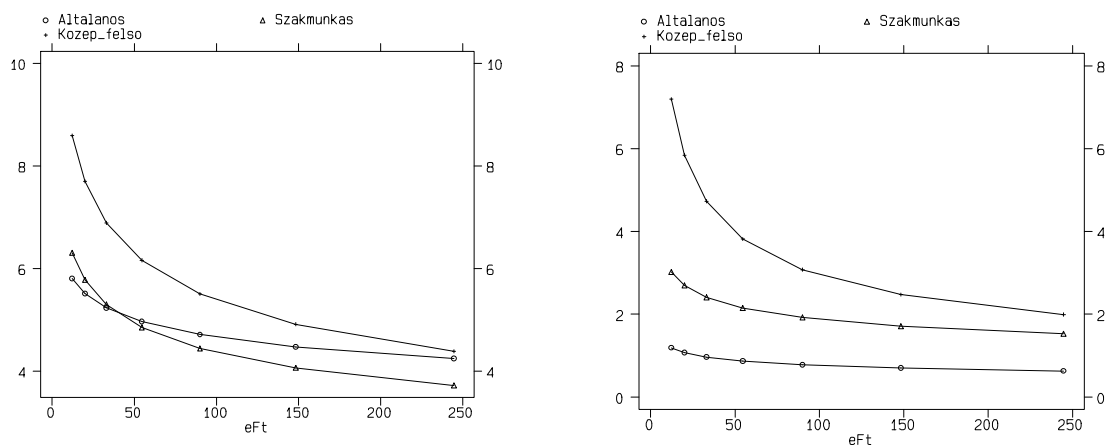
A korábbi munkahelyre történő visszalépés 1994-ben háromszor gyakoribb volt a munkanélküliségtől leginkább sújtott – általában mezőgazdasági jellegű – kistérségekben, mint az e tekintetben legkedvezőbb helyzetű régiókban. 2001-re megszűntek a regionális különbségek, ami arra utal, hogy időközben különösen az ország fejlettebb régióiban nőtt meg az ideiglenesen elbocsájtott munkanélküliek számaránya.

### 3. A járadék hatása a kilépési esélyekre

A [2] modell becslési eredményei szerint a korábbi munkahelyre visszalépők esetében nincs összefüggés a járadékváromány nagysága és a kilépési esély között. Ezzel szemben az új vagy ismeretlen jellegű munkahelyen történő elhelyezkedésnek kisebb az esélye azoknál, akiknek a várománya a vizsgálat kezdőnapján nagyobb volt. A becsült kilépési valószínűséget a járadékváromány függvényében az 13. sz. ábra mutatja.<sup>13</sup>

13. sz. ábra

5.5. ábra: Járadékváromány (eFt) és a kilépés valószínűsége (%)



Új állásba

Ismeretlen állásba

Az ismeretlen jellegű állásba lépőkkel kezdve: a legfeljebb nyolc osztályt vagy szakmunkásképzőt végzetteknél a becsült hatás jelentéktelen, az érettségizetteknél és diplomásoknál azonban az ötevenezer forintnál kisebb várománnyal (nagyjából még másfél-két havi segéllyel) rendelkezők körében a kilépési ráta erőteljesen emelkedését figyelhetjük meg. Hasonló a helyzet az új állásba lépőknél: minden iskolázottsági kategóriában megfigyelhető a járadék lejártá előtt állók magasabb kilépési aránya, de különösen erőteljes összefüggést az iskolázottabb rétegeknél látunk.

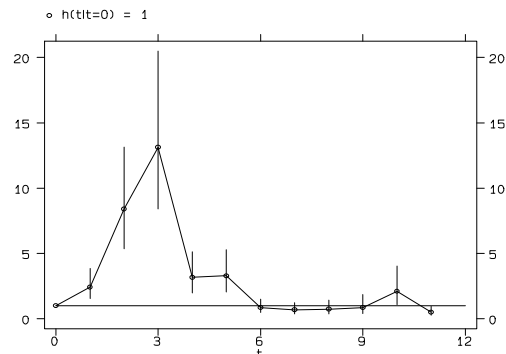
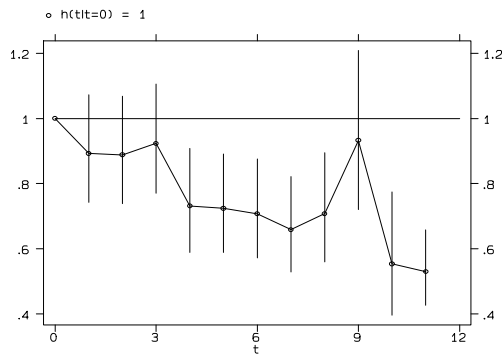
A becsült hatások értékelésekor óvatosan kell eljárni. A járadékváromány összefügg a munkanélküliség hosszával és a korábbi bérrel is, ezért érzékenységvizsgálat nélkül 13.sz ábrából nem szabad következtetéseket levonni. Mielőtt azonban erre sort kerítenénk, vizsgáljuk meg az állásvesztés óta eltelt idő és a korábbi bér befolyását a [2] modell eredményei alapján! Az elhelyezkedési esélyt az állásvesztéstől a vizsgálat kezdőnapjáig eltelt hónapok függvényében az 14. sz. ábra grafikonjai mutatják.

<sup>13</sup> A görbék a modellbeli folytonos változók átlagos, a vakváltozók zérus értéke mellett mutatják a becsült kilépési valószínűséget, a járadékváromány függvényében.

5.6. ábra: Kilépési esély a munka nélkül töltött hónapok függvényében

Új munkahelyre

A korábbi munkahelyre



A vizsgálati hónapban beléptek esélye = 1.

A 95%-os konfidencia-intervallumot a függőleges vonalak jelzik.

Esélyráták és 95%-os konfidencia-intervallumok a [2] modellből.

Az új állásba lépés esélye (akárcsak 1994-ben) 2001-ben is csökkent a munka nélkül töltött idővel. Pontosabban, a régebben munka nélkül lévő kohorszokból kevesebben léptek ki a vizsgálati időszakban: a több mint egy éve állást vesztett munkanélküliek elhelyezkedési esélye (új állásban) például csupán fele volt az egy-három hónapja elbocsátottakénak.<sup>14</sup>

A görbék a kilépési esély emelkedésére utalnak az állásvesztést követő kilencedik hónapban (a járadék kimerítésekor maximális jogosultság esetén), a becslés standard hibája azonban túlságosan nagy ahhoz, semhogy ezt közelebbi vizsgálódás nélkül a járadékhatás markáns jeleként értelmezhetnénk. E kérdésre az érzékenységvizsgálat során visszatérünk.<sup>15</sup>

A három hónapnál régebben állást vesztett "minimálbér alattiak" kilépési esélye nem különbözött az átlagtól.<sup>16</sup> Az 14. sz. táblázat azoknak az esélyrátáit közli, akik december-márciusban váltak munkanélkülivé, és azok is maradtak március közepéig. E csoport új állásba lépési esélye a többi munkanélkülihez viszonyítva igen alacsony volt 2001-ben – lényegesen alacsonyabb, mint 1994-ben.

<sup>14</sup> A pontos fogalmazás itt különösen fontos, mert ha egy-egy kohorszokból hamarabb lépnek ki a képességeiknél vagy a környezeti adottságoknál fogva magasabb kilépési esélyek, akkor időtartamfüggés nélkül is azt tapasztaljuk, hogy a régebben munkanélkülivé vált csoportokból kevesebben helyezkednek el. A szelekció és az esetleges hosszfüggés hatásának szétválasztására felvételünk nem alkalmas.

