

**MUNKAERŐPIACI ÁRAMLÁSOK, A MUNKANÉLKÜLISÉG
IDŐTARTAMA ÉS A MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYEZÉS
MAGYARORSZÁGON**

Nagy Gyula

Kandidátusi értekezés

Budapest, 1994.

TARTALOMJEGYZÉK

1. BEVEZETÉS	2
2. MUNKAERŐPIACI ÁRAMLÁSOK ÉS A MUNKANÉLKÜLISÉG IDŐTARTAMA.....	6
2.1. MUNKAERŐPIACI ÁRAMLÁSOK.....	6
2.2. A MUNKANÉLKÜLISÉG IDŐTARTAMA	13
3. REGISZTRÁLT MUNKANÉLKÜLIEK BE- ÉS KIÁRAMLÁSAI	20
3.1. AZ ELEMZÉS MINTÁJA ÉS MÓDSZEREI.....	20
3.2. BEÁRAMLÁS A JÁRADÉKOT KAPÓK ÁLLOMÁNYÁBA	25
3.3. "TÚLÉLÉS" ÉS A KILÉPÉS FELTÉTELES VALÓSZÍNŰSÉGE	33
3.4. A KILÉPÉSI VALÓSZÍNŰSÉG TÖBBVÁLTOZÓS VIZSGÁLATA.....	48
i) A felhasznált módszerek.....	48
ii) Eredmények.....	49
4. A MAGYAR MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYRENDSZER MŰKÖDÉSE	65
4.1. A MAGYAR MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYRENDSZER	66
4.2. ADATFORRÁSOK ÉS A MINTA JELLEMZŐI	73
4.3. A SEGÉLYEK ÉS A KORÁBBI KERESETEK NAGYSÁGA	80
4.4. SEGÉLY-BÉR ARÁNYOK	88
4.5. A JOGOSULTSÁG IDŐTARTAMA.....	95
4.6. A SEGÉLYRENDSZER 1993-AS VÁLTOZÁSAINAK HATÁSAI.....	101
5. ÖSSZEFOGLALÁS ÉS KÖVETKEZTETÉSEK	108
FÜGGELÉK.....	114
1. TÁBLÁZATOK	114
2. AZ 1992. MÁRCIUSI MUNKANÉLKÜLI JÁRADÉKOK ÖSSZEGÉNEK SZÁMÍTÁSA.....	116
IRODALOMJEGYZÉK.....	117

1. BEVEZETÉS

A közép-európai átmeneti gazdaságok munkaerőpiaci dinamikájáról rendelkezésre álló adatok azt mutatják, hogy a munkanélküli állomány cserélődése általában lassú (Boeri, 1994, 1994a). A régió legtöbb országában 1990 óta a munkanélküliség gyorsan növekedett, de úgy tűnik, ez gyakran a munkanélküliek közé történő mérsékelt beáramlás mellett következett be.

Bár Magyarországra jellemzőnek látszik, hogy a munkanélküli állomány lassan cserélődik, eddig ezt a kérdést kevéssé vizsgálták. A regisztrált munkanélküliekről valamint a lakossági munkaerő-felmérésben a munkakeresés kritériuma alapján azonosított munkanélküliekről készülő elemzések egyaránt azt mutatják, hogy a munkanélküliség különböző mértékben érinti az egyes népességcsoportokat. Azzal a kérdéssel azonban, hogy e különbségek az eltérő beáramlási vagy kiáramlási rátákra vezethetők vissza, vagy esetleg mindkettőre, nemigen foglalkoztak az elemzések. A munkanélküliségből való kilépéssel kapcsolatban megfogalmazódott, hogy ebben a személyes jellemzőknek viszonylag kis differenciáló szerepük van (Boeri, 1994). Mely munkaerőcsoportok esetében nagy a munkanélkülivé válás kockázata? Mely csoportok kerülnek ki gyorsabban a munkanélküli állapotból? Mi történik a munkanélküli regiszterből távozókkal? Tanulmányunk egyik célja, hogy nagyszámú munkanélküli adatainak segítségével megvizsgálja a magyarországi munkanélküliség dinamikáját és ezen keresztül választ keressen a fenti, illetve hasonló kérdésekre.

Bár a magyar munkaerőpiac dinamikájával kapcsolatban is egyre több adat áll rendelkezésünkre, információink egyelőre töredékesek és több vonatkozásban az adatok sem tekinthetők megbízhatónak. Nem tudjuk például, hogy mennyi ideig maradnak munka nélkül, akik elveszítik állásukat, de még a munkanélküli állományba történő belépésekről és az onnan történő kilépésekről sincsenek a tudományos elemzés igényeit kielégítő részletes adataink. E területen szisztematikus tudományos vizsgálódásra mindeddig nem került sor.

Másik témánk a magyar munkanélküli segélyrendszer vizsgálata. Magyarországon már több, mint öt éve bevezették a munkanélküliek segélyezését. A munkanélküli-segélyrendszer működése mind az életkörülményeket, mind a munkanélküliek újbóli munkavállalással összefüggő érdekelttségét befolyásolja. A nyugati tapasztalatok szerint ahhoz, hogy egy segélyrendszer valóságos működését megítéljük, nem elegendő csupán a szabályokat megvizsgálni, mert a segélyezési rendszer különböző szabályai nem elszigeteltek egymástól, hanem bonyolult módon befolyásolhatják egymás érvényesülését, és mert a szabályok értelmezésében és alkalmazásában számottevő helyi különbségek adódhatnak, sőt, még a hibák lehetőségét sem zárhatjuk ki (lásd például Atkinson és Micklewright, 1985 és 1991).

Különösképpen félrevezető lehet az a kép, amit a segélyrendszerről egy "átlagos" munkavállaló hipotetikus segélyének kalkulálásával kapunk. Az a kérdés, hogy "ki mit kap" Magyarországon munkanélküli-segélyként, egyelőre nagyrészt megválaszolatlan.

Eredményeink azt mutatják, hogy 1992. márciusában a biztosítási típusú munkanélküli segélyek összege átlagosan 87 százaléka volt a segélyezettek korábbi, a segély kiszámításának alapjául szolgáló keresetének. Úgy tűnik, ez is alátámasztja azt a nézetet, mely szerint a magyar segélyrendszer nagyvonalú (Burda, 1993). Az adatokból ugyanakkor az is kiderül, hogy a segélyek 82 százaléka nem érte el a két aktív felnőtt tagból álló háztartások egy főre számított hivatalos létminimumának összegét. A két adat meglehetősen eltérő képet fest a munkanélküli-segélyrendszerről, ami szintén az elemzés szükségességére hívja fel a figyelmet.

Az segélyrendszer empirikus vizsgálata Magyarországon azért is fontos, mert a munkanélküli-segélyrendszert 1989 óta többször is módosították. Lényegesen megváltoztak a szabályok 1991-ben, 1992-ben és 1993-ban, anélkül, hogy e változásoknak a segélyjogosultságra valamint a segélyek nagyságára gyakorolt várható hatásait részletesen megvizsgálták volna. Elemzésünkben külön hangsúlyt fektetünk arra, hogy – ahol ez lehetséges – rámutassunk, milyen hatást gyakorolnak a segélyek nagyságára az egymást követően bevezetett segélyrendszerek eltérő szabályai.

A munkaerőpiaci dinamika és a munkanélküli segélyezés problematikája szorosan összefügg. Mint a tanulmányban bemutatjuk, úgy tűnik, Magyarországon a munkanélküliség növekedését főként a munkanélküliek igen alacsony kiáramlása okozta. Ez azt eredményezi, hogy a munkanélkülivé válók várhatóan hosszú ideig maradnak munka nélkül, kitéve a veszélynek, hogy emberi tőkéjük megfogyatkozik és munkaerőpiaci kötődésük lazul. Jövedelemtámogatásra még jóval azután is szükségük lehet, hogy a korlátozott időre szóló biztosítási jellegű munkanélküli járadékra kimerült a jogosultságuk.

A segélyrendszer vizsgálatához a munkanélküli járadékot kapók mikroadatait használjuk fel, melyek az Országos Munkaügyi Központ számítógépes nyilvántartásából származnak. Az adatbázis használata lehetővé tette, hogy nagylétszámú mintát elemezhessünk.

Nemcsak a segélyezés jellemzőit, hanem a munkaerőpiaci áramlásokat is a munkanélküli segélyezés igazgatási adatbázisából származó adatok segítségével vizsgáljuk. Ezért az elemzés a munkanélküli járadékot kapók állományába történő beáramlásra és az onnan történő kiáramlásra korlátozódik. A munkanélküliség időtartamára vonatkozóan is a járadékot kapók adatai alapján fogalmazzunk meg következtetéseket. 1992. végén még a regisztrált munkanélküliek csaknem 70 százaléka munkanélküli járadékban részesült. Az alacsony kiáramlás miatt egyre hosszabbodó munkanélküliségi időtartam, valamint a járadékra való jogosultság időtartamának megrövidítése azt

eredményezte, hogy a járadékot kapó munkanélküliek aránya 1994. áprilisára az összes regisztrált munkanélküli kevesebb, mint 40 százalékára csökkent. Adatforrásunk természetéből következően további korlátokkal is számolnunk kell. Egyrészt, jelen kutatás alapján semmit sem tudunk mondani a munkakeresés kritériuma alapján definiált munkanélküliség és más munkaerőpiaci állapotok közötti áramlásokról. Másrészt, a munkanélküli személyekről rendelkezésünkre álló információk korlátozottak.

A. A dolgozatban először a munkaerőpiaci áramlásokkal és a munkanélküliség időtartamával kapcsolatos fogalmi és módszertani kérdésekkel foglalkozunk. A 2. fejezet bemutatja a munkaerőpiac állomány-áramlás modelljét és kitér a munkaerőpiaci dinamika vizsgálatának jelentőségére valamint módszertani problémáira. Ezután összefoglaljuk, hogy milyen nehézségekkel kell szembenéznie a statisztikusnak vagy a kutatónak, ha a munkanélküliségi időtartamáról szeretne képet alkotni.

A 3. fejezet a munkanélküliségbe történő beáramlást és a munkanélküliség időtartamát elemzi a magyar munkaerőpiacon. A vizsgálati módszerek ismertetése után havi belépési rátákat mutatunk be 1992. márciusára nemek, életkor, iskolázottság, foglalkozási csoport és megyék szerint. Szó esik arról is, hogy a beáramlásra vonatkozó hivatalos adatok miért tűnnek a valóságos értékeknél alacsonyabbnak. Ezt követően 1994. februárjáig követjük az 1992. márciusi belépőket a munkanélküli regiszterben. Nem-parametrikus módszerek alkalmazásával bemutatjuk a munkanélküliségi időszakok időtartamát és a kilépési arányokat különböző kilépési irányokba. Annak ellenére, hogy a minta többsége hosszú segélyjogosultsággal rendelkezett, a járadékos időszak tipikus esetben nem elhelyezkedéssel, hanem a jogosultság kimerítése miatt fejeződik be, ami az alacsony kilépési ráta következménye. Amennyiben a jogosultság kimerítése esetében a munkanélküliségi időszakot cenzorálnak, azaz ismeretlen végpontúnak tekintjük, a munkanélküli járadékot kapók munkanélküliségi időtartamának mediánja meghaladja az egy évet. Az újraelhelyezkedés valószínűségének időbeni alakulása bizonyos mértékben meglepő képet mutat. Parametrikus módszerrel is megbecsüljük különböző kilépési irányokra a kilépési valószínűségeket. A modellekben azt vizsgáljuk, hogy a munkanélküliek személyes tulajdonságai és lakóhelyük (a megye) hogyan befolyásolják a munkanélküliként töltött időt.

B. A munkanélküli segélyezésről szóló fejezetében először a magyar munkanélküli segélyrendszer lényegi vonásait és az elmúlt négy évben bekövetkezett főbb változásokat mutatjuk be. Itt egyebek között a segélyrendszer olyan jellegzetességeire is rámutatunk, amelyek hatása az empirikus elemzés során megfigyelhető, viszont a szabályok alkalmi olvasója számára könnyen rejtve maradhatnak. Ezután a munkanélküli-segélyek nagyságát és megoszlását elemzzük, majd a segélyek és a bérek kapcsolatát vizsgáljuk meg. Az elemzés során hangsúlyt fektetünk arra, hogy milyen hatással van a segélyekre a segélyezés kezdetének időpontja (ami azt is

meghatározza, hogy milyen szabályokat alkalmaznak a segélyezésben). Külön foglalkozunk azzal a kérdéssel, hogy a munkanélküliek milyen hosszú időre szereznek jogosultságot a segélyre. A fejezet végén a segélyrendszer legutóbbi, 1993-as módosításának hatásaival foglalkozunk. Bemutatjuk, hogyan változott volna a segély összege és a segélyjogosultság időtartama az 1992. márciusában segélyben részesülők esetében, ha egyik napról a másikra áttértek volna az 1993-as szabályok alkalmazására. Az utolsó fejezet összefoglalást ad és következtetéseket fogalmaz meg.

A szerző hálás az Országos Munkaügyi Központnak, amely a kutatás céljára rendelkezésre bocsátotta a munkanélküli segélyezettek névtelen mintáját. Az OMK munkatársainak segítőkézsége nélkül a dolgozat nem készülhetett volna el. Köszönettel tartozom továbbá John Micklewrightnak, akivel immár harmadik éve dolgozunk a magyar munkanélküliség vizsgálatán és két olyan tanulmány elkészítésében is szerzőtársam volt, amelyekre jelentős mértékben építettem a dolgozat megírásakor.

A.

2. MUNKAERŐPIACI ÁRAMLÁSOK ÉS A MUNKANÉLKÜLISÉG IDŐTARTAMA

2.1. MUNKAERŐPIACI ÁRAMLÁSOK

A munkaerőpiaci elemzés fontos területe a *munkaerőpiac dinamikájának*, azaz a különböző állományok közötti mozgásoknak a vizsgálata. Az egyes munkaerőpiaci állapotok - foglalkoztatottság, munkanélküliség és inaktivitás - között az egyének akkor is gyakran változtatják a helyüket, ha az állományok létszáma az egyik időpontról a másikra történetesen nem változik számottevően. A három állapot közötti lehetséges áramlásokat az 2.1. sz. ábrán látható séma mutatja.

2.1. sz ábra

A munkaerőpiac állomány/áramlás-modellje

	Munkaerőpiaci állapot t_1 időpontban		
Munkaerőpiaci állapot t_0 időpontban	Foglalkoztatott (E_1)	Munkanélküli (U_1)	Inaktív (N_1)
Foglalkoztatott (E_0)	EE	EU	EN
Munkanélküli (U_0)	UE	UU	UN
Inaktív (N_0)	NE	NU	NN

E séma három állománycsoportot különböztet meg, melyek között hatféle áramlási irány lehetséges. A t_1 időpontban munkanélküliek állománya (U_1) három csoportból áll: olyanokból, akik t_0 időpontban is munkanélküliek voltak (UU); akik t_0 időpontban még foglalkoztatottak voltak (EU); illetve akik t_0 időpontban még inaktívak voltak (NU). EU és NU összege adja ki a munkanélküliek állományába t_0 és t_1 között beáramlók számát. Hasonlóképpen, a t_0 időpontban munkanélküliek (U_0) egy része t_1 időpontban is munkanélküli volt (UU); egy másik részük idő közben elhelyezkedett (UE); egy harmadik részük pedig kilépett a munkaerő-állományból (UN). A munkanélküliségből való kiáramlás a két időpont között: UE+UN.

Az elemzés céljaitól függően bonyolultabb állomány/áramlás- modellek is felállíthatók. Olyanok, amelyek több állományt és ennek megfelelően több

áramlási irányt különböztetnek meg. Így például elkülöníthetjük a munkaerőpiaci programokban részt vevők vagy a reményvesztett munkanélküliek állományának be- és kilépőit.

A munkaerőpiac e dinamikus modelljeiben az egyes állományok felfoghatók egymással csővezetékekkel összekötött, csappal és lefolyóval ellátott folyadéktartályokként. Így például az U tartályba adott idő alatt EU+NU mennyiségű folyadék ömlik be a csapból, és UE+UN mennyiségű folyadék távozik a kifolyón keresztül. A tartályban lévő folyadék mennyiségének alakulása a be- és kiáramlás viszonyától függ: ha $EU+NU > UE+UN$, akkor a tartály telik, fordított esetben ürül. Azonos mértékű be- és kiáramlás mellett (amikor is az állomány változatlan marad) annál gyorsabban cserélődik a tartály tartalma - annál rövidebb a bent töltött idő -, minél nagyobb a beáramlás ($UE+UI$), illetőleg - ami ez esetben azonos - a kiáramlás ($EU+NU$) (minél jobban nyitva van a csap és minél nagyobb a lefolyónyílás.)

A modell alapján kiszámítható a különböző típusú állapotváltoztatások valószínűsége. Annak valószínűsége, hogy egy t_0 időpontban foglalkoztatott t_1 időpontra munkanélkülivé válik, $P_{eu}=EU/E_0$. A munkanélküliek pedig egyik időpontról a másikra $P_{ue}=UE/U_0$ valószínűséggel helyezkednek el, s $P_{un}=UN/U_0$ átlagos eséllyel kerülnek ki a munkaerő-állományból.

A munkanélküliek közé egy időegység (általában egy hónap) alatt belépők munkaerőállományhoz viszonyított arányát a munkanélküliségbe való beáramlás rátájának nevezik (a beáramlást I-vel, a beáramlási rátát i-vel jelölve: $i = I/L$). (A ráta a foglalkoztatottak és a munkaerőállományok kívüliek közül a munkanélküliek közé belépők teljes létszámát viszonyítja a munkaerőállományhoz.) A munkanélküliségből történő kiáramlás rátája a munkanélküliek közül (bármely irányba) távozók és a munkanélküli állomány hányadosa. Ha a be- és kilépők létszáma azonos (munkanélküli állomány állandó), a munkanélküliség rátája kifejezhető az így definiált be- és kiáramlási ráták hányadosaként:

$$u = \frac{\frac{I}{L}}{\frac{U}{L}} \quad (\text{ha } I = O)$$

Az összefüggés jól mutatja, hogy azonos színvonalú munkanélküliség különböző intenzitású áramlásokkal párosulhat.

Beáramlási rátákat a fentiektől eltérően is szokás számítani. Gyakori, hogy a munkanélküliségbe bekerülők létszámát az úgynevezett "forrás népesség" arányában fejezik ki, azaz annak a sokaságnak a létszámához viszonyítják, ahonnan a munkanélküliségbe átléphetnek az emberek. Ilyen típusú mutatót kapunk, ha a munkanélküliek közé belépők létszámát a foglalkoztatottak és a gazdaságilag inaktívok összlétszámához viszonyítjuk:

$$i = \frac{I}{E + N} ,$$

mivel a munkanélkülivé válók korábban egyaránt lehetnek foglalkoztatottak vagy inaktívok. Sajátos munkanélküli csoportok vizsgálatakor a forrás népesség definiálásakor is megfelelő szűkítésekkel célszerű élni. (Így fogunk eljárni a tanulmány 3. fejezetében, ahol a munkanélküli járadékot kapók közé történő beáramlásról lesz szó. A gazdaságilag inaktívoknak ugyanis gyakorlatilag nincs esélyük arra, hogy járadékosá váljanak, ezért realisabb képet kapunk a beáramlás relatív mértékéről, ha a járadékos állományba belépők létszámát a foglalkoztatottak, mint forrás népesség arányában fejezzük ki.)

Az áramlások megfigyelésének feltétele, hogy az egyének meghatározott csoportjának helyzetéről egymást követő időpontokra vonatkozóan rendelkezünk információval. Erre a longitudinális felmérések a legalkalmasabbak, amelyekben ugyanazt a mintát többször kérdezik meg. Elvileg egyszeri adatfelvétellel is tájékozódhatunk az egyének korábbi helyzetéről, ez a módszer azonban komoly hibalehetőséget rejt magában. (Láttuk, hogy a munkaerőpiaci státusz megállapítása a megkérdezettek körülményeinek részletes vizsgálatát igényli.)

A sztendered munkaerő-felmérések, mivel egy-egy időpontra vonatkoznak, az áramlások vizsgálatára nem alkalmasak. Ugyanakkor több országban az egymást követő munkaerő-felmérések mintája részben azonos, és az ismételten megkérdezett személyek adatainak összekapcsolásával előállíthatók az áramlások elemzésére is felhasználható adatbázisok. (Magyarországon például a munkaerő-felmérés mintájában szereplő háztartásoknak minden negyedévben az egyhatodát cserélik le, azaz egy-egy háztartás hat egymást követő negyedévben szerepel a mintában. Ez elvileg a - a teljes minta egyhatodát kitevő - egyes alminták másfél éves követésére ad lehetőséget.¹⁾

Némelyik áramlási irány a munkanélküli regiszterek alapján is vizsgálható. A regiszterbe adott időszakban belépők jelentik a beáramlást a munkanélküli állományba (EU+NU). A nyilvántartások gyakran tartalmaznak információt a regisztráltak előző státusáról, így a teljes beáramláson belül elkülöníthető EU és NU. Ugyanakkor regiszterből adott időszakban távozó

¹ Ilyen elemzést végzett a magyarországi munkaerőpiaci áramlásokról Csaba Erika (Csaba, 1994).

létszáma nem tekinthető teljes mértékben a munkanélküliségből való kiáramlásnak. A munkaközvetítők ugyanis gyakran csak hézagos információkkal rendelkeznek ügyfeleik további sorsáról. A nyilvántartásokból részben nem mindig lehet biztosan tudni, vajon a regiszterből töröltek valóban kiléptek-e a munkanélküli állományból, részben nehéz szétválasztani az UE és UN áramlási irányokat.

Az áramlások vizsgálatakor a munkanélküli regiszterek egyéb sajátosságaira is tekintettel kell lenni. A regiszterek nem a statisztikai sztenderdeknek megfelelő munkanélküliség-értelmezésnek megfelelő helyzetet tükrözik. Egyfelől, nem tartalmazzák azokat a munkanélkülieket, akik valamilyen okból nem fordultak a munkaközvetítőhöz. Másfelől, a nyilvántartásban szereplők egy része az elfogadott definíció szerint nem tekinthető munkanélkülinek, mivel a munkaközvetítő irodák nem vizsgálják, vagy ha igen, a sztenderd definícióra épülő munkaerő-felmérésektől eltérően értékelik a munkanélküliek magatartását és körülményeit. Az aktív munkakeresés kritériumát általában a munkaközvetítő több-kevesebb rendszerességgel történő felkeresése helyettesíti, bár van, ahol a segélyezett ügyfelektől saját erőfeszítéseik igazolását is megkívánják. A munkavégzésre való készenlétet csak a segélyezettek esetében szokták - korlátozott módon - ellenőrizni. Azt a követelményt támasztják, hogy a munkanélküli a neki felajánlott, s bizonyos szabályok szerint formálisan "megfelelőnek" minősülő állást fogadja el. De általában még az ilyen állásajánlat elutasítása sem jár a regiszterből való törléssel, csupán a segélyezést szüntetik meg vagy függesztik fel egy időre. Mindezen túl a regiszterekben olyanok is találhatóak, akik közben munkát végeznek. A szabályok ugyanis több országban megengedik, hogy a segélyben részesülők bizonyos idő- illetve jövedelemhatárig dolgozzanak, s másrészt a munkaközvetítők általában nem is vizsgálják, végeznek-e ügyfeleik munkát.

Jelentős hatást gyakorolnak a regisztrált munkanélküliségre a munkaerőpiaci támogatási programok, különösképpen a segélyrendszer jellemzői. Minél nagyvonalúbbak a jogosultsági feltételek, annál magasabb lesz az ügyfelek száma. A regisztrált létszámnak ez a függése a foglalkoztatáspolitikai intézményi rendszerétől és érzékeny reagálása a szabályozás változásaira megnehezíti a regiszterből származó statisztikák felhasználását a munkaerőpiaci elemzésekben. Az intézményi tényezők hatásai a különböző népességcsoportok helyzetének összevetésében is nehézséget okoznak. Az egyes munkavállalói rétegek ugyanis eltérő eséllyel jutnak támogatásokhoz. A segélyjogosultság például igen gyakran függ a munkanélküliséget megelőzően munkában töltött időtől, s ezért az első ízben munkát vállalni kívánó vagy a munkaerő-állományba hosszabb megszakítás után visszalépő munkanélküliek - akik nem kaphatnak segélyt - alacsony arányban fordulnak a munkaközvetítőhöz. Ennek következtében a munkanélkülieken belüli arányukat a regiszter alapján készülő statisztikák más csoportokhoz

képeket lefelé torzítva tükrözik. Torzító forrássá válhat a munkahelyüket saját kezdeményezésükre elhagyók támogatásának korlátozása is. Végül, figyelembe kell venni, hogy a segélyezési idő kimerülése után a tartósan munkanélküliek közül sokan kikerülnek a regiszterekből.

E nehézségek ellenére a munkanélküli regiszterek a munkaerő-felmérések térnyerése után is a munkaerőpiaci elemzés fontos kiegészítő adatforrásai maradtak. Sőt használatuknak több szempontból határozott előnyei mutatkoznak. Előnyük, hogy naprakészek, és - szemben a viszonylag ritkán lebonyolított munkaerő-felmérésekkel - rájuk támaszkodva rövid időszakokra is nyomon lehet követni a változásokat. Emellett a regiszterekből statisztikákat készíteni nagyságrenddel olcsóbb, mint a háztartási minta segítségével történő adatgyűjtés. Továbbá a mintavételből eredő becslési hibák miatt a lakossági felmérésekből lehetetlen kisebb körzetekről vagy kis létszámú munkaerőpiaci rétegekről tájékozódni. A munkanélküli regiszterek esetében ilyen hibaforrás nem létezik, hiszen az adatokat az érintettek teljes köréről gyűjtik. Ezért helyi munkaerőpiacok, illetőleg speciális csoportok helyzetének vizsgálatában a regiszterekből származó információk nehezen pótolhatók. Végül, a hivatalos nyilvántartások bizonyos tekintetben megbízhatóbbak, mint a kérdőíves felvételekből származó adatok, amelyekben torzítást okozhat az interjúalany tájékozatlansága vagy pontatlan emlékezete, például amikor azt tudakolják, hogy az illető mióta keres munkát. (Az ilyen jellegű torzításokat elemzi Horvath, 1982 valamint Bowers és Horvath, 1984) Az események pontos nyomonkövetése kérdőíves technikával csak igen költséges longitudinális felvételekkel (ugyanazon interjúalanyokat ismételt felkereséssel és megkérdezéssel) lehetséges. Az adminisztratív nyilvántartások ezért adott esetben követéses elemzések értékes adatforrásai lehetnek.

A mozgások elemzése sok tekintetben árnyalja, illetőleg módosítja a munkaerőpiacról keresztmetszeti adatok alapján kialakuló képet. Az áramlások vizsgálatának segítségével érzékenyebben nyomon követhetőek a munkaerőpiacon megjelenő új tendenciák. A meglehetősen nagy létszámú állományok mérete, összetétele ugyanis csak lassan követi az időbeli változásokat. Az áramlások vizsgálatával megtudhatjuk továbbá, mekkora és hogyan alakul a munkanélküliek tényleges esélye arra, hogy munkát találjanak. A munkanélküli állományt elhagyók ugyanis sokszor nem foglalkoztatottá válnak, hanem kilépnek a munkaerő-állományból, miközben a munkanélküli állományba belépők egy része nem a foglalkoztatottak közül érkezik, hanem az inaktív állományból. A gazdaság fellendülése például ösztönözheti az inaktív népeiséget a munkaerőpiacra való belépésre. A belépőknek az a része, amelyik nem talál rögtön munkát, a munkanélküli állományt gyarapítja. Ilyen körülmények között a munkanélküli állomány és a munkanélküliségi ráta növekedhet úgy, hogy közben a foglalkoztatottság is bővült, tehát a munkaerőpiacon egészében véve kedvező irányú változás következett be.

Az áramlások vizsgálata a foglalkoztatáspolitikai megalapozásához is támpontokat adhat. A munkanélküliségi ráta csökkentése ugyanis, amely a foglalkoztatáspolitikai kiemelt célja, a megfelelő áramlások befolyásolásával érhető el. Ha a munkanélküliek közé történő beáramlás és az onnan való kiáramlás azonos mértékű, az egyes állományok közötti áramlások arányának (P_{ij}) a munkanélküliségi rátára gyakorolt hatása a következőképpen jellemezhető:

$$u = F (P_{EU}^+, P_{EN}^+, P_{UE}^-, P_{UN}^-, P_{NE}^-, P_{NU}^+),$$

ahol az arányok feletti + és - jel arra utal, hogy az adott arány növekedése (a többi változatlansága mellett) növeli-e vagy csökkenti a munkanélküliségi rátát.

A munkanélküliségbe való beáramlás mérséklését célozzák az elbocsátások megelőzését szolgáló támogatási programok - a rövidített munkaidőben történő foglalkoztatás vagy a munkakörmegosztás támogatása (EU csökkentése) -, valamint a munkájukat elvesztők korai nyugdíjazása (EU helyett EN). Miután azonban a munkanélküliek közé történő beáramlás efféle eszközökkel csak kevéssé befolyásolható, a munkaerőpiaci programok nagy része inkább azt igyekszik elősegíteni, hogy a munkanélküli állományból minél többen minél hamarabb kikerüljenek. Ilyenek a képzési, munkahelyteremtési, foglalkoztatást támogató és vállalkozásindítást ösztönző különféle programok (UE növelése) vagy a munkanélküliek kedvezményes nyugdíjazása (UN növelése). A munkanélküli állomány alakulása - mivel a be- és a kiáramlástól egyaránt függ - egymagában nem sokat árul el a foglalkoztatáspolitikai működéséről; a programok sikerességét a megfelelő áramlásokra gyakorolt hatásuk alapján lehet értékelni.

Mint már említettük, az elemzés céljaitól függően olyan állomány-áramlás modelleket is fel lehet állítani, amelyek nem csak a három alapvető munkaerőpiaci állománycsoport veszik figyelembe. Atkinson és Micklewright például a munkaerőpiaci állapot-változtatások vizsgálatához öt különböző állapotot különböztet meg, melyek a következők: munkanélküliség, állandó foglalkoztatottság, marginális foglalkoztatottság, képzésben való részvétel, inaktivitás (Atkinson és Micklewright, 1990 és 1991).

A munkaerőpiaci programok elterjedése is ráirányítja a figyelmet, hogy a hagyományos állomány-áramlás modellek sok esetben nem képesek a valóságos folyamatok leírására. Felvetődik a kérdés, hogy a három alapvető munkaerőpiaci állománycsoport (foglalkoztatottak, munkanélküliek és gazdaságilag inaktívak) közül melyikbe lehet a különféle programok résztvevőit besorolni, illetőleg hogy maga e hagyományos kategóriahármas mennyire képes a szóbanforgó programok nyomán megváltozott viszonyok közepette a munkaerőpiaci állapotának tükrözésére.

A munkaerő-felmérések általános kritériumrendszere szerint a munkát biztosító aktív foglalkoztatási programok résztvevői, mivel dolgoznak, foglalkoztatottnak számítanak. Így lehet minősíteni a különféle közhasznú munkák és a bérszubszenciával támogatott foglalkoztatási programok (ideértve a munkakörmegosztást, illetőleg a rövidített munkaidős foglalkoztatást ösztönző programokat is). Kevésbé kézenfekvő a képzést nyújtó munkaerőpiaci programok résztvevőinek hovatartozása. Az ilyen programok keretében zajló tanfolyami képzést részben vállalatoknál szervezik, és a résztvevők munkavégzés mellett tanulnak. Az általános szabályokat alkalmazva őket foglalkoztatottnak lehet tekinteni. A munkavégzéssel nem járó tanfolyamok hallgatóit a munkanélküliek közé lehet sorolni, de ehhez az ő esetükben el kell tekinteni mind az aktív álláskeresés, mind a készenlét kritériumától. Nem egyértelmű a vállalkozás indításához támogatásban részesülő állástalanok minősítése sem. Az ilyen programok résztvevői általában meghatározott ideig a munkanélküli segéllyel megegyező összegű támogatást kapnak. Sokszor nehezen dönthető el, meddig tekintendők munkanélkülieknek, akik önálló foglalkozást keresnek maguknak, és mikortól kezdve minősüljenek vállalkozónak - azaz foglalkoztatottnak.

A munkaerőpiaci programok résztvevőinek besorolása a munkaerő-felmérésekben nagymértékben attól függ, hogy saját maguk miként értékelik a körülményeiket és ennek megfelelően milyen válaszokat adnak a kérdésekre. Ezért, valamint a minta mértének elégtelensége miatt a munkaerő-felmérések nem képesek megbízhatóan tájékoztatni a munkaerőpiaci programokban való részvétel mértékéről. Erre alkalmasabbak a programokról végzett államigazgatási, illetve vállalati adatgyűjtések.

A programok résztvevői, ha dolgoznak is, nem piaci feltételek mellett jutottak munkához, s a program keretében nyújtott támogatások nélkül többnyire munkanélküliek lennének. Erre hivatkozva szoktak amellettt érvelni, hogy helyesebb lenne nem foglalkoztatottként, hanem "rejtett" munkanélküliként számon tartani őket. Ez ellen szól azonban, hogy egyrészt a gazdasági és szociális helyzetük nyilvánvalóan lényegesen különbözik a munkanélküliekétől, másrészt hasonló logikával akár még a különféle egyéb - nem foglalkoztatási célú - támogatásokat élvező vállalatok munkavállalóit is kizárhatnánk a foglalkoztatottak közül, ami teljesen képlékennyé tenné a fogalmakat.

Kétségtelen ugyanakkor, hogy a gazdaság, ezen belül a munkaerőpiac állapotának elemzéséhez célszerű a támogatott programok keretében dolgozókat elkülönítve is kimutatni. Hiszen nagyobb szabású munkaerőpiaci programok bevezetése nyomán úgy is javulhat a munkanélküliségi ráta, hogy közben a konjunktúrában nem következik be érdemleges változás. Egyes régiók helyzetének megítélésekor sem mindegy, hogy a foglalkoztatottság és a munkanélküliség kialakult szintje mennyiben tulajdonítható közpénzekből finanszírozott munkaerőpiaci programoknak. Máshogy lehet értékelni a

munkanélküliségből való kilépést is, ha piaci feltételek mellett megszerzett állásba vagy valamilyen szubvencionált foglalkoztatási programba kerül a munkanélküli. Sok érv szól tehát amellet, hogy a munkaerőpiaci programokban való részvételt külön munkaerőpiaci állapotként kezeljük. (A tanulmány 3. fejezetében, amikor a munkanélküli járadékot kapók állományából történő kiáramlást vizsgáljuk, mi is így fogunk eljárni.)

2.2. A MUNKANÉLKÜLISÉG IDŐTARTAMA

A munkanélküliségi ráta egymagában nem árulja el, mennyire általánosak és súlyosak az elhelyezkedési gondok. Adott munkanélküliségi ráta mögött ugyanúgy állhat sok ember rövid, mint kevesek tartós munkanélkülisége, illetőleg a rövid és hosszú munkanélküliségek különböző kombinációi. Egy, mondjuk 5 milliós munkaerőállományú hipotetikus gazdaság 10 százalékos munkanélküliségi rátája például előállhat úgy, hogy az adott év folyamán 500 ezer ember végig munkanélküli volt, 4,5 millió pedig végig dolgozott, de úgy is, hogy a munkaerő-állománynak minden tagja 5,2 héten át volt munkanélküli, vagy a munkanélküli állományba való beáramlás és a munkanélküliségi időtartamok sok más olyan kombinációi mellett, amelyek évi átlagban 500 ezres munkanélküli állományt eredményeznek.

Egyensúlyi helyzetben – amin itt azt értjük, hogy a munkanélküliek közé történő beáramlás és az onnan való kiáramlás azonos és a munkanélküli állomány létszáma állandó – az összefüggést az

$$U = I \cdot D$$

egyenlet segítségével írhatjuk le, ahol U a munkanélküli állomány, I a munkanélküli állományba történő heti beáramlás, D pedig a beáramlók munkanélküli időszakainak átlagos időtartama hetekben. Az egyenlet mindkét oldalát elosztva a munkaerő-állománnyal, az

$$\frac{U}{L} = \frac{I}{L} \cdot D$$

összefüggést kapjuk. Azaz a munkanélküliségi ráta két tényező szorzataként adódik: az egyik tényező a heti beáramlás rátája a munkanélküliségbe, a másik a munkanélküliség átlagos időtartama.

D kiszámításhoz elvileg az adott időintervallumban kezdődő (vagy befejeződő) valamennyi munkanélküliségi időszak hosszát ismernünk és átlagolnunk kellene. A valóságban ezzel szemben a munkanélküliség időtartamára vonatkozó adataink többnyire időponti megfigyelésekből származnak.

Az 2.2. sz. ábrán a vízszintes vonalak 6 személy munkanélküliségi időszakait ábrázolják valamely időintervallumban, amelyekből háromféle módon következtethetünk a munkanélküliség átlagos időtartamára.

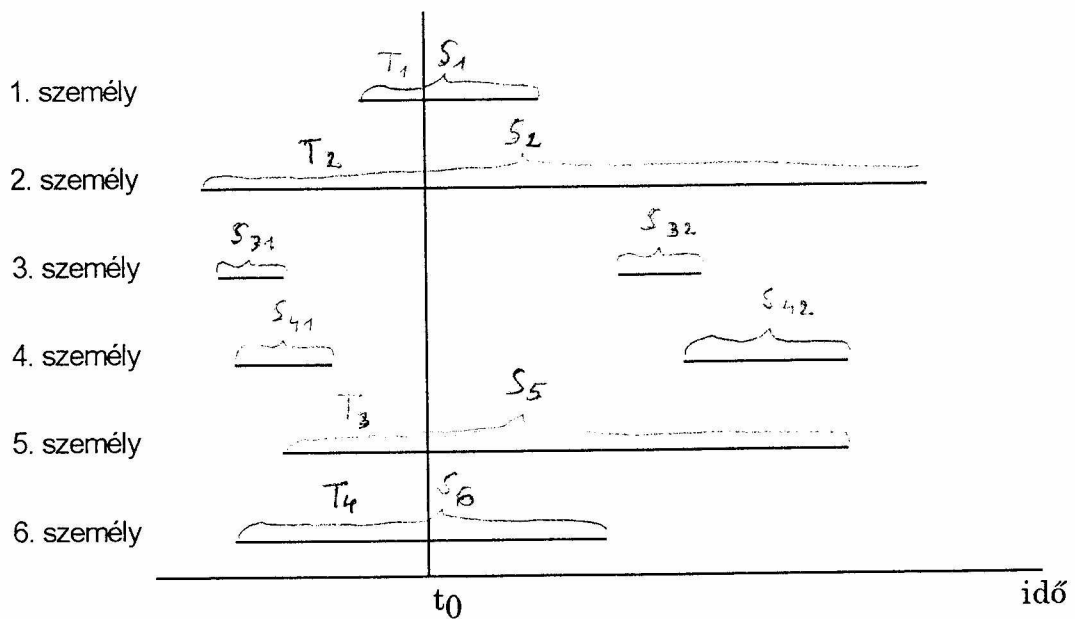
Egyik lehetőség, hogy t_0 időpontban vizsgálatot végzünk az éppen munkanélküliek körében, megtudakolandó, ki mióta munkanélküli. E mintába négyen fognak bekerülni: az 1., a 2., az 5. és a 6. személy, mégpedig a vizsgálat időpontjáig rendre T_1 , T_2 , T_3 és T_4 munkanélküliként eltöltött idővel. A munkanélküliség átlagos időtartama ennek megfelelően a vizsgálatban:

$$D_1 = (T_1 + T_2 + T_3 + T_4) / 4$$

nagyságúnak fog adódni. A munkanélküli statisztikákban leggyakrabban ilyen típusú, az adott időpontban folyamatban lévő, befejezetlen munkanélküli időszakok hosszát illetőleg megoszlását mutató adatokkal találkozhatunk.

2.2. sz. ábra

Munkanélküli időszakok



D_1 átlag egyik nyilvánvaló fogyatékosága, hogy az érintett (t_0 időpontban munkanélküli) személyek munkanélküliségének nem a teljes időtartamát, hanem csak a megfigyelés időpontjáig eltelt szakaszát veszi figyelembe. Munkanélküliségük teljes időtartama alapján az átlag ennél hosszabbnak,

$$D_2 = (S_1 + S_2 + S_5 + S_6) / 4$$

hosszúságúnak adódna: átlagosan ennyi időt töltenek munkanélküliként azok, akik t_0 időpontban munkanélküliek voltak. A befejezett időszakok hosszáról úgy juthatunk információhoz, ha a t_0 időpontban a mintánkba került

munkanélküliek helyzetének alakulásáról mindaddig tájékozódunk, amíg valamennyiük munkanélkülisége befejeződik.

Ez az átlag sem tartalmazza azonban a t_0 időpontban nem munkanélküli 3. és 4. személy két-két ismétlődő munkanélküli időszakát. Az ábrán látható időintervallumban kezdődő valamennyi munkanélküli időszakot figyelembe véve a munkanélküliség átlagos hossza

$$D_3 = (S_1 + S_2 + S_{31} + S_{32} + S_{41} + S_{42} + S_5 + S_6) / 8$$

lesz. Ez felel meg annak az átlagnak, amelynek alapján egyensúlyi állapot esetén igaz az $U = I \times D$ összefüggés.² Az átlag kiszámításához a gyakorlatban arra van szükség, hogy valamennyi adott intervallumban kezdődő munkanélküliségi időszakot befejeződéséig meg tudjunk figyelni.

Nézzünk egy egyszerű számpéldát a munkanélküliségi időszakok megoszlásának és átlagos hosszának alakulására egyensúlyi helyzetben! Tegyük fel, hogy minden hét elején hat személy válik munkanélkülivé. Egy hét múlva egyikőjük távozik a munkanélküli állományból, öten továbbra is munkanélküliek maradnak, majd az ezt követő héten négyen maradnak, stb. Az utolsó személy így hat hetes munkanélküliség után távozik. Hat hét alatt dinamikus egyensúlyi állapot alakul ki heti 6-6 fős be- illetve kiáramlással és 21 fős munkanélküli állománnyal. A 2.2. sz. táblázat hat egymást követő héten mutatja be az így adódó munkanélküli állomány megoszlását a munkanélküliség időtartama szerint illetőleg az egyes kohorszok létszámának alakulását.

² A háromféle átlag közötti tartalmi eltérések és összefüggések hasonló természetűek, mint amilyenekkel az átlagos élettartamok számszerűsítésében alkalmazott demográfiai mutatók esetében találkozhatunk. Nevezetesen D_1 a népesség t_0 időponti átlagos életkorának, D_2 a t_0 időpontban életben lévő népesség várható átlagos élettartamának, D_3 pedig egy adott időszakban születettek (meghaltak) átlagos élettartamának mutatójával állítható párhuzamba.

2.2. sz. táblázat

Munkanélküli állományok megoszlása a befejezetlen munkanélküliségi időszakok hossza szerint egymást követő hetekben

A munkanélküliség időtartama, hét		A munkanélküliek létszáma, fő					
A hét közepén	A hét végén	1. hét	2. hét	3. hét	4. hét	5. hét	6. hét
0,5	1	6	6	6	6	6	6
1,5	2	5	5	5	5	5	5
2,5	3	4	4	4	4	4	4
3,5	4	3	3	3	3	3	3
4,5	5	2	2	2	2	2	2
5,5	6	1	1	1	1	1	1
Összesen		21	21	21	21	21	21

18,5

Bármely hét közepén azt tapasztaljuk, hogy hatan 0.5 hete, öten 1,5 hete, négyen 2,5 hete, hárman 3,5 hete, ketten 4,5 hete munkanélküliek, egy személy pedig 5,5 hete. Így a megfigyelés időpontjáig munkanélküliként töltött idő átlaga (D_1) példánkban $2 \frac{1}{6}$ hét lesz.

A munkanélküli állományhoz tartozók munkanélküliségi időszakainak teljes hossza értelemszerűen a már munkanélküliként töltött idő és a még hátralévő idő összegével egyenlő. A hat személy közül, akik éppen fél hete munkanélküliek, egy már a hét végén ki fog lépni a munkanélküliek közül, tehát még fél hetet fog munkanélküliként tölteni. Ugyanebből a kohorszból egy másik személy a következő hét végén lép ki, ő még 1,5 hétig lesz munkanélküli, a harmadik, negyedik, ötödik és hatodik személy pedig rendre még 2,5, 3,5, 4,5 és 5,5 hétig. Így a hat személy még hátralévő munkanélküliségének átlaga 3 hét lesz. Hasonlóképpen kiszámítva az összes személy által a megfigyelés időpontja után még munkanélküliként töltött időt, a hátralévő munkanélküliség időtartamának átlagaként $2 \frac{1}{6}$ hét adódik, éppen annyi, mint a már munkanélküliként töltött idő átlaga. A munkanélküli állományhoz tartozók teljes munkanélküliségi időszakainak átlaga (D_2) pedig a két átlag összege, $4 \frac{2}{6}$ hét lesz.

A példában minden héten egy-egy 6, 5, 4, 3, 2 és 1 hetes munkanélküliségi időszak kezdődik el, illetőleg fejeződik be, amelyek átlaga (D_3) 3,5 hét. E átlag és a heti beáramlás (6) szorzataként kapjuk eredményül a 21 fős munkanélküli állományt.

A példa alapján különböző módokon számított munkanélküliségi időtartamok megoszlásait és átlagait foglalja össze a 2.3. sz. táblázat.

2.3. sz. táblázat

Munkanélküli időszakok hosszának megoszlásai és átlagai

Munkanélkü- liség hossza, hét	Befejezetlen időszakok	Teljes (befejezett) időszakok		
	Összes munkanél- küli	Összes munkanél- küli	Belépők	Kilépők
1	6	1	1	1
2	5	2	1	1
3	4	3	1	1
4	3	4	1	1
5	2	5	1	1
6	1	6	1	1
Összesen	21	21	6	6
Átlagos időtartam	2 1/6	4 2/6	3,5	3,5

Egy-egy időpont munkanélküli állományában mindig magasabb arányban található viszonylag hosszú ideig munkanélküliek, mint a belépők illetve a kilépők között. (Hasonlítsuk össze a 2.3. sz. táblázat harmadik illetve negyedik és ötödik oszlopait!) Ezt az összefüggést nevezzük az állományi minták hossztorzításának (lásd például Kiefer, 1988). Annak valószínűsége, hogy a munkanélküliségi időszakokat egy-egy időponti mintában megfigyeljük, hosszúságukkal arányos.

Egyensúlyi helyzetben általában is igaz, hogy egy-egy időpontban éppen folyamatban lévő munkanélküli időszakok teljes hosszának várható értéke pontosan kétszerese a keresztmetszeti vizsgálatban megfigyelhető - befejezetlen - munkanélküliségi időszakok átlagos hosszának ($D_2=2xD_1$). Ha a munkanélkülivé válók munkanélküliségének időtartama (D_3) ugyan állandó, de a munkanélküliség nő - azaz a beáramlás nagyobb a kiáramlásnál -, akkor az időponti megfigyelésekben viszonylag magas számban találunk rövid munkanélküli időszakokat. Ennek következtében a befejezett időszakok átlaga

nagyobb lesz, mint a megfigyelt időszakok átlagának kétszerese ($D_2 > 2 \times D_1$). Csökkenő beáramlás esetén a helyzet éppen fordított ($D_2 < 2 \times D_1$). Amikor a munkaerőpiac nincs egyensúlyi helyzetben - azaz a munkanélküliek létszáma változik illetve a be- és kiáramlás nem azonos - , a munkanélküli állomány nem fejezhető ki egyszerűen a beáramlás és a belépők által munkanélküliként töltött idő átlagának szorzataként, de mindig igaz, hogy a munkanélküliség színvonala e két tényező függvénye:

$$U = F(I, D).$$

A munkanélküliség különböző módon számított átlagos időtartamai között a valóságban is jelentősek az eltérések. Az Egyesült Államokban 1989-ben az év folyamán befejeződő munkanélküliségi időszakok átlagos hossza (D_3) 2,4 hónap, míg a folyamatban lévő (befejezetlen) munkanélküliségi időszakok hosszának átlaga (D_1) 2,7 hónap. Nagy-Britanniában - ahol a munkanélküliségi periódusok hosszabbak - a férfiakra vonatkozó megfelelő átlagok ugyanebben az évben: $D_3=7,0$ hónap $D_1=20,6$ hónap (Layard, Nickell és Jackman, 1991). (Egyensúlyi helyzetet feltételezve a fenti adatok alapján a folyamatban lévő időszakok befejezett hosszának átlaga az Egyesült Államokban 5,4 hónap, Nagy-Britanniában 41,2 hónap volt.)

Az ismétlődő munkanélküliség miatt a munkanélküli időszakok hosszúságának vizsgálata egymagában nem ad teljes képet arról, hogyan oszlanak meg a munkanélküliség terhei az egyének, illetőleg a népesség különböző csoportjai között. Hogy ezt belássuk, elég visszapillantunk a 2.2. sz. ábrára, ahol a 3. és 4. számú személy a feltüntetett időintervallumban két-két alkalommal volt munkanélküli. Nyilvánvalóan hamis következtetésre jutnánk, ha munkanélküliségük egyenként viszonylag rövid időszakaiból próbálnánk megítélni, milyen mértékben sújtotta őket a munkanélküliség. Az egyensúlyi helyzetre alkalmazott képletünkben ($U = I \times D$) az ismétlődően munkanélkülek többször szerepelnek a beáramlásban. A vizsgált időszakban munkanélkülivé váló személyek számát I_p -vel, az egy személyre jutó munkanélküli időszakok számát pedig S -sel jelölve a képlet a következőképpen módosítható:

$$U = I_p \cdot S \cdot D.$$

A 2.4. sz. táblázatból látható, hogy az egyes országok munkaerőpiacai közötti különbség nemcsak a munkanélküliségi ráta eltérő nagyságával jellemezhető, hanem azzal is, hogy a munkanélküliség adott színvonala a beáramlás és az átlagos időtartam milyen kombinációjaként áll elő. Az Egyesült Államokban és Kanadában a beáramlási ráták magasak, de a munkanélküliség átlagos időtartama igen rövid. Ezzel szemben az európai országok többségére - azonos vagy magasabb munkanélküliségi ráta mellett - az alacsony beáramlás és a hosszú munkanélküliség jellemző. Néhány országban a csekély beáramlás rövid munkanélküliségi idővel párosul, természetesen ezekben viszonylag alacsonyak a munkanélküliségi ráták is.

2.4. sz. táblázat

Munkanélküliségi és beáramlási ráták néhány országban 1988-ban

Ország	Munkanélküliségi ráta (%)	Havi beáramlási ráta (%)	Átlagos időtartam egyensúlyi helyzetet feltételezve (hónap)
<i>Alacsony beáramlás, hosszú időtartam</i>			
Belgium	8.3	0.2	50
Dánia	9.4	0.8	11
Egyesült Királyság	9.1	0.9	10
Franciaország	11.1	0.6	21
Hollandia	10.1	0.4	25
Németország	6.6	0.4	16
Olaszország	8.6	0.2	36
Spanyolország	23.6	0.2	105
<i>Magas beáramlás, rövid időtartam</i>			
Ausztrália	7.8	1.4	6
Egyesült Államok	5.8	2.2	3
Kanada	8.3	2.6	3
<i>Alacsony beáramlás, rövid időtartam</i>			
Japán	2.6	0.5	5
Norvégia	3.3	1.1	3
Svédország	1.6	0.5	3

Forrás: Layard, Nickell, Jackman (1991)

3. REGISZTRÁLT MUNKANÉLKÜLIEK BE- ÉS KIÁRAMLÁSAI

3.1. AZ ELEMZÉS MINTÁJA ÉS MÓDSZEREI

Ebben a fejezetben a magyar munkanélküliség dinamikájának empirikus vizsgálatával foglalkozunk. Bár Magyarországra jellemzőnek látszik, hogy a munkanélküli állomány lassan cserélődik, eddig ezt a kérdést kevésbé vizsgálták.

Az általunk használt adatok a segélyrendszer hivatalos nyilvántartásaiból származnak. Ebből következően az elemzés a munkanélküli járadékot kapók állományába történő beáramlásra és az onnan történő kiáramlásra korlátozódik. Az Országos Munkaügyi Központ (OMK) információkat gyűjt minden segélyfizetési időszakról és ezeket számítógépen tárolja. Az adatok a helyi munkaközvetítő irodákból származnak, ahol az állásközvetítést és a segélyszámítást számítógép segítségével végzik. A segélyezési időszakokról az OMK-ban rendelkezésre álló információkat a 3.1. sz. táblázat foglalja össze. Az állásközvetítéshez felhasznált adatok információt biztosítanak a segélyezettek néhány alapvető társadalmi-gazdasági jellemzőjéről mint a nem, az életkor, az iskolai végzettség és a foglalkozás. A járadék kiszámításakor és folyósításakor rögzítik az utolsó munkaviszony megszűnésének időpontját, a munkanélkülivé válás okát ("munkaviszony megszűnésének módja"), a járadékra jogosultság időtartamát, a járadék számításához alapul vett átlagkeresetet, a járadékfizetés kezdetének és végének időpontját, a segélyezés megszűnésének okát, a kifizetett bruttó járadék és a levonások összegét és a segély szüneteltetésének időszakait, valamint azt, hogy a segélyezés mely segélyrendszer szabályai alapján történik. Az információk egy részét – így például az utolsó munkaviszony megszűnésének időpontját és a segélyszámításhoz használt átlagkeresetet – ismétlődő segélyezés esetén felülírják. Ennek következtében nem áll rendelkezésre a segélyezés teljes történetének minden vonatkozására kiterjedő adatbázis, de ismerjük az összes járadék kezdetének és végének időpontját.

3.1. sz. táblázat

Az OMK segélyregiszterének adatai

1. Az utolsó segélyezési időszakra vonatkozó információk

segélytípus
munkaközvetítő iroda kódja (az első két számjegy a megyét mutatja)
születési év
az utolsó munkaviszony megszűnésének módja
iskolai végzettség
a segély kiszámításához használt átlagkereset
a segélyfizetés napjainak száma
a jogosultsági időt csökkentő szüneteltetések napjainak száma
a segélyjogosultság kezdetének dátuma
az 1. segélyezési szakaszra szerzett jogosultság napjai
a 2. segélyezési szakaszra szerzett jogosultság napjai

2. A járadékfizetési és szüneteltetési időszakokra vonatkozó információk

az időszak kezdetének napja
az időszak végének napja
segélyezési kód (folyamatos segélyezés, jogosultság kimerítése, szüneteltetés, újraelhelyezkedés, munkaerőpiaci programba való bekapcsolódás stb.)
segélyfizetési napok összesített száma 1989. január 1. óta
bruttó segély
levont személyi-jövedelemadó előleg
levont társadalombiztosítási hozzájárulás
levont tartásdíj
nettó segély
szakasz mutató (1. vagy 2. szakasz)
az utolsó foglalkozás FEOR kódja
az első segélyfizetés kezdete 1989. január 1. óta

Az adatforrás előnye, hogy pontos információkat tartalmaz valamennyi járadékfizetésről. Ugyanakkor több jelentős korláttal is számolnunk kell: azokról a munkanélküliekről, akik nem kapnak segélyt, az adatbázis egyáltalán nem tartalmaz információt és a munkanélküli személyekről rendelkezésünkre álló információk korlátozottak, nincsenek adatok a munkanélküliek háztartásáról, családi helyzetéről, nem tudhatunk meg továbbá semmit a mintába került munkanélküliek álláskeresőzéséről sem. Háztartási adatfelvételek esetében e hátrányokkal nem kell számolnunk. Ugyanakkor egyik adatforrás sem tekinthető minden szempontból előnyösnek. A munkanélküli regiszterrel szemben a háztartási felvételek mintájába többnyire csak igen kisszámú

munkanélküli kerül be,³ ráadásul e felvételek sokszor bizonytalan információkat tartalmaznak a segélyek összegéről és a munkanélküliség időtartamáról. (Több kutatás is foglalkozott azzal a kérdéssel, hogy - többek között - a munkanélküliség időtartamának vizsgálatában milyen torzítást eredményez, hogy a válaszadók nem pontosan emlékeznek vissza az időpontokra.⁴)

Az OMK segélynyilvántartásában a pályakezdők munkanélküli-segélyében részesülő fiatalokról is vannak adatok, de e csoportra elemzésünk nem terjed ki. Szintén nem foglalkozunk azokkal, akik a tartós munkanélküliek családi jövedelemtől függő szociális támogatásában (jövedelempótló juttatás) részesülnek (az ő részletes adataikat nem is tartalmazza az OMK általunk használt adatbázisa). 1992. márciusában – abban az időpontban, amikor mintánkat kiválasztottuk – az ilyen szociális támogatást kapók létszáma 2.000 fő alatt volt, szemben a munkanélküli járadékban részesülők 370.000 fő állományával. Ugyanekkor mintegy 16.000 fiatal kapott pályakezdő munkanélküli-segélyt. A munkanélküli járadékot kapók aránya ekkor az összes regisztrált munkanélküli több, mintegy 70 százalékát tette ki. A 3.1. sz. ábra a az összes regisztrált munkanélküli és a különböző ellátásban részesülők létszámának időbeni alakulását mutatja be. Az alacsony kiáramlás miatt egyre hosszabbodó munkanélküliségi időtartam, valamint a járadékra való jogosultság időtartamának megrövidítése azt eredményezte, hogy a járadékot kapó munkanélküliek aránya 1994. áprilisára az összes regisztrált munkanélküli kevesebb, mint 40 százalékára csökkent.

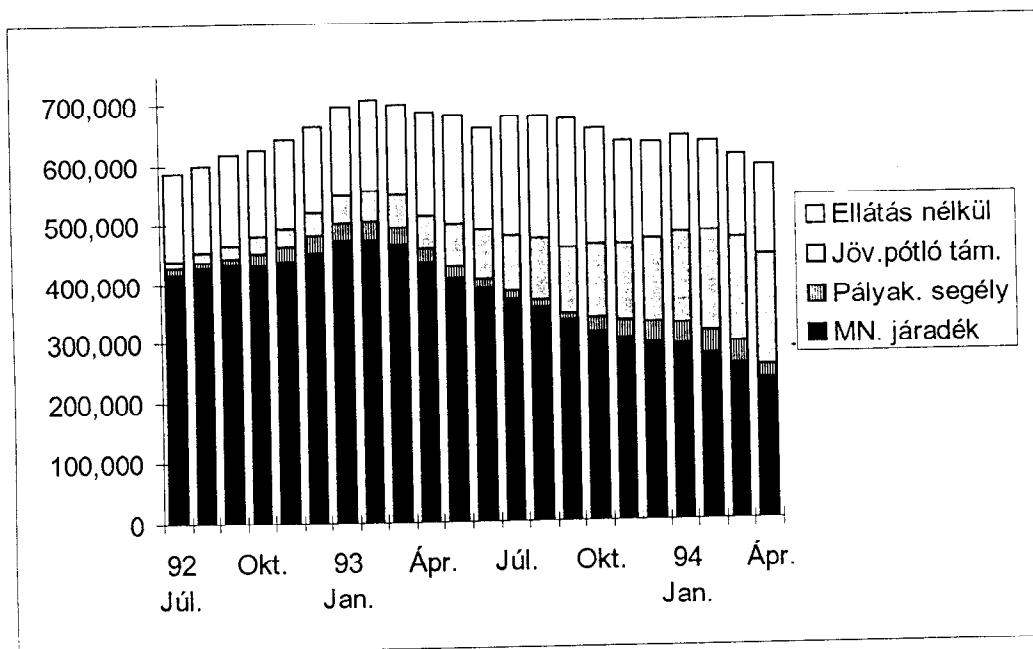
A fejezetben a járadékot kapók állományába 1992. márciusában belépők teljes körét vizsgáljuk, ami csaknem 40.000 munkanélkülit illetve megfigyelt munkanélküliségi időszakot jelent. Ez lehetőséget biztosít arra, hogy megfelelő pontossággal kimutassuk a különböző csoportok be- és kilépési rátáinak különbségeit.

³ A Magyar Háztartás Panel mintáiban például 300 fő körül mozog a munkanélküliek létszáma (a munkakeresés kritériuma alapján definiálva).

⁴ Lásd például Horvath (1982), amely az USA munkaerő-felmérésében meglévő ilyen torzításokat vizsgálja. A probléma természetesen elsősorban a retrospektív felvételeknél jelentkezik, de követéses vizsgáltok esetében is a válaszadó emlékezetére kell hagyatkozni, amikor két megkérdezés közötti időszak eseményeinek időpontjára vonatkozó információkat gyűjtnek.

3.1. sz. ábra

A regisztrált munkanélküliek és a különböző munkanélküli ellátásban részesülők létszámának alakulása



A mintavétel során az volt a célunk, hogy a be- és kiáramlás elemzéséhez egy időszak belépőiből álló mintát nyerjünk. Első lépésként valamennyi 1992. február 21. és március 20. között kezdődő új segélyezési időszakot kiválasztottunk az adatbázisból (nem véve figyelembe a szüneteltetés után újratezdődő segélyezéseket). Így 43.239 időszakot kaptunk. A kiválasztott munkanélküliek korábbi segélyezésének vizsgálatakor azt láttuk, hogy egy részük nem sokkal a vonatkozási időszak előtt már kapott segélyt, és azóta nem volt új munkaviszonya. Az ő esetükben speciális eljárással döntöttük el, hogy bekerüljenek-e a mintába. (Sokan un. "segélyváltók", akik rögtön azután folyamosítottak 92-es munkanélküli járadékért, hogy kimerítették a 89-es típusú segélyt, lásd részletesebben a tanulmány 4. fejezetében.) Kihagytuk a mintából azokat az eseteket, ahol (i) az előző járadékfizetés azért ért véget, mert a munkanélküli átképzésbe került, (ii) az előző járadékfizetés egy hónapon belül kimerítés miatt ért véget, (iii) az előző járadékfizetés egy héten belül ért véget és a segélykód munkaviszony létesítését jelölte (ebben az esetben azt feltételezzük, hogy mégsem elhelyezkedés történt; emlékeztetünk, hogy a szabályt csak akkor alkalmaztuk, ha nem volt újabb munkaviszony jelezve az adatállományban). Ilyen okokból 3.8417 fővel fogyatkozott meg a minta. A fennmaradó 39.417 munkanélküli adatait használtuk a munkanélküliség időtartamának elemzéséhez (a 3.3. és 3.4. fejezetben).

A 3.2. fejezetben, ahol a beáramlási rátákról van szó, a foglalkoztatottságból a munkanélküliségbe történő beáramlást vizsgáljuk.

Annak érdekében, hogy a ráták számlálói és nevezői összhangban legyenek, megpróbáltuk azonosítani azokat a munkanélkülieket, akik közvetlenül a foglalkoztatottak köréből léptek a segélyezettek közé. Ezért a mintát azokra szűkítettük, akik utolsó munkaviszony 6 hónapon belül szűnt meg. (Ez kissé nagyvonalúnak tűnhet, de el akartuk kerülni, hogy a várakozási időt kitöltő kilépőket kizárjuk a mintából.) Így a beáramlási rátákhoz használt minta 32.216 esetből áll.

A munkanélküliségi időtartam és a kilépési esélyek vizsgálatához meg kellett állapítani, hogy a belépők mennyi ideig maradtak a regiszterben, illetőleg milyen módon távoztak onnan. Ezért 1994. februárjában ismét leválogattuk a mintába került személyek összes fizetési rekordját. Ezeket használtuk fel a segélyezési időszakok hosszának és a kilépés módjának meghatározására. Gyakran előfordul, hogy egy-egy segélyezési időszakról különböző okok miatt több adatrekordban található információ. (Ilyen eset például, ha valaki az 1. és a 2. szakasz szabályai szerint is kap járadékot.) A megfelelő rekordokat tehát "össze kellett kapcsolni". Minden esetben összekapcsoltuk a rekordokat, ha semmi sem utalt a segélyfizetés megszakadására – az első rekordban később folytatódó fizetést jeleztek és a következő napon vagy egy nappal később egy másik rekord kezdődött. A legfeljebb egy hét szüneteltetéssel megszakított segélyfizetést is folyamatosnak vettük. (Ennél hosszabb szüneteltetés esetén megszakadtnak tekintettük az időszakot.)

Íly módon az időszakok 94 százalékát sikerült végig követni. A fennmaradó 6 százalék esetében a folytatódó segélyfizetést jelző kód után nem találtunk az egyéb feltételeknek megfelelő fizetési rekordot. Valószínűleg sok szüneteltetés miatt megszakadó segélyezési időszak van közöttük. Néhány esetben azért nem ismerjük a segélyezés befejeződésének időpontját és módját, mert még nem ért véget 1994. februárig. Ezek mind olyan munkanélküliek, akik a 91-es szabályok szerint 2 év jogosultságot szereztek.

A 3.2. fejezetben számolt beáramlási ráták nevezőjében a "biztosított foglalkoztatottak" becsült létszáma szerepel. A számításokhoz a KSH munkaerő-felmérésének 1992. I. negyedévi adatait használtuk.⁵

A "biztosított foglalkoztatottak" létszámának becslésekor a járadék-jogosultság szabályaiból indulunk ki. A szabályok szerint nem kaphat járadékot, aki elérte az öregségi nyugdíj korhatárát vagy önállóként dolgozott. A többiek is csak akkor kaphatnak járadékot, ha a megelőző 4 évben legalább 1 évig munkaviszonyban álltak. A "biztosított foglalkoztatottakat" az életkor és a foglalkoztatás jellege alapján definiáltuk: a 60 év alatti férfi és az 55 év alatti nő alkalmazottakat tekintettük ilyennek, az idősebbeket és az önállóakat kizárva. Ez a sokaság a munkaerő-felmérésben szereplő nem nyugdíjkorú foglalkoztatottak 85 százaléka.

⁵ A munkaerő-felmérésben negyedévente 30.000 háztartást kérdezik meg. A KSH a minta felszorozott adatait közli.

A munkaerő-felmérésben nincs információ arról, hogy ki mennyi ideig dolgozott az elmúlt 4 évben, ezért nem tudtuk megbecsülni, hogy hányan nem tesznek eleget a jogosultság ezzel összefüggő kritériumának. Nyilvánvalóan leginkább a pályakezdő fiatalok ilyenek. Ezért az alsó korcsoportokban lesz a legnagyobb a különbség a biztosított munkanélküliek valóságos és általunk becsült száma között, következésképpen e korcsoportoknál becsüljük leginkább alá a beáramlási rátát. Ugyanakkor bizonyára vannak néhányan a munkaerő-felmérésben, akik nemrég váltak önállóvá, és korábbi munkaviszonyaik alapján kaphatnának járadékot. Ők viszont hiányoznak a nevezőből.