<sup>15</sup> Mint látható, a korábbi állásba történő visszalépés a harmadik hónapban a leggyakoribb – ez decemberi elbocsátás utáni március-áprilisi visszalépést jelent. Az 1994. évi adatokkal összevetve megállapítható, hogy 2001-ben a visszalépések különösen nagy mértékben koncentráálódtak erre a hosszkohorszra.

<sup>16</sup> Egy eset kivételével: szakmunkásképzőt végzettek, 2001, ismeretlen kilépési irány.

## 24. sz. táblázat

## A december-márciusban állást veszett "minimálbér alattiak" elhelyezkedési esélye

	Új állás		Régi állás		Ismeretlen jellegű állás	
	1994	2001	1994	2001	1994	2001
6-8 osztály	0,80 (0,8)	0,78 (2,6)	0,38 (1,9)	0,58 (6,9)	0,52 (2,1)	1,01 (0,1)
Szakmunkás	1,11 (0,4)	0,85 (2,2)	0,41 (1,6)	0,52 (10,1)	1,02 (0,1)	0,69 (3,9)
Közép, felső	1,24 (0,5)	0,71 (3,6)	1,07 (0,0)	0,83 (1,4)	1,29 (0,6)	0,74 (2,1)
Összesen	1,00 (0,0)	0,78 (5,0)	0,45 (2,3)	0,57 (12,3)	0,83 (1,1)	0,78 (3,8)

Esélyráták a [2] modellből, zárójelben a Z értékek.

Megfigyelhető, hogy a paraméterek 1994 és 2001 között nem minden esetben csökkentek, de szinte minden esetben szignifikánssá váltak. Ennek legvalószínűbb oka a "minimálbér alattiak" arányának megnövekedése. Az 24. sz. táblázat arra utal, hogy amennyiben 2001 januárjában nem kerül sor a minimálbér emelésére, arányuk az 1994. évinél is alacsonyabb lett volna. (A 2001. márciusi állományban csupán 3,8 százalékra rúgott azok aránya, akiket még 2000-ben bocsátottak el, és a keresetük nem érte el az emelés előtti 25 500 forintos minimálbért). A 2001-ben utcára került és márciusig munka nélkül maradt népességben viszont több mint tízszer magasabb, 41 százalék azok aránya, akiket a munkáltatók korábban a 2001-től érvényes 40 ezer forintos minimálbérnél kevesebbre értékelték.

## 25. sz. táblázat

## "Minimálbér alattiak" a járadékos állományban

	1994	2001
Régi keresete kisebb az aktuális minimálbérnél <sup>1)</sup> <i>Járadékos állomány = 100</i>	10,5	37,3
Régi keresete kisebb a 2000. évi minimálbérnél <sup>2)</sup> <i>2001. január 1. előtt belépett állomány = 100</i>	..	3,8
Régi keresete kisebb a 2001. évi minimálbérnél <i>2001. január 1. után belépett állomány = 100</i>	..	41,0

- 1) A munkanélküliség előtti kereset reálértéke nem éri el a vizsgálat idején érvényes minimálbért (10500, illetve 40000 Ft).
- 2) 2000-ben a minimálbér 25500 Ft volt.

#### 4. Érzékenységvizsgálat

Mennyire robusztusak a járadékvárományra, a munkanélküliség hosszára s az alacsony bérekre vonatkozó eredmények, milyen mértékben függnek az alkalmazott modell-specifikációtól? Mivel érdemes járadékhatásra csak az új vagy ismeretlen munkahelyre kilépők esetében gyanakszunk, csak ezeket a kilépési irányokat vizsgáljuk, bináris logitmodellel. A munkanélküliség hosszát, okulva az 14.sz ábrából, folytonos változóként (hónap) vesszük figyelembe, dummy változóval különböztetve meg a kilenc hónapja, illetve több mint egy éve tartó periódusokat. Hét specifikációt becslünk, melyekből hol az egyik, hol a másik változót vagy változócsoportot hagyjuk ki (26. sz. táblázat).

#### 26. sz. táblázat

##### Néhány változó paraméterbecslése különféle specifikációkban

Magyarázó változók	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Járadékváromány (log)	-0,2378 (12,9)	-0,2039 (11,8)	-0,1787 (10,0)	-0,1558 (9,4)	-	-	-
<i>Állásvesztés óta eltelt idő (t)</i>							
t (hónap)	-0,0592 (7,7)	-0,0506 (7,5)	-	-	-0,0348 (4,8)	-0,0331 (5,2)	-
t = 9 (dummy)	0,3120 (3,4)	0,3070 (3,4)	-	-	0,2825 (3,2)	0,2794 (3,1)	-
t > 11 (dummy)	0,0133 (0,2)	0,0039 (0,1)	-	-	0,1118 (1,5)	0,1259 (1,7)	-
<i>Minimálbéresek</i>							
w' < 40 eFt és t <= 3 hónap	-0,1617 (4,3)	-	-0,0264 (0,8)	-	0,0093 (0,3)	-	0,0756 (2,3)
w' < 40 eFt és t > 3 hónap	-0,0909 (2,0)	-	-0,1647 (3,8)	-	0,0354 (0,8)	-	-0,0364 (0,9)

Bináris logitbecslések, a kontrollváltozók azonosak a [2] modellben használtakkal.

Kimenetek: 0 = nem helyezkedik el, 1=elhelyezkedik új vagy ismeretlen jellegű állásban.

Minta: a járadékos állomány a kimerítők és a visszalépők kizárásával 2001. március 18-án.

Időszak: 2001. március 18. – április 7.

A járadékváromány hatása valamivel gyengébbnek tűnik, de továbbra is szignifikáns marad, ha a munkanélküliség hosszára vonatkozó változókat elhagyjuk a modellből. Ez megfelel a várakozásnak: ha a kilépési arány az “újdotsült” munkanélküli kohorszokból – melyeknek járadékvárománya még jelentős – magasabb, akkor az időtartam elhagyása esetén a váromány változója egyszerre veszi fel a járadékhatást és a vele ellentétes előjelű időtartamhatást. Ennek tükröképét látjuk akkor, amikor a járadékváltozót hagyjuk el a modellből: a kilépési esély függése az állásvesztés óta eltelt időtől gyengébbnek mutatkozik, mert az időtartam-változó paraméterét a járadékváromány ellentétes előjelű hatása is befolyásolja.

A kilépési esély az állástalanság kilencedik hónapjában minden specifikációban magasabbnak mutatkozik, és a paraméter nem érzékeny a modell módosítására.

A "minimálbér alattiakra" vonatkozó változó elhagyása alig befolyásolja a többi paramétert, saját együtthatója azonban roppant érzékeny a specifikáció változásaira. A rövid ideje munkanélküli minimálbéreseket kilépési esélye *magasabbnak* mutatkozik akkor, ha az időtartamot és a járadékvárományt kihagyjuk a modelltől. Az időtartam figyelembevétele nem okoz nagy változást, mert az új "minimálbér alattiak" esetében az eltelt hónapok száma csak 0 és 3 között szóródhat. Ha azonban azt is tekintetbe vesszük, hogy e csoport járadékvárománya viszonylag magas, akkor az alacsony bér hatását már szignifikánsan negatívnak becsli a modell.