A 3.2. fejezetben havi belépési rátákat mutatunk be nemek, életkor, iskolázottság, foglalkozási csoport és megyék szerint. A 3.3. fejezetben nem-parametrikus módszerek alkalmazásával bemutatjuk a munkanélküliségi időszakok időtartamát és a kilépési arányokat különböző kilépési irányokba. A 3.4. fejezet a kilépési valószínűségek parametrikus becsléseit mutatja be. A 3.5. fejezetben összefoglaljuk a be- és kiáramlásokkal kapcsolatos eredményeket és a munkaerőpiaci politikára valamint a további kutatásokra vonatkozó következtetéseket fogalmazzuk meg.

3.2. BEÁRAMLÁS A JÁRADÉKOT KAPÓK ÁLLOMÁNYÁBA

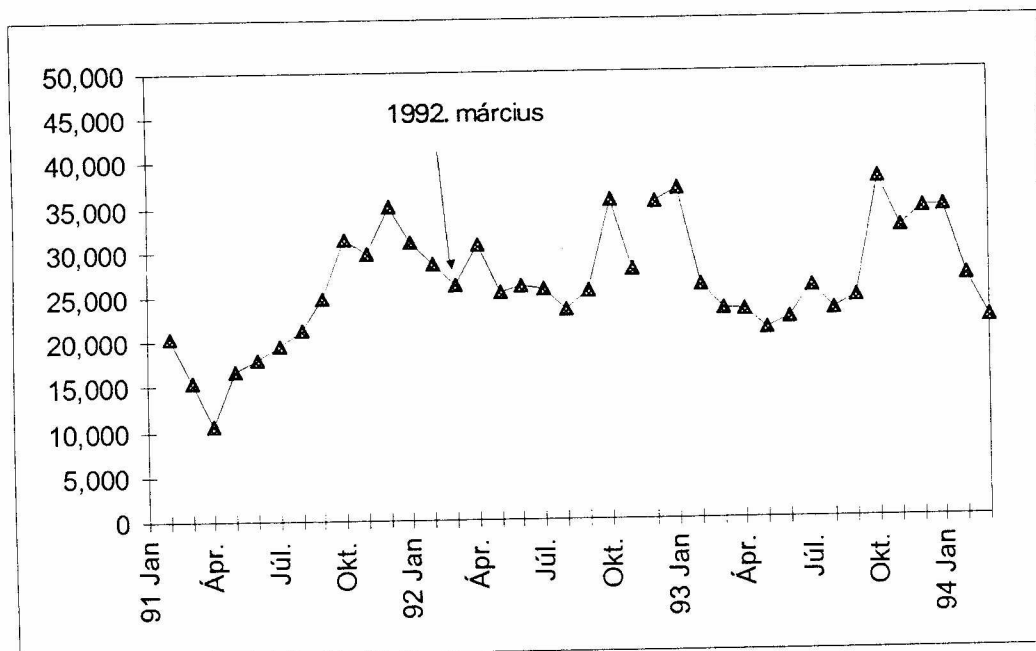
Az fentiekben bemutatott mintavételi eljárás eredményeképpen adatállományunk az 1992. márciusban a járadékot kapók állományába belépő valsmennyi munkanélkülit tartalmazza. Első megállapításunk e beáramlás abszolút nagyságával függ össze – meglehetősen egyszerű, de nem jelentéktelen. Az Országos Munkaügyi Központ (OMK) adatbázisában, ahonnan mintánk származik, lényegesen több 1992. márciusában kezdődő járadékfizetési időszakot tartanak nyilván annál, mint amennyi az OMK által kiadott 1992. márciusi havi statisztikai tájékoztatóban szerepel. (A havi statisztikák is az egyik hónap 21-től a következő hónap 20-ig terjedő időszakot ölelik fel, és ugyanarra az adatbázisra épülnek, amit mi is használtunk.) Az OMK által havonta közölt áramlási adatok előzetesek, nem tartalmazzák azokat a vonatkozási időszakban történt belépéseket, amelyekről csak később érkezik információ a helyi irodáktól.⁶ 1992. márciusában (február 21. – március 20.) a havi kiadvány 25.739 belépőt tüntet fel, ezzel szemben a karbantartott adatbázis alapján – egy későbbi időpontban újraszámolva – 39.417 fős, ennél 50 százalékkal nagyobb beáramlás adódik. A 3.2. sz. ábra szerint, amely az OMK által havonta közölt beáramlásokat mutatja, az 1992. márciusi beáramlás nem tekinthető kiugrónak. Ugyanakkor egy adott hónap adatai alapján természetesen csak óvatosan vonhatunk le általános következtetéseket. Nem tudhatjuk például, hogy a vizsgált hónapban tipikus volt-e a hónap folyamán kezdődő, de az OMK felé csak

⁶ Nem hibáról van tehát szó, hanem a gyors adatközlés természetes "áráról".

később jelentett járadékfizetések aránya. Az eredmények e fenntartásokkal is arra utalnak, hogy Magyarországon a regisztrált munkanélküliségbe történő beáramlás lényegesen magasabb, mint amekkorát a közölt hivatalos adatok mutatnak.⁷

3.2. sz. ábra

Beáramlás a munkanélküli ellátást kapók közé 1991. január és 1994. március között



Forrás: OMK

Megjegyzés: Az adatok a pályakezdők segélyét kapókat is tartalmazzák

Bár a 3.2. sz. ábra szerint az 1992. márciusi beáramlás nem volt kiugróan alacsony vagy magas mértékű, 1992. első félévének beáramlását minden bizonnyal befolyásolta az 1991. végén bevezetett végkielégítés. A nem fegyelmi okokból elbocsátottak ettől kezdve a munkáltatónál eltöltött időtől függően 1-6 havi bérüket kaphatják meg végkielégítésként (3-4 év ott töltött idő után 1 havi, 25 év vagy hosszabb idő után 6 havi bér a végkielégítés összege). A végkielégítésben részesülők munkanélkülivé válásuk után annyi hónapig nem kapnak munkanélküli járadékot, ahány hónapra a végkielégítés szólt. A segélyezés szabályainak ez a változása nyilván csökkentette az 1992. első félévére kimutatott beáramlást (még hozzá feltehetően különböző mértékben az egyes életkori és iskolai végzettségi csoportokban). (A kikötés, mely szerint a végkielégítés kiszámításakor csak az azonos munkáltatónál eltöltött időt veszik figyelembe, némileg csökkenti a probléma súlyát, hiszen az átalakulás előtti

⁷ A 3.2. sz. ábra adatai együtt mutatják a munkanélküli járadékot és a pályakezdők munkanélküli segélyét kapók közé történő belépéseket. Az utóbbi a belépések csupán 2 százalékát tette ki 1992. márciusában.

időszakban gyakoriak voltak az állásváltogatások.) Mint a fenti fejtegetés is mutatja, az elemzésben nem a munkanélküli járadék iránti kérelem időpontját tekintjük a belépés időpontjának, hanem a *járadékfizetés megkezdésének időpontját* (ezt végső soron a rendelkezésünkre álló adatok kényszerítik ránk).⁸

A beáramlást a foglalkoztatottak 1992. első negyedévi átlagos létszámához viszonyítjuk, így a *foglalkoztatottságból* a "biztosított munkanélküliségbe" (biztosítási típusú munkanélküli ellátást kapók állományába) történő beáramlás arányait kalkuláljuk. Ezért a belépők között nem vesszük figyelembe azok létszámát, akik a megelőző 6 hónapban nem dolgoztak.⁹ Mint már említettük, arra is kísérletet tettünk, hogy a ráták nevezőit az úgynevezett "biztosított foglalkoztatottakra" korlátozzuk: a foglalkoztatott népesség közül kizártuk azokat, akik nyilvánvalóan nem szerezhetnek jogosultságot munkanélküli járadékra.¹⁰

Nemek és a foglalkozás jellege szerint a következő beáramlási rátákat kaptuk:

	fizikai	szellemi	összesen
férfi	1.41%	0.38%	1.14%
nő	1.24%	0.36%	0.80%
összesen	1.35%	0.37%	0.98%

Az 1 százalékos havi beáramlási ráta lényegében ugyanakkora, mint amekkora 1991-ben Franciaországban és az Egyesült Királyságban, vagy 1992-ben Németország nyugati felén volt (Boeri, 1994, 2. sz. táblázat). Ezekben a nyugat-európai országokban a vizsgált években a munkanélküliségi ráta nem különbözött lényegesen az 1992. márciusi magyarországitól, különösen az első két esetben – 9,5 százalék, 8,1 százalék és 5,8 százalék, a 9,8 százalékos magyar értékhez viszonyítva. A hasonlóság már nem olyan egyértelmű, ha figyelembe vesszük a definíciók eltéréseit. Míg a mi számításunk a "biztosított"

⁸ Az OMK ugyanezt a definíciót alkalmazza a hivatalos statisztikákban.

⁹ Természetesen dönthettünk volna úgy, hogy a beáramlási ráta számítását kiterjesztjük valamennyi munkaerőpiaci állapotra – akkor meg kellett volna tartanunk ezeket az eseteket is és a nevezőként a munkaképes korú népesség létszámát használhattuk volna. De mivel mintánkban csak munkanélküli járadékot kapó munkanélküliek szerepelnek, hasznosabbnak tűnt a beáramlás fogalmát a közvetlenül a foglalkoztatottak állományából érkezőkre korlátozni.

¹⁰ Bár a beáramlási ráták számlálóiban az érintett népesség valóságos létszáma szerepel (mivel a teljes beáramlást megfigyeltük), ez nem így van a nevezők esetében. Nevezőként a lakossági munkaerő-felmérés becsült adatait használjuk. A munkaerő-felmérés keretében negyedévente 30.000 háztartást kérdeznek meg, de részletesebb bontások esetében még ekkora minta mellett is jelentős mintavételi hibával kell számolnunk. Ennek következtében az általunk számított beáramlási ráták csak becsült értékek.

foglalkoztatottak közül járadékot kapó munkanélkülivé válókra vonatkozik, a három OECD országban mind a számláló, mind a nevező szélesebb kört ölel fel (az összes regisztrált munkanélkülit és a munkaképes korú népességet).¹¹ Akárhogyis, a hasonlóság szembeötlő, és az adatok azt mutatják, hogy Magyarországon a beáramlási ráta nemzetközi összehasonlításban nem magas. Ezért tévedés lenne a magas magyar munkanélküliség okait az elbocsátásokból kiindulva magyarázni.

Nem meglepő, hogy a fizikai dolgozók beáramlási rátája lényegesen – mintegy háromszorosan – magasabb, mint a szellemi foglalkozásúaké. A nők férfiakhoz viszonyítva alacsony beáramlási rátája nem érdektelen annak tükrében, hogy Magyarországon a kelet-európai országokban szokatlan módon a nők munkanélküliségi rátája alacsonyabb, mint a férfiaké. Úgy tűnik, ez a különbség teljes mértékben az alacsonyabb beáramlásnak tulajdonítható, mivel – mint alább látni fogjuk – a nők munkanélküliségének időtartama némileg hosszabb, mint a férfiaké. A nemek közötti különbség jóval kisebb, ha a fizikai és a szellemi foglalkozásúakat külön vizsgáljuk. Ebből az is következik, hogy a férfiak és nők teljes beáramlási rátáinak különbségei részben éppen azt tükrözik, hogy sokkal több nő dolgozik szellemi munkakörben.

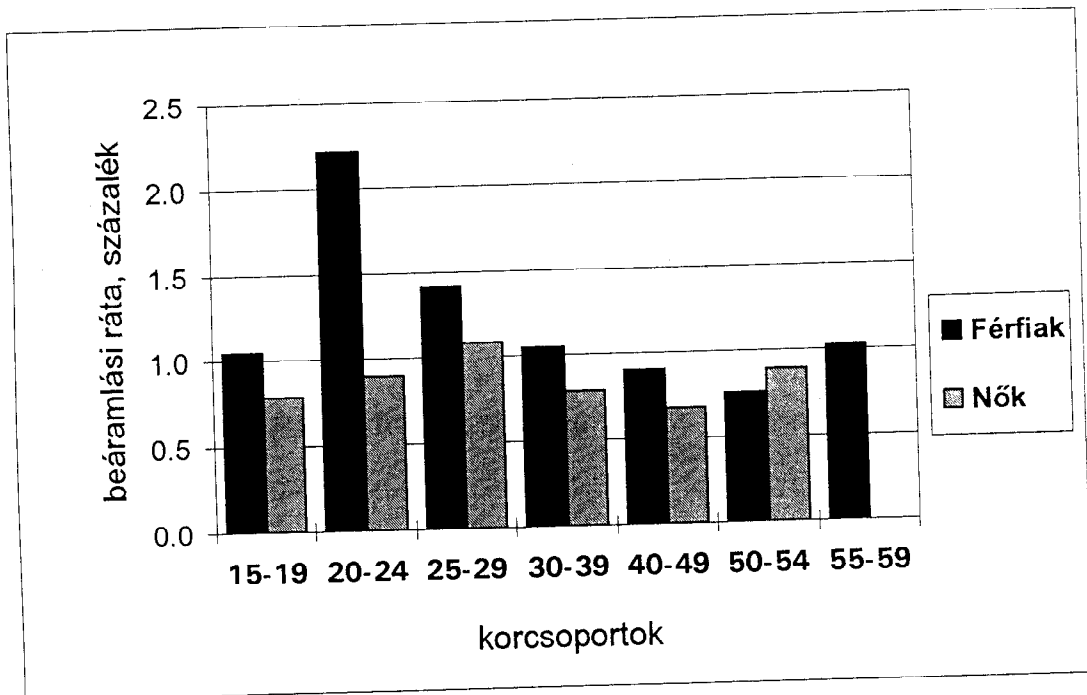
Most életkor, iskolai végzettség és megyék szerint vizsgáljuk meg a beáramlási rátákat. A 3.3. sz. ábra a korcsoportok szerinti beáramlási rátákat mutatja. A tizenévesek alacsony beáramlása annak következménye, hogy csak a munkanélküli járadékot kapók közé történő belépésekkel foglalkozunk és adataink között nem szerepelnek azok, akik közvetlenül tanulmányaik befejezése után váltak munkanélkülivé vagy még nem dolgoztak elegendő ideig ahhoz, hogy járadékjogosultságot szerezzenek. (E korcsoport esetében ugyanis kétségkívül sikertelenül próbáltuk a "biztosított munkanélküliekre" korlátozni a nevezőben szereplő létszámot, és ennek következtében a kimutatott beáramlási ráta kisebb, mint valójában.) A többi korcsoportot nézve elmondható, hogy az életkor szerinti beáramlási ráták mindkét nem esetében lényegesen különbözőek. A fiatal férfiak beáramlási rátája viszonylag magas, a 20-24 éveseké 2,2 százalék – háromszor akkora, mint a legalacsonyabb értékkel rendelkező 50-55 éves férfiaké. A nők esetében a beáramlási ráták kevésbé

¹¹ Jól mutatja az eredmények függését az alkalmazott definícióktól, ha a mi adatunkat Boeri 1992 egészére számított beáramlási rátájához hasonlítjuk. Boeri eredménye csak 0,5 százalék, az általunk márciusra számított érték mintegy fele. Úgy tűnik, az eltérés leglényegesebb oka, hogy Boeri számításai a hivatalosan közölt *előzetes* beáramlási adatokon alapulnak, amelyek, mint kifejtettük, lényegesen alacsonyabbak, mint a tényleges beáramlás. (Az eltérés – mint 2. sz. ábra is mutatja – nem magyarázható azzal, hogy Boeri éves átlagot használ, míg mi csak a márciusi beáramlási rátát becsültük. A havonta közölt beáramlások 1992. évi átlaga csak 9 százalékkal volt magasabb, mint a márciusi érték.)

szóródnak életkor szerint és a 25-29 évesek értéke a legmagasabb.¹² Mindkét nem esetében jellemző, hogy a beáramlási ráta csekély mértékben emelkedik a nyugdíjkor előtt álló korcsoportnál.

3.3. sz. ábra

Beáramlási ráták életkor és nemek szerint



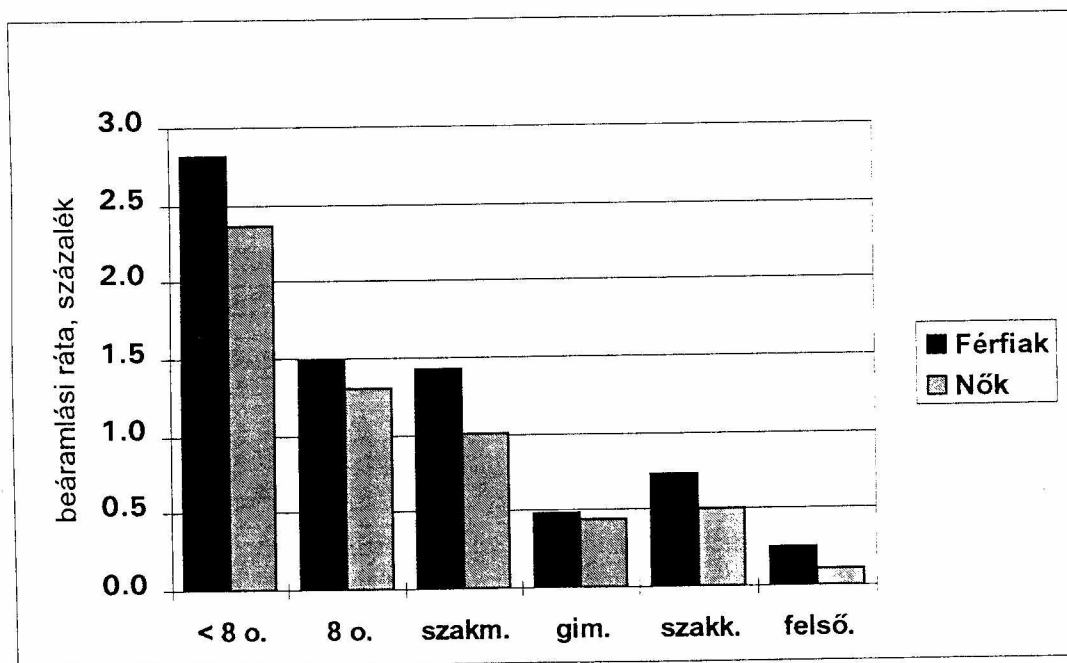
A beáramlási ráták életkor szerinti különbségei a férfiak esetében hasonlóak, mint Nagy-Britanniában voltak a 70-es évek végén (Stern, 1989). Adataink nem mutatják, hogy a vizsgált időszakban az elbocsátások az idősebbeket fokozottan érintenék. Sőt, ha azt feltételezzük, hogy munkahelyváltogatás gyakoribb a fiatalok körében, akkor az állásból való kikerülés arányaiban még nagyobb különbség adódik a fiatalok és az idősebbek között, mint a beáramlási rátákban. Ennek alapján azonban még nem állíthatjuk, hogy az idősebb korcsoportokat a gazdasági átmenettel járó munkaerőpiaci változások kevésbé érintették volna. Egyrészt, lehetséges, hogy korábbi időszakokban a munkanélkülivé válók között magasabb volt az idősebbek aránya. Másrészt, állásvesztéskor a nyugdíjkor közelében állóknál sokkal inkább valószínű, hogy nem a munkanélküli, hanem az inaktív állományba kerülnek át, mint a fiatalabbaknál (öregségi vagy korengedményes nyugdíjazással).

¹² A 20-25 éves nők beáramlási rátáját bizonyára befolyásolja, hogy ez a korcsoport veszi igénybe a legnagyobb valószínűséggel a gyermekgondozási támogatásokat. A gyeden és gyesen lévő nők szerepelnek a ráta nevezőjében; bizonyára vannak közöttük, akik akkor is gyesen maradnak (és nem igényelnek munkanélküli járadékot), ha megszűnik az állásuk.

Az iskolai végzettség szerinti beáramlási ráták a 3.4. sz. ábrán láthatók. Itt mindkét nem esetében azonos különbségek tapasztalhatók: az alacsony iskolai végzettségűek beáramlása a munkanélküliségbe nagyobb. Míg a felsőfokú végzettségűek beáramlási rátája (a két nemet egybevéve) csak 0,3 százalék, a befejezetlen általános iskolai végzettséggel rendelkezők között a férfiak 2,8 százaléka, a nők 2,4 százaléka vált munkanélkülivé. A munkanélküliségbe történő beáramlás jelentős mértékben az alacsony iskolai végzettségűekre koncentrálódik. A szabály alól a 8 általánost és a szakmunkásképző iskolát végzett férfiak jelentenek kivételt, mely két csoport beáramlási rátája nagyjából megegyezik. Ez megerősíteni látszik azt a nézetet, mely szerint Magyarországon szakképzést túlméretezték. Ezzel egybecseng az az eredményünk, mely szerint, bár a középiskola elvégzése lényegesen csökkenti a munkanélkülivé válás valószínűségét, a férfiak esetében a szakközépiskolát végzettek beáramlási rátája magasabb, mint a gimnáziumot végzetteké.

3.4. sz. ábra

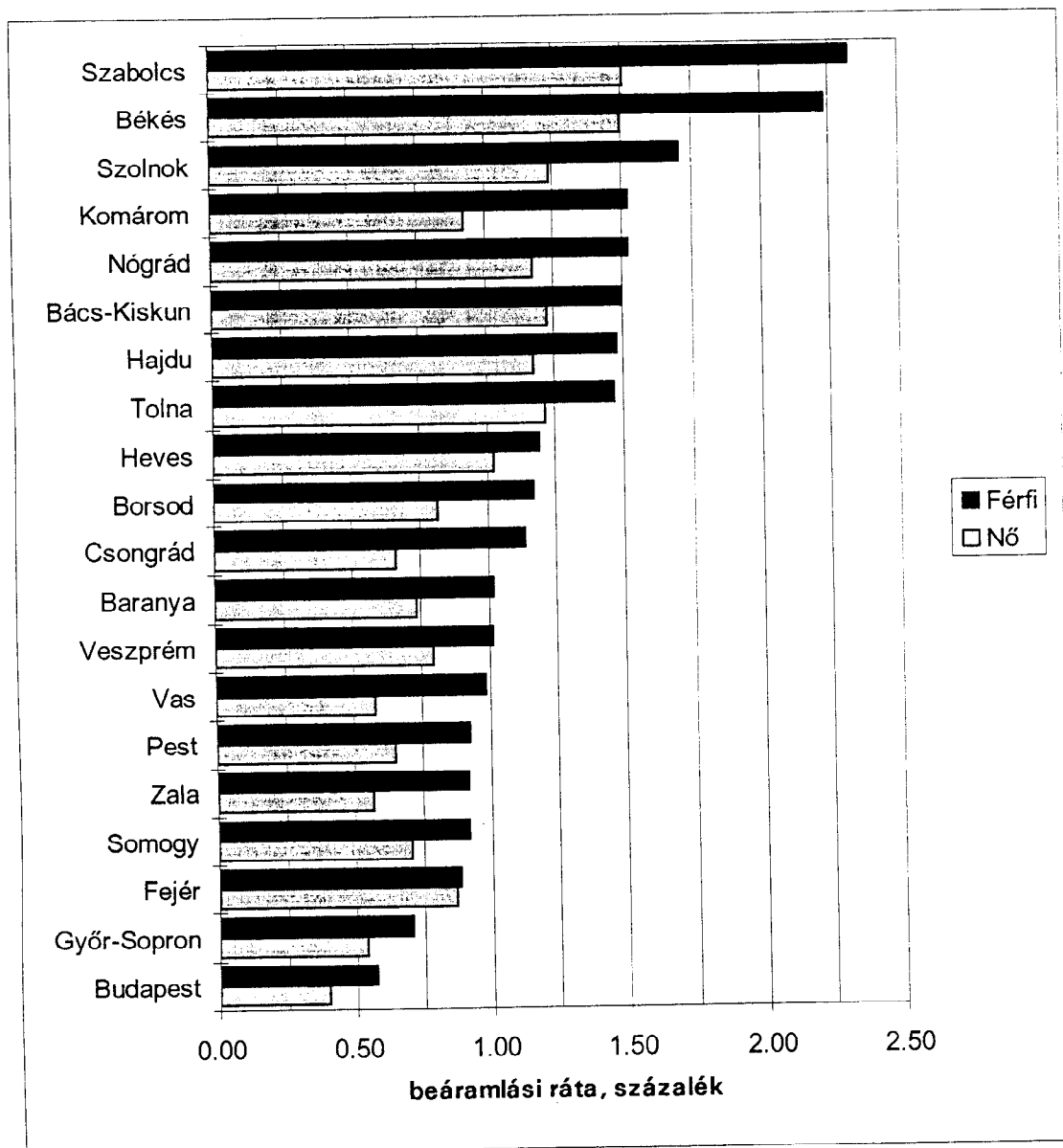
Beáramlási ráták iskolai végzettség és nemek szerint



Az 3.5. sz. ábra megyék szerint mutatja a beáramlási rátákat. A két nemet együtt vizsgálva a megyei beáramlási ráták Budapest 0,48 százalékos és Szabolcs-Szatmár 1,94 százalékos értéke között szóródnak, ami mintegy négyszeres különbség. A 3.6. sz. ábrán a megyék beáramlási és munkanélküliségi rátáit együtt ábrázoltuk. A két mutató között szoros kapcsolat látszik (a korrelációs együttható 0,81), ami arra utal, hogy az eltérő beáramlási ráták jelentős szerepet játszanak a munkanélküliség területi

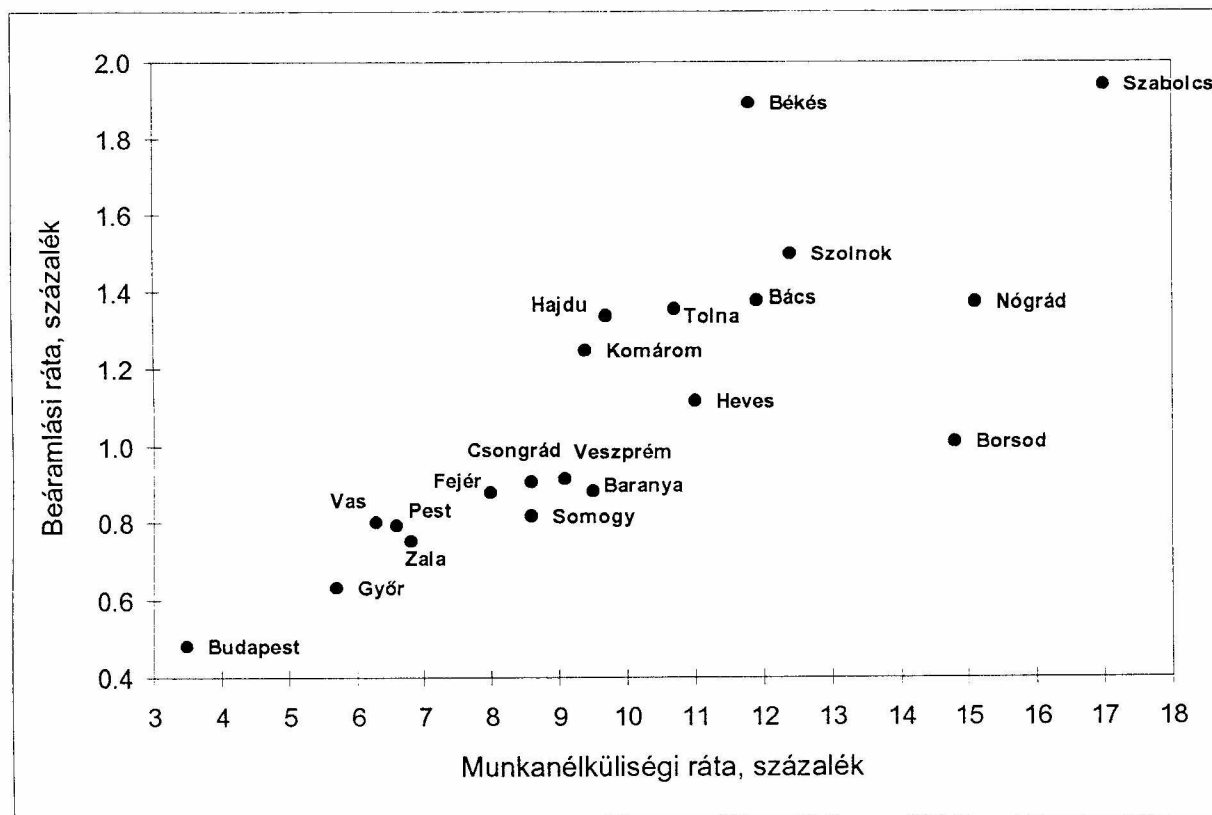
3.5. sz. ábra

Beáramlási ráták megyék és nemek szerint



3.5. sz. ábra

Beáramlási ráták és munkanélküliségi ráták megyék szerint



különbségeinek kialakulásában. (Természetesen figyelembe kell venni, hogy csupán egyetlen hónap beáramlásáról van szó.) A beáramlás és a munkanélküliségi ráta egyaránt Budapesten a legalacsonyabb. Ezután a három Ausztriával szomszédos nyugati megye következik a Budapest környékén elterülő Pest megyével együtt. Szabolcs-Szatmár megyében alakult ki elsőként magas munkanélküliség; erre a megyére az országos átlagot kb. kétszeresen megjeladó beáramlási és munkanélküliségi ráta jellemző. Két megye esetében nem beszélhetünk arról, hogy a beáramlási és a munkanélküliségi ráta együtt mozog: Borsod megyében, amelyet szintén hagyományosan magas munkanélküliség jellemez, a beáramlási ráta csak közepes mértékű; Békés megyében a beáramlás magas volt 1992. márciusában, de a munkanélküliség nem különösebben nagy. A következő részben látni fogjuk, hogy ezzel szemben a kiáramlási ráták csak gyenge összefüggést mutatnak a munkanélküliségi rátákkal.

3.3. "TÚLÉLÉS" ÉS A KILÉPÉS FELTÉTELES VALÓSZÍNŰSÉGE

A fejezet hátralévő részében a munkanélküli járadékot kapók állományából való kiáramlással foglalkozunk. Milyen hosszú időt töltenek a munkanélküliek járadékosként és milyen tulajdonságokkal függ össze ez az időtartam? Hogyan fejeződik be a segélyezés? Az előző pontban követett módszerrel szemben itt a teljes 1992. márciusi beáramlási minta adatait használni fogjuk, beleértve azokat is, akikről feltételezhető, hogy nem közvetlenül munkából léptek a járadékosok közé. Így a minta 39.417 munkanélküliségi időszakból áll. (A "minta" kifejezést használjuk, bár valójában nem mintáról, hanem az adott hónap teljes belépő sokaságáról van szó.) Ebben a fejezetben ún. nem-parametrikus technikákkal vizsgáljuk az időszakok hosszát és a kilépés valószínűségét.

Az 3.1. sz. táblázat a befejeződés módja szerint mutatja a vizsgált munkanélküliségi időszakok megoszlását (ahogy az a központi számítógépes nyilvántartásban 1994. februárjában szerepelt). Ennek interpretálásához röviden szólnunk kell a járadékra való jogosultság időtartamáról, mivel az behatárolja, mennyi ideig követhetünk a regiszterben egy-egy munkanélküliségi időszakot. (Részletes adatok a Függelék F1. sz. táblázatában található.) Mintánk több, mint 90 százaléka az 1992. januártól érvényes szabályok szerint kapott munkanélküli járadékot. A járadékra jogosultság időtartama a 92-es szabályok szerint 4 és fél és 18 hónap között mozgott a segélykérelmet megelőző 4 évben munkában töltött időtől függően (a minimális járadék-jogosultsághoz 1 évet, a maximálishoz 4 évet kellett munkában tölteni). A minta 9 százalékára az 1991-es segélyszabályok vonatkoztak; e csoport csaknem kizárólag olyan munkanélküliekből áll, akik még 1991-ben folyamodtak járadékért, de a munkahelyüket elhagyók esetében alkalmazott 3 hónapos várakozási idő miatt pénzt csak 1992-től kezdve kaphattak. A várakozási időre vonatkozó szabályok egyben azt eredményezik, hogy a mintába került 92-es típusú járadékot kapó munkanélküliek valamennyien elveszítették állásukat, hiszen az állásukat 1992-ben elhagyók közül márciusig senki sem tölthette még ki a várakozási időt. A 91-es segélyrendszerben a jogosultság időtartama hosszabb volt, 6 hónaptól 2 évig terjedt. A 92-es típusú járadékot kapók közül több, mint egyharmad maximális időtartamú jogosultságot szerzett, mintegy 50 százalék jogosultsága legalább 450 nap, és közel kétharmadé legalább 1 év (az arányok majdnem megegyezők a férfiak és a nők esetében). A 91-es segélyrendszerhez tartozók között kevésbé gyakori a maximális jogosultság, de 50 százalék esetében a jogosultság időtartama itt is eléri vagy meghaladja az 500 napot. A 92-es típusú segélyt kapók közül csak 8 százalék, a 91-es típusú segélyt kapók közül pedig csak 4 százalék szerzett 180 napos vagy annál rövidebb jogosultságot. Az 3.1. sz. táblázatban látható, hogy a minta mintegy 6 százaléka esetében nem tudjuk megmondani, hogy a járadékfizetés milyen módon ért véget. Egy részük olyan, a

91-es segélytípushoz tartozó segélyezési időszak, amely még nem ért véget 1994. februárjában. Többnyire azonban arról van szó, hogy 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. Az ilyen időszakokat nevezzük "cenzorálnak". Igen valószínű, hogy ezek a segélyezési időszakok rövidebb-hosszabb szüneteltetés után – ami többféle okból bekövetkezhet – később folytatódtak.