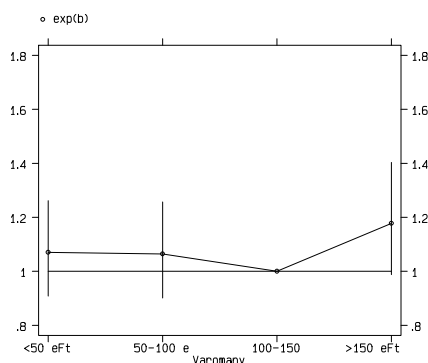
Az állásukat régebben elvesztett "minimálbér alattiak" esetében annyiban különbözik a helyzet, hogy az *időtartam* figyelmen kívül hagyása esetén, vagyis akkor kapunk erősebb paramétert, ha nem vesszük tekintetbe, hogy a vizsgált csoport kilépési esélye az állásvesztés óta eltelt hosszú idő miatt is alacsony. Ha a munkanélküliség hossza is szerepel a modellben, viszonylag gyenge negatív együtthatót kapunk.

Abból, hogy a paraméterek nem kaotikusan mozognak, hanem a [2] modellben feltételezett összefüggéseket követve reagálnak a specifikáció módosítására, arra következtethetünk, hogy a járadékokra, az időtartam-változókra és a minimálbér alattiakra vonatkozó becslések valóságos összefüggéseket tükröznek.

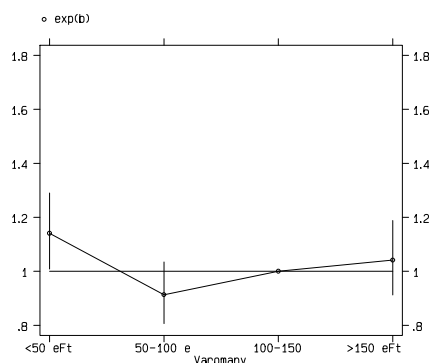
Hogy mennyire pontos a tükör, az függ attól, hogy a változók közötti kapcsolatok formája megfelel-e a számítások során feltételezettnek: lineáris, loglineáris, esetleg bizonyos tartományokban vagy pontokon erős, másutt gyenge összefüggésekről van-e szó. A munkanélküliként eltöltött időt többféleképpen is mértük, és nem bukkantunk ellentmondásra a különféle specifikációk eredményei között, a "minimálbér alattiak" számbavételére pedig az itt követett eljárás tűnik egyedül alkalmasnak. A járadékváromány esetében azonban felmerülhet, hogy az összefüggésre rákényszerített függvényforma – lineáris kapcsolat a váromány logaritmus és a kilépési esély logaritmus között – önkényes, és esetleg a ténylegesnél gyengébb kapcsolatot mutat ki a járadék és az elhelyezkedési esély (lehetőség, illetve hajlandóság) között.

Ezért az új és az ismeretlen irányban kilépőkre vonatkozó logitmodellt újrabecsljük úgy, hogy a járadékvárományt nem folytonos változóként, hanem kategóriaszinten, négy dummy változóval mérjük. (A sávok: 0-50 eFt, 50-100 eFt, 100-150 eFt, 150 eFt-nál nagyobb). A várománytartományokat megkülönböztető változókra kapott esélyrátákat az 15.sz ábrán mutatjuk be, függőleges vonalakkal jelezve a becsült ráták 95 százalékos konfidenciaintervallumát.

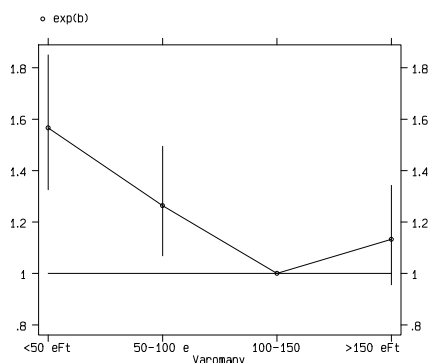
### Járadékváromány és kilépési esély



Legfeljebb általános iskolát végzett



Szakmunkásképzőt végzett



Érettségizett, diplomás

Esélyráták.

Referencia: váromány = 100-150 eFt

Az eredmények megerősítik az 15. sz. ábrán látottakat. A legkevésbé iskolázott rétegeknél nem függ a kilépési esély a járadékvárománytól. A szakmunkásképzőt, szakiskolát végzettek közül azok, akiknek a várománya már nem éri el az 50 eFt-ot, valamivel nagyobb arányban helyezkedtek el – más tényezőket azonosnak véve –, de a különbség köztük és a többiek között elhanyagolhatóan kicsi. Erősebb hatást az érettségizetteknél és diplomásoknál találunk, csakúgy, mint korábban. Az 1,56-os esélyráta, melyet az 50 eFt-nál kisebb várományúaknál látunk, azt jelenti, hogy a járadék lejártához közeledve több mint másfélszeresére növekszik az elhelyezkedési esély és a járadékon maradási esély *hányadosa*. Egy átlagos érettségizett vagy diplomás 5,6 % körüli kilépési valószínűsége ennek a tényezőnek a hatására 8,5 százalékra növekszik.

Felvethető végül, hogy a passzív munkanélküliség természetéhez illeszkedő mutatónk (a járadékváromány) helyett mégis a helyettesítési arányt (járadék/bér hányadosot) lenne célszerű szerepeltetni a becslésekben, a hátralévő jogosultságot pedig olyan formában léptetni be a modellbe, hogy együtthatója érzékeny legyen a kilépési esély megemelkedésére a kimerítést közvetlenül megelőző időszakban. Ennek a célnak megfelel a hátralévő járadéknapi számának logaritmus. Ezt, valamint a helyettesítési arány logaritmusát szerepeltetve a váromány helyett, újrabecslültük az új, illetve ismeretlen állásban történő elhelyezkedés valószínűségét bináris logittal, megtartva a [2] modell többi kontrollváltozóját. Mivel a

személyes kontrollváltozók (egy-egy iskolázottsági kategórián belül a nem és a munkaerő-piaci tapasztalat) erősen befolyásolják a bért, a "minimálbér alattiakat" pedig eleve a keresetük alapján határoltuk el, ezeket a változókat kihagyva is elvégeztük a becslést. Csak a helyettesítési arány és a hátralévő jogosultság paramétereit közöljük (27. sz. táblázat).

## 27. sz. táblázat

## Néhány változó paraméterbecslése különféle specifikációkban

Specifi- kációk	Járadék/korábbi bér (log)			Hátralévő járadéknapok (log)		
	Iskolai végzettség			Iskolai végzettség		
	Ált.	Szakm.	K+F	Ált.	Szakm.	K+F
(1)	-0,073 (0,6)	-0,152 (2,1)	0,016 (0,2)	-0,258 (8,7)	-0,248 (6,7)	-0,387 (11,1)
(2)	-0,038 (0,3)	-0,086 (1,1)	0,040 (0,4)	-0,245 (8,3)	-0,226 (6,0)	-0,357 (10,1)
(3)	-0,044 (0,4)	-0,110 (1,6)	0,035 (0,4)	-0,237 (8,0)	-0,221 (5,9)	-0,351 (10,0)

Bináris logitbecslések, a nem említett kontrollváltozók azonosak a [2] modellben használtakkal.

Kimenetek: 0 = nem helyezkedik el, 1=elhelyezkedik új vagy ismeretlen jellegű állásban

Minta: a járadékos állomány a kimerítők és a visszalépők kizárásával 2001. március 18-án.

Időszak: 2001. március 18. – április 7.

Specifikációk: (1) a [2] modell változói nem és munkaerő-piaci tapasztalat nélkül; (2) a [2] modell változói; (3) a [2] modell változói a "minimálbér alatti" dummy változók nélkül.

A helyettesítési arány e modellváltozat szerint nem hat a kilépés valószínűségére – csupán egyetlen specifikációban, egyetlen iskolázottsági fokozatra kaptunk szignifikáns paramétert. A hátralévő járadéknapokra becsült együtthatók ugyanazt a mintát követik, mint amit a váromány esetében láttunk: a hatás szignifikáns, negatív, de viszonylag gyenge az általános iskolát és a szakmunkásképzőt végzettek esetében, jóval erősebb az érettségizettek és diplomások körében.

Érdeemes megjegyezni, hogy a helyettesítési arány segítségével vizsgálva a járadék és az elhelyezkedési esély kapcsolatát, nagy valószínűséggel túlbecsüljük az összefüggés erejét. Az egyéni keresetek szóródását ugyanis adott nem, kor és iskolázottság mellett – legalább részben – olyan egyéni kvalitások magyarázzák, melyek a kilépési esélyre is hatnak. Miután a magas keresetűek járadéka a magyar rendszerben a bérükhöz képest alacsony, ugyanakkor a kilépési esélyeik viszonylag jók, az a látszat keletkezhet, hogy gyors elhelyezkedésük az alacsony járadék/bér aránynak tulajdonítható. E probléma orvoslására a korábbi bér kontrollváltozóként nem jöhet számításba, mert a járadékösszeg determinisztikus, a járadék/bér arány pedig közel  $r^2=1$  illeszkedésű sztochasztikus függvénye a korábbi keresetnek. A járadék és a korábbi bér együttes szerepeltetése – kivált a személyes kontrollváltozókkal együtt – erős multikollinearitáshoz, instabil paraméterekhez vezetne.<sup>17</sup>

<sup>17</sup> A járadék várható (regresszióval becsült) bérhez viszonyított aránya ugyanakkor a bérbecslés pontatlansága



A helyettesítési arányra kapott paraméterek zérus közeli értéke *a fortiori* érv mellett, hogy a járadék és a korábbi bér aránya nincs meghatározó befolyással a munkanélküliek elhelyezkedési ütemére. Emellett arra hívja fel a figyelmet, hogy a járadékvárományra becsült együtthatók a hátralévő jogosultsági idő (és nem a járadékösszeg, illetve a járadék/bér arány) hatását tükrözik.

Az érettségizettek és diplomások, akiknél említésre méltó "járadékhatást" mértünk, a járadékos állomány 28,5 százalékát tették ki 2001 márciusában. Tegyük fel, hogy a járadéklejárt előtti 8,5 százalékos rátájuk jelzi a "reális" kilépési esélyeiket, s a többi várománykategóriában a járadék ellenősztonzó hatása miatt nem helyezkednek el hasonló arányban. Kiszámítható, hogy ha komoly költségeket vállalva (például szigorú ellenőrzéssel) sikerülne kikényszeríteni ezt a magasabb kilépési rátát, az az aggregált elhelyezkedési arányt – minden egyebet változatlanul véve – 0,8 százalékkal növelné, ami – például a legrosszabb és legjobb régiók közötti 4,3 százalékos kilépési esélykülönbség fényében – nem tűnik jelentős nyereségnek.

A munkanélküli járadék ellenősztonzó hatásának jeleit elsősorban az iskolázott rétegeknél sikerült felfedezni, azoknál, akik leginkább képesek elhelyezkedni, amikor fogyóban a járadékuk, és a legkevésbé számíthatnak szociális támogatásra a járadék kimerítése után. (Ez utóbbi körülmény ismeretében sokatmondó adat, hogy több mint 90 százalékuk közvetlenül a járadék kimerítése előtt sem helyezkedik el.) Hogy a kevésbé iskolázottak az önkormányzati szociális járadék és a közcélú munka csábításának engedve nem iparkodnak járadékuk kimerítéséhez közeledve sem állásba lépni, vagy egyszerűen csak nem találnak munkát, annak eldöntése más tanulmányokra vár.

**A RENDSZERES SZOCIÁLIS SEGÉLYEZÉssel ÉS A KÖZCÉLÚ  
MUNKÁVAL KAPCSOLATOS ÖNKKORMÁNYZATI  
TAPASZTALATOK**

**FAZEKAS KÁROLY**

## 1. Az aktív korú állástalanok rendszeres segélyezésének és közcélú foglalkoztatásának önkormányzati tapasztalatai

2000. május elsejével megszűnt a munkanélküliek jövedelempótló támogatása, és változtak a munkanélküliek rendszeres szociális segélyezésére vonatkozó egyes rendelkezések.

Önkormányzati hatáskörbe került a munkanélküli járadékra vagy a munkanélküliek jövedelempótló támogatására való jogosultságukat kimerítők, illetőleg a munkaügyi központ helyi kirendeltségével legalább egy évig együttműködő és jövedelmi-vagyoni helyzetük alapján erre rászoruló munkanélküliek *rendszeres szociális segélyezése*.<sup>18</sup> Önkormányzati kötelezettség továbbá, hogy a rendszeres szociális segélyt kérelmezőknek – a már korábban is létező *közhasznú*, illetőleg *közmunkaprogramok* vagy a törvénymódosítás során létrehozott új foglalkoztatási forma: a *közcélú foglalkoztatás* keretében – legalább harminc napra *közfoglalkoztatást* szervezzenek. Közcélú foglalkoztatási kiadásaiik fedezésére jelentős költségvetési forrást csoportosítottak át az önkormányzatoknak.<sup>19</sup>

2000. május elseje óta csak azok részesülhetnek az *aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélyében*, akik a törvényben szabályozott feltételekkel felajánlott közfoglalkoztatási lehetőséget elfogadják. Ha az önkormányzat nem tud ilyen lehetőséget felajánlani, rászorultság esetén rendszeres szociális segélyt kell megállapítania. Az előírások szerint ehhez a segélyigénylőknek nyilvántartásba kell vétetniük magukat az önkormányzatnál, együtt kell működniük jogosultságuk felülvizsgálatában, el kell fogadniuk az önkormányzat vagy a munkaügyi központ kirendeltsége által felajánlott megfelelő munkalehetőséget, illetőleg részt kell venniük a szociális helyzetükhöz és egészségi-mentális állapotukhoz igazodó, az önkormányzat rendeletében meghatározott "rehabilitációs" – felkészítő, átképző – programban.

A változtatások legfontosabb indoka a „*segély helyett munkát*” elv érvényesítése volt. Kezdeményezői feltételezték, hogy a szigorítások hatására felgyorsul a tartós munkanélküliek foglalkoztatásba áramlása, bővül az önkormányzati szervezésű közfoglalkoztatásban részt vevők száma, s a tartós munkanélküliek támogatási rendszereiből kiszorulnak a potyautasok: akik elfogadható indok nélkül visszautasítják a számukra felajánlott együttműködési, foglalkoztatási lehetőséget.

Jóllehet a Szociális Törvényben előírt feladatok minden önkormányzatra egyformán kötelezőek, e feladatok nagysága és jellege s az önkormányzatok által mozgósítható

<sup>18</sup> Az aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélyezését 1996-ban vezették be. A 2000-ben érvénybe lépett törvénymódosításokat megelőző időszakban aktív korú nem foglalkoztatottak az minősült, aki kimerítette jövedelempótló támogatását, a rendszeres szociális segély iránti kérelem benyújtását megelőző három évben az illetékes munkaügyi központtal együttműködött, és nem folytat rendszeres keresőtevékenységet. A TÁKISZ adatai szerint 2000. áprilisában 24 ezer aktív korú, nem foglalkoztatott rendszeres szociális segélyezett volt Magyarországon.