3.1. sz. táblázat

A minta megoszlása a kilépés módja szerint *1994. feb. 28. áll.*

Kilépési irány	Nem		Segélytípus		Összesen
	férfi	nő	1991	1992	
1. elhelyezkedés	37.0	28.8	24.1	34.8	33.8
2. támogatott foglalkoztatás	0.9	1.1	0.6	1.1	1.0
3. vállalkozóvá válás támogatása	1.3	0.8	0.6	1.1	1.1
4. közhasznú munka	1.3	0.5	1.1	1.0	1.0
5. átképzés	2.0	2.8	2.0	2.4	2.3
6. kizárás	3.7	4.3	5.8	3.7	3.9
7. nyugdíj/előnyugdíj	5.3	8.9	2.9	7.1	6.7
8. egyéb, ismeretlen	1.0	0.8	0.9	0.9	0.9
9. jogosultság kimerítése	41.9	46.0	52.9	42.6	43.5
10. cenzorált (oltrakt)	5.6	6.0	9.3	5.4	5.8
összesen	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Az 3.1. sz. táblázat adatai között a leginkább szembeötlő, hogy a segélyregiszterből való kilépés leggyakoribb módja a jogosultság kimerítése. Annak ellenére, hogy a maximális jogosultsági idő meglehetősen hosszú, és a belépők jelentős része maximális vagy ahhoz közel eső jogosultságot szerzett, a segélyezés befejeződésének legvalószínűbb módja a kimerítés. A minta 43 százalékának úgy szűnt meg a segélyezése, hogy elfogyott a jogosultságuk. (Akkor is gyakoribb lenne a jogosultság kimerítése, mint az elhelyezkedés, ha valamennyi munkanélküli, akiről nem tudjuk, hogyan ért véget a segélyezése, elhelyezkedett volna.)

A minta egyharmada munkába lépett. Az elhelyezkedés aránya kétszer akkora, mint az összes többi kilépési módé együttvéve.¹³ Ha nemcsak a segélyezésről, hanem a regisztráció teljes időtartamáról is lennének adataink, az elhelyezkedés súlya a kilépések között valószínűleg kisebb lenne. A járadékot kimerítőknek ugyanis csupán a fele kap később jövedelem pótló juttatást (Lázár és Székely, 1994), a többiek feltehetően rövid időn belül elhagyják a regisztert (ők ebben a csoportosításban az ismeretlen irányban kilépők számát gyarapítanak). Az elhelyezkedésen kívül az előnyugdíj és az öregségi nyugdíj (együtt 6,7 százalék) valamint a kizárás (3,9 százalék) a leggyakoribb kilépési mód. 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, hogy egy felajánlott állásba belépjen – például részegen jelenik meg a felvételi beszélgetésen. (A kizárás 90 napra szól.) A járadékot kapók további 5 százaléka különféle aktív munkaerőpiaci programokba lép ki (képzési programok, közhasznú munka, beruházási- vagy bértámogatással létrehozott munkahely, önálló vállalkozás indítása támogatással). A képzésbe kerülők képzési támogatást kapnak, ami 10 százalékkal magasabb, mint korábbi munkanélküli járadékuk. Sokféle képzési program létezik. A tanfolyamokat szervezhetik a megyei munkaügyi központok vagy magáncégek; vannak néhány hetes és egyéves, vagy akár még hosszabb tanfolyamok; arra is lehetőség van, hogy a munkanélküli egyénileg kapcsolódjon be képzésbe és ehhez kérjen támogatást a munkaügyi központtól. A támogatott foglalkoztatásnak két formája működik: a vállalatok beruházási- vagy bértámogatást kaphatnak, ha vállalják regisztrált munkanélküliek felvételét. Közhasznú munkát általában önkormányzatok szerveznek; az itt fizetett bérek közel állnak a minimális bérhez. Önálló vállalkozás indításakor a munkanélküli 6 hónapig a munkanélküli járadékkal azonos összegű támogatást kaphat.

Figyelemreméltó különbségek találhatók a kilépés módjában nemek és segélytípus szerint. Annak ellenére, hogy a férfiak és a nők gyakorlatilag azonos időre szereztek járadékjogosultságot, a kilépés módja szerinti megoszlásuk jelenősen eltér. A nők közül kevesebben helyezkedtek el – csupán 31 százalékuk, szemben a férfiak 41 százalékával (beleértve a támogatott foglalkoztatásban történő elhelyezkedést is). A nők között ugyanakkor több a kimerítő, mint a férfiak között (46 százalék és 42 százalék), ezen kívül többen lépnek ki képzési programba, kedvezményes vagy rendes nyugdíjba és nagyobb a járadékból kizártak aránya is. Azaz a nők a férfiakhoz képest kisebb

¹³ Boeri becslése szerint Magyarországon a munkanélküli járadékból és a pályakezdők munkanélküli segélyéből kilépőknek kevesebb, mint egyharmada helyezkedett el 1992-ben (Boeri, 1994, 2. sz. táblázat). A mi adataink ennél lényegesen magasabb elhelyezkedési arányt mutatnak: azok közül, akik segélyezése nem kimerítés miatt szűnt meg, mintegy kétharmad helyezkedett el. Úgy véljük, az eltérés oka az lehet, hogy Boerinél a kimerítők is a kilépők között szerepelnek.

valószínűséggel lépnek munkába és nagyobb valószínűséggel távoznak valamilyen más irányba a regiszterből.

A segélytípus mintánkban voltaképpen a munkaviszony megszűnésének módját jelenti, mivel a 92-es járadékosok elbocsátottak, a 91-es járadékosok pedig munkahelyüket elhagyók. (A táblázatban azért jelöljük inkább a segélytípust, mert ez utal a két csoport jogosultsági időtartamának különbségére.) A 91-es járadékot kapók közül, annak ellenére, hogy jogosultságuk jóval hosszabb, sokkal többen merítették ki a járadékfizetés időtartamát, mint a 92-es járadékot kapók közül (53 százalék szemben 43 százalékkal). Ezzel együtt az első csoportban kisebb az elhelyezkedők és nagyobb a kizártak aránya. A munkahelyüket elhagyók tehát egyértelműen kisebb valószínűséggel helyezkednek el (legalábbis amíg munkanélküli járadékot kapnak) és nagyobb valószínűséggel maradnak segélyezetttek a jogosultság kimerítéséig, mint az elbocsátottak.

A következőkben a segélyezés időtartamával foglalkozunk. A 3.7. sz. ábrán a minta empirikus túlélési függvénye¹⁴ látható, melyet a Kaplan-Meier-féle becslési módszerrel számítottunk ki. A becslés képlete:

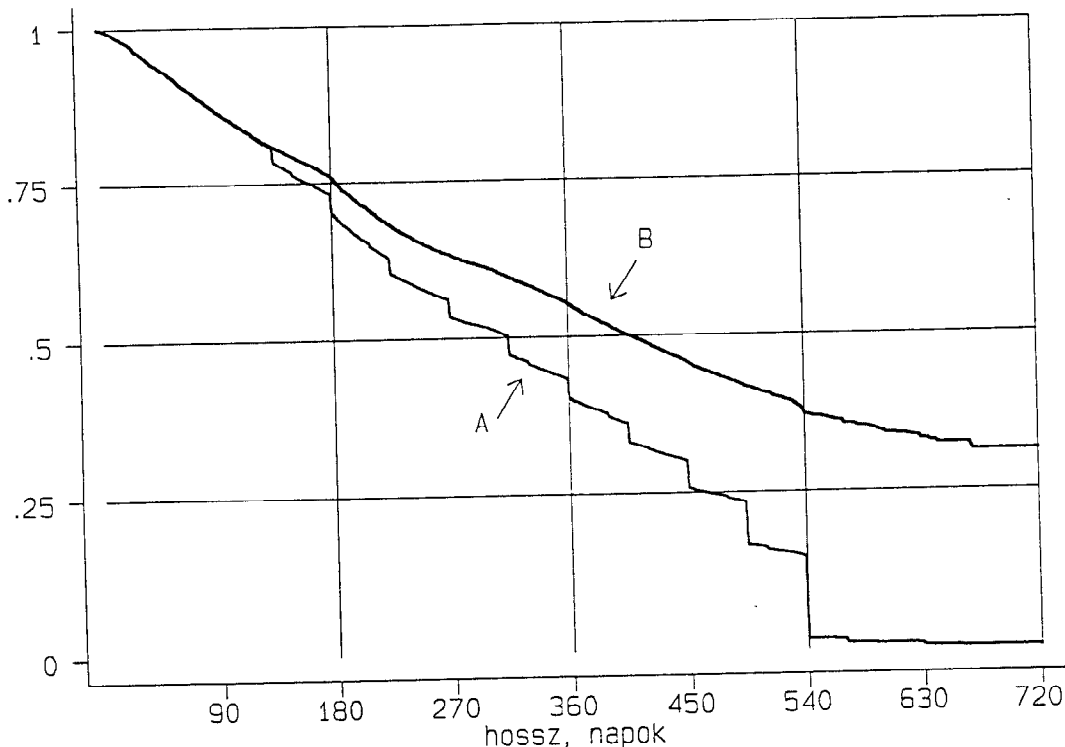
$$S(t) = \prod_{j|t_j < t} (n_j - d_j) / n_j,$$

ahol t_j a j -edik megfigyelt időtartam (hosszúság) értéke, n_j az adott időtartamhoz tartozó kockázati csoport létszáma, d_j pedig a t_j hosszúságú időszakokkal kilépők létszáma (lásd például Kalbfleisch és Prentice, 1980). A görbe azt mutatja meg, hogy egy-egy időpontban az induló sokaság mekkora hányada kap még járadékot. (A számítási módszer nem tekinti kilépésnek, ha egy-egy cenzorált időszak véget ér, de felhasználja azt az információt, hogy ezekben az esetekben legalább a cenzorálás időpontjáig volt járadékfizetés.) A túlélési függvények kiszámításakor a járadék kimerítését két különböző módon kezeltük. Az ábra A-val jelölt alsó görbét úgy kaptuk, hogy a járadék kimerítését is kilépésnek tekintettük. (Itt csak azok az időszakok cenzoráltak, amelyeknek nyomát vesztettük a regiszterben.) Ebben az esetben a túlélési görbe hosszabb szakaszokon folyamatosan csökken, ami annak a következménye, hogy a munkanélküliek állásba, képzési programokba, stb. távoznak. Több ponton viszont, ahol egy-egy azonos jogosultsági időtartammal rendelkező csoport járadéka lejár, a görbe hirtelen esik.

¹⁴ A munkanélküliség időtartamának vizsgálatához felhasznált statisztikai módszerek fogalmi készlete a biostatisztikából illetve az orvosi statisztikából származik, ahol tipikus esetben egy-egy populáció élettartamát vizsgálják. A szövegben a bevett szakkifejezéseket használjuk, bár ezek a munkanélküliséggel összefüggésben sajátos jelentéssel bírnak. Így a "túlélés" azt jelenti, hogy valaki munkanélküli marad, a "kudarcc" (biológiai értelemben halál) a munkanélküliség megszűnése, a "kockázati csoport" az adott időpontban még munkanélküliek sokasága, a "kockázat" a munkanélküliségből való kikerülés valószínűsége.

3.7. sz. ábra

Túlélési függvények



A: a kimerítést kilépésnek tekintve *más munkaerőpiaci állapotba*
 B: a kimerítéssel végződő időszakok cenzorálásával *(minden naponta állapot)*

Bizonyos értelemben fontos számunkra a kimerítés. Megmutatja ugyanis, hogy a munkanélküliek milyen arányban használják fel teljes járadék-jogosultságukat, ami jelzésértékű abból a szempontból, hogy milyen mértékben van szükség további jövedelemtámogatásra. Ugyanakkor, ha arra vagyunk kíváncsiak, hogy mekkora a regisztrált munkanélküliek "túlélése" (a regiszterben maradása), "kockázatnak" valamely más munkaerőpiaci állapotba való kilépést tekintve, akkor járunk el helyesen, ha az időtartam vizsgálatokor a kimerítéssel végződő időszakokat nem befejezettnek, hanem ismeretlen végpontúnak (cenzorálnak) tekintjük (ahhoz hasonlóan, amikor nem tudjuk, hogy egy bizonyos időpont után mi történt a munkanélkülivel). A segélyezés befejeződik, de semmi okunk azt feltételezni, hogy az érintettek szükségszerűen kilépnek a regiszterből. A magyar munkaerőpiac jelenlegi helyzetében nem valószínű, hogy nagyszámú segélyezett pontosan a járadék kimerítése utáni hétre tudja "időzíteni" elhelyezkedését. Az Országos Munkaügyi Központ elemzéseiből tudjuk, hogy a járadékot kimerítők mintegy fele a munkanélküliek jövedelempótló támogatására kerül. Ugyanakkor a többieket anyagi szempontból

semmi sem ösztönzi a további regisztrációra. (A munkanélküliek jövedelempótló támogatását már nem a munkaügyi központok folyósítják, ezért erről a segélyregiszterben nincsenek a munkanélküli járadékhoz hasonló részletes információk.) A 3.7. sz. ábra felső (B jelű) túlélési függvényének kiszámításakor a járadék kimerítésével végetérő munkanélküli időszakokat ugyanúgy cenzorálnak tekintettük, mint azt a kisszámú esetet, amelyről tényleg nem tudjuk, hogyan fejeződött be a járadékfizetés. (Az ábra két görbéje a 145. napig, ahol az első kimerítések előfordulnak, egybeesik.) Így kezeljük a kimerítést a később következő számításokban is, ezért inkább "munkanélküliségi időszakokról" és nem "segélyezési időszakokról" fogunk beszélni, amikor az időtartamról esik szó. Mivel az esetek egy részében a járadék kimerítése után hamarosan, vagy akár azonnal megszűnik a regisztráció is, a regisztrált munkanélküliségi időszakok valóságos túlélési görbéje valahol a 3.7. sz. ábra két görbéje között helyezkedik el.¹⁵

Az ábra alsó görbéjéből kiolvasható, hogy a segélyezés időtartamának mediánja valamivel több, mint 10 hónap (315 nap), de a minta egynegyede legalább 450 napig kapott járadékot. Ha a kimerítést nem tekintjük kilépésnek (azaz a felső görbét nézzük), azt állapíthatjuk meg, hogy a belépő kohorsz kevesebb, mint egynegyede hagyja el a regisztert fél éven belül és az időtartam mediánja több, mint 13 hónap – pontosan: 409 nap.

A bemutatott túlélési valószínűségekkel kapcsolatban rá kell mutatnunk, hogy ezek alapján nem számíthatók olyan kilépési ráták, amelyek a nemzetközi összehasonlításokban szerepelni szoktak. Ilyen kilépési rátákat nem egy-egy belépő kohorsz, hanem a munkanélküli állományok adatai alapján szokás számítani. Elméletileg arra számíthatunk, hogy ez utóbbi módszerrel alacsonyabb kilépési rátát kapunk, mivel a munkanélküli állományban túl vannak reprezentálva a kisebb a kilépési valószínűséggel rendelkező munkanélküliek (ezt nevezik hossz-torzításnak, mint az első fejezetben már volt szó róla, lásd például Kiefer, 1988). A munkanélküli járadékot kapók 1992. márciusi állományából, amelynek sorsát egy ideig szintén követtük a regiszterben, mi is számítottunk empirikus túlélési függvényt. (Egy 10 százalékos mintát használtunk, de ez is több, mint 35.000 munkanélküli időszak megfigyelését jelentette. E minta segélyeit vizsgáljuk a 4. fejezetben) Az állomány egyhónapos kiáramlási rátáját – a kimerítést cenzorálásnak tekintve – 4,9 százalékra becsültük. Ez magasabb, mint a jelen tanulmányban vizsgált beáramlási minta első hónapra jellemző 3,7 százalékos kiáramlási rátája. Ez meglepőnek tűnhet, de mint később látni fogjuk, a beáramlási minta kilépési valószínűsége éppen az első hetekben nagyon alacsony. Az egyéves kilépési ráta

¹⁵ A kimerítés cenzorálásként való kezelése a segélyadatokkal dolgozó kutatók természetes választása. Így járt el például jól ismert dolgozatában Meyer is (Meyer, 1990), amikor az amerikai munkanélküli segélyezés időtartamát vizsgálta. Meg kell ugyanakkor jegyezni, hogy az ő adatai között jóval ritkábban fordult elő a segély kimerítése, mint nálunk (201 esetben a vizsgált 3.365 közül).

már több százalékponttal magasabb a belépőknél, mint az állomány esetében (a két minta éves kilépési rátája 41,3 és 38,2 százalék, ha a kimerítést kivéve minden kilépést figyelembe veszünk; 28,2 és 25,4 százalék, ha csak az elhelyezkedést nézzük).

Az 1992. márciusi állományi és beáramlási minták egyhavi kiáramlási rátáit befolyásolhatják az adott hónapra jellemző sajátos munkaerőpiaci körülmények. Ezért a munkanélküli állomány havi kiáramlási rátájára valószínűleg megbízhatóbb becslést kapunk, ha az egyéves kiáramlás havi megfelelőjét számítjuk ki, azzal a feltételezéssel élve, hogy a kiáramlási ráta állandó volt az év folyamán. Így a kimerítést is kilépésnek tekintve 8,2 százalékos havi kiáramlási rátát kapunk, ha a kimerítést nem vesszük figyelembe, 3,9 százalékos. A járadékot kapó regisztrált munkanélküliek valóságos kilépési rátája valahol a két érték között helyezkedik el. Az intervallum magában foglalja azt az 5,2 százalékos értéket, amit Boeri (1994) ad meg 1992 egészére a regisztrált munkanélküliekre vonatkozóan. E becsléseket a nyugat-európai országokra jellemző 10–15 százalékos havi kiáramlási rátákhoz viszonyíthatjuk (lásd ugyancsak Boeri, 1994), és az összehasonlítás megmutatja, hogy Magyarországon milyen alacsony a kilépés a munkanélküliségből.¹⁶

A 3.8. sz. ábrán a férfiak és a nők túlélési függvénye látható. A nők valamivel a férfiaké felett helyezkedik el, azaz a nők kisebb valószínűséggel hagyják el a munkanélküli regisztert. A különbség azonban nem túl nagy, és a nők alacsonyabb beáramlása – amit a 2. pontban tárgyaltunk – ezt bőven ellensúlyozza, minek következtében a nők munkanélküliségi rátája elmarad a férfiakétól. Az ábra tanulmányozásakor érdemes figyelembe venni, hogy a túlélési függvény kiszámításakor az összes kilépési irányt egybevettük (a kimerítés kivételével) és a két nem között vannak különbségek a kilépés módja szerinti megoszlásban (3.1. sz. táblázat).

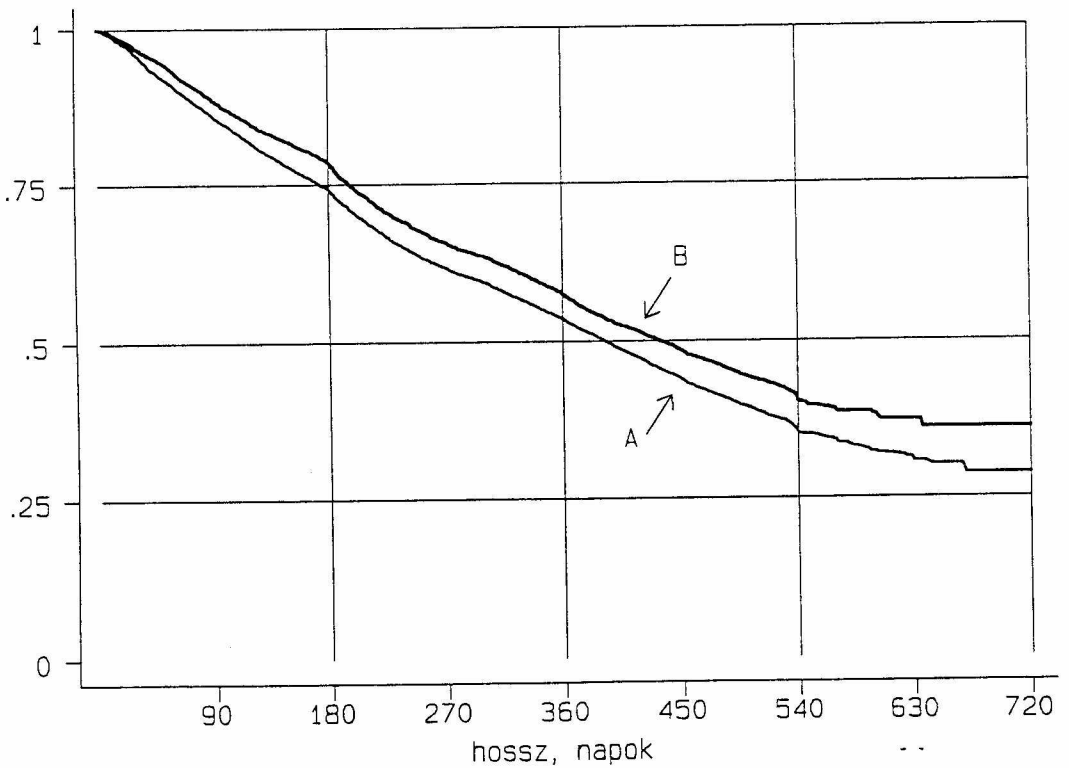
Az előző pontban elmondtuk, hogy a megyei belépési ráták meglehetősen szoros korrelációs kapcsolatban vannak a munkanélküliségi rátákkal. A 3.9. sz. ábra megmutatja, hogy ez a kapcsolat sokkal gyengébb a kilépési ráták esetében. Az ábra y tengelyén a belépést követő első 3 hónap kilépési rátái vannak feltüntetve (ebben az időszakban még nem fordul elő kimerítés). Jelentős eltérések vannak az egyes megyék kilépési rátáiban: a szélső értékek különbsége mintegy háromszoros, Borsod megye alig 8 százalékos értékétől Somogy megye csaknem 23 százalékos értékéig terjedően (a beáramlási rátáknál a szélső értékek közti különbség négyszeres volt). Vannak megyék, ahol magas munkanélküliség mellett a kiráramlási ráta alacsony, nevezetesen Borsod, Nógrád és Szabolcs; van, ahol alacsony a munkanélküliség és magas a kiáramlás

¹⁶ Beáramlási mintánk első havi mintegy 4 százalékos kilépési rátáját összevethetjük egy nagy-britanniai adattal: 1978-ban, 7 százalékos munkanélküliségi ráta mellett egy férfiakból álló beáramlási kohorsz hasonló kilépési rátája 26 százalék volt (Narendranathan és tsai, 1989, 22. oldal).

– ilyen a két nyugati megye, Vas és Zala. Sok esetben azonban jelentősen eltérő munkanélküliségi ráták mellett nagyon hasonló mértékű kiáramlást figyelhetünk meg: ilyen Budapest és még hat megye, ahol a kiáramlási ráta 11-12 százalék körül van. A munkanélküliségi és kiáramlási ráták korrelációs együtthatója $-0,46$, ami 5 százalékos szignifikancia-szint mellett éppen hogy különbözőnek tekinthető 0-tól. A megyék között különleges helyet foglal el Békés, ahol mind a beáramlás, mind a kiáramlás magas volt a megfigyelt időszakban.

3.8. sz. ábra

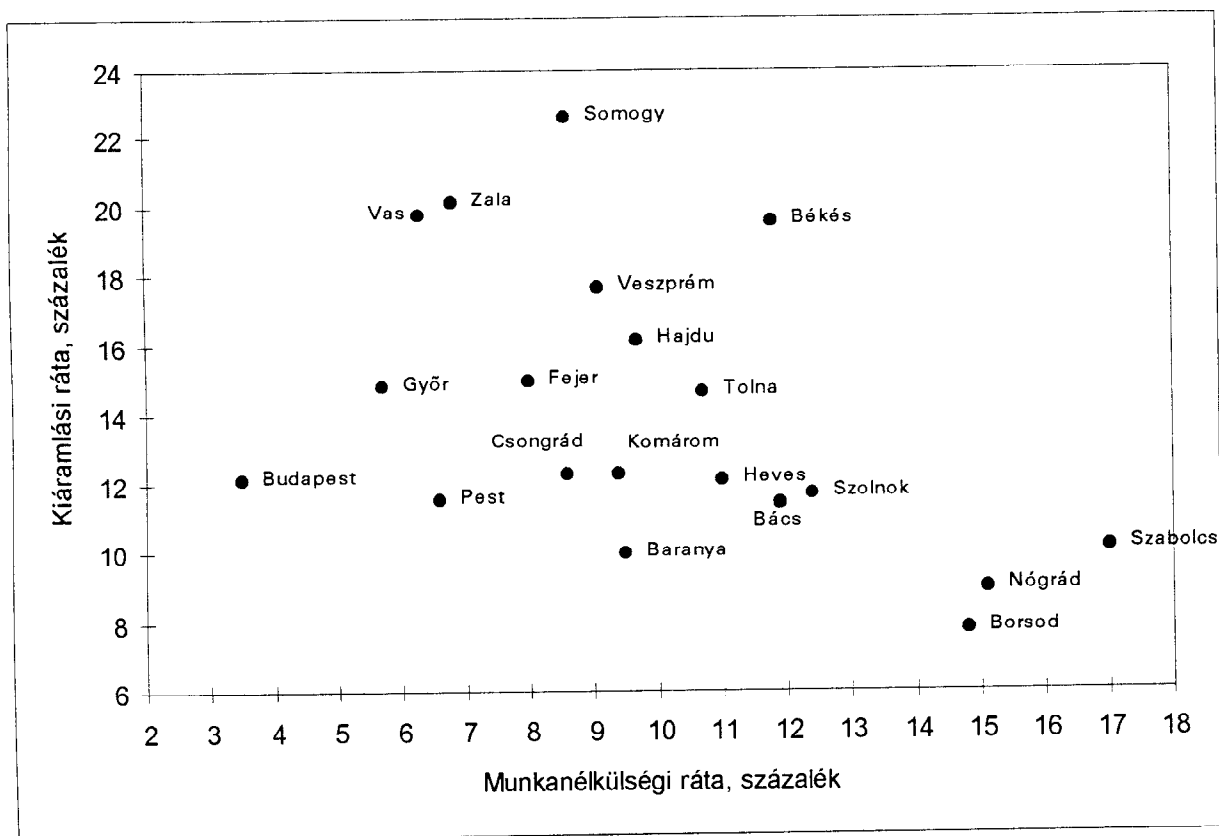
Túlélési függvények nemek szerint



A: férfiak
B: nők

3.9. sz. ábra

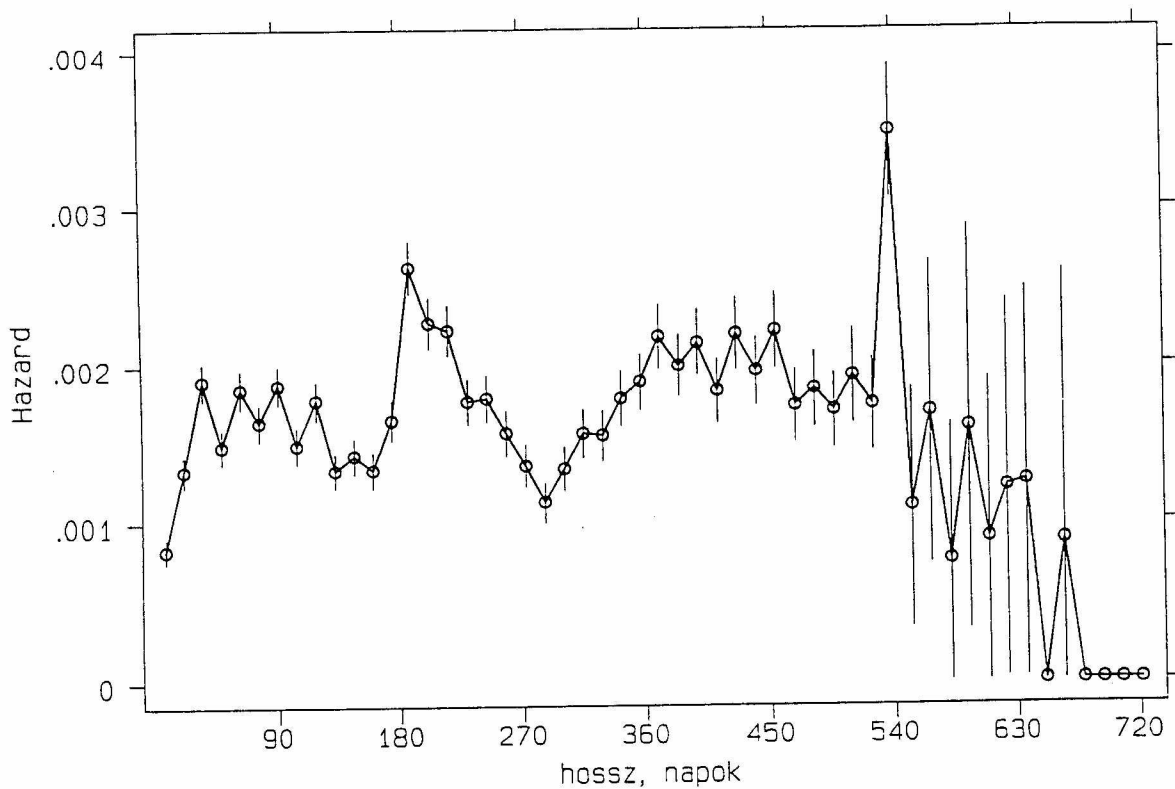
Három havi kiáramlási ráták és munkanélküliségi ráták megyék szerint



Fontos kérdés, hogy hogyan változik a kilépés valószínűsége az idő függvényében, erről azonban az eddig tárgyalt túlélési függvények csak közvetett módon nyújtanak információt (a görbe meredekségének változásain keresztül). A következő oldalakon található 3.10–3.12. sz. ábrákon, amelyek az empirikus "kockázati" (hazard) függvényeket ábrázolják, ezt a kérdést lehet tanulmányozni. A függvényeket itt is a Kaplan-Meier módszerrel becsültük. (A kimerítéssel végződő időszakokat továbbra is cenzoráltnak tekintjük. Ha nem így jártunk volna el, a görbén óriási kiugrásokat láthatnánk azokon a pontokon, ahol sokan kimerítik jogosultságukat.)