<sup>19</sup> 2000-ben 4,6 milliárd, a 2001-2002-es költségvetésben pedig 2001-re 10,5 milliárd, 2002-re 14,6 milliárd forintot különítettek el a közcélú foglalkoztatás finanszírozására. Az egyes önkormányzatok által felhasználható normatív kötött felhasználású keret nagyságát a költségvetési törvény rögzíti. 2000-ben ez az összeg az önkormányzat szociális és jóléti kiadásainak 11 százaléka, de legalább 180 ezer forint volt. Közcélú munka finanszírozására az önkormányzatok a kifizetési kötelezettséggel terhelt napokra 2000-ben, 2001-ben és 2002-ben rendre 1500, 3000, illetve 3490 forintot igényelhetnek. Az e célra szolgáló éves önkormányzati keret nem lehet kisebb 450, illetve 550 ezer forintnál, és nem haladhatja meg a pénzbeli és természetbeli szociális és gyermekjóléti összkiadás meghatározott százalékát, melyet a törvény a települési önkormányzat lakosság száma alapján határoz meg, a kistélepüléseknek egy lakosra vetítve magasabb kereteket biztosítva.

szervezeti és anyagi erőforrások településenként roppant eltérőek. A lakónépesség létszámában, a munkanélküliségi rátában, a tartós munkanélküliek arányában és összetételében meglévő eltérések mellett jelentős különbségek vannak a települések gazdasági, intézményi adottságaiban, a szociális környezet jellemzőiben, a fekete munka lehetőségeiben s a feladatokat és a lehetőségeket befolyásoló számos más tényezőben. A törvénymódosítások előkészítői ennek ellenére úgy vélték, hogy az önkormányzatok, az irányításuk alá tartozó intézmények és a velük együttműködő szervezetek (megyei munkaügyi központok és azok kirendeltségei, iskolák, civil szervezetek, közigazgatási hivatalok) a számukra nyújtott útmutatások alapján képesek lesznek a rendelkezésükre álló erőforrásokkal végrehajtani a törvényben előírt feladataikat.

2001 júliusában lezárult kutatásunkban<sup>20</sup>, amelynek főbb megállapításait és következtetéseit adjuk itt közre, a rendszeres szociális segélyezettekre és a közfoglalkoztatási programok részvevőire vonatkozó nyilvántartások, a települési önkormányzatok körében végzett kérdőíves felvétel, négy megye 15 önkormányzatánál készített esettanulmányok, valamint a munkaügyi központok és kirendeltségek vezetőivel folytatott interjúk és a tőlük kapott írásos értékelések alapján azt vizsgáltuk, hogy a rendszeres szociális segélyezés és a közcélú munka jellemzői az önkormányzatoknál mennyiben feleltek meg a támogatási rendszer átalakításával kapcsolatos várakozásoknak. Vizsgálatunkban egy éven át követtük nyomon a 2000. májusi törvénymódosításokat követő fejleményeket.

## 2. Vizsgálati eredmények

A módosításokat követő egy évben az előzetes várakozásokhoz képest kevesebben áramlottak be az aktív korú munkanélküliek rendszeres szociális segélyezésébe. A tartós munkanélküliek csoportjában csökkent az ellátottak (jövedelem pótló támogatásban, illetőleg rendszeres szociális segélyben részesülők) létszáma, amit csak részben ellensúlyozott az önkormányzati közfoglalkoztatásban részt vevők számának növekedése.

A módosítások nem csak a potyautasokat, de a rászorultak egy részét is kiszorították a munkanélküliek támogatási rendszeréből. A megyei munkaügyi központok jelentései s a járadékból kilépők újraelhelyezkedésére vonatkozó elemzések egyaránt azt mutatják, hogy a vizsgált időszakban nem növekedett a járadékot kimerítők és az ellátásból kilépők közül állásba kerülők száma, így a segélyezésből kiszorulók részben a nem támogatott munkanélküliek, részben a munkaerőpiacról kiszorult inaktívák állományát gyarapították.

Vizsgálatunk tapasztalatai szerint az önkormányzatok döntő többsége nem készült időben fel a közcélú foglalkoztatás megszervezésével kapcsolatos feladatok végrehajtására. 2000 májusában az ország 3156 települési önkormányzata közül mindössze 190-ben indult közcélú foglalkoztatás, s bár a közcélú foglalkoztatást szervező települések száma az év végére a májusi hatszorosára nőtt, így is alig haladta meg a települések számának egyharmadát. Az év során az önkormányzatok a közcélú foglalkoztatás finanszírozására szolgáló keretnek mindössze 32 százalékát használták fel.

---

<sup>20</sup> „Az aktív korú nem foglalkoztatottak rendszeres szociális segélyezésének és a közcélú foglalkoztatás bevezetésének tapasztalatai az önkormányzatoknál” című kutatás a Munkaerőpiaci Alap Irányító Testületének megbízásából indult „A munkanélküli támogatási rendszer átalakításának hatásvizsgálata” c. kutatási program keretében folyt Fazekas Károly, Köllő János és Simonyi Ágnes közreműködésével.

A rendszeres szociális segélyezésbe való beáramlás és a közcélú foglalkoztatásban való részvétel országos átlagadatai mögött jelentős különbségek rejlenek. A járadékot és jövedelempótló támogatást kimerítők 2000 májusa után a települések egy részében szinte mind beáramlottak a rendszeres szociális segélyezésbe, a települések más részében szinte mindnyájan kikerültek a munkanélküliek támogatási rendszeréből. A települések jelentős része egyáltalán nem szervezett közcélú foglalkoztatást a rendszeres szociális segélyezettek számára, más részük minden rendszeres szociális segélyt igénylőnek fel tudta ajánlani az önkormányzati közfoglalkoztatásban való részvétel lehetőségét.

Az 28. sz. táblázatban közölt legfrissebb – 2001. júniusi – adataink szerint a települések 19,4 százalékában nem volt egyetlen rendszeres szociális segélyezett személy sem, és a rendszeres szociális segélyezést folytató települések 46,5 százalékában nem volt közcélú foglalkoztatott. Az egy önkormányzathoz tartozó rendszeres szociális segélyezettek legmagasabb száma 3846, a közcélú foglalkoztatottaké 339 fő volt.

## 28. sz. táblázat

### A rendszeres szociális segélyezésben és a közcélú foglalkoztatásban való részvétel különbségei az önkormányzatok között

	Min.	Max.	Átlag	Átlagos eltérés	Összesen	Alsó kvartilis	Felső kvartilis
Rendszeres szociális segélyezett (RSZS)*	0	3846	27,52	94,92	86885	0,29	92,34
Közcélú foglalkoztatott*	0	339	4,06	12,50	12812	0,00	13,26
100 aktív koru lakosra eső RSZS*	0	43,27	2,9	4,15	-	0	8,56
Egy RSZS-re eső közfoglalkoztatott*	0	36	0,32	1,025	-	0	1,05
Egy járadékot, jövedelempótló támogatást kimerítőre eső RSZS belépő**	0	4	0,33	36,15	-	0	0,82
Egy járadékot, jövedelempótló támogatást kimerítőre eső közfoglalkoztatott**	0	9	0,28	0,62	-	0	0,92

\* 2001. júniusi adat. (TÁKISZ adatbázis)

\*\* 2001. márciusi adat. (OMKMK adatbázis)

A rendszeres szociális segélyben részesülők 100 aktív korú lakosra jutó átlagos száma országosan 2,9 fő, ugyanakkor a települések felső kvartiliséban 8,6 fő, maximumértéke pedig 43,3 fő. A közcélú foglalkoztatottak átlagosan a rendszeres szociális segélyezettek egyharmadát teszik ki, ugyanakkor a települések alsó kvartiliséban egyetlen közcélú foglalkoztatott sincs, míg a felső kvartilisban többen vannak a rendszeres szociális segélyezetteknél. A közcélú foglalkoztatás finanszírozására elkülönített keretükből a települések 48,8 százaléka 2000-ben egyetlen forintot sem használt fel, 5,4 százalékuk több mint 90 százalékot. Hasonlóan nagy különbségeket mutatnak az ellátási jogosultságukat kimerítők és a rendszeres szociális segélyezésbe, valamint a közcélú foglalkoztatásba beáramlók létszámára és arányaira vonatkozó OMKMK-adatok.

A rendszeres szociális segélyezés és a közcélú foglalkoztatás e kirívó egyenlőtlenségei mögött a települések roppant eltérő adottságai állnak. A kistelepülések döntő többségében nincs a közcélú foglalkoztatás szervezésére szolgáló önkormányzati részleg, s csak a legnagyobb településeken léteznek a többségükben egészségi, mentális, családi problémákkal megterhelt tartós munkanélküliek speciális támogatására alkalmas családsegítő szolgálatok, civil szervezetek, oktatási intézmények.

A rendszeres szociális segélyezésből való tömeges kiszorulás fontos okaként említhető a jogosultság vagyoni-jövedelmi kritériumainak megszigorítása, a rendszeres szociális segély hagyatéki teherként való nyilvántartásának gyakorlata s a minimum 30 napos közfoglalkoztatási kötelezettség bevezetése.

A települési önkormányzat annak állapíthat meg rendszeres szociális segélyt, aki kimerítette a munkanélküli járadékra, illetőleg a munkanélküliek jövedelempótló támogatására való jogosultságát, keresőtevékenységet nem folytat, havi jövedelme nem haladja meg az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének 70 százalékát, családjában az egy főre jutó havi jövedelem az öregségi nyugdíj mindenkori legkisebb összegének legfeljebb 80 százaléka,<sup>21</sup> és sem neki, sem háztartása más tagjának nincsen vagyona. Az esettanulmányok készítése során megkérdőzettek általában túl szigorúnak tartották a rendszeres szociális segélyezés jövedelmi vagyoni jogosultsági kritériumait, és kevesellték az önkormányzatok mérlegelési lehetőségét e kritériumok alkalmazásában.

Különösen érzékenyen érintette a rendszeres szociális segélyt igénylőket a minimálbér 40 ezer forintra emelése, mivel a jogosultságot meghatározó egy főre eső családi jövedelem határa nem a minimálbérek, hanem az öregségi nyugdíjnak a függvényében van meghatározva. Így azokban a családokban, ahol legalább egy minimálbéren kereső családtag volt, a korábbi jogosultak egy része elveszítette jogosultságát. A jövedelemhatár fölé esők többsége kikerül az ellátórendszerből, és ha módja van rá, fekete munkát vállal.

Felmérésünk szerint az önkormányzatok közel egyharmada él azzal a Szociális Törvény adta lehetőséggel, hogy a folyósított rendszeres szociális segély összegét hagyatéki teherként nyilvántarthatják, és a hagyatéki eljárás során ráterhelhetik a segélyezett tulajdonában lévő ingatlanra. Konkrét feltételei és mértéke változatos: néhol a segélyfolyósítás megkezdésétől végig száz százalékos mértékben alkalmazzák, másutt csak a folyósítás hetedik hónapjától vagy éppen hetedik évétől, de attól kezdve szintén száz százalékos mértékben, ismét másutt a folyósítás kezdetétől ugyan, de csak 25 százalékos mértékben. Az önkormányzati adatlap információi szerint a hagyatéki teher bejegyzését alkalmazó önkormányzatok töredéke vizsgál az ingatlan meglétén kívül egyéb szempontokat is az eljárás során.

A rendszeres szociális segély hagyatéki teherként való nyilvántartásának lehetősége – mint az esettanulmányok készítői közül többen is megjegyezték – tág teret ad az önkormányzatoknak arra, hogy elriasszák potenciális segélyigénylőik egy részét. Ezt az 5.15. táblázat adatai is igazolják: a hagyatéki teher bejegyzését nem alkalmazó önkormányzatoknál csaknem kétszer akkora a kimerítők közül a rendszeres szociális segélyezésbe áramlók aránya, mint a bejegyzést alkalmazó önkormányzatoknál.

---

<sup>21</sup> Ez 2000-ben 13280, 2001-ben 14648 forint volt.

**100 munkanélküli járadékra vagy jövedelempótló támogatásra való jogosultságát kimerítőre jutó RSZS belépő (2000. május 1 – 2000. október 31)**

	Átlag	N
Hagyatéki teher bejegyzés nincs	21,3	1815
Hagyatéki teher bejegyzés van	11,5	885
Nem tudja	8,9	174
Összesen	17,5	2874

Forrás: Önkormányzati adatlap

A segélyjogosultság jövedelmi-vagyoni kritériumainak megszigorítása és a segélykifizetések hagyatéki teherként való bejegyzésének gyakorlata mellett a rendszeres szociális segélyezésből való kiszorulás harmadik fontos okaként említettük az imént a minimum harminc napos közfoglalkoztatási kötelezettség bevezetését. A közcélú foglalkoztatást elutasítók döntő többsége, értesülve a rendszeres segélyhez jutás e feltételéről, be sem adja igénylését, így létszámukról nincsenek adataink. Az esettanulmányok és a megyei munkaügyi központok jelentései mindenesetre arra utalnak, hogy a közcélú foglalkoztatás elutasítása a szakképzettek, közép- és felsőfokú végzettségűek között a leggyakoribb, akik méltatlannak és megaláznál tartják a közterületen végzendő, tipikusan segéd- és betanított jellegű munkát. Mások elfogadják ugyan a közcélú foglalkoztatás kötelezettségét, többségük mégsem áll munkába, elsősorban egészségi okokra hivatkozva. Átlagon felüli az elutasítók aránya a viszonylag alacsony munkanélküliségű és a fekete munkára nagyobb lehetőségeket kínáló régiókban.

Jelentéseik és a velük készült interjúk tanúsága szerint a megyei munkaügyi központok vezetőinek többsége is úgy látta, hogy megyéjében az elmúlt évben nem növekedett a tartós munkanélküliségből foglalkoztatásba lépők száma. Néhány megyéből – elsősorban a kedvezőbb munkaerő-piaci helyzetben lévő nyugat-dunántúli régióból – ugyanakkor arról értesültünk, hogy a munkanélküli járadékból, illetőleg jövedelempótló támogatásból kiáramló egy része, elkerülendő a jövedelempótló támogatásnál kedvezőtlenebb feltételeket nyújtó rendszeres szociális segélyezést, a korábban megszokottnál intenzívebben keres állást, és egy részük el is tud helyezkedni. Néhány megyei igazgató arra is utalt, hogy ezt a folyamatot erősítette 2001. januártól a minimálbér negyvenezer forintra emelése azáltal, hogy megnövelte a rendszeres szociális segély és az elhelyezkedés esetén elérhető bér közötti különbséget.