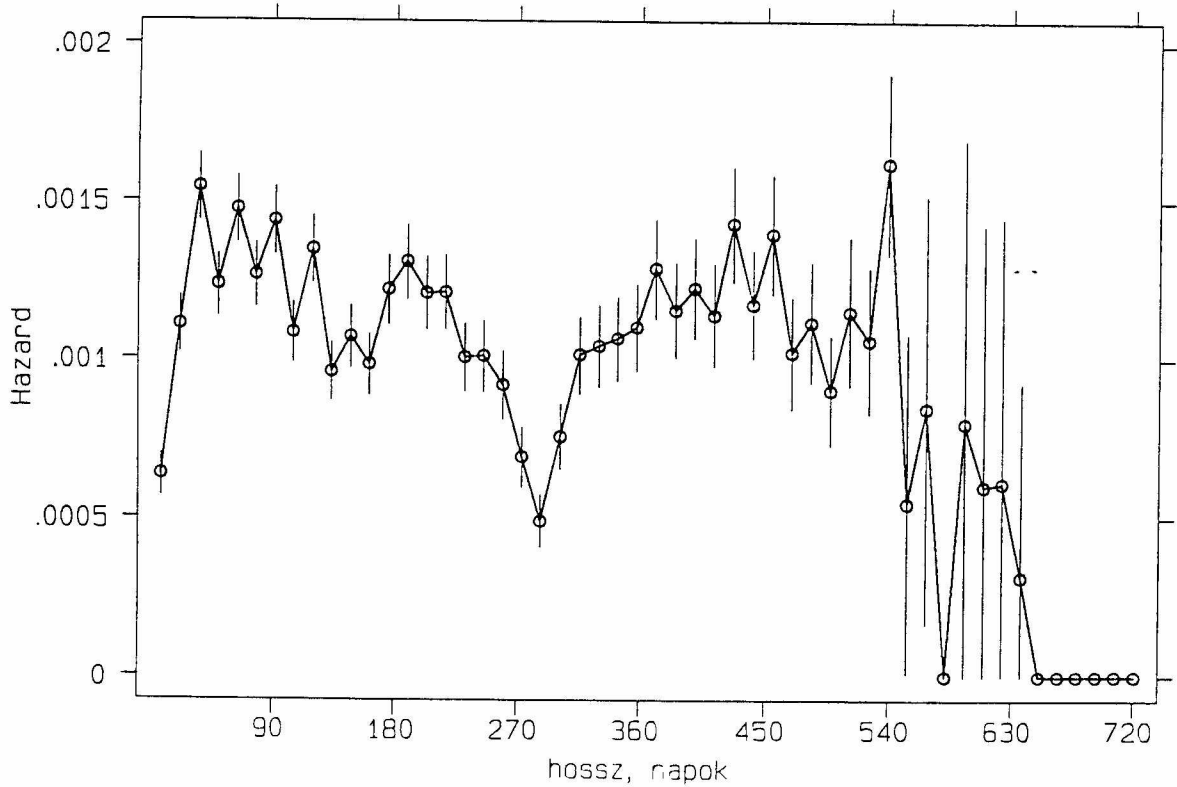
3.10. sz. ábra

Kockázati ráták az összes kilépésre



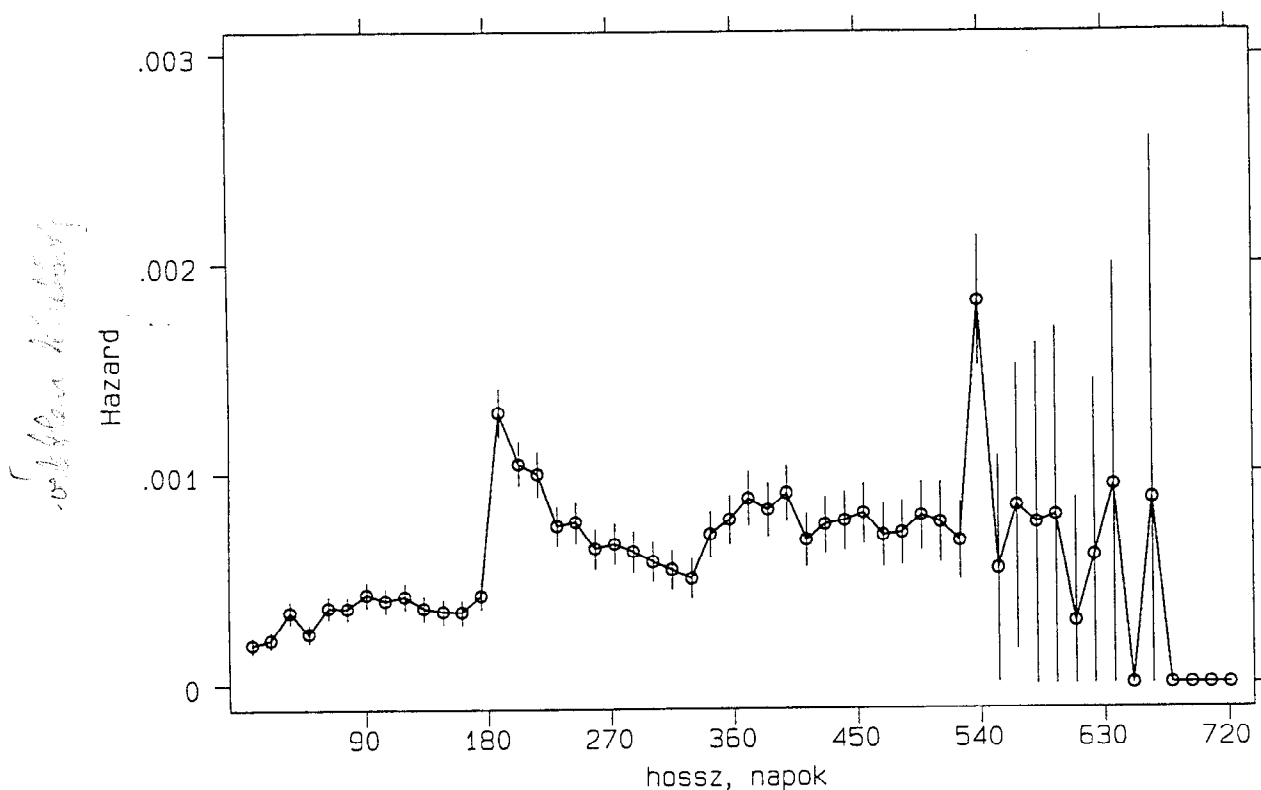
3.11. sz. ábra

Kockázati ráták az újra-elhelyezkedésre



feltételes valószínűség 3.12. sz. ábra

Kockázati ráták az "egyéb" kilépési irányokra (nem újra-elhelyezkedés)



Az ábrák azt mutatják meg, mekkora a regiszterből való kilépés egy-egy kéthetes időszakra jellemző valószínűsége (hazard), feltéve, hogy korábban még nem lépett ki valaki (az adott pontig "túlélők" kilépési valószínűségéről van tehát szó). Ha ezt a feltételes valószínűséget vagy "kockázatot" h -val jelölük, F -fel a munkanélküliségi időszakok hosszának eloszlásfüggvényét, f -fel pedig a sűrűségfüggvényt, akkor a következő összefüggés adódik: $h = f / [1 - F]$ (ahol $1 - F$ egyébként az a túlélési függvény, amely a 3.7. és 3.8. sz. ábrákon szerepelt). A 3.10. sz. ábrán valamennyi kilépési irány együttes kockázata látható (a kimerítés kivételével). A 3.11. sz. ábra az újra-elhelyezkedés kockázati függvényét mutatja be, azaz annak a valószínűségnek az időbeni alakulását, hogy valaki új állásba lépve elhagyja a regisztert, feltéve, hogy az adott időpontig még nem távozott. A két görbe különbsége adja annak valószínűségét, hogy valaki nem állásba, hanem bármilyen más irányba lép ki a regiszterből, és ez a valószínűség látható a 3.12. sz. ábrán. Itt egybe van véve a támogatott munkahelyre vagy támogatott saját vállalkozásba, a közhasznú munkára, képzési programba, időskori- vagy előnyugdíjba történő kilépés valamint a járadékból való kizárás. Ebből is látszik, hogy különbséget tettünk a szabad munkaerőpiacon megszerzett állás és az aktív munkaerőpiaci programok

keretében megszerzett támogatott munkalehetőségek között, és újra-elhelyezkedésen csak az előbbit értjük. A görbék pontjain helyet foglaló függőleges vonalak a 95 százalékos konfidencia-intervallumot mutatják. Az intervallumok többnyire szűkek, ami a rendelkezésünkre álló minta nagy méretének köszönhető. Ahogy az idő előrehaladtával fogynak a még mindig járadékot kapók, a konfidencia-intervallumok egyre szélesebbek lesznek. A 18 hónapnál hosszabb időszakok mind 91-es járadékot kapókhoz tartoznak, mivel a 92-es járadékra legfeljebb 18 hónap jogosultságot lehetett szerezni. Ilyen időszak már csak kevés van mintánkban, ezért ettől kezdve lényegesen szélesebbek a konfidencia-intervallumok. Lehetséges, hogy a kilépési valószínűség csökkenése ebben a tartományban a 91-es járadékot kapók eltérő magatartásával magyarázható. Mint már említettük, ők valamennyien önként hagyták el munkahelyüket.

A kockázati függvényeknek számos érdekes vonása van. Először, nem figyelhető meg, hogy a kilépés valószínűsége a munkanélküliségben töltött idő előrehaladtával csökkenne. Pedig több érv is szól amellett, hogy így legyen. Még ha a munkanélküliek és a munkaadók (valamint a kilépésekre befolyást gyakorló más szereplők) magatartása időben nem is változik, pusztán amiatt, hogy a jobb kilépési eséllyel rendelkezők gyorsabban távoznak, és egyre nagyobb arányban maradnak a munkanélküliek között alacsonyabb kilépési valószínűséggel rendelkezők, az átlagos kilépési valószínűség csökkenésére számíthatunk ("összetétel-hatás"). Szintén az átlagos kilépési valószínűség csökkenéséhez vezet, ha a munkanélküliség időtartamának növekedésével csökken a munkakeresés intenzitása, illetőleg a munkáltatók a hosszú munkanélküliséget az alacsony termelékenység jeleként értékelik és ezért tartós munkanélkülieket kevésbé hajlandók alkalmazni ("negatív hossz-függés"). Végül, az általunk megfigyelt időszak jelentős részében Magyarországon növekedett a munkanélküliség, azaz valószínűleg nehezedett az elhelyezkedés. De úgy tűnik, e hatások nem érhetők tetten a megfigyelhető empirikus kilépési valószínűségekben. Úgy véljük, ennek egyik oka az igen alacsony szintű kiáramlásban keresendő. Mint később még szó lesz róla, a minta egyes csoportjainak kilépési esélyei között számottevő különbségek vannak, például az újra-elhelyezkedésben. Az összetétel változása következtében így az ábrán szereplő átlagos kilépési valószínűségnek az idő előrehaladtával csökkennie kellene. Az összetétel-hatás eredményeképpen azonban alacsony kilépési valószínűségek mellett a teljes populáció átlagos kilépési esélye lassabban csökken, mint magasabb kilépési valószínűségek mellett. A megfigyelt kilépési esélyek elég alacsonyak ahhoz, hogy a magasabb és alacsonyabb elhelyezkedési eséllyel rendelkezők aránya a túlélők között az idő előrehaladtával csak lassan változzon és ennek következtében az átlagos kilépési esély csökkenése csak igen csekély mértékű legyen. A kilépési valószínűség időbeni alakulására ugyanakkor más tényezők is hatnak, amelyek hatása sokkal erőteljesebb lehet.

Harmadszor, a 10. hónap környékén a kilépési valószínűség visszaesik, majd ismét nőni kezd. Mivel márciusban belépőkről van szó, ez éppen a karácsony-újev körüli időszak. Itt is elsősorban az újra-elhelyezkedés valószínűségének változásáról van szó. Igen valószínű, hogy a december-januári időszakban lanyhul a munkaerőkereslet, illetve a munkanélküliek kevésbé aktívan keresnek munkát. Ezt igazolja a 3.13. sz. ábra is, amelyen 1992. és 1993. decemberében egyaránt mélypontra zuhant a segélyt kapók állományából állásba lépők aránya.

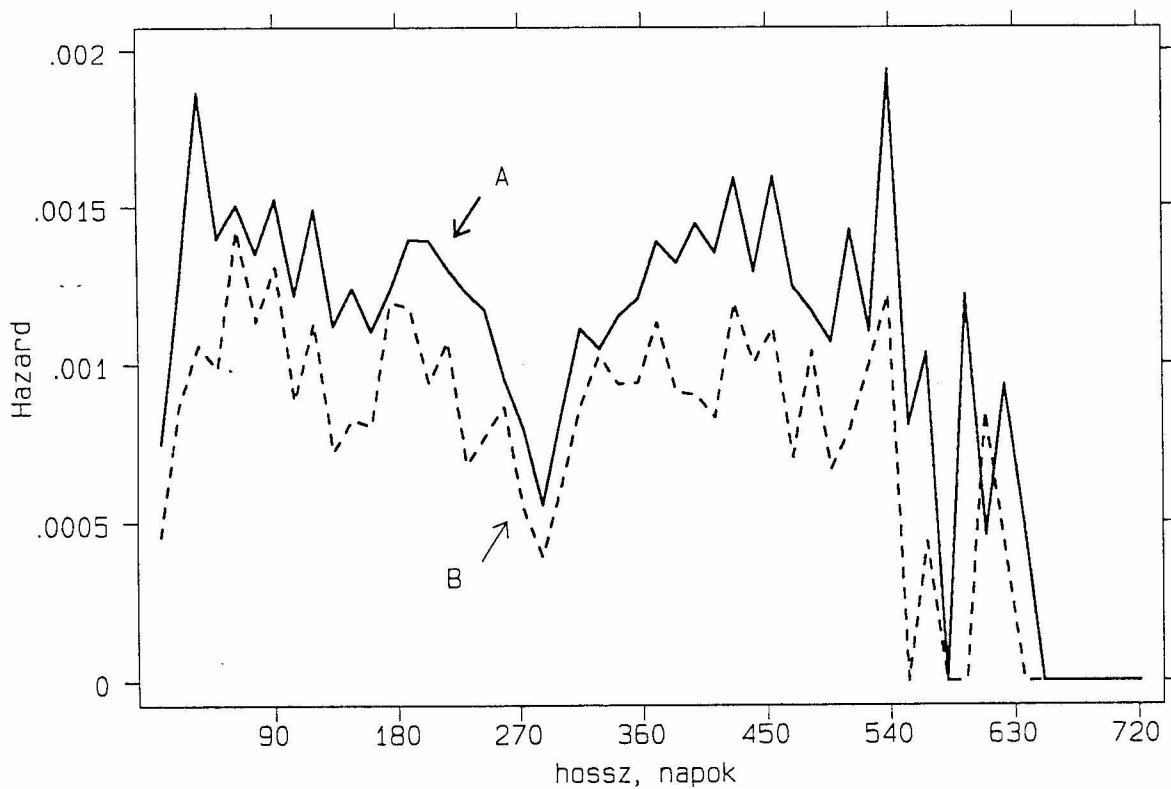
Negyedszer, mielőtt a maximális jogosultsággal rendelkező 92-es járadékot kapók kimerítenék a segélyezési időt (540 napnál), az elhelyezkedési valószínűség megemelkedik. Ez könnyen lehet annak eredménye, hogy a jogosultság lejárta előtt a munkanélküliek fokozott erőfeszítéssel próbálkoznak elhelyezkedni. (A mintában a maximális jogosultság a leggyakoribb, ami magyarázatot adhat arra, miért éppen ezen a ponton észlelhető növekedés a kilépési valószínűségben, és nem korábban, amikor kisebb csoportok jogosultsága járt le.) Vizsgálatunk azonban nem nyújt elegendő támpontot a segélyezés lehetséges ellenőztöző hatásainak feltárásához. A kérdést közelebbről egy másik kutatás keretében kívánjuk megvizsgálni.

Ötödször, az "egyéb irányban" (nem elhelyezkedéssel) történő kilépés valószínűsége 180 nap után hirtelen megemelkedik, majd visszaesik, de a továbbiakban már az első 6 hónapban tapasztalt érték felett mozog. A kiugrást főként az előnyugdíjra való kilépések számának megemelkedése okozza. (Előnyugdíjt azok kaphatnak, akiknek legfeljebb 3 év van hátra az öregségi nyugdíjkorhatárig és legalább 6 hónapja segélyezettek. Az előnyugdíj odaítéléséről a munkaügyi központok döntenek. Úgy találtuk, hogy a feltételeknek megfelelő munkanélküliek mintegy 70 százaléka került előnyugdíjra a mintából.) Látható továbbá, hogy 180 nap után a nem állásba történő kilépés valószínűsége tartósan magasab, mint korábban. Ebben nyilvánvalóan szerepet játszik az a körülmény, hogy egyes aktív munkaerőpiaci programok esetében (például bérszubszenció) is feltétel a legalább féléves munkanélküliség. Az egyéb irányba való kilépés valószínűsége szintén megemelkedik, mielőtt a maximális jogosultsággal rendelkező 92-es járadékosok 540 napnál kimerítenének. Ennek okait még vizsgálunk kell, de elképzelhető, hogy közvetlenül a járadékjogosultság lejárta előtti időszakban mind a munkanélküliek, mind a munkaügyi központok nagyobb erőfeszítéssel keresnek lehetőséget valamely aktív programba való bekapcsolódásra.

A 3.14. sz. ábra nemek szerint mutatja az újra-elhelyezkedés feltételes valószínűségének alakulását. Az 3.1. sz. táblázatban már láttuk, hogy a nők körében lényegesen kisebb az elhelyezkedés valószínűsége, és az ábra szerint ez a különbség a munkanélküliség minden időszakában fennáll. A két görbe általában párhuzamosan emelkedik vagy süllyed, de a nők elhelyezkedési valószínűsége mindvégig kissé elmarad a férfiakétól.

3.14. sz. ábra

Az újra-elhelyezkedés kockázati rátái nemek szerint



A: férfiak

B: nők

További bontások szerint nem vizsgáljuk a kilépési esélyek alakulását. Ehelyett a következő fejezetben e valószínűségek többváltozós elemzésére térünk át.

3.4. A KILÉPÉSI VALÓSZÍNŰSÉG TÖBBVÁLTOZÓS VIZSGÁLATA

i) A felhasznált módszerek

A kilépési valószínűségeket modellezésekor azzal a feltevessel élünk, hogy a munkanélküliségi időszakok hossza exponenciális megoszlású. A modellben annak valószínűsége, hogy i személy s időpontban j irányban elhagyja a regisztrált munkanélküliséget, feltéve, hogy s időpontig munkanélküli maradt.

$$h_{ij} = \exp(\mathbf{X}_i \beta_j), \quad (1)$$

ahol \mathbf{X}_i az adott személy megfigyelt jellemzőit jelenti, β_j pedig az egyes jellemzőkhöz tartozó együtthatók vektora. Ez a függvényforma nem engedi meg, hogy a valószínűség a munkanélküliség időtartama (s) szerint változzon. Bár ez nemkívánatos korlátozás, a kilépési esélyek 3.3. pontban elvégzett nem-parametrikus vizsgálatakor nem találtunk nyilvánvaló kapcsolatot a munkanélküliség időtartama és a kilépési valószínűségek között, legalábbis olyat nem, amit egyszerű egyparáméteres specifikációval, mint például a Weibull, modellezni tudnánk.

A különböző irányokban történő kilépés "kockázatát" függetlennek tételezve kilépési irányonként külön-külön maximum likelihood módszerrel becsüljük meg az együtthatókat. Egy adott kilépési irány együtthatóinak becslésekor valamennyi más módon végződött munkanélküliségi időszakot cenzorlátnak tekintünk. Jelölje $a = 1 \dots A$ azokat a személyeket, akik j irányba lépnek ki. Ezen személyek befejezett járadékon töltött munkanélküli időszakai rendre s_a hosszúságúak. Azokat a munkanélkülieket, akik nem j irányba léptek ki (beleértve mind a kimerítőket, mind a j -től különböző irányba kilépőket) $b = 1 \dots B$ jelöli. Az ő megfigyelt munkanélküliségi időszakaik, amelyeket a modellben cenzorálnak tekintünk, s_b hosszúságúak. Ekkor a β_j szerint maximalizálandó log-likelihood függvény:

$$\ln L = \sum_a \ln f(s_a) + \sum_b \ln (1 - F(s_b)), \quad (2)$$

ahol $1 - F(s_b) = \exp(-s_b \cdot \exp(\mathbf{X}_b \beta_j))$ és $f(s_a) = \exp(\mathbf{X}_a \beta_j) \cdot (1 - F(s_a))$.

Külön modellt becsültük a férfiakra és a nőkre. A modellekben kétértékű (dummy) változókkal jellemezzük az iskolai végzettséget és az életkort. További ilyen kétértékű változók a megyék, a fizikai-szellemi foglalkozás, az utolsó munkahelyről való önkéntes távozás, valamint hogy az adott személy közvetlenül munkaviszonya megszűnése után lépett-e a segélyezettek közé.¹⁷ A változók átlagait a Függelékben közöljük. Az egyenletekben a viszonyítási

¹⁷ Ilyennek azokat tekintettük, akik utolsó munkaviszonya a segélyezés kezdete előtti 6 és fél hónapon belül szűnt meg.

csoporthoz a következők voltak: általános iskolai végzettségű, 21–25 éves korú, budapesti, fizikai foglalkozású, elbocsátott és nem közvetlenül a munkaviszony megszűnése után belépő.

ii) Eredmények

Az újra-elhelyezkedésre, a képzésbe való bekerülésre, a beruházási vagy bérszubszenciával létesített munkahelyre történő elhelyezkedésre, a közmunkába való távozásra és a járadékból való kizárásra becsültünk modelleket. Nem foglalkoztunk az öregségi valamint előnyügdíjba való távozással és az "egyéb" irányba történő kilépéssel, ami az elhalálozást és az ismeretlen irányú kilépést foglalja magában. Az így végződő időszakokat minden egyenletben cenzoráltnak tekintettük. Mivel valamennyi magyarázó változónk kétértékű, a könnyebb értelmezés érdekében célszerűnek tűnt az eredmények közlésekor az együtthatók exponenciálisait [$\exp(\beta)$] feltüntetni. Az így átalakított együtthatókat "kockázati arányoknak" nevezzük, és azt mutatják meg, hogy – egyéb változók hatását kiszűrve – a viszonyítási csoporthoz képest hány-szoros azon munkanélküliek kilépési valószínűsége, akiknél a magyarázó változó értéke 1. Tehát egy 0,5-es érték azt jelenti, hogy az adott irányba való kilépés feltételes valószínűsége a magyarázó változó 1-es értékével jellemzett csoportban fele akkora, mint a viszonyítási alapot jelentő csoportban; egy 1,5-es érték pedig a valószínűség 50 százalékos növekedését mutatja. A t-statisztikával azt teszteljük, hogy a kockázati arány egyenlő-e 1-gyel (azaz, hogy a változónak nincs szignifikáns hatása a kilépési valószínűségekre). (A nagy mintaméret miatt a szokásosan alkalmazott szignifikancia-szintek túlságosan "nagyvonalúak" lehetnek – például egy 2-es t-érték még nem nagyon meggyőző.)

Előbb kilépési irányok szerint külön-külön mutatjuk be az eredményeket, majd összefoglaljuk a magyarázó változók hatásait.

Elhelyezkedés

Az újra-elhelyezkedés valószínűségére vonatkozó becslések a 3.2. sz. táblázatban láthatók. Ez a legnagyobb érdeklődésre számottartó kilépési irány. Az elhelyezkedők száma kétszer akkora, mind az összes egyéb irányba kilépőké együttvéve (a kimerítőket nem számítva). *ls. 3.1. tábla*

Az iskolai végzettség emelkedésével mindkét nem esetében növekszik az elhelyezkedés valószínűsége. A viszonyítási alapként használt 8 osztályos végzettség a leggyakoribb a mintában, a férfiak 32, a nők 48 százalékára jellemző. E csoporthoz viszonyítva a 8 osztály alatti végzettségűek elhelyezkedési esélye mind a férfiak, mind a nők körében egyharmaddal kisebb.

A szakmunkásképző iskola vagy valamely középiskola elvégzése a férfiak esetében 30-50 százalékkal növeli az elhelyezkedés valószínűségét az általános iskolai végzettséghez viszonyítva. A nőknél ezek a különbségek – a szakközépiskolát kivéve – lényegesen kisebbek. Azok a munkanélküliek, akik főiskolai vagy egyetemi végzettséggel rendelkeznek (a minta 3 százaléka), 70-80 százalékkal nagyobb eséllyel helyezkednek el, mint az általános iskolai végzettségűek. Az életkor emelkedése az elhelyezkedési valószínűség csökkenésével jár. Az életkor hatását ugyanakkor nem lehet egyszerű lineáris vagy négyzetes specifikációval jól modellezni.¹⁸ Az életkor hatása némileg eltérő a két nem esetében. A tizenéves férfiak nincsenek jobb helyzetben, mint a viszonyítási csoporthoz tartozó 21-25 évesek, viszont a tizenéves nők jóval nagyobb valószínűséggel helyezkednek el, mint a 21-25 évesek: az érték 60 százalékkal magasabb, és ez a nők esetében az egyik legnagyobb megfigyelt eltérés (a t-érték több más korcsoport esetében meglehetősen alacsony). (Emlékeztetünk ugyanakkor arra, hogy mivel mintánk a munkanélküli járadékot kapókból áll, a tizenéves regisztrált munkanélkülieknek csak egy kis részét öleli fel.) A 26-30 és a 31-35 évesek kilépési valószínűsége 12-15 százalékkal alacsonyabb, mint a viszonyítási csoporté. A 36-45 éves férfiak elhelyezkedési esélye további mintegy 10 százalékkal csökken, a nőknél viszont ebben a korcsoportban nem tapasztalható süllyedés. Ezután a valószínűség ismét zuhan: a 46-50 éves nők és a 46-55 éves férfiak értéke 30 illetve 45 százalékkal alacsonyabb, mint a viszonyítási csoporté. A nyugdíjkor közelében lévők elhelyezkedési valószínűsége csupán mintegy egytizede a 21-25 évesekének. (Korábban láttuk, hogy e csoport jelentős többsége elnyugdíjra kerül.) A bemutatott eredmények nem erősítik meg Boeri (1994) véleményét, mely szerint a munkanélküliségből való kilépés valószínűsége Közép-Európában többé-kevésbé független az egyéni jellemzőktől. Az életkor és az iskolai végzettség befolyása az elhelyezkedési esélyre ugyanolyan jellegű, mint ami az OECD országokban tapasztalható. Azaz az idősebbek és a képzetlenebbek nehezebben találnak munkát. Ez nem azt jelenti, hogy az egyes változók hatásának mértéke is ugyanakkora lenne, mint az OECD országokban. Az életkori hatások ugyanakkor igen hasonlóak ahhoz, amit nagy-britanniai férfiakra vontakozóan mutatott ki különböző időszakokban Arulampalam és

¹⁸ Ha az életkort négyzetes formában használjuk, a férfiaknál 80 ponttal csökken a log-likelihood értéke. (Az életkori hatás szakaszos lineáris specifikációja esetén – a tanulmányban használt életkorváltozóknak megfelelő csoportosítás mellett – lényegében ugyanakkora log-likelihood értéket kapunk, mint a 2. sz. táblázatban közölt modellnél.)

3.2. sz. táblázat: Az újra-elhelyezkedés valószínűsége

Megfigyelések száma Log Likelihood	Férfiak 23,853 23,529.9		Nők 15,564 12,896.0	
	Kockázati arány	t	Kockázati arány	t
Iskolai végzettség				
8 osztály alatt	.66	6.8	.65	5.5
szakmunkásképző	1.36	12.0	1.16	3.9
szakközépiskola	1.37	7.5	1.39	6.3
gimnázium	1.48	6.4	1.17	2.8
főiskola	1.74	6.8	1.69	4.7
egyetem	1.89	6.3	1.59	2.6
Életkor				
-20 év	1.04	0.7	1.60	6.2
26-30 év	.88	3.7	.85	2.8
31-35 év	.82	5.6	.88	2.3
36-40 év	.77	7.4	.90	1.9
41-45 év	.73	8.4	.82	3.5
46-50 év	.56	12.6	.67	6.3
51-55 év	.55	11.1	.13	16.4
56- év	.10	15.8	.00	0.4
Foglalkozás				
szellemi	1.02	0.4	.94	1.3
A belépés körülményei				
munkából belépő	1.60	11.9	1.79	10.9
állását elhagyó	.77	5.8	.81	3.1
Megye				
Baranya	1.02	0.2	1.00	0.1
Bács-Kiskun	.93	1.4	1.15	1.9
Békés	1.27	4.6	1.19	2.4
Borsod	.69	6.7	.64	5.3
Csongrád	1.03	0.5	1.09	1.0
Fejér	1.35	4.8	1.37	3.9
Győr-Sopron	1.27	3.6	1.71	6.0
Hajdú-Bihar	1.05	0.9	1.10	1.3
Heves	.96	0.6	1.11	1.2
Komárom	1.11	1.8	1.01	0.1
Nógrád	.85	2.3	.85	1.5
Pest	1.04	0.7	1.13	1.8
Somogy	1.23	2.9	2.35	10.0
Szabolcs	.84	3.3	.84	2.3
Szolnok	1.01	0.2	1.23	2.7
Tolna	1.06	0.8	1.18	1.7
Vas	1.21	2.6	1.70	4.8
Veszprém	1.42	5.7	1.39	3.9
Zala	1.19	2.2	1.61	4.4

Megjegyzés: a kockázati arány annak a személynek a "kockázatát" mutatja, akinél az adott változó értéke 1, egy olyan személy "kockázatához" viszonyítva, aki a viszonyítási alapot jelentő csoporthoz tartozik, egyéb változókat azonosnak tekintve. Viszonyítási csoportok: 8 osztály, 21-25 év, fizikai foglalkozású, nem közvetlenül munkából belépő, elbocsátott és Budapest.

Stewart (1994), valamint Stancanelli (1994).¹⁹

Vessük össze eredményeinket a tanulmány 3.2. pontjában szereplő, a beáramlási rátákra vonatkozó megállapításokkal! (Az összehasonlításnál figyelembe kell venni, hogy míg a kilépési valószínűségek becslésénél más megfigyelt változók hatását kiszűrtük, ez nem így történt a belépési rátáknál.) Az iskolai végzettség tekintetében általában igaz, hogy az iskolázottabbak alacsonyabb munkanélküliségi rátájának kialakulásában mind a kisebb beáramlás, mind az intenzívebb kiáramlás szerepet játszik, de erősebbnek tűnik a beáramlás eltéréseinek hatása. Életkor szerint vizsgálva megállapítható, hogy a foglalkoztatottság és a regisztrált munkanélküliség között a 21-25 éves férfiak mozgásai a leginkább intenzívek: mind a belépési, mind a kilépési ráta e csoportban a legmagasabb. Az életkor növekedésével a belépési és a kilépési valószínűség egyaránt csökken.

A fizikai és szellemi foglalkozásúak kilépési valószínűsége között nincs szignifikáns eltérés. Ezzel szemben a két csoport beáramlási rátái jelentősen különböznek. A 3.2. sz. táblázatban szereplő modellre támaszkodva persze nem tehetünk érvényes összehasonlítást, hiszen itt kiszűrtük az iskolai végzettség hatását. Ha az iskolai végzettséget kihagyjuk a modellből, a fizikai-szellemi változó szignifikánssá válik, de a kilépési valószínűsége gyakorolt hatása nem túl erős: a szellemi foglalkozás a férfiaknál 26, a nőknél 13 százalékkal növeli az elhelyezkedési esélyt a fizikai foglalkozáshoz képest. Úgy tűnik, a szellemi foglalkozás jelentősen csökkenti a munkanélkülivé válás esélyét, de csak kismértékben javítja az elhelyezkedését.

Mint már említettük, a munkaviszony megszűnése és a vizsgált járadékos időszak kezdete között eltelt idő alapján két csoportra bontottuk a mintát: az elsőbe azok tartoznak, akiknél ez az idő viszonylag rövid volt (őket nevezzük "munkából belépőknek"), a másodikba akiknél viszonylag hosszú. Ez a változó erős hatást fejt ki: a munkából belépők elhelyezkedési valószínűsége a férfiak esetében 60, a nők esetében 80 százalékkal magasabb, mint a nem munkából belépőké. Szignifikáns különbség adódik az utolsó munkaviszony megszűnésének módja szerint is: a munkahelyükről saját kezdeményezésükre távozó elhelyezkedési valószínűsége mintegy egyötöddel alacsonyabb, mint az elbocsátottaké.

A területi (megye) változók esetében Budapest a viszonyítási alap. Ezek a változók számos hatást kifejezhetnek, közte nyilvánvalóan a helyi gazdasági

¹⁹ Az összehasonlítást megnehezíti, de nem teszi lehetetlenné, hogy különböznek a minták és a felhasznált kontroll-változók. Stancanelli mintája 1983-84-ban regisztrált férfi háztartásfőkből áll. Arulampalam és Stewart 1978-99-ben valamint 1987-88-ban regisztrált férfiak adatait használja. Az 1987-88-as mintában a kor szerinti különbségek kisebbek annál, amint mi találtunk Magyarországon.

szerkezet és munkaerőkereslet különbségeit, de az sem kizárt, hogy bizonyos nem mért egyéni jellemzők hatását is tükrözik. Korábban láttuk, hogy – együtt kezelve a különböző irányú kilépéseket – nincs szoros korreláció a megyei kilépési ráták és munkanélküliségi ráták között. A 3.2. sz. táblázatban szereplő eredmények eltérő jellegű számításokon alapulnak, mint a korábban közölt kilépési ráták: itt csak az újra-elhelyezkedést vettük figyelembe, a munkanélküli időszakok teljes hosszára vonatkozó információt felhasználjuk (szemben a kilépési ráták becslésekor figyelembe vett három hónapos időszakokkal) és kiszűrjük az egyéni jellemzők hatását. Ennek ellenére a megyék szerinti különbségek nagyon hasonlítanak ahhoz, amit a 9. sz. ábrán láthatunk.²⁰ Csak három olyan megye van, ahol a állásba lépés valószínűsége mindkét nem esetében szignifikáns mértékben alacsonyabb, mint Budapesten – a három legmagasabb munkanélküliségi rátával rendelkező megye, Szabolcs, Nógrád és Borsod (Nógrád esetében a nők együttthatója nem szignifikáns és a férfiaké is csak épphogy). De még e különbségek sem túl nagyok, Borsodban a valószínűség 30 százalékkal alacsonyabb, mint Budapesten, a másik két megyében csak 15 százalékkal. A 19 megye közül 9-ben az elhelyezkedés valószínűsége egyik nem esetében sem tér el statisztikai értelemben (5 százalékos szinten) a budapestitől.²¹ Sok megyében a munkába lépési esély szignifikánsan magasabb, mint Budapesten. A férfiak esetében a különbség általában 20-25 százalékos, mint például Győr, Vas és Zala megyék esetében. A nők ugyanezekben a megyékben 60-70 százalékkal nagyobb eséllyel lépnek munkába, mint Budapesten, míg Somogy megyénél a Budapesthez viszonyított valószínűség több, mint kétszeres.

Képzési programok

A nem kimerítésbe torkolló segélyezési időszakok mintegy 4 százaléka úgy ér véget, hogy a munkanélküli képzési programba kapcsolódik be. A 3.3. sz. táblázatban azt lehet tanulmányozni, hogy milyen tényezők befolyásolják a segélyezésből a munkaerőpiaci képzésbe való átkerülést. Figyelemreméltónak tartjuk, hogy az alacsonyabb iskolai végzettséggel rendelkezőknek jóval kisebb

²⁰ A megye-változók helyett a megyei munkanélküliségi rátákkal becsülve meg a modellt, a log-likelihood értéke jóval alacsonyabb – számottevő olyan megyei hatások is léteznek tehát, amit a munkanélküliségi ráta nem tükröz. Hasonlóképpen sikertelenül próbálkoztunk a bejelentett álláshelyek munkaerőállományhoz illetve az üres állások munkanélküli állományhoz viszonyított arányával.

²¹ Ha a független változók között a megyei munkanélküliségi ráta és egy Budapest/nem Budapest változó szerepel, ez utóbbi együttthatója a férfiak esetében 25, a nők esetében 45 százalékkal alacsonyabb elhelyezkedési esélyt mutat Budapesten a vidéki területekhez képest.

esélyük van arra, hogy képzésbe kerüljenek. A férfiak között a gimnáziumi vagy szakközépiskolai végzettségűek négyszer akkora valószínűséggel hagyják el átképzés miatt a járadékosok állományát, mint az általános iskolai végzettségűek. A nőknél ugyanez a különbség ötszörös. A főiskolai és egyetemi végzettséggel rendelkezők esélyei még jobbak, különösen ha férfiak. Mindez sok tényező hatását tükrözheti. Lehet, hogy az iskolázottabbak szívesebben vállalkoznak képzésre, vagy jobban ösztönzi őket a képzési támogatás (ami 10 százalékkal magasabb a munkanélküli járadéknál). Lehet, hogy könnyebben találnak saját maguk olyan tanfolyamot, amit aztán a munkaügyi központ elfogad és támogat. Az sem kizárt, hogy maguk a munkaügyi központok inkább ajánlanak átképzést az iskolázottabbaknak. Mindenesetre úgy tűnik, hogy a munkaügyi központok képzési programokkal kapcsolatos kiválasztási eljárása (vagy a képzési programok tervezésénél érvényesülő preferenciarendszer) nem megfelelő, hiszen a képzetebbeknek egyébként is lényegesen nagyobb esélyük van munkát találni.