Említést érdemel, hogy a rászorultak egy része a „szociális segélyt” a „munkanélküli járadéknál” és a „jövedelempótló támogatásnál” rosszabbul csengő, megbélyegző elnevezésnek tartja, és szégyenérzetből rászorultsága ellenére sem nyújt be segélykérelmet. Főleg kistélepléseken tart sokakat vissza a segély igénylésétől a személyes ismertség, az önkormányzati alkalmazottakkal való elkerülhetetlen személyes kapcsolat. Több megyei jelentés is megemlítette, hogy nem csak a minimum 30 napos közfoglalkoztatási kötelezettségnek, de az önkormányzatokkal, illetve az általuk kijelölt szervezetekkel való együttműködési kötelezettségnek is van elriasztó hatása. Az ügyfelek egy része pedig

lustaságból nem vállalja vagy figyelmetlenségből nem teljesíti az együttműködés során elvárt kötelezettségeket, így zárva ki magát a segélyezésből. A járadékot, jövedelempótló támogatást kimerítő, de rendszeres szociális segélyt nem igénylő munkanélküliek jelentős része ugyanakkor a megyei jelentések szerint továbbra is együttműködik a kirendeltségekkel, számítva az így elérhető támogatásokra.

A közcélú foglalkoztatás alkalmazása és hatása nagymértékben függ a település jellemzőitől: méretétől, jogállásától, a helyi gazdaság, a helyi munkaerőpiac állapotától, a fekete gazdaság súlyától, a tartós munkanélküliek összetételétől s nem utolsósorban az önkormányzat segélyezési politikájától. A kistélepülések jelentős részében nincs vagy alig akad segélyigénylő, hiányoznak a közcélú foglalkoztatás szervezésére alkalmas intézmények, nincsenek foglalkoztatók, magasak a foglalkoztatás szervezésének fajlagos költségei. Közcélú foglalkoztatást elsősorban a városok és nagyobb községek önkormányzatai szerveztek.

A rendelkezésünkre álló települési adatok módot nyújtottak arra, hogy a segélyezésbe való beáramlás, illetve a közcélú foglalkoztatás mértékét meghatározó tényezők egy részét (településméret és -típus, a munkanélküliek aránya, a közhasznú foglalkoztatás mérete, a segélykifizetések hagyatéki teherkénti bejegyzése) a kereszthatásokat kiszűrve, regressziós számítással is elemezzük. Kétlépcsős regressziós becslésünk első lépcsőjében a közcélú foglalkoztatás szervezésének intenzitását, azaz az egy rendszeres szociális segélyezettre eső közcélú foglalkoztatottak számát (KÖZCÉLÚ-ARÁNY), a második lépcsőben a rendszeres szociális segélyezésbe való beáramlás intenzitását (SEGÉLY-ARÁNY) befolyásoló tényezőket számszerűsítettük. Az elemzésbe vont magyarázóváltozókról és várt hatásirányukról az 30. sz. táblázat tájékoztat.



## 30. sz. táblázat

## A regressziós becslés magyarázó változói és várt hatásuk

1. becslés			
Függő változó: KÖZCÉLÚARÁNY (egy rendszeres szociális segélyezettre eső közcélú foglalkoztatott 2000 május 1. – október 31. között)			
Független változó neve	Független változó tartalma	A várt hatás	A várt hatás magyarázata
U	100 aktív korú lakosra jutó regisztrált munkanélküli	+	A magas munkanélküliségű településeken nagyobb az igény a közcélú foglalkoztatásra.
LAKÓ	Lakónépesség száma 1999-ben	+	A nagyobb településeken nagyobb anyagi és szervezeti erőforrások állnak az önkormányzatok rendelkezésére.
RSZS	A rendszeres szociális segélyezettek abszolút száma	-	Azonos relatív KC/RSZS arány elérése sokkal többbe kerül azokon a településeken, ahol nagyobb az RSZS létszám.
KH99	Létezett közhasznú foglalkoztatás 1999-ben a településen (dummy)	+	Ahol létezett 1999-ben közhasznú foglalkoztatás, ott van tapasztalat, és van a közfoglalkoztatás szervezésével foglalkozó személy vagy szervezet.
2. becslés			
Függő változó: SEGÉLYARÁNY (egy járadékot/jövedelemptóló támogatást kimerítőre eső rendszeres szociális segélyezett 2000 május 1 – október 31 között)			
U	100 aktív korú lakosra eső regisztrált munkanélküli	+	A magas munkanélküliségű településeken a kiáramlók jobban rászorulnak a segélyre.
HAGYATÉK	Alkalmaz az önkormányzat hagyatéki teher bejegyzést (dummy)	-	A hagyatéki teher bejegyzése elriasztja még a rászorultakat egy részét is.
KÖZCÉLÚ-ARÁNY	Egy rendszeres szociális segélyezettre eső közcélú foglalkoztatott	-	A közcélú foglalkoztatási kötelezettség elriasztja a jogosultak egy részét a rendszeres szociális segélyezéstől.
FALU	A település jogállása község (dummy)	-	A falvakban a személyes ismertség miatt egyrészt a jogosultak egy része nem vállalja a megbélyegzőnek érzett „segélyezett” státuszt, másrészt nehezebb potyautasnak lenni.

A számítás eredményeit összefoglaló 31. sz. táblázat tanúsága szerint kétegyenletes modellünk, melyet a Zellner-féle látszólagosan független regressziók módszerével egy lépésben becsülhettünk<sup>22</sup>, mindegyik magyarázóváltozóra a várakozásunknak megfelelő előjelű együtthatót eredményezett, s bár a KÖZCÉLÚ-ARÁNY változót nem túl jól magyarázza, a SEGÉLY-ARÁNY-t igen, és a becsült értékektől való eltérések egymástól függetlenek.

<sup>22</sup> Lásd a STATA SUREG parancshoz kapcsolódó leírást a StataCorp. Stata Statistical Software: Release 6.0. College Station, 1999. kézikönyvben.

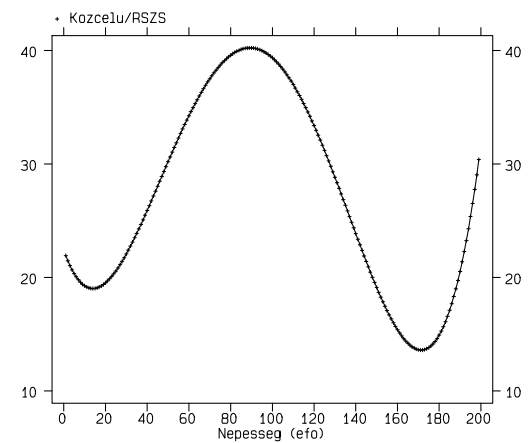
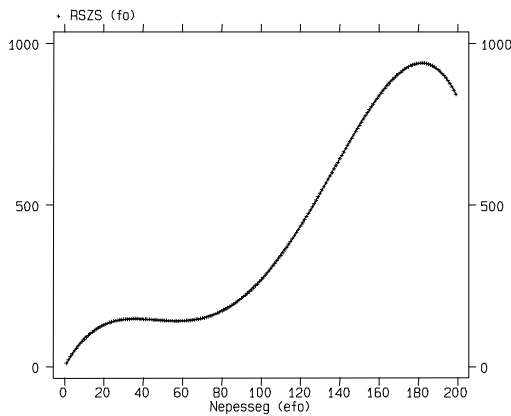
## A regressziós becslés eredményei

Becslés	N*	Vált.	RMSE	"R-sq"	F	P
SEGÉLYARÁNY	2198	5	16,5945	0,3964	360,9719	0,0000
KÖZCÉLÚARÁNY	2198	5	52,3627	0,0419	24,23012	0,0000
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----						
SEGÉLYARÁNY becslése						
köz-célú-						
arány	0,0198	0,0067	-2,944	0,003	-0,0330	-0,0066
u	1,6664	0,0477	34,931	0,000	1,5728	1,7599
fal	-2,6441	1,2966	-2,039	0,042	-5,1868	-0,1014
hagyaték	-4,2334	0,7791	-5,434	0,000	-5,7612	-2,7056
_cons	4,9554	1,3526	3,664	0,000	2,3029	7,6079
-----						
KÖZCÉLÚARÁNY becslése						
u	-1,0669	0,1517	-7,035	0,000	-1,3643	-0,7694
lako	0,3947	0,1442	2,737	0,006	0,1118	0,6775
rszs	-0,0837	0,0211	-3,973	0,000	-0,1250	-0,0424
kh99	10,4666	2,9190	3,586	0,000	4,7422	16,1909
_cons	33,0967	3,1310	10,571	0,000	26,9567	39,2367
-----						
Correlation matrix of residuals:						
	SEGÉLYARÁNY	KÖZCÉLÚARÁNY				
SEGÉLYARÁNY	1,0000					
KÖZCÉLÚARÁNY	0,0149	1,0000				
-----						
Breusch-Pagan test of independence: chi2(1) = 0,489, Pr = 0,4844						

\*A települések közül kihagytuk a mintából Budapestet, továbbá négy szélsőséges (200 feletti) SEGÉLYARÁNY-ú és kilenc szélsőséges (500 feletti) KÖZCÉLÚARÁNY-ú települést, valamint azokat a településeket, amelyekről hiányoztak a szükséges adatok.

Az összes többi magyarázóváltozó átlagos értékét helyettesítve be a SEGÉLYARÁNY-ra kapott regressziós függvénybe, láthatólag 4,2 százalékkal csökkenti a SEGÉLYARÁNY-t a hagyatéki teher bejegyzésének alkalmazása, 2,6 százalékkal, ha a település falu, s 9,3 százalék ez az arány az átlagosnál szórásnyival kisebb és 32,6 százalék az átlagosnál szórásnyival nagyobb munkanélküliség esetén. A KÖZCÉLÚARÁNY hatása a SEGÉLYARÁNY-ra a várt irányú, de gyenge: az átlagosnál szórásnyival kisebbről szórásnyival nagyobbra növekvő KÖZCÉLÚARÁNY a SEGÉLYARÁNY-t mindössze 3 százalékponttal, 19-ről 22 százalékra növeli. Ez összhangban van azzal a tapasztalattal, hogy a köz-célú foglalkoztatás elriasztó hatása nagymértékben függ attól, van-e a településen a munkanélküli járadékra vagy jövedelempótló támogatásra való jogosultságot kimerítőik számára bármiféle munkalehetőség. Tíz százalékos munkanélküliségi arányt, húsz fős RSZS létszámot és 25 ezres lakónépességet véve viszonyítási alapul, a KÖZCÉLÚARÁNY-ra kapott regressziós függvény szerint öt százalékos munkanélküli aránynál a KÖZCÉLÚARÁNY öt, 25 százalékosnál hatvan százalék; tíz fős RSZS létszámnál 32, száz fősnél 24 százalék. A településméret KÖZCÉLÚARÁNY-t növelő és RSZS létszámot csökkentő hatását igyelembe véve, az 16. sz. ábrán látható szimulációs eredményeket kaptuk

**A településméret, a szociális segélyezettek száma és a közcélú foglalkoztatásba bevontak segélyezetteken belüli aránya közötti összefüggések negyedfokú polinommal becsült görbéi**



Segélyezettek és népesség

Közcelú/segélyezett arány és népesség  
(az (1) modell alapján, 10 % munkanélküliség esetén, ha a településen korábban nem volt közhasznú munka)

A két ábramező közül a jobb oldali szeszélyesen kanyargó görbéje érdemel elsősorban figyelmet. Eszerint a településméret növekedésével a becsült KÖZCÉLÚARÁNY egy darabig (kb. 90 ezer fős lakónépességig) növekszik, e fölött jelentősen csökken, majd a települési méretskála végén, a legnagyobb városokban ismét meredeken emelkedik. A görbe által jelzett összefüggés kézenfekvő magyarázata, hogy miközben a településméret növekedésével bővülnek a közcélú foglalkoztatásra rendelkezésre álló erőforrások, növekszenek a koordinációs költségek is, és gyakoribbá válnak a visszautasítások, amit csak a legfejlettebb anyagi és szervezeti kapacitásokkal rendelkező nagyvárosok képesek ellensúlyozni.

2001-ben jelentősen felgyorsult a közcélú foglalkoztatás bővülése, aminek eredményeképpen a közcélú foglalkoztatottak száma 2001. júniusára a rendszeres szociális segélyezettek 15 százalékára emelkedett.

A közcélú foglalkoztatás bérköltségeit és dologi költségeinek jelentős részét fedező havi 3000 Ft/főre – az előző évi kétszeresére – növelt finanszírozási támogatás mellett szerepet játszhatott e gyorsulásban az ún. kirendelés lehetősége, ti. hogy a közcélú foglalkoztatott az önkormányzattal együttműködési megállapodást kötött szervezetekhez – iskolákhoz, óvodákhoz, szociális intézményekhez, alapítványokhoz – rendelhető ki munkavégzésre. Ezáltal nemcsak kommunális jellegű segédmunkákban, hanem szakképzettséget igénylő, illetőleg nem fizikai munkakörökben is mód nyílik közcélú foglalkoztatásra. Emellett a minimálbér negyvenezer forintra emelése különösen a kedvezőtlen adottságú régiók munkanélkülijei számára kifejezetten vonzóvá tette a közcélú munkát, ami az elutasítások számának csökkenésében, illetőleg azok növekvő számában is tükröződik, akik korábban nem kaptak munkanélküli ellátást, és kifejezetten a közcélú foglalkoztatásra való jogosultság megszerzéséért vállalják az együttműködést a munkaügyi kirendeltségekkel.

Ez a folyamat ugyanakkor továbbnövelte a települések közötti egyenlőtlenségeket. Miközben a kedvezőbb adottságú, nagyobb önkormányzatok jelentős része már az év közepére túllépte a közcélú foglalkoztatás finanszírozására szolgáló keretét, a kistelepülések többsége továbbra sem tud közcélú foglalkoztatást szervezni, elveszítve e célra elkülönített forrásait – ami annál sajnálatosabb, mivel a közcélú foglalkoztatásra szolgáló normatívával valójában nem bővültek az önkormányzatok gazdálkodásába bevonható erőforrások, hiszen a keretet más önkormányzati és foglalkoztatáspolitikai forrásokból csoportosították át. Emellett a közcélú foglalkoztatás az esetek döntő részében alkalmatlannak bizonyul a legfontosabb cél megvalósítására: a normál (nem támogatott) állásba kerülés elősegítésére. Így a jelenlegi támogatási rendszer tulajdonképpen sem a munkavállalásra képes tartós munkanélkülieknek, sem az arra egészségi-mentális vagy egyéb probléma miatt képtelen, támogatásra szoruló állástalanoknak nem tud megfelelő szolgáltatásokat nyújtani, a rendszer bevezetését kísérő várákozásokkal ellentétben széles körben ösztönözve a fekete munkát.