Az elhelyezkedéshez hasonlóan magasabb életkorban a képzésbe való kerülés valószínűsége is csökken. A 35-40 évesek kilépési esélye ebbe az irányba körülbelül a fele a 21-25 éveseknek. Az életkor vonatkozásában sem mondhatjuk tehát, hogy a képzésbe való bejutás lehetősége ellensúlyozná az alacsonyabb elhelyezkedési esélyt. A szellemi foglalkozású nők 50 százalékkal nagyobb valószínűséggel kerülnek átkepzésre, mint a fizikai foglalkozásúak, ami megerősíti az iskolázottság hatásáról kialakult képet, de érdekes módon a férfiak esetében ez a változó nem eredményez különbséget. Az állásukat önként elhagyók e tekintetben nem különböznek az elbocsátottaktól. Akik munkából léptek a járadékosok közé, azok 40 százalékkal nagyobb eséllyel lépnek ki képzésbe, mint azok, akik csak régebben dolgoztak, bár ez az összefüggés épphogy szignifikáns a szokásos küszöb figyelembe vételével.

Somogy megye kivételével elmondhatjuk, hogy nincs olyan megye, ahol a munkanélkülieknek nagyobb esélyük lenne átképzésre kerülni, mint Budapesten (vagy kisebb ez az esély, vagy nem mutatható ki szignifikáns esélykülönbség Budapesthez viszonyítva). Szabolcsban és Szolnok megyében, amelyek 1992. márciusában a munkanélküliségi ráták rangsorában az első és a negyedik helyen álltak, a férfiak körében a munkanélküli járadékból az átkézésbe való kerülés valószínűsége csupán egyötöde a budapestinek, ahol a munkanélküliség a legalacsonyabb volt. Bács-Kiskun esetben, ahol a munkanélküliségi ráta 12 százalék volt, az eltérés még nagyobb. (Az említett

megyékben ebbe az irányba a nők kilépési valószínűsége is sokkal alacsonyabb, mint Budapesten.) Eredményeink szerint tehát egyáltalán nem a munkanélküliségtől leginkább sújtott megyékben a legnagyobb a segélyezettek esélye, hogy képzési programba kerüljenek.

Mint alacsony iskolai végzettségű férfiak és nők esetében a segélyezettek esélye, hogy képzési programba kerüljenek.

Egyéb munkaerőpiaci programok

A 3.4., 3.5. és 3.6. sz. táblázatok a támogatott munkahelyekre, a közhasznú munkára valamint a vállalkozói támogatás igénybevételével történő kilépésekre vonatkozó eredményeket közlik. Ezen irányokba a minta 1-1 százaléka távozott. Az alábbiakban csak néhány eredményt emelünk ki a táblázatokból.

A támogatással létrehozott munkahelyekre történő kilépés valószínűségét (együtt kezelve a beruházás-támogatást és a bértámogatást) nemigen befolyásolják a személyes jellemzők. A normál elhelyezkedéshez hasonlóan a 21-25 éves férfiak esélye kissé jobbnak tűnik, de a kor szerinti eltérések a nyugdíj előtt állók kivételével végülis nem szignifikánsak. Az elbocsátott férfiak kétszer akkora valószínűséggel kerültek ilyen munkahelyre, mint az állásukból saját kezdeményezésre távozó. Vas és Szabolcs megyében a férfiaknak és a nőknek egyaránt nagyobb az esélyük támogatott állásba lépni, mint Budapesten. A többi megye esetében a hatás nemek szerint különbözik. Békés és Komárom megyében a férfiak nagyobb valószínűséggel kerülnek támogatott munkahelyre, mint Budapesten.

Nem meglepő, hogy önálló vállalkozásba inkább a magasabb iskolai végzettségű segélyezettek kezdenek. A 8 osztálynál többet végzettek 3-4-szer nagyobb valószínűséggel veszik igénybe a vállalkozás-indításhoz nyújtott támogatást, mint a 8 osztályt vagy kevesebbet végzettek. A szellemi foglalkozású férfiak kilépési valószínűsége kétszer akkora, mint a fizikai foglalkozásúaké. Ez a kilépési irány Budapesthez képest mindkét nem esetében gyakoribb Bács-Kiskun és Hajdú megyében, a férfiak között Borsodban, Komáromban, Szolnok, Vas és Zala megyében, a nőknél Baranyában és Békésben. E különbségek egy része azonban nem igazán szignifikáns. Végül figyelemre méltó, hogy csakúgy, mint a támogatott foglalkoztatás esetében, a Budapesthez viszonyított eltérések közül a szignifikánsak csaknem mind pozitív irányúak.

3.4. sz. táblázat: A támogatott foglalkoztatási programokba való kilépés valószínűsége

Megfigyelések száma Log Likelihood	Férfiak		Nők	
	23,853 1,214.9		15,564 912.7	
	Kockázati arány	t	Kockázati arány	t
Iskolai végzettség				
8 osztály alatt	.60	1.4	.31	2.3
szakmunkásképző	1.10	0.5	1.56	2.3
szakközépiskola	1.39	1.3	1.45	1.3
gimnázium	1.16	0.4	1.10	0.3
főiskola	2.23	1.8	3.38	2.6
egyetem	1.31	0.4	2.73	1.3
Életkor				
-20 év	.33	1.9	.69	0.6
26-30 év	.79	1.1	1.10	0.3
31-35 év	.77	1.2	.98	0.1
36-40 év	.78	1.2	1.23	0.7
41-45 év	.66	1.8	1.07	0.2
46-50 év	.68	1.5	1.34	0.9
51-55 év	.59	1.7	.77	0.7
56- év	.29	2.3	2.8e-06	0.0
Foglalkozás				
szellemi	.92	0.3	.97	0.1
A belépés körülményei				
munkából belépő	1.01	0.0	1.29	1.1
állását elhagyó	.42	2.6	.61	1.2
Megye				
Baranya	1.91	1.6	.77	0.6
Bács-Kiskun	.83	0.4	1.17	0.5
Békés	3.06	3.4	1.80	1.8
Borsod	1.65	1.5	.41	1.9
Csongrád	1.79	1.5	1.59	1.2
Fejér	1.4e-06	0.1	9.0e-07	0.1
Győr-Sopron	1.05	0.1	.42	1.2
Hajdú-Bihar	.21	2.1	9.1e-07	0.1
Heves	.40	1.2	.28	1.7
Komárom	3.24	3.4	1.56	1.1
Nógrád	1.3e-06	0.1	9.4e-07	0.1
Pest	2.11	2.3	.86	0.4
Somogy	.88	0.2	.85	0.3
Szabolcs	2.52	3.0	2.93	4.0
Szolnok	1.90	1.8	.42	1.6
Tolna	2.01	1.6	.75	0.5
Vas	2.75	2.4	2.95	2.6
Veszprém	.45	1.1	8.6e-07	0.1
Zala	.67	0.5	.96	0.1

Megjegyzés: lásd a 3.2. sz. táblázatnál

3.5. sz. táblázat: A vállalkozói támogatással történő kilépés valószínűsége

Megfigyelések száma Log Likelihood	Férfiak		Nők	
	23,853 1497.1		15,564 657.2	
	Kockázati arány	t	Kockázati arány	t
Iskolai végzettség				
8 osztály alatt	4.6e-06	0.1	3.7e-06	0.1
szakmunkásképző	2.80	5.5	2.91	3.8
szakközépiskola	4.60	6.7	5.35	5.4
gimnázium	4.26	4.9	4.56	4.7
főiskola	5.72	5.3	3.47	1.9
egyetem	5.79	4.5	9.70	3.5
Életkor				
-20 év	.88	0.3	.63	0.6
26-30 év	.99	0.0	.83	0.6
31-35 év	1.28	1.4	.71	1.0
36-40 év	.10	0.0	1.20	0.6
41-45 év	.86	0.7	.72	1.0
46-50 év	.64	1.8	.82	0.5
51-55 év	.14	3.3	.10	2.2
56- év	2.7e-06	0.1	5.4e-06	0.0
Foglalkozás				
szellemi	2.09	4.1	1.45	1.6
A belépés körülményei				
munkából belépő	1.33	1.3	1.16	0.5
állását elhagyó	.60	1.9	.53	1.2
Megye				
Baranya	1.22	0.6	2.46	2.0
Bács-Kiskun	1.87	2.3	2.82	2.7
Békés	1.59	1.6	3.71	3.4
Borsod	2.14	3.1	1.68	1.3
Csongrád	.32	1.9	1.18	0.3
Fejér	.43	1.4	.98	0.0
Győr-Sopron	.30	1.6	.43	0.8
Hajdú-Bihar	2.07	2.7	2.32	2.0
Heves	1.20	0.5	1.33	0.5
Komárom	2.12	2.5	2.37	1.8
Nógrád	.26	1.8	.41	0.9
Pest	1.67	1.9	1.67	1.2
Somogy	.61	0.8	2.8e-06	0.0
Szabolcs	.95	0.2	.99	0.0
Szolnok	1.96	2.5	1.68	1.1
Tolna	.31	1.6	1.49	0.6
Vas	2.76	3.1	3.4e-06	0.0
Veszprém	.71	0.7	.73	0.4
Zala	2.13	2.0	2.5e-06	0.0

Megjegyzés: lásd a 3.2. sz. táblázatnál

3.6. sz. táblázat: A közmunkába való kilépés valószínűsége

Megfigyelések száma Log Likelihood	Férfiak		Nők	
	23,853 1,726.4		15,564 465.4	
	Kockázati arány	t	Kockázati arány	t
Iskolai végzettség				
8 osztály alatt	1.59	2.6	.70	0.6
szakmunkásképző	.68	3.0	.82	0.6
szakközépiskola	.25	3.9	.89	0.3
gimnázium	.18	2.4	.84	0.4
főiskola	.42	1.3	1.98	1.1
egyetem	.28	1.2	1.4e-06	0.0
Életkor				
-20 év	.91	0.3	1.62	0.7
26-30 év	1.23	1.0	1.07	0.1
31-35 év	.91	0.5	1.32	0.6
36-40 év	1.34	1.6	1.10	0.2
41-45 év	1.01	0.1	1.71	1.2
46-50 év	.94	0.3	.77	0.5
51-55 év	.86	0.6	.13	1.9
56- év	2.4e-06	0.2	6.5e-06	0.0
Foglalkozás				
szellemi	1.31	0.8	2.71	3.1
A belépés körülményei				
munkából belépő	.98	0.1	3.38	2.3
állását elhagyó	.90	0.5	1.39	0.7
Megye				
Baranya	.05	3.0	.19	1.4
Bács-Kiskun	.82	0.5	3.1e-06	0.0
Békés	1.03	0.1	3.50	1.9
Borsod	3.34	4.7	8.57	3.4
Csongrád	.77	-0.6	2.4e-06	0.0
Fejér	.37	1.6	.65	0.4
Győr-Sopron	.67	0.7	3.96	1.8
Hajdú-Bihar	1.48	1.3	4.41	2.3
Heves	1.34	0.8	1.35	0.3
Komárom	2.30	2.8	3.03	1.5
Nógrád	1.17	0.4	1.69	0.6
Pest	1.19	0.6	1.46	0.5
Somogy	2.77	3.3	2.55	1.0
Szabolcs	.93	0.2	1.84	0.9
Szolnok	1.44	1.2	1.86	0.8
Tolna	.26	1.9	3.0e-06	0.0
Vas	3.57	4.0	5.75	2.1
Veszprém	1.09	0.2	.72	0.3
Zala	1.33	0.7	1.61	0.4

Megjegyzés: a megyék viszonyítási alapja Borsod.

Azt, hogy a foglalkoztatási programokba való bekapcsolódás esélye nagyobb vidéken, mint Budapesten, megerősítik a közhasznú munkára vonatkozó eredmények. (Ugyanakkor emlékeztetünk rá, hogy a képzések esetében éppen ellenkező volt a helyzet.) A fővárosban olyan ritka a közhasznú munka, hogy a könnyebb áttekinthetőség érdekében a megye változók hatásait Borsodhoz viszonyítottuk. Békés és Vas megyében a közhasznú munkára kerülés valószínűsége háromszor akkora, mint Borsodban (a nőknél még ennél is nagyobb a különbség). (Komárom és Somogy megyében a férfiakra, Hajdú megyében a nőkre jellemző, hogy a járadékról nagyobb eséllyel távoznak közhasznú munkára, mint Borsodban.) A támogatott foglalkoztatás, a vállalkozásindítási támogatás és a közhasznú munka jellemzőit együtt áttekintve az látszik, hogy Békésben és Komáromban a férfiak mindhárom programba viszonylag nagy valószínűséggel lépnek át. Közhasznú munkára az alacsony iskolai végzettségű férfiak kerülnek nagy eséllyel, ami kétségtávol összefügg az itt végzett munka jellemzőivel. A nők körében (ahol egyébként ez a kilépési irány ritkább) a fizikai foglalkozás jelent nagyobb esélyt.

Kizárás a munkanélküli járadékból

Utolsóként a járadékból való kizárás valószínűségét befolyásoló tényezőkkel foglalkozunk. Kizárásra akkor kerülhet sor, ha a munkanélküli visszautasít egy állásajánlatot vagy egy átképzésre szóló ajánlatot. Nem kevés embert érint ez a szankció, minden kilencedik munkanélküli segélyezése kizárással ér véget. A 3.7. sz. táblázatban szereplő eredményeket dióhéjban összefoglalva azt mondhatjuk, hogy bár vannak kivételek, erre a sorsra leginkább a fiatalok, az iskolázatlanok és a fizikai foglalkozásúak jutnak, (kizárásuk?) valamint azok, akik nem közvetlenül állásból léptek be a járadékot kapók közé. Területi vonatkozásban pedig Budapesten, Somogyban, Győr-Sopron, Vas és Zala megyékben nagy a kizárás esélye. Az életkor növekedésével párhuzamosan csökken a kizárás valószínűsége, bár a 21-25 évesekhez viszonyított különbség csak a 35 évnél idősebb korcsoportokban válik szignifikánssá. A 40-45 éves férfiak és a 45-50 éves nők kizárásának valószínűsége fele akkorára csökken, mint a 21-25 éveseké, a nyugdíjkor előtt állók pedig már alig vannak kitéve a kockázatnak. Általában véve a magasabb iskolázottságúakat kevésbé zárják ki a járadékból (bár a különbségek több esetben nem szignifikánsak). Kivételt jelentenek ez alól a 8 osztálynál kevesebbet végzettek: az ő kizárás valószínűségük 40 százalékkal alacsonyabb, mint az általános iskolai végzettségűeké. A szellemi foglalkozásúakat lényegesen ritkábban zárják ki, mint a fizikaiakat (a kockázati arány 50 százalék). A munkaviszony megszűnésének módjával nincs összefüggés, de azokat, akik közvetlenül állásból kerültek járadékra, fele akkora valószínűséggel zárják ki, mint a többieket.

3.7. sz. táblázat: A kizárás valószínűsége

Megfigyelések száma Log Likelihood	Férfiak		Nők	
	23,853 4,160.2		15,564 3,109.8	
	Kockázati arány	t	Kockázati arány	t
Iskolai végzettség				
8 osztály alatt	.63	2.7	.58	3.0
szakmunkásképző	.88	1.7	.77	2.7
szakközépiskola	.57	3.6	.54	3.4
gimnázium	.76	1.3	.50	3.3
főiskola	.46	1.6	1.34	0.8
egyetem	.42	1.4	.00	0.1
Életkor				
-20 év	.91	0.5	1.22	1.1
26-30 év	.89	1.1	.79	1.7
31-35 év	.87	1.3	.79	1.8
36-40 év	.81	2.0	.74	2.3
41-45 év	.73	2.7	.46	5.1
46-50 év	.47	4.9	.44	5.1
51-55 év	.26	5.9	.09	8.0
56- év	.08	5.1	.00	0.1
Foglalkozás				
szellemi	.54	3.0	.37	6.1
A belépés körülményei				
munkából belépő	.53	7.4	.61	5.1
állását elhagyó	1.02	0.2	1.07	0.5
Megye				
Baranya	.14	6.3	.18	4.4
Bács-Kiskun	.34	6.5	.58	2.7
Békés	.49	4.5	1.27	1.4
Borsod	.14	9.2	.12	6.1
Csongrád	.24	5.8	.19	4.0
Fejér	.56	3.2	.62	2.1
Győr-Sopron	.82	1.1	2.47	5.1
Hajdú-Bihar	.40	5.9	.69	2.0
Heves	.39	4.5	1.10	0.5
Komárom	.39	4.7	.63	1.9
Nógrád	.15	5.8	.43	2.9
Pest	.60	4.0	.70	2.1
Somogy	.81	1.2	1.45	1.7
Szabolcs	.15	9.4	.40	4.7
Szolnok	.26	6.9	.68	1.9
Tolna	.36	4.5	.44	2.7
Vas	1.04	0.2	2.96	5.3
Veszprém	.48	3.6	.72	1.4
Zala	1.10	0.6	2.12	3.6

Megjegyzés: lásd a 3.2. sz. táblázatnál

A kizárások esetében különösen fontosak a területi különbségek, hiszen kizárásra a tipikus esetben állásajánlat visszautasításakor kerül sor, a felajánlható üres álláshelyek száma viszont megyénként eltérő. De a területi különbségeket vizsgálva nemcsak a relatív munkaerőkereslet differenciáló hatásával kell számolnunk, az irodák magatartásában, szigorúságában is lehetnek számottevő eltérések.²²

A férfiakat szinte mindenütt lényegesen kisebb valószínűséggel zárják ki a járadékból, mint Budapesten, csupán négy megye esetében nem beszélhetünk a fővárostól szignifikánsan eltérő gyakorlatról (Győr, Vas, Zala és Somogy). Vannak igen nagy különbségek is. Például Budapesten – egyéb változók hatását kiszűrve – a férfiaknak hétszer akkora esélyük van arra, hogy kizárják őket, mint Baranyában, Borsodban, Nógrádban vagy Szabolcsban, de a többi megyében is (ahol statisztikailag szignifikáns összefüggést találtunk) legalább 40 százalékkal kisebb a férfiak kizárásának valószínűsége, mint a fővárosban. A nőknél kissé eltérő a helyzet. Itt is sok megyére jellemző, hogy a fővárosnál kevésbé valószínű a kizárás, de három nyugati megyében, Győrben, Vasban és Zalában a kockázat 2-3-szorosa a budapestinek. A példák alapján elmondhatjuk, hogy a kizárás valószínűsége általában véve összefügg a munkanélküliség színvonalával: ott, ahol kisebb a munkanélküliség, több a kizárás. Persze kivételek is akadnak. Ilyen Budapest helyzete a nyugaton fekvő megyékhez viszonyítva; Baranya, ahol a munkanélküliségi ráta közepes mértékű volt 1992. márciusában, a kizárás valószínűsége viszont igen alacsony; vagy említhetjük Pest megyét, ahol a munkanélküliség körülbelül ugyanakkora volt, mint Vasban vagy Zalában, de a nőket e megyékhez viszonyítva csak egyharmadnyi valószínűséggel zárták ki.

Összefoglalás

Ebben az összefoglaló részben a munkanélküliek jellemzői szerint csoportosítjuk eredményeinket. Elmondhatjuk, hogy mind a személyes jellemzők, mind a területi változók mentén jelentős különbségek vannak a kilépési valószínűségekben. A jobb iskolázottsággal rendelkezők könnyebben helyezkednek el, nagyobb valószínűséggel kerülnek átképzésre és kisebb valószínűséggel zárják ki őket a járadékból. A szellemi foglalkozás csökkenti a kizárás kockázatát, a nők esetében javítja az átképzésre kerülés esélyét, de az elhelyezkedés valószínűségét önmagában egyik nem esetében sem befolyásolja. Az elhelyezkedés, az átképzés és a kizárás esélye egyaránt

²² Amikor a kizárási kockázat becslésekor a modellbe a megyei üres álláshely/ regisztrált munkanélküli hányadost vontuk be, a változó szignifikánsnak bizonyult, de a log-likelihood értéke jóval elmaradt a 7. sz. táblázatban közölt, megye változókat tartalmazó specifikációétól.

csökken az életkor növekedésével, bár a csökkenés nem egyenletes mértékű. A munkahelyüket elhagyók kisebb valószínűséggel helyezkednek el, mint az elbocsátottak, a kizárás és a képzésbe való bekerülés esélyét azonban ez a változó nem befolyásolja. Azoknak, akik közvetlenül állásból léptek a járadékot kapók közé, nagyobb esélyük van az elhelyezkedésre és az átképzésre, és kisebb a kizárásra.

A megyei különbségek meglehetősen változóak, erről nehéz lenne tömör összefoglalást adni. Ezért példaképpen Budapest helyzetét emeljük ki. A fővárosra jellemző, hogy itt nagy a kizárás valószínűsége. A budapesti munkanélküliek nagy eséllyel kerülnek átképzésre, de más munkaerőpiaci programok vonatkozásában nem élveznek előnyt. Annak ellenére, hogy itt a legalacsonyabb a munkanélküliség, a főváros csak két-három megyét előz meg az elhelyezkedés valószínűsége szerint.

Milyen hosszú ideig maradnak munka nélkül a különböző tulajdonságokkal rendelkező emberek? E kérdés megválaszolásához egy újabb modellt állítottunk fel, amelyben az összes lehetséges kilépési irányt egybevéve becsültük meg a kilépési valószínűségeket (cenzoráltak csak a kimerítéssel végződő időszakokat tekintve). Ennek eredményeit felhasználva példaképpen különböző tulajdonságokkal rendelkező fiktív munkanélküliek várható munkanélküliségi időtartamát becsültük meg.²³

Az első fiktív személy, A, a munkanélküliség időtartama szempontjából kedvező tulajdonságokkal rendelkezik. Főiskolát végzett 21-25 év közötti budapesti férfi, aki szellemi munkakörben dolgozott, állásából elbocsátották és ezután rögtön munkanélküli járadékos lett. B is férfi, de más tulajdonságai jóval kedvezőtlenebbek. Nógrád megyében lakik, életkora 45-50 év között van, csak 8 osztályt végzett és fizikai munkásként dolgozott (egyéb jellemzői ugyanolyanok, mint A személyé). Az eredmények szerint A-nak 9 hónapos, B-nek két és fél éves munkanélküliségre van kilátása. C személy Baranyában lakó 26-30 év közötti nő, aki általános iskolát végzett. Fizikai munkás volt, de úgy került munkanélküli járadékra, hogy közvetlenül előtte nem dolgozott. Ő tulajdonságai alapján három és fél éves munkanélküliségre számíthat. D is nő, de valamivel idősebb C-nél (harmincas éveit elején jár), Vas megyében él és gimnáziumot végzett. Segélyezése közvetlenül munkahelyének elvesztése után kezdődött. D munkanélküliségének időtartamát 11 hónapra becsüljük.

A példák persze önkényesek, nem is lehet a magyar munkanélkülieket ily módon típusokba sorolni. Ráadásul sokan, akik pontosan olyan jellemzőkkel rendelkeznek, mint a példákban szereplő személyek, a

²³ Bár a közölt modellekben szereplő eredmények alapján is meg lehetett volna becsülni a várható időtartamot, egyszerűbbnek tűnt egy új egyenletet felállítani. A hazard-függvény (h) formáját exponenciálisnak tételezve a becsült időtartam $1/h$.

valóságban rövidebb vagy hosszabb ideig lesznek munkanélküliek, mint amennyit becsültünk. A példákkal két dolgot kívántunk illusztrálni. Először, Magyarországon átlagban még az előnyös tulajdonságokkal rendelkező munkanélküliek is meglehetősen hosszú munkanélküliségre számíthatnak. Másodszor, a munkanélküliség átlagos időtartamát jelentősen befolyásolják mind a személyes tulajdonságok, mind a helyi munkaerőpiac jellemzői.

*Ezt a példát
1990-
1991-
1992-
1993-
1994-
1995-
1996-
1997-
1998-
1999-
2000-
2001-
2002-
2003-
2004-
2005-
2006-
2007-
2008-
2009-
2010-
2011-
2012-
2013-
2014-
2015-
2016-
2017-
2018-
2019-
2020-
2021-
2022-
2023-
2024-
2025-
2026-
2027-
2028-
2029-
2030-
2031-
2032-
2033-
2034-
2035-
2036-
2037-
2038-
2039-
2040-
2041-
2042-
2043-
2044-
2045-
2046-
2047-
2048-
2049-
2050-
2051-
2052-
2053-
2054-
2055-
2056-
2057-
2058-
2059-
2060-
2061-
2062-
2063-
2064-
2065-
2066-
2067-
2068-
2069-
2070-
2071-
2072-
2073-
2074-
2075-
2076-
2077-
2078-
2079-
2080-
2081-
2082-
2083-
2084-
2085-
2086-
2087-
2088-
2089-
2090-
2091-
2092-
2093-
2094-
2095-
2096-
2097-
2098-
2099-
2100-*

4. A MAGYAR MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYRENDSZER MŰKÖDÉSE

Ebben a fejezetben a magyar munkanélküli segélyrendszer gyakorlati működéséről lesz szó. Az elemzés – a rendelkezésünkre álló adatbázis sajátosságaihoz igazodóan – csak a biztosítási típusú munkanélküli segélyekkel (munkanélküli járadék) terjed ki. A munkanélküliség esetén igénybevehető egyéb támogatások részletes vizsgálatára így nem kerül sor. 1992. tavaszán, mely időpontra vonatkozóan a részletes vizsgálatot elvégezzük, csak a munkanélküliek egy kis hányada részesült nem biztosítási típusú munkanélküli segélyben.²⁴ Mint a 3. fejezetben láttuk, azóta az arányok jelentősen megváltoztak, és ma már a regisztrált munkanélküliek jelentős arányban szociális jellegű munkanélküli támogatást (jövedelempótló támogatás) kapnak.

A 4.1. fejezetében a magyar munkanélküli segélyrendszer lényegi vonásait és az elmúlt négy évben bekövetkezett főbb változásokat mutatjuk be. E fejezetben egyebek között a segélyrendszer olyan jellegzetességeire is rámutatunk, amelyek hatása az empirikus elemzés során megfigyelhető, viszont a szabályok alkalmi olvasója számára könnyen rejtve maradhatnak. A 4.2. fejezet a kutatáshoz felhasznált mintát ismerteti, amelyet az Országos Munkaügyi Központ nyilvántartásából választottunk ki, és az 1992. márciusában munkanélküli-segélyben részesülők 10 százalékát öleli fel. Itt mutatjuk be a munkanélküli járadékban részesülők állományának legfontosabb jellemzőit is. A 4.3. fejezet a munkanélküli-segélyek nagyságát és megoszlását elemzi, az 4.4. fejezetben pedig a segélyek és a bérek kapcsolatát vizsgáljuk meg. Mindkét fejezetben hangsúlyt fektetünk a nemek közötti különbségek bemutatására, valamint arra, hogy milyen hatással van a segélyekre a segélyezés kezdetének időpontja (ami azt is meghatározza, hogy milyen szabályokat alkalmaznak a segélyezésben). A 4.5. fejezet azt tekinti át, hogy a munkanélküliek milyen hosszú időre szereztek jogosultságot a segélyre. A 4.6. fejezetben a segélyrendszer 1993-as módosításának hatásaival foglalkozunk.

²⁴ A biztosítási típusú munkanélküli-segély hivatalos elnevezése 1991-től - a Foglalkoztatási Törvény elfogadásától - munkanélküli járadék. 1989 és 1990 között ezt a segélytípust munkanélküli segélynek nevezték a jogszabályok. Nem biztosítási típusú munkanélküli támogatás a pályakezdők munkanélküli segélye és a tartós munkanélküliek szociális ("jövedelempótló") támogatása.

Bemutatjuk, hogyan változott volna a segély összege és a segélyjogosultság időtartama az 1992. márciusában segélyben részesülők esetében, ha egyik napról a másikra áttértek volna az 1993-as szabályok alkalmazására. Ez az összehasonlítás azt kísérli megmutatni, hogy a szabályok szigorítása milyen módon hatott a munkanélküliek helyzetére.

4.1. A MAGYAR MUNKANÉLKÜLI SEGÉLYRENDSZER

A munkanélküli-segélyt Magyarországon 1989. januárjában vezették be. A segélyezési rendszeren ^{FTV} 1991. márciusában, 1992. és 1993. januárjában lényeges változtatásokat hajtottak végre. A 4.1. sz. táblázatban a segélyrendszer néhány alapvető jellegzetességét foglaltuk össze. A továbbiakban a különböző időpontokban érvénybe lépő szabályok együttesére mint 1989-es, 1991-es, 1992-es és 1993-as segélyrendszerre hivatkozunk. (A 4.1. sz. táblázatban az egymást követő segélyrendszerek esetében csak a megelőző rendszerhez képest bekövetkezett változásokat tüntettük fel.)

A magyar munkanélküli segélyrendszer kialakulásakor alapvetően biztosítási jellegű volt, amnyiben a segélyjogosultságot korábbi munkaviszonyhoz, a segélyeket pedig a bérekhez kötötte. Az 4.1. sz. táblázatban csak a segélyrendszer 1992-ben domináns, biztosítási jellegű ellátási formái szerepelnek. Ezeken kívül 1991-ben bevezették a pályakezdők munkanélküli-segélyét, 1993-tól pedig munkanélküli támogatásban részesülhetnek azok, akik a biztosítási jellegű segélyre kimerítették jogosultságukat. A pályakezdők munkanélküli-segélye három hónapos várakozási idő után fél évre egységes összegű – a minimális bér 75 százalékával egyenlő – segélyt biztosít a munkaerőpiacra belépőknek. A tartós munkanélküliek szociális ("jövedelempótló") támogatása csak az alacsony családi jövedelemmel rendelkezőknek jár, összege a minimális nyugdíj 80 százaléka

4.1. sz. táblázat

A magyar munkanélküli járadékrendszer jellemzői

1. 1989 január ("89-es segélyrendszer")

a) A jogosultság időtartama 1 év; az szerez jogosultságot, aki a segélykérelmet megelőző 3 éves időszakban legalább 18 hónapot munkában töltött. 1990 januárjától a jogosultság időtartamát 2 évre hosszabbítják meg.

b) A segély összege a korábbi átlagkereset

70 %-a az első 6 hónapban
60 %-a a második 6 hónapban
45 %-a a következő 12 hónapban.

(a segélyezés első évében a munkahelyüket elhagyók korábbi keresetük ennél alacsonyabb százalékát kapták)

c) A segély maximuma az első évben a minimális bér háromszorosa, a második évben a minimális bér kétszerese. 1989-ben segélyminimumot nem határoztak meg. 1990-tól a segélyminimum a minimális bér 80 %-a - ennyit kap a munkanélküli, ha a kalkulált segély összege alacsonyabb lenne. A segélyminimum alatti átlagkeresetűek segélye korábbi átlagkeresetükkkel egyenlő.

2. 1991 március ("91-es segélyrendszer")

a) A jogosultság időtartama az utolsó 4 évben munkában töltött időtől függően 6 és 24 hónap között mozog:

munkában töltött idő	jogosultság időtartama
360-479 nap	180 nap
480-599 nap	240 nap
600-719 nap	300 nap
720-839 nap	360 nap
840-959 nap	420 nap
960-1079 nap	480 nap
1080-1199 nap	540 nap
1200-1319 nap	600 nap
1320-1439 nap	660 nap
1439 nap felett	720 nap

A jogosultság időtartamának első fele az 1. szakaszba, második fele a 2. szakaszba esik.

b) A segély összege a korábbi átlagkereset

70 %-a a jogosultsági időszak első felében ("1. szakasz")
50 %-a a jogosultsági időszak második felében ("2. szakasz")

c) Ha az átlagkereset 70 illetve 50 %-a alacsonyabb, mint a minimális bér, a segély a minimális bérrel egyenlő. A minimális bérnél alacsonyabb átlagkeresetűek azonban a korábbi keresetükkel egyenlő összegű segélyt kapnak.

d) A munkahelyüket saját kezdeményezésükre elhagyók segélyét csak három hónap várakozás után kezdik fizetni.

3. 1992. január ("92-es segélyrendszer)

a) A második szakaszba eső jogosultság időtartamát 50%-kal csökkentették (így a segélyre jogosultság teljes időtartama 25%-kal csökkent).

b) A segélyszámítás alapjául szolgáló kereset a munkanélkülivé válást megelőző négy teljes naptári hónap átlagos keresete (korábban ezt az utolsó havi alapbér és az előző év alapbéren felüli kereseteinek átlaga alapján számították ki).

c) A segély maximuma a minimális bér kétszerese.

d) Azoknak a munkanélkülieknek, akik törvényben előírt végkielégítést kaptak, csak annyi hónap várakozás után kezdik fizetni a segélyt, ahány hónapra a végkielégítés szólt (a kötelező végkielégítés maximuma 6 hónap).

4. 1993. január ("93-as segélyrendszer")

a) A jogosultság időtartama az 1991-es felére csökken (így a teljes jogosultsági időtartam a 91-es segélyrendszer 1. szakaszával azonos).

b) A segély összege a korábbi átlagkereset

75 %-a a jogosultsági időszak első negyedében (1. szakasz),
60 %-a a jogosultsági időszak hátralévő részében (2. szakasz).

c) A segély maximuma az első szakaszban 18.000 forint, a második szakaszban 15.000 forint. Ha az átlagkereset 75 illetve 60 %-a kevesebb, mint 8.600 forint, a segély összege 8600 forint lesz. A 8.600 forintnál alacsonyabb keresetűek segélye korábbi keresetükkel azonos. *kevesebb a min. bérrel (8.600)*

d) A munkahelyüket saját kezdeményezésükre elhagyók várakozási ideje 6 hónapra emelkedik.

Megjegyzések:

1. Minden esetben csak az előző segélyrendszerhez képest bekövetkezett változásokat soroltuk fel.

2. A segélyeket a bruttó keresetek alapján számítják ki. A segélyek után jövedelemadót és (csökkentett mértékű) társadalombiztosítási hozzájárulást kell fizetni.

Az 4.1. sz. táblázat információi nem terjednek ki a segélyrendszer több olyan jellegzetességére, amelyek szintén befolyásolják a segélyeket. (Egyáltalán nem foglalkozunk továbbá a segélyek finanszírozásának kérdésével.) Ezek közül az egyik az ismétlődően munkanélküliek segélyezésének problémája, amire később még kitérünk. Nem tartalmazza továbbá a táblázat a segélyek szüneteltetésének szabályait sem, amelyek megengedik, hogy a munkaügyi központ felfüggeszse a segély fizetését, ha úgy ítéli meg, hogy a segélyezett nem keres magának állást vagy nem működik együtt megfelelőképpen a munkaügyi központtal.²⁵

A 89-es és 91-es segélyrendszer eltéréseit nem könnyű összefoglalni, mivel szinte valamennyi alapjellemező – a segélyek korábbi bérekhez viszonyított aránya, a jogosultság megszerzéséhez szükséges munkában töltött idő és a jogosultság időtartama – egyidejűleg változott. Ugyanakkor e szabályoknak tanulmányunk szempontjából nincs különösebb jelentősége, mert 1992-ben már igen kevesen voltak, akik az 1989-es szabályok szerint kaptak segélyt. Mivel azonban a magyar munkanélküli segélyrendszer "többgenerációs", amelyben különböző időpontokban bevezetett szabályok működnek egyidejűleg, 1992-ben még igen sokan kaptak az 1991-es szabályok szerint segélyt. Az 1992-es szabályok pedig még 1994-ben is aktuálisak voltak. Ugyanis minden segélyezési időszak teljes időtartamára azokat az előírásokat alkalmazzák, amelyek a segélyezés kezdetekor voltak érvényben. Aki például 1992. decemberében igényelt segélyt, az mindvégig a 92-es szabályok szerint kapja, és nem érintik őt az egy hónappal később bevezetett 93-as segélyrendszer előírásai. Fenti okok miatt leírásunk a 91-es, 92-es és 93-as segélyrendszerrel illetve segélytípussal foglalkozik. E rendszerek felépítése azonos és egy paraméterük mindvégig változatlan maradt: a segélyjogosultság az előző 4 év alatt munkában töltött idő hosszától függ.

Egészében véve az 4.1. sz. táblázat egy egyre kevésbé nagyvonalú rendszerről ad képet. 1992-ben és 1993-ban egyaránt csökkentették a segélyezés időtartamát. A 93-as szabályok szerint a jogosultság hossza csak a fele annak, amennyi azonos feltételek mellett 1991-ben volt, a maximális jogosultsági idő 2 évről 1 évre csökkent. Más változások a segélyek nagyságát csökkentették. Erre háromféle módon került sor. Először, a magasabb segély-bér aránnyal járó első segélyezési időszakot ("1. szakasz") nagyobb mértékben kurtították, mint az alacsonyabb segély-bér arányt biztosító második időszakot ("2. szakasz"). Ezért, bár a 93-as rendszerben a segély-bér arány mindkét szakaszban magasabb annál, amekkora a 91-es rendszerben volt, bevezetése óta érvényben van, 1993-tól a második szakasznak van nagyobb szerepe, és ebben a segély korábbi bérezéshez

²⁵ A második alkalomtól kezdve az ilyen szüneteltetés csökkenti a jogosultság időtartamát ("büntető szüneteltetés"). A segélyfizetést felfüggeszthetik még Gyed vagy Gyes igénybevétele, sorkatonai szolgálat vagy bebörtönzés miatt is. Ilyenkor a szüneteltetés nem csökkenti a jogosultság időtartamát. A 89-es, 91-es és 92-es segélyrendszerekről részletesebb leírást ad Micklewright (1992).

viszonyított aránya alacsonyabb, mint a 91-es rendszer első szakaszában volt. Az a munkanélküli, aki a 91-es segélyrendszer első szakaszában 6 hónapig korábbi bére 70 százalékát kapta segélyként, most a segélyen töltött idő első 6 hónapjában átlagosan csak korábbi bére 64 százalékát kapja meg. A segély-bér arány a 93-as rendszerben csak rövid munkanélküliség esetén lehet magasabb, mint korábban volt. Másodszor, a 92-es rendszerben lényegében egy hónapról egy évre hosszabbították meg azt az időszakot, amelynek átlagkeresetét a segély kiszámításakor figyelembe veszik. Az 1990-1992 közötti évi 25-30 százalékos bérinfláció mellett arra lehet számítani, hogy ez a változás lényegesen csökkentette a segélyszámításhoz alapul vett béreket, és ezt később empirikusan is igazolni fogjuk. Harmadszor, a 91-es és 92-es segélyrendszer az alacsony segélyek összegét a minimális bérhez kötötte. Ez 1993-ban megszűnt, helyette havi 8600 forintos fix segélyminimumot vezettek be, ami 5 százalékkal alacsonyabb, mint az érvényes minimális bér. (Ráadásul a vizsgált időszakban a maximális segély összege is csökkent.)

Azon túl, hogy a segélyrendszer immár sokkal kevésbé nagyvonalú, meg kell említenünk a kötelező végkielégítés 1991. év végi bevezetését. Nem fegyelmi okból történő elbocsátás esetén a munkáltatók kötelesek a dolgozóknak a vállalatnál eltöltött idő hosszától és a keresettől függő összegű végkielégítést fizetni egy összegben a következők szerint:

Munkáltatónál töltött évek	Végkielégítés
3-4	1 havi kereset
5-9	2 havi kereset
10-14	3 havi kereset
15-19	4 havi kereset
20-24	5 havi kereset
25-	6 havi kereset

MAK szerint
1991. évi

Amíg az elbocsátásból számítva nem telik el annyi idő, amennyire a munkanélküli végkielégítést kap (1-6 hónap), nem fizetnek munkanélküli-segélyt, viszont a végkielégítést úgy is tekinthetjük, mint 100 százalékos bérpótlás biztosít erre az időszakra.²⁶

Mivel – mint később látni is fogjuk –, azoknak a szabályoknak, amelyek alapján az alacsony keresetű munkanélküliek segélyét kiszámítják, igen jelentős hatásuk van a segélyek alakulására, fontos, hogy már most megismerkedjünk velük. Amennyiben a segélyezési szakasznak megfelelő segély-bér arány figyelembevételével a segély az éppen érvényes minimális bérnél (1993-tól 8600 forintnál) alacsonyabb lenne, a munkanélküli a minimális bérrel megegyező

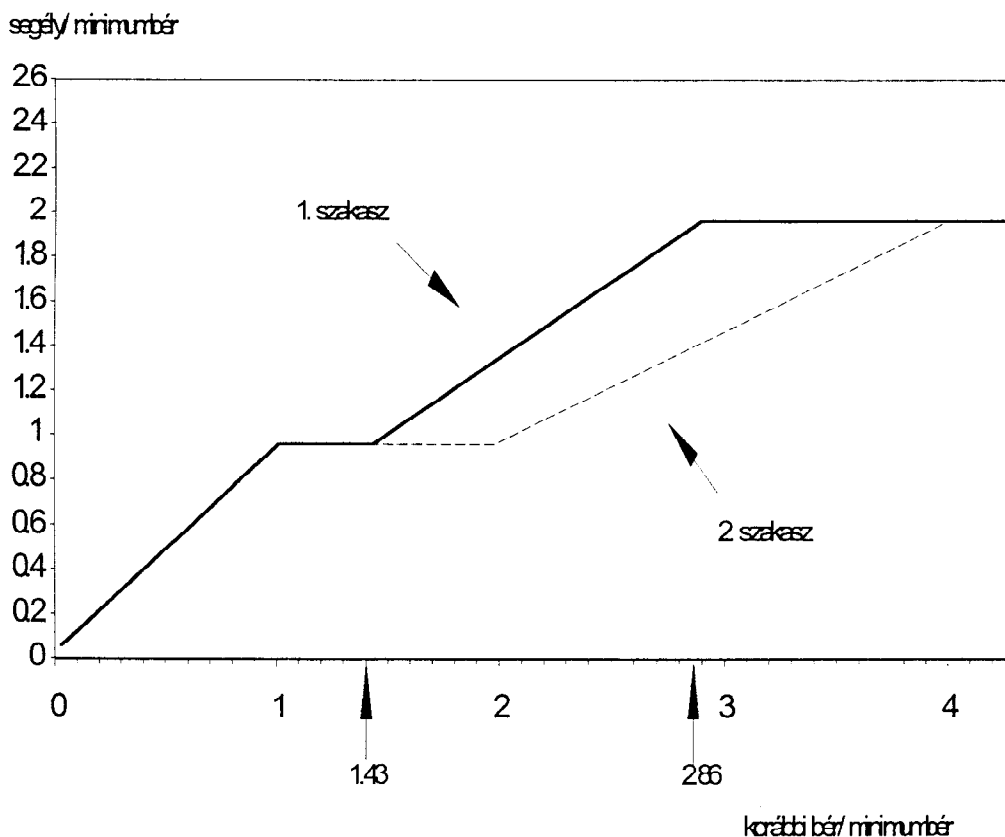
²⁶ Természetesen a vállalat által fizetett, a biztos állás elvesztésének részleges kompenzációjaként szolgáló egyösszegű végkielégítés és a munkanélküli segély között koncepcionális különbség van.

összegű segélyt kap. Akkor azonban, ha maga a segélyszámítás alapjául szolgáló átlagkereset sem éri el a minimális bért (vagy a 8600 forintot), a segély ezzel az átlagkeresettel lesz egyenlő.

Jórészt a fenti szabály eredményezi, hogy ha a segélyeket a korábbi keresetek függvényében ábrázoljuk, különböző meredekségű szakaszokból álló görbét kapunk. A 4.1. sz. ábra egy ilyen görbét mutat be a 92-es segélyrendszer 1. szakaszára. Az ábra jobb oldalán egy vízszintes szakasz látható, amely azok segélyét mutatja, akik a minimális bér 2,86-szorosánál többet kerestek – ők a maximális segélyt kapják. Az ábrán található egy másik vízszintes szakasz is, itt a bér a minimális bér és annak 1,43-szorosa közé esik. Ilyen esetekben a minimális bér összegével megegyező segélyt fizetnek. A meredek szakaszok a segélyjogosultság első szakaszára jellemző 70 százalékos segély-bér arányt valamint a minimális bérnél alacsonyabb keresetek esetén alkalmazott 100 százalékos segély-bér arányt mutatják.

4.1. sz. ábra

A korábbi bér és a munkanélküli segély összefüggése az 1992-es segélyrendszerben



Az ábrán látható szaggatott vonal azt ábrázolja, hogyan módosul a keresetek és a segélyek összefüggése a jogosultság második szakaszában. A minimális bérral azonos segélyt ábrázoló vízszintes szakasz itt lényegesen

hosszabb, a minimális bérrel megegyező keresettől a minimális bér kétszeresét kitevő keresetig tart. A második szakaszban a segélymaximumot csak akkor éri el a munkanélküliek, ha keresetük a minimális bér négyszerese vagy annál több volt. Azt, hogy séma négy, a keresetek és a segélyek közötti eltérő összefüggést mutató szakaszának mekkora a súlya a segélyek meghatározásában, csak empirikus úton határozhatjuk meg.

A magyar segélyrendszerben nem indexálják sem a segélyszámítás alapjául szolgáló korábbi kereseteket, sem a munkanélküli-segélyeket. Egyfajta indexálás mégis érvényesül azon keresztül, hogy az alacsony segélyek a minimális bérhez vannak kötve. A 91-es és 92-es segélyrendszerben a minimális bér emelésekor azonos mértékben emelték a minimális bérrel megegyező és az annál alacsonyabb összegű munkanélküli-segélyeket (a minimális bérrel megegyező segélyeket az új minimális bérre, az ennél alacsonyabb segélyeket pedig a minimális bér emelésével azonos arányban [százalékkal] növelték). Mint 1991-ben, mind 1992-ben egy alkalommal emelték a minimális bér.

A fenti leírás is megmutatja, hogy fontos tisztában lennünk a segélyrendszer különböző szabályainak kölcsönhatásával. Ennek első lépése lehet a szabályok alapos tanulmányozása, de azt, hogy a gyakorlatban mely szabályok játszanak fontos szerepet, csak empirikus úton lehet megállapítani. A segélyrendszer működését befolyásolják ezen kívül a munkaközvetítő hálózatban kialakult eljárások is, amelyek nem ismerhetők meg csupán a jogszabályokra támaszkodva. Két ilyen eljárást említünk itt, amelyek lényeges befolyást gyakorolnak a segélyezettek egy kisebbségének helyzetére. (A segélyezés gyakorlatáról munkaközvetítő irodáknál tájékozódunk.)

Ismétlődő munkanélküliség esetében a jogosultság időtartamának meghatározása eltérő attól függően, hogy a korábbi segélyfizetés a 89-es vagy valamely későbbi segélyrendszer alapján történt-e. Az első esetben figyelmen kívül hagyják a korábbi segélyfizetést és kizárólag a munkában töltött idő hossza alapján határozzák meg a jogosultság időtartamát. Ennek következménye az a jelenség, melyet "segélyváltásnak" neveztünk el. Olyan esetekben, ha korábban a 91-es vagy 92-es rendszer keretében kapott segélyt valaki, azt az elvet követik, hogy ugyanazt a munkában töltött időszakot nem lehet kétszer figyelembe venni a jogosultság szempontjából.²⁷ Másképpen fogalmazva az történik, hogy amikor egy-egy segélyezés véget ér, a munkaközvetítő rögzíti, hogy a segélykérelmet megelőző 4 év alatt munkában töltött időből mennyi az, amelynek alapján már fizettek segélyt. Újbóli kérelem esetén megvizsgálják az új kérelmet megelőző 4 évben munkában töltött időt, de ebbe nem számítják be azokat a napokat, amelyek alapján már korábban segélyt fizettek (az 1991-es rendszerben például egy segélyen töltött napot 2,66 nap korábbi munkaviszony "elhasználásának" tekintettek). (Ennek következtében

²⁷ Erről az elvről először az 1992-es segélyrendszert bevezető jogszabályban van szó.

az ismétlődően munkanélküliek segélyre jogosultságának napjai nem feltétlenül azonosak a 4.1. sz. táblázatban szereplő értékekkel.)

A munkaközvetítő hálózatban kialakult eljárások közül másikként azt említjük még meg, amely a segély kiszámításához használt kereseti adatokkal kapcsolatos. A 92-es és 93-as szabályok szerint a segélyt a munkanélkülivé válás időpontját megelőző 4 teljes naptári negyedév átlagkeresete alapján kell megállapítani. Fontos, hogy a számításhoz a gyakorlatban nem az állás megszűnésének, hanem a segélykérelem benyújtásának időpontját megelőző négy naptári negyedévet veszik figyelembe. Adott esetben ehhez a munkanélkülinek vagy a munkaközvetítő irodának több munkáltatótól is be kell szereznie a szükséges információkat. Ha csak az egyik, például az utolsó munkáltatótól sikerül kereseti igazolást kapni, akkor annak alapján állapítják meg a segélyt. Felvetődik a kérdés, mi történik akkor, ha a szóban forgó időszakról egyáltalán nem lehet kereseti adatot beszerezni, akár azért, mert a munkanélküli ekkor már nem dolgozott, akár azért, mert a korábbi munkáltatót nem lehet elérni (pl. csődbe ment és megszűnt)? Ilyen esetekben a munkanélküli utolsó foglalkozására jellemző országos átlagbért veszik figyelembe a segély kiszámításakor (akkor is, ha a munkanélküli utolsó keresetét egy korábbi segélykérelemből ismerik, de az új kérelem időpontját megelőző 4 naptári negyedévnél korábbi időszakra vonatkozik). Ez az eljárás sokszor előnyös a munkanélküliek számára, mivel az irodákban az 1990-es országos átlagbérek indexált értékeit használták, míg az elmúlt évek 25-30 százalékos bérinflációját figyelembe véve a tényleges korábbi bérek ennél valószínűleg gyakran alacsonyabbak. A vidéken dolgozók számára a magasabb fővárosi béreket is tartalmazó országos átlag figyelembe vétele kimondottan előnyös, bár azok esetében, akik korábban Budapesten dolgoztak, ennek fordítottja igaz.

A munkanélküli segélyezés szabályainak ismertetése után azokat az adatokat mutatjuk be, amelyek segítségével a szabályok hatásait elemezni fogjuk.

4.2. ADATFORRÁSOK ÉS A MINTA JELLEMZŐI

A fejezetben felhasznált adatok, csakúgy, mint azok, amelyeket az előző fejezetben elemeztünk, a segélyrendszer hivatalos nyilvántartásaiból származnak. Ezért az adatforrás jellemzőit itt nem kell részletesen ismertetnünk.

A segélyek vizsgálatához az 1992. március 20-án munkanélküli járadékban részesülők állományából kiválasztott 10 százalékos mintát használjuk, amely 37.166 főből áll.²⁸

²⁸ Az adatokat természetesen ez esetben is úgy kaptuk meg, hogy a mintába került személyeket lehetetlen azonosítani.

Annak a körülménynek a következtében, hogy Magyarországon a segélyezés szabályainak változásai csak az új kérelmezőket érintik, az 1992. márciusában segélyt kapó munkanélküliekre különböző segélyrendszerek előírásai vonatkoznak. Ez látható a 4.2. sz. táblázatban, amely az egyes segélytípusokhoz (89-es, 91-es, 92-es) tartozók megoszlását mutatja nemek szerint. A táblázat alsó felében a 91-es segélytípuson belül megkülönböztettük az 1. és a 2. szakasz szabályai szerint segélyt kapókat.

4.2. sz. táblázat

Segélytípus szerinti megoszlás nemenként

(létszám, sorszázalék, oszlopszázalék)	Nem		
	Férfi	Nő	Összesen
Segélytípus			
89-es segély	48 94.12 0.22	3 5.88 0.02	51 100.00 0.14
91-es segély	14412 58.99 65.06	10021 41.01 66.74	24433 100.00 65.74
92-es segély	7691 60.65 34.72	4991 39.35 33.24	12682 100.00 34.12
Összesen	22151 59.60 100.00	15015 40.40 100.00	37166 100.00 100.00

A minta csaknem kétharmada a 91-es segélytípushoz tartozik, közülük a nagy többség még a segélyezés 1. szakaszánál tart. Ez jól mutatja: időre van szükség ahhoz, hogy a segélyrendszer változásainak hatásai kibontakozzanak. Mivel az új szabályokat csak a belépőkre alkalmazzák, és a kiáramlási ráta alacsony [lásd pl. Köllő (1993)], hosszú idő kell ahhoz, hogy a változások a segélyezettek többségét elérjék.

A minta több, mint egyharmada az 1992-es szabályok szerint kap segélyt (valamennyien az 1. szakaszban); alig néhányan vannak, akikre még az 1989-es segélyrendszer szabályai érvényesek. Mind a 91-es, mind a 92-es segélytípusban a segélyezettek 60 százaléka férfiakkól áll.

A 4.3. sz. táblázat megmutatja, hogy a segélyben részesülők 90 százaléka nem önként vált meg munkahelyétől, hanem elveszítette. Ezt nem értelmezhetjük úgy, hogy Magyarországon a munkanélküliek 90 százaléka

állását elvesztő lenne. A táblázatban látható, hogy a 92-es segélytípushoz tartozók között senki sincs, aki önként vált meg munkahelyétől. Az ok, hogy a 92-es segélyrendszerben a kilépők segélyezése csak 3 hónapos várakozási idő után kezdődhetett. Akik 1992-ben munkahelyüket elhagyva váltak munkanélkülivé, március 20-ig még nem töltötték le a várakozási időt. A segélyezés szabályai is befolyásolják tehát, hogy a segélyezettek között milyen arányban találunk kilépőket.

4.3. sz. táblázat

Segélytípus szerinti megoszlás a munkaviszony megszűnésének módja szerint

(létszám, sorszázalék, oszlopszázalék)	A munkaviszony megszűnésének módja		
	Elbocsátás	Kilépés	Összesen
Segélytípus			
89-es segély	33 64.71 0.10	18 35.29 0.54	51 100.00 0.14
91-es 1.szakasz	17176 85.51 50.74	2909 14.48 87.83	20085 100.00 54.05
91-es 2.szakasz	3961 91.14 11.70	385 8.86 11.62	4346 100.00 11.69
92-es 1. szakasz	12680 100.00 37.46	12680 0.00 0.00	100.00 34.12
Összesen	33850 91.09 100.00	3312 8.91 100.00	37162 100.00 100.00

A 4.4. sz. táblázat a folyamatban lévő segélyezési időszakok hosszát mutatja. Ezt a munkanélküliségi időtartam egyfajta közelítésének tekinthetjük, legalábbis ami a segélyfizetéssel járó regisztrált munkanélküliséget illeti. A mutató szerint a minta 40 százaléka legfeljebb 3 hónapja kap segélyt és csaknem mindenki egy évnél rövidebb ideje. Magától értetődő különbségek adódnak az egyes segélytípusok között: 92-es segélyt mindenki 3 hónapnál rövidebb ideje kap, míg azok, akik a 91-es segély 2. szakaszában tartanak, többnyire hosszabb távú, 7-12 hónapja segélyezett munkanélküliek. A várakozási idővel magyarázható, hogy akadnak olyanok is, akik a 91-es

szabályok szerint még kevesebb, mint 3 hónapja kapnak segélyt. Aki például munkahelyéről önként távozva 1991. végén regisztráltatta magát, annak három hónap elteltével, már 1992-ben kezdték fizetni a segélyét, de a 91-es segélyrendszer szabályai szerint .

4.4. sz. táblázat

A segélyfizetés időtartama a folyamatban lévő segélyezési időszakban

(létszám, sorszázalék, oszlopszázalék)	Segélytípus			
	1991 1. szakasz	1991 2. szakasz	1992 1. szakasz	Összesen
Segélyezés időtartama, hónap				
<1 hónap	492 10.63 2.45	7 0.15 0.16	4130 89.22 32.57	4629 100.00 12.47
1-3 hónap	1811 17.44 9.02	23 0.22 0.53	8551 82.34 67.43	10385 100.00 27.98
4-6 hónap	10302 91.88 51.29	910 8.12 20.93	1 0.00 0.00	11213 100.00 30.21
7-12 hónap	7481 72.86 37.24	2786 27.14 64.09	0 0.00 0.00	10267 100.00 27.66
13-18 hónap	0 0.00 0.00	621 100.00 14.29	0 0.00 0.00	621 100.00 1.67
Összesen	20086 54.12 100.00	4347 11.71 100.00	12682 34.17 100.00	37115 100.00 100.00

A munkanélküliség időtartamának másik közelítő mutatója az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő. Ez is pontatlan, hiszen nem feltétlenül azonos sem a munkakeresés, sem a regisztráció időtartamával. Vannak ugyanis, akik betegség, katonai szolgálat, szülés vagy egyéb ok miatt átmenetileg kilépnek a munkaerő-állományból és így – a munkaerőpiaci magatartást alapul vevő definíció szerint – a munkájuk megszűnése óta eltelt teljes idő nem tekinthető munkanélküliségnek. Akadhatnak olyanok is, akik állásuk megszűnése után nem rögtön regisztráltatják magukat a munkaközvetítőnél (ez a végkielégítésben részesültek és a munkahelyüktől saját

kezdeményezésükre megválók esetében a leginkább valószínű, akik egy ideig úgyszem kaphatnak segélyt).

A 4.4. sz. és az 4.5. sz. táblázat adatait összevetve láthatjuk, hogy igen nagy különbség van a folyamatban lévő segélyezési időszak hossza és az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő között (az utóbbi sok esetben lényegesen hosszabb). Az eltérés egyik oka nyilvánvalóan a végkielégítés és a munkahely elhagyása esetén alkalmazott várakozási idő (a segélyezési időszak csak a segélyfizetési napokat tartalmazza).

4.5. sz. táblázat

Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő

ez hosszabb, mint a segélyezési idő

(létszám, sorszázalék, oszlopszázalék)	Segélytípus			
	1991 1. szakasz	1991 2. szakasz	1992 1. szakasz	Összesen
Segélyezés időtartama, hónap				
<1 hónap	0 0.00 0.00	0 0.00 0.00	1942 100.00 15.31	1942 100.00 5.24
1-3 hónap	391 6.41 1.95	0 0.00 0.00	5713 93.59 45.05	6104 100.00 16.46
4-6 hónap	6973 81.04 34.73	311 3.61 7.20	1320 15.34 10.41	8604 100.00 23.21
7-12 hónap	8463 80.86 42.15	1130 10.80 26.16	873 8.34 6.88	10466 100.00 28.23
13-18 hónap	2190 41.41 10.91	1175 22.22 27.21	1924 36.38 15.17	5289 100.00 14.26
> 18 hónap	2060 44.08 10.26	1703 36.44 39.43	910 19.47 7.18	4673 100.00 12.60
Összesen	20077 54.15 100.00	4319 11.65 100.00	12682 34.20 100.00	37078 100.00 100.00

Az adatok tüzetesebb vizsgálata és a munkaközvetítő irodákban gyűjtött információk alapján egy másik magyarázatot is találtunk a két mutató közötti nagy különbségre. A 89-es rendszer szerint segélyezettek jogosultságuk lejárt

után úgy is kaphattak ismét segílyt a 91-es vagy 92-es segílyrendszerben, hogy közben egyáltalán nem dolgoztak. Amennyiben az új kérelmet megelőző 4 évben megvolt a jogosultsághoz minimálisan előírt munkaviszonyuk, a korábbi segílyezés tényét figyelmen kívül hagyták. Például az a munkanélküli, aki a 89-es rendszerben elkezdődött a segílyezése előtt 3 évig folyamatosan dolgozott, 1 év segílyen töltött idő után beadhatta kérelmét a 91-es segílyre. Annak alapján, hogy a kérelmet megelőző 4 évből kettőt munkaviszonyban töltött, újabb egy év jogosultságot állapítottak meg számára.²⁹ E személy esetében a folyamatban lévő segílyezési időszak hosszába csak a 91-es segílyrendszerben töltött időt számítják be. Az ilyen eseteket, mint már említettük, "segélyváltásnak" nevezzük.

Mintánkban 4.211 segílyváltó személyt azonosítottunk, ami nem kevés, hiszen az 1992. márciusában segílyezettek 11 százaléka. Ráadásul az általunk alkalmazott módszer kétségkívül alulbecsli számukat.³⁰ A férfiak és nők között ugyanolyan arányban találhatók segílyváltók. A jelenség gyakoribb az ország azon területein, ahol viszonylag magas a munkanélküliség, ami összefügg azzal, hogy a segílyváltók tipikusan tartós munkanélküliek. (Budapesten csak a segílyezettek 6 százaléka tehető a segílyváltók aránya, Borsod, Nógrád és Szabolcs megyékben – ahol a legnagyobb a munkanélküliség – 16 százalék, a többi megyében pedig átlagosan 10 százalék az arányuk.)

A 4.6. sz. táblázat az azonosított segílyváltók adatai nélkül mutatja az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő és a folyamatban lévő segílyezési időszak hossza közötti különbség megoszlását (napokban). Az állásukat elvesztők esetében – akik a minta 90 százalékát jelentik –, azt láthatjuk, hogy a munkaviszony megszűnése és a segílyezés kezdete között eltelt idő mediánja kevesebb, mint 1 hét. Más szavakkal úgy fogalmazhatunk, hogy csaknem a minta felénél gyakorlatilag nincs különbség a két időtartam-mutató között. Ugyanakkor jelentős számban vannak olyan elbocsátottak is, akik segílyezése lényegesen rövidebb, mint a munkahelyük elvesztése óta eltelt idő – a különbség felső kvartilise a férfiaknál 52, a nőknél 64 nap. A 92-es segílyrendszerben a kisebb különbségek a végkielégítésben részesülők várakozási idejére vezethetők

²⁹ Ílymódon 3 éves egybefüggő segílyjogosultságot lehetett "összegyűjteni", ha valaki első segílyezése előtt legalább 3 évig folyamatosan dolgozott: 2 év 89-es segíly után következhetett 1 év további jogosultság a 91-es rendszerben, vagy 1 év 89-es segílyen töltött idő után 2 év.

³⁰ Azokat minősítettük segílyváltóknak, akik esetében a) a folyamatban lévő segílyezési periódus időtartama legalább egy évvel rövidebb, mint amennyi időt 1989 óta összesen segílyen töltöttek és b) utolsó munkaviszonyuk legalább annyi idővel a folyamatban lévő segílyezési időszak kezdete előtt szűnt meg, amennyi a segílyen töltött összes idő és a folyamatban lévő segílyezés időtartamának különbsége. A segílyváltók teljes körű azonosításához valamennyi korábbi segílyezési időszak együttes vizsgálatát kellene elvégezni.

vissza. Az esetek egy részében azonban ez sem lehet magyarázat: az elbocsátottak felső decilise a férfiaknál 8, a nőknél 12 hónap. Arra gyanakszunk, hogy e magas értékek részben olyan segélyváltóké, akiket nem tudtunk azonosítani. Az állásukat elhagyóknak 90 napot várni kell a segélyre; ezt tükrözik a 4.6. sz. táblázat megfelelő oszlopának alsóbb kvantilisei. A kilépés és a segélyezés kezdő időpontja közötti különbség mediánja azonban a kötelező várakozási idő kétszerese (187 nap a férfiak, 227 nap a nők esetében).

4.6. sz. táblázat

Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő és a folyamatban lévő segélyezési időszakban segélyen töltött idő különbségének megoszlása napokban

(segélyváltók nélkül)

Percentilis	Állásukat elvesztők		Állásukat elhagyók		Összesen
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	
1%	1	1	91	91	1
5%	1	1	93	91	1
10%	1	1	97	95	1
25%	1	1	113	112	1
50%	6	5	187	227	8
75%	52	64	408	482	97
90%	258	310	664	746	349
95%	428	495	823	880	530
99%	791	873	1,009	1,118	881
Elemszám	17,758	12,360	1,780	955	32,853

Egészében véve azt mondhatjuk, hogy míg a segélyezettek többsége többé-kevésbé folyamatosan kapott segélyt munkája megszűnése óta, egy számottevő kisebbség esetében – különböző okoknak tulajdoníthatóan – jelentős kihagyások tapasztalhatók.³¹

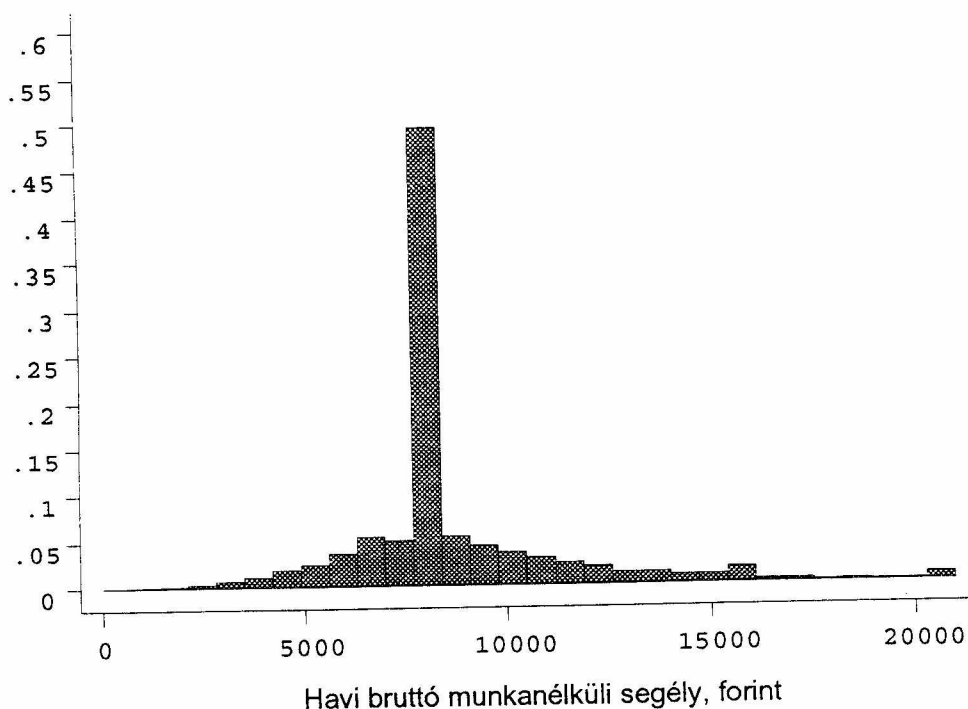
³¹ Úgy tűnik, hogy az állásukból kilépők egy jelentős részénél – de nem mindenkinél – a várakozási időt a munkaközvetítő irodákban szüneteltetési időszakként vették nyilvántartásba, mintha az ügyfél segélyezését a nem megfelelő együttműködés okán felfüggesztették volna. Az állásukat elvesztők adatai között viszont alig fordul elő ilyen szüneteltetés. Ezért a szüneteltetések

4.3. A SEGÉLYEK ÉS A KORÁBBI KERESETEK NAGYSÁGA

Ebben a fejezetben a segélyek nagyságát vizsgáljuk meg.³² A 4.2. sz. ábrán az 1992. márciusi segélyek megoszlása látható. Miután a 4.1. fejezetben megismertük a segélyezés szabályait, magyarázatot tudunk találni az ábra különös formájára: a 8.000 forintos összegnél látható óriási kiugrás a minimális bérrel összefüggő szabályokra vezethető vissza. Közvetlenebb módon mutatja az okokat a 4.7. sz. táblázat, ahol mintát a segélyek és a keresetek 4.1. sz. ábrán (74. old.) látható összefüggése szerint négy csoportra – úgynevezett "segélyrezsimre" – bontottuk. A négy csoport: (1) minimális bér alatti segélyt, (2) a minimális bérrel megegyező segélyt, (3) a névleges segély-bér aránynak megfelelő segélyt (70 % az 1. és 50 % a 2. szakaszban), és (4) a segélymaximummal egyenlő segélyt kapók.

4.2. sz. ábra

A havi bruttó segélyek nagyságának megoszlása 1992. március 20-án



4.6. ?
időtartamát nem tudjuk felhasználni a 6. táblázat adatainak magyarázatához (nem lehet ugyanis eldönteni, hogy az állásukat elhagyó segélyezetteknek az elkönyvelt szüneteltetés mely esetekben jelent várakozási időt és mely esetekben tényleges szüneteltetést).

³² A táblázatok többségében nem a nyilvántartásban regisztrált tényleges segélyösszegek szerepelnek, hanem az adatbázis alapváltozóinak felhasználásával általunk kalkulált 1992. március 20-i segélyek. Az okokról részletesen lásd a Függelékét.

A minta kétharmadának segélye nem haladja meg a minimális bért (43 százalék segélye azonos a minimális bérrel, 23 százaléké pedig alacsonyabb). Csak 2 százalék részesül a maximális segélyben és valamivel kevesebb, mint egyharmad kap a segélyezési szakasznak megfelelő névleges segély-bér arány (70 vagy 50 %) szerint munkanélküli-segélyt. Megállapíthatjuk, hogy az 1. és a 2. szakasz névleges segély-bér arányai – amelyek gyakran a magyar munkanélküli segélyrendszer elemzésének kiindulópontját jelentik – állományi mintánkban csak a kisebbség esetében jellemzőek. A segélyek többségét a minimumra vonatkozó szabályok határozzák meg.

Erőforrás

4.7. sz. táblázat

A különböző segélytípusokhoz tartozók segélyrezsime szerinti megoszlása

(létszám, sorszázalék, oszlószázalék)	Segélytípus			Összesen
	1991 1. szakasz	1991 2. szakasz	1992 1. szakasz	
Segélyrezsime				
< minimális bér	3539 41.21 17.62 -	1487 17.31 34.21 -	3562 41.48 28.09	8588 100.00 23.14
= minimális bér	9120 56.78 45.40 -	2555 15.91 58.78 -	4387 27.31 34.59	16062 100.00 43.28
> minimális bér	7154 60.81 35.62	298 2.53 6.86	4312 36.65 34.00	11764 100.00 31.70
segélymaximum	273 38.94 1.36	7 1.00 0.16	421 60.06 3.32	701 100.00 1.89
Összesen	20086 54.12 100.00	4347 11.71 100.00	12682 34.17 100.00	37115 100.00 100.00

↑ (201. 2. táblázat)

Említésre méltó különbségek találhatók az egyes segélytípusokhoz tartozók segélyrezsime szerinti megoszlásában. A 92-es segélyrendszer 2. szakaszában a segélyek 93 százaléka nem haladja meg a minimális bért. Mint már a 2. fejezetben említettük, az 50%-os névleges segély-bér arányt akkor alkalmazzák, ha a munkanélküli korábbi keresete meghaladta a (segélyfizetéskor) érvényes minimális bér kétszeresét. A 91-es segély 1. szakaszához tartozók és a 92-es segélyben részesülők (valamennyien szintén az 1. szakasznál tartanak) adatait összehasonlítva azt láthatjuk, hogy a minimális bért meg nem haladó segélyek aránya nem különbözik (63–63 százalék), de a 92-es segélyezettek között többen vannak, akik a minimális bér alatti segélyben részesülnek (28 százalék, szemben a 91-es segélyezettek 18 százalékával). Bár

ez nincs a táblázatban

lehetséges, hogy az 1992-ben segélyezetté válók között többen tartoztak a kereseti hierarchia alsó szegmenséhez, úgy gondoljuk, az igazi ok a segély alapjául szolgáló kereset kiszámításában bekövetkezett változás: 1992-től az előző év tényleges átlagkeresete alapján kalkulálják a segélyt, míg 1991-ben az átlagszámításhoz az utolsó havi alapbért vették figyelembe.³³ Ezt a nézetet igazolni látszanak azok a bérfüggvények, amelyeket a következő oldalakon fogunk bemutatni.

Jelentős különbségek vannak a férfiak és nők között. Míg a férfiaknak csak 15 százaléka kap a minimális bér alatti segélyt, a nőknek 35 százaléka. A nők több mint 80 százalékanak segélye nem haladja meg a minimális bért. Figyelmet érdemel továbbá, hogy a 92-es segélytípus 2. szakaszában a nők közül csupán 2 százalék tartozik ahhoz a csoporthoz, ahol a névleges 50 %-os segélybér arány érvényesül.

→ pontos az átlagkereset alapján
A segélyek akkor alacsonyabbak a minimális bérnél, ha a kérelmező átlagkeresete a segélyezés kezdetekor elmaradt a minimális bértől. Vajon az a körülmény, hogy a minta egynegyede ehhez az alsó segélyreztípushoz tartozik, egyben azt is jelenti, hogy ennyien kerestek a minimális bér alatt? Nem feltétlenül erről van szó. A segélyreztípus ugyanis a kérelmezés időpontjában érvényben lévő minimális bértől függ, és ez sok esetben magasabb, mint amennyi akkor volt, amikor a munkanélküli még dolgozott. (A segély kiszámításhoz a kereseteket nem indexálják.) A 4.8. sz. táblázat a segélyezett keresetét a munkaviszonyuk megszűnésének időpontjában érvényes minimális bérhez viszonyítva mutatja be.³⁴ (A táblázatból kihagytuk azokat a 92-es típusúhoz tartozó segélyezettet, akik nem dolgoztak a segélykérelmet megelőző négy negyedévben, mert az ő esetükben a segélyt – mint a 2. fejezetben leírtuk – a foglalkozási átlagkeresetek alapján kalkulálják.) Így nézve a férfiak 7 és a nők 21 százalékanak keresete maradt el a minimális bértől, ami lényegesen kevesebb, mint az alsó segélyreztípushoz tartozók aránya a 4.7. sz. táblázatban.³⁵

³³ Pontosabban: 1991-ben az átlagkeresetet úgy számították ki, hogy az utolsó hónap alapbéréhez hozzáadták az előző évben kapott alapbéren felüli kereset átlagát.

³⁴ Felhívjuk a figyelmet, hogy kereseti adataink nem pontosan a munkaviszony megszűnésének időpontjára vonatkoznak. Mint láttuk, a 92-es típusú segélyezett esetében a munkában töltött utolsó négy naptári negyedév átlagáról van szó. Ezért a táblázat adatai némileg felülbecslik azok arányát, akik a minimális bér alatt kerestek.

³⁵ Azon felül, hogy esetenként a munkáltatók nem tartják be a minimális bérről vonatkozó előírásokat, a bérek jogszerűen is alacsonyabbak lehetnek az előírt minimális bérnél. Így például – a teljesség igénye nélkül – rendelésihiány vagy részidős foglalkoztatás esetén illetve ha a teljesítmény elmarad a normától.

4.8. sz. táblázat

A korábbi átlagkeresetek az utolsó munkaviszony megszűnésének időpontjában
érvényben lévő minimális bérhez viszonyítva
(elemszám,
oszlopszázalék)

bér/átlag-kereset	Férfiak	Nők	Összesen
<=50%	72 0.34	357 2.50	429 1.21
51-75%	343 1.63	898 6.29	1241 3.51
76-90%	540 2.56	970 6.79	1510 4.27
91-99%	590 2.80	795 5.57	1385 3.92
100%	571 2.71	944 6.61	1515 4.29
101-125%	2953 14.01	3511 24.59	6464 18.28
126-150%	3511 16.66	2559 17.92	6070 17.17
151-200%	5540 26.29	2593 18.16	8133 23.01
201-300%	5069 24.05	1273 8.92	6342 17.94
301-400%	1304 6.19	259 1.81	1563 4.42
401-%	583 2.77	118 0.83	701 1.98
Összesen	21076 100.00	14277 100.00	35353 100.00

Tegyük fel, hogy a munkanélküli állományba minden kereseti csoportból azonos eséllyel kerülnek be az emberek. Hogyan oszlanának meg ez esetben a segélyezettek a négy segélyrendszer között? Ilyen számítást végeztünk az 1992-es átlagkeresetek megoszlása alapján a következő feltevésekkel élve: (a) a segélyeket az aktuális bérek határozzák meg (és nem az előző négy naptári negyedév átlaga); (b) mindenki a 92-es segélyrendszer 1. szakaszában kap segélyt; (c) valamennyi segélyezett teljes munkaidőben dolgozott (csak a teljes munkaidőben foglalkoztatottak kereseti megoszlását ismerjük).

A következő segélyrezsím szerinti megoszlást kaptuk:

Segélyrezsím	Férfiak	Nők
Minimális bér alatti	1.9	2.6
Minimális bérrel egyenlő	7.5	14.5
A minimális bér és a maximális segély közötti	48.4	55.4
Segélymaximum	42.2	27.5
Összesen	100.0	100.0

Az érvényes szabályok szerint tehát 1992-ben a segélyezés 1. szakaszában a teljes időben foglalkoztatottak valamivel több mint fele a 70 %-os segély-bér aránynak megfelelő segélyt kapott volna (eltekintve attól, hogy a valóságban korábbi – némileg alacsonyabb – kereseteket kellene figyelembe venni); a második legnagyobb csoport segélyét pedig a maximum-szabály határozná meg. A megoszlás lényegesen eltér attól, amit a segélyezett adatok mutatnak a 4.7. sz. táblázatban. Mindez jól mutatja, hogy amikor a segélyszabályok hatását próbáljuk becsülni, nem indulhatunk ki a foglalkoztatottak kereseti megoszlásából, hanem a munkanélkülivé válók keresetét kell alapul vennünk.

↓ a legelső rész eltér az előzőtől, hisz a megoszlás 4 hónap kereset alapján.

4.9. táblázat

A korábbi átlagkeresetek logaritmusának regressziós becslései

(1991-es és 1992-es segélyben részesülők, akiknek utolsó munkaviszonya 1991. október 1. óta szűnt meg)

	Férfiak		Nők	
	Együttható	t	Együttható	t
Kiigazított R ²	.159		.154	
Elemzés	9,198		5,880	
konstans	8.2798	169.2	8.2312	114.3
Budapest	.18109	11.8	.25795	13.9
iskolai végzettség, években	.05662	30.2	.05838	24.0
életkor	.03104	12.5	.01660	4.4
életkor négyzete	.0003	9.8	.00013	2.7
92-es segélytípus	.10684	8.9	.11814	7.7
utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt hónapok	.02609	6.7	.01800	3.6

A 4.9. sz. táblázatban a segélyezetttek korábbi keresetére vonatkozó regressziós modellek eredményeit mutatjuk be. A legkisebb eltérések négyzetének módszerével készült becslésben a keresetek logaritmusát használtuk függő változóként, a független változók pedig az iskolai végzettség (az iskolában töltött évek számával kifejezve), az életkor, az életkor négyzete és az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt hónapok száma voltak, valamint két dihotóm változó, amelyek azt mutatják, hogy a munkanélküli budapesti-e, illetve, hogy a 92-es szabályok szerint kap-e segélyt. Külön modellt állítottunk fel a férfiakra és a nőkre, és csak azokat vizsgáltuk, akik munkaviszonya 1991. október 1. óta szűnt meg. A munkaviszony megszűnése óta eltelt időt tartalmazó változóval a bérinfláció hatását kívántuk kiszűrni (az 1991. októbere és 1992 márciusa között eltelt fél évben is emelkedett a bérszínvonal); a 92-es segélyrendszerhez való tartozást mutató változóval az volt a célunk, hogy kimutassuk, vajon – más tényezők hatását kiszűrve – az átlagkereset-számítás vonatkozási időszakának kiterjesztése tényleg csökkentette-e a kimutatott keresetek, és ezen keresztül a segélyek nagyságát –, amint azt feltételeztük.

A modell szerint minden iskolában töltött év a férfiaknál és a nőknél egyaránt mintegy 6 százalékkal növeli a béreket. Más változók hatását kiszűrve a munkanélkülivé váló férfiak keresete 20, a nőké 25 százalékkal volt magasabb Budapesten, mint vidéken. Az életkor változók hatása nem olyan mértékben szignifikáns a nőknél mint a férfiaknál, ami érthető, mert a kor a nők esetében kevésbé tükrözi a munkaerőpiaci tapasztalatokat. Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő változójához tartozó együtthatók jól mutatják annak következményét, hogy a magyar segélyrendszerben nincs indexálás. A munkanélküliség időtartamának egy hónapos növekedése a férfiaknál 2,5, a nőknél 2 százalékos csökkenést eredményez a segély alapjául szolgáló keresetekben. Ennek alapján arra számíthatnánk, hogy a 92-es segélytípushoz tartozók bére – mivel ők később váltak munkanélkülivé – magasabb, mint a 91-es segélytípushoz tartozóké.³⁶ Az egyenlet szerint azonban önmagában az a körülmény, hogy valaki a 92-es szabályok szerint kap segélyt – más változókkal együtt a munkanélküliség időtartamának hatását is kiszűrve – 11-12 százalékkal csökkenti a segély alapjául szolgáló keresetet, ami egyértelműen arra vezethető vissza, hogy meghosszabbították a vonatkozási időszakot.³⁷ Az

³⁶ A munkanélküliség időtartamát is tartalmazó modellben pedig a segélyrendszert mutató változó hatása nem lenne szignifikáns.

³⁷ Egy bonyolultabb modellt is felállítottunk, amelyben az iskolában töltött évek helyett minden iskolázottsági szintre egy-egy kétértékű változót használtunk és az életkor valamint az életkor négyzetének hatását az alacsony iskolai végzettségűek esetében elkülönítve is vizsgáltuk - abból kiindulva, hogy a keresetek életkor szerinti alakulása eltérő ebben a csoportban. Az utolsó munkaviszony megszűnése óta eltelt idő és a 92-es segélyrendszerhez tartozást mutató változó hatása nem módosult.

átlagkereset-számítás szabályainak megváltoztatása következtében tehát 1992-ben lényegesen szűkmarkúbbá vált a segélyrendszer. Egy ilyen változás következményei jóval nehezebben mérhetők fel, mintha a nominális segély-bér arány módosulna.

4.10. sz. táblázat

A havi bruttó munkanélkülisegélyek megoszlása

(Valamennyi segélyezett, 1992. március 20.)

Percentilis	Férfiak	Nők
1%	4,333	2,604
5%	6,094	4,250
10%	7,086	5,352
25%	8,000	7,000
50%	8,000	8,000
75%	10,080	8,000
90%	13,316	9,651
95%	15,796	11,682
99%	21,000	16,000
átlag	9,267	7,819
elemszám	22,151	15,015

A 4.10. sz. táblázat a bruttó segélyek megoszlását mutatja a segélyrezsimeknél részletesebb bontásban. A férfiak esetében az alsó kvartilis és a medián, a nők esetében a medián és a felső kvartilis az 1992. márciusában érvényes minimális bérrel, 8.000 forinttal egyenlő. Az alsóbb percentiliseket megvizsgálva azt láthatjuk, hogy az alsó decilis a nőknél a minimális bér kétharmada, míg ugyanebben a pozícióban a férfiaknál a segély összege a minimális bér 90 százaléka. Csak a férfiak 1 és a nők 5 százaléka kapott a munkanélküliek szociális támogatásának 1992. márciusi összegével (4000 forint) nagyjából azonos vagy annál alacsonyabb munkanélküli-segélyt. Ebből jól látható, hogy biztosítási jellegű munkanélküli-segélyre való jogosultság kimerülése azok esetében is a jövedelem-támogatás lényeges csökkenését eredményezi, akik később kapnak ilyen szociális támogatást.

A munkanélküli-segélyekből társadalombiztosítási hozzájárulást és adott esetben személyi jövedelemadó-előleget valamint tartásdíjat vonnak le. A 4.11. sz. táblázat a nettó és a bruttó segélyek százalékos arányának megoszlását mutatja nemenként. A táblázat alján külön feltüntettük azok arányát, akiktől

adóelőleget illetőleg tartásdíjat vontak. Tartásdíjat a férfiak 8 százaléka fizet, adóelőleget minden ötödik férfitől és minden nyolcadik nőtől vonnak – a többiek segélye nem éri el az adóköteles jövedelem alsó határát. A minta többségét azok alkotják, akik segélyét csak a társadalombiztosítási hozzájárulás terheli – ilyen címen minden segélyből levonnak 6 százalékot³⁸ (foglalkoztatottak esetében a hozzájárulás mértéke 10 százalék, és az ő bérüket ezen felül 2 százalék *(szolidaritás)* munkanélküli járuléka is terhelte 1992 márciusában). Mint a 12. sz. táblázat alsó percentiliseiből látható, a magas levonások inkább a férfiakra jellemzőek (a nettó és bruttó segély arányának 5 százalékos percentilise például a férfiaknál 75, a nőknél 90 %).

4.11. sz. táblázat

A nettó és bruttó munkanélküli-segélyek arányának megoszlása

(a nettó segély a bruttó segély százalékában)

Percentilis	Férfiak	Nők
1%	63.0	84.4
5%	75.2	90.5
10%	85.7	93.0
25%	93.5	94.0
50%	94.1	94.2
75%	94.3	94.5
90%	94.6	94.7
95%	94.7	94.8
99%	94.8	94.9
személyi jövedelem- adót fizet, %	21.1	12.3
tartásdíjat fizet, %	7.9	0.7
elemszám	22,151	15,105

www.ozondata.hu

³⁸ A bruttó és nettó segélyekre vonatkozó adatok – amelyek alapján a 12. táblázat készült – sok esetben 1991-re is visszanyúló segélyezési időszakok kumulált összegei (az adatforrás leírását lásd a Függelékben). A munkanélküli-segélyezették társadalombiztosítási hozzájárulása 1991-ben 5, 1992-ben 6 százalék volt. Ez az oka annak, hogy a nettó segélyek az esetek többségében kissé meghaladják a bruttó segélyek 94 százalékát.

4.4. SEGÉLY-BÉR ARÁNYOK

A munkanélküli-segélyek jövedelempótló szerepét a tanulmányban a segély-bér arányok segítségével mutatjuk be. Tisztában vagyunk vele, hogy a kérdéskör átfogóbban tárgyalható, ha a jövedelempótlási arányokat a munkanélküliek illetőleg háztartásaik teljes jövedelmére vonatkozóan vizsgáljuk, de a rendelkezésünkre álló adatok ezt nem engedik meg: a segélynyilvántartásokban más jövedelmi komponensekről nincs adat. A jövedelempótlás háztartások szintjén történő vizsgálata Magyarországon igen fontos lenne (lásd Micklewright, 1992), ezt azonban csak háztartási felvételek alapján lehet elvégezni. Meg kell továbbá jegyeznünk, hogy a tanulmányban a bruttó segélyeket használjuk és ezeket viszonyítjuk a bruttó keresetekhez. A nettó adatok alapján számított segély-bér arány ennél mindig magasabb, mert a béreket egyrészt magasabb társadalombiztosítási járulékok terheli, másrészt nagyobb valószínűséggel esnek a személyi jövedelemadó-köteles tartományba illetőleg magasabb adósávba (feltéve, hogy a segélyek alacsonyabbak a béreknél).

A 4.12. sz. táblázat segélytípus és segélyrezsím szerinti bontásban mutatja az átlagos segély-bér arányokat.³⁹ A táblázat első felében a segélyeket a munkanélküliek tényleges, indexálatlan korábbi béréhez viszonyítjuk. A harmadik oszlopban található értékek – ahol a segélyek a minimális bér és a segélymaximum közé esnek – nem meglepőek: ebben a segélyrezsímben alkalmazzák a "szabályos" 70 és 50 százalékos segély-bér arányt. Az első oszlopban azon segélyezettek adatai találhatóak, akiknek keresete nem érte el a minimális bért. Itt a 91-es segélytípus 1. és 2. szakaszához tartozók 1-nél magasabb értékei – amelyek azt mutatják, hogy a segélyek átlagosan magasabbak, mint a korábbi bérek – első pillantásra kissé különösnek tűnhetnek. A szabályok alapján (a minimális bér alatt keresők segélye korábbi keresetükkel egyenlő) pontosan 1-gyel egyenlő segély-bér arányt várhatnánk, ugyanannyit, mint ami harmadik sorban a 92-es típusú segélyt kapóknál szerepel. Az 1-nél nagyobb segély-bér arányok azért alakultak ki, mert a minimális bér növekedése az alacsony munkanélküli-segélyeket is érinti. Ha a minimális bér növelése azután következik be, hogy valakinek megkezdődött a segélyezése, segélyét – amely kezdetben korábbi bérével volt egyenlő – a minimális bér növekedésének arányában felemelik. Így a segély meghaladja a korábbi bért. A mintavétel előtti utolsó minimálbér-emelés 1992. január 1-én volt, ami csak a 91-es típusú segélyezetteket érintette (a 92-es segélyrendszerhez tartozók segélyezése később kezdődött).

³⁹ Egészen pontosan: a segély kalkulálásához figyelembe vett átlagkereseteket viszonyítjuk a segélyekhez. A bér és a kereset kifejezéseket a tanulmányban szinonimaként használjuk.

4.12. sz. táblázat

Átlagos segélybér arányok segélytípus és segélyrezsím szerint

(átlag,
létszám)

a) Indexálatlan bérek alapján					
Segélytípus	Segélyrezsím				
	<minb	=minb	>minb	maximum	Összesen
1991. 1. szakasz	1.143 3539	.923 9120	.7 7154	.593 273	.878 20086
1991 2. szakasz	1.164 1487	.892 2555	.5 298	.458 7	.957 4347
1992 szakasz	1 3562	.846 4387	.7 4312	.570 421	.830 12682
Összesen	1.087 8588	.897 16062	.694 11764	.5784 701	.871 37115
b) Az átlagkereset emelkedésének megfelelően indexált bérek alapján					
1991 1. szakasz	.953 3538	.840 9114	.654 7152	.553 273	.790 20077
1991 2. szakasz	.849 1482	.723 2534	.405 296	.384 7	.744 4319
1992 1. szakasz	.839 3562	.720 4387	.600 4312	.501 421	.706 12682
Összesen	.888 8582	.789 16035	.628 11760	.520 701	.756 37078

A 4.12. sz. táblázat második részében a segély-bér arányokat a munkanélküliek indexált bérének alapján számítottuk ki. A korábbi béreket az átlagos béremelkedésnek megfelelően indexáltuk, de nem egészen a mintavétel időpontjáig, hanem csak 1992. január 1-ig, ami majdnem három hónappal korábban volt.⁴⁰ Az indexált bérek alapján számított segély-bér arányok azt mutatják, hogy miként viszonyulnak a segélyek azokhoz a bérekhez, amit akkor kapnának a segélyezettek, ha nem veszítik el munkájukat és bérük az átlagos béremelkedésnek megfelelően növekszik. Vagyis: milyen mértékben pótolják a segélyek azt a vásárlóerőt, amit az egykori állás megmaradása biztosítana a

⁴⁰ Az átlagkeresetek negyedéves növekedési üteme alapján indexáltunk. Csak az utolsó munkaviszony megszűnésének időpontja és 1991 vége között eltelt teljes naptári negyedéveket vettük figyelembe. A 92-es típusú segélyt kapók esetén az indexálás kezdő időpontja az utolsó munkaviszony megszűnése előtti második teljes naptári negyedév kezdete volt.

segélyezettek számára? Úgy gondoljuk, ez jobban kifejezi a jövedelempótlás mértékét, mint amikor a segélyeket az indexátlatlan bérekhez hasonlítjuk. A teljes mintára jellemző átlagos segély-bér arány így 87 százalékról 76 százalékra csökken. A különböző segélyrezsimekhez tartozó átlagos segély-bér arányok: a minimális bér alatt keresőknél 89, a minimális bérnek megfelelő segélyt kapóknál 79, a 70 illetőleg 50 százalékos segélyt kapóknál 62, a segélymaximumot elérő kisszámú segélyezett esetében pedig 52 százalék.

A 4.13. sz. táblázatban az indexált segély-bér arányok részletes megoszlását közöljük nemenként. A férfiak esetében a medián 70 százalék, ami érdekes módon éppen megegyezik az 1. segélyezési szakasz névleges segély-bér arányával. Az esetek fele a mediántól számított kb. ± 10 százalékpontos intervallumban helyezkedik el – az alsó kvartilis 63, a felső 81 százalék. A segély-bér arány a férfiak valamivel több mint 5 százaléka esetében alacsonyabb 50 százaléknál (korábban jól keresők), és nagyjából ugyanennyi esetben magasabb 100 százaléknál (a legalacsonyabb keresetűek). A nők mediánja magasabb, mint a férfiaké – 81 százalék – és valamivel nagyobb a kvartilisek közötti terjedelem: 68 százaléktól 90 százalékig tart. A segély-bér arány a nők kevesebb, mint 5 százaléknál marad el az 50 százaléktól, és jóval több, mint 10 százalék esetében haladja meg a 100 százalékot.

4.13. sz. táblázat

Az 1992. január 1-ig indexált bérek alapján számított százalékos segély-bér arányok megoszlása

Percentilis	Férfiak	Nők
1%	37.7	43.1
5%	48.2	55.0
10%	55.0	62.7
25%	62.7	68.3
50%	69.7	81.3
75%	80.7	90.1
90%	92.6	106.8
95%	102.3	108.1
99%	114.3	114.3
átlag	71.7	81.3
szórásnégyzet	15.6	17.0
elemszám	22,082	14,996

Az indexált bérek és a segélyek összehasonlításával az volt a célunk, hogy pontosabb képet alkossunk a segélyek bérpótló szerepéről. Milyen arányban pótolják a munkanélküli-segélyek a kereseteket, ha azok az átlagos béremelkedéssel azonos mértékben növekedtek volna? Ezzel arra keresünk választ, hogy a segély milyen megélhetést biztosít a munkanélküliek számára azokhoz viszonyítva, akiknek megmaradt az állásuk. A munkanélküli-segélyekkel kapcsolatban egy másik kérdés is gyakran felvetődik, ami arra vonatkozik, hogy a segélyek mennyiben jelentenek ellen-ösztönzést a munkakereséssel illetőleg az állásajánlatok elfogadásával kapcsolatban? Az e kérdésre adandó válasz nem annyira a segélyek és a korábbi bérek, mint inkább a segélyek és a munkaerőpiacon elérhető bérek viszonyától függ. Annak érdekében, hogy valamit erről is tudjunk mondani, a segélyeket egy regressziós modell segítségével becsült bérekhez fogjuk hasonlítani. A modell függő változója a korábbi (indexált) bér, a független változók pedig a segélyezett munkaerőpiaci-demográfiai jellemzői. A számítások azt mutatják meg, hogy hogyan viszonyul egy-egy munkanélküli segélye egy vele azonos nemű, életkorú, iskolai végzettségű, foglalkozású és azonos megyében lakó személy becsült (indexált) béréhez, amit a bérek és a béreket magyarázó változók összefüggései alapján kapunk meg.

Fontos megjegyezni, hogy a regressziós becsléseket olyan állásokban fizetett bérek alapján végeztük, melyek többségét betöltőik elveszítették (csak az állományi minta kevesebb mint 10 százaléka vált úgy munkanélkülivé, hogy kilépett munkahelyéről). Lehetnek közöttük szép számmal olyan állások is, amelyek azóta eltűntek a gazdaságból. Felvetődik, hogy az ilyen állásokban fizetett bérek és ezen keresztül a regressziós modell által becsült bérek nem pontosan tükrözik a mintánkba került munkanélküliek számára elérhető tényleges bérajánlatokat. Egyelőre igen keveset tudunk arról, hogy a munkanélkülivé válók és újra elhelyezkedők elfogadott bérajánlatai mennyiben különböznek korábbi béreiktől illetve a mindvégig foglalkoztatottak béreitől. A

4.14. sz. táblázatban bemutatott regressziós modellek azok adatai alapján készültek, akik 1991. október 1. óta kerültek ki állásukból. Ugyanazokról a segélyezettekről van szó, akik a 4.9. sz. táblázatban bemutatott egyenletekben szerepeltek (azzal a csekély különbséggel, hogy itt kihagytuk az ismeretlen foglalkozásúakat), de a becslés módszere több tekintetben eltérő. Egyrészt minden iskolai végzettségi szinthez dichotóm változókat rendeltünk, és a legalacsonyabb iskolai végzettséget (legfeljebb 8 általános) kifejező változó és az életkor interakcióját is vizsgáljuk a modellben. Másrészt az összes megye bekerült az egyenletbe (viszonyítási alapként Budapestet használtuk). Harmadrészt magyarázó változóként bevontuk a modellbe a foglalkozási átlagkereseteket. Minden egyes személy adatait kiegészítettük a 4 jegyű

4.14. sz. táblázat

Az indexált korábbi átlagkereset logaritmusának regressziós becslései

	Férfiak		Nők	
Kiigazított R ²	0.257		0.243	
Elemzés	9,117		5,832	
	Együttható	t	Együttható	t
konstans	3.81	20.7	4.84	21.3
8 ált.vagy kevesebb szakközépiskola gimnázium főiskola egyetem	.245	2.8	.353	2.7
kor	.079	5.8	.095	5.0
kornégyzet/100	.020	0.9	.034	1.7
alacsony isk.*kor	.199	6.6	.312	7.4
alacsony isk. *	.269	7.1	.341	5.5
kornégyzet/100 foglalkozási átlagkereset (log)	.030	9.4	.004	0.7
Baranya	.032	7.3	.016	2.0
Bács	.013	2.8	.020	2.8
Békés	.012	2.0	.034	3.4
Borsod	.524	29.4	.459	21.5
Csongrád	.120	5.2	.142	4.8
Fejér	.178	9.1	.195	7.9
Győr	.131	6.3	.176	6.4
Hajdú	.242	13.1	.272	11.6
Heves	.126	5.6	.199	6.6
Komárom	.034	1.4	.072	2.5
Nógrád	.112	4.4	.159	4.9
Pest	.155	7.3	.245	9.4
Somogy	.162	6.8	.214	7.2
Szabolcs	.038	1.5	.141	4.5
Szolnok	.100	4.2	.292	9.9
Tolna	.064	3.2	.131	5.4
Vas	.184	7.0	.194	6.1
Veszprém	.276	14.5	.260	10.7
Zala	.141	7.0	.230	8.5
	.172	6.6	.154	4.6
	.190	6.9	.241	6.7
	.094	3.9	.170	6.1
	.257	9.1	.248	7.1

FEOR-kód szerinti foglalkozására jellemző 1992. májusi országos átlagkeresettel (a regressziós egyenletben a foglalkozási átlagkereset logaritmusát használtuk). A foglalkozási átlagkeresetek forrása nem az általunk használt minta, hanem az OMK országos bértarifa-felvétele (OMK, 1993). Természetesen nem gondoljuk, hogy a munkanélküliek munkakeresése arra a szűken vett foglalkozásra korlátozódik, amelyben korábban dolgoztak. E változót inkább a foglalkozási hierarchiában elért pozíció indikátorának tekintjük, amely az egyén munkaerőpiaci perspektíváit is jellemezheti.⁴¹ Végül, mivel itt a független változó az indexált bér logaritmus, a modellből kihagytuk a munkaviszony megszűnésének időpontját és a 92-es segélyrendszerhez tartozást mutató változókat.⁴²

A 4.14. sz. táblázatban szereplő ^{84. old.} egyenlet illeszkedése lényegesen jobb, mint az előző becslése (4.9. sz. táblázat), bár ez is csak 25 százalékát magyarázza a logaritmusban kifejezett keresetek szóródásának. Korántsincs tehát arról szó, hogy a foglalkozási átlagkeresetek bevonása közel tökéletes (és egyben tautologikus) illeszkedést eredményezne. E változó magyarázó ereje egyébként – nem meglepő módon – meglehetősen erős. Mivel a modellben a foglalkozási átlagbér is logaritmusban van kifejezve, a kapott együtthatók a foglalkozási átlagbér és a korábbi kereset rugalmasságát⁴³ mutatják. Az egyenlet szerint tehát a foglalkozási átlagkereset 10 százalékos növekedése 5 százalékkal növeli az aktuális keresetet. A megyei változók koefficiensei megmutatják, hogy akkor is jelentős területi különbségek vannak a keresetekben, ha az iskolai végzettség, az életkor és a foglalkozás hatását kiszűrjük.⁴⁴

A 4.15. sz. táblázat a segélyek és a fenti regressziós egyenletek együtthatói alapján becsült bérek átlagos arányát mutatja segélytípusok és segélyrezsimek szerint (minden átlag alatt zárójelben feltüntettük a szórásnégyzetet is). Ha az átlagokat a 4.12. sz. táblázat adataihoz hasonlítjuk – ahol a tényleges (indexált) bérek alapján számított segély-bér arányok szerepeltek – ^{87. old.} az egyes segélyrezsimek között ellentétes irányú különbségeket figyelhetünk meg. A becsült bérek alapján számított segély-bér arány azok esetében a legmagasabb, akik maximális segélyt kapnak: az átlagok elérik illetve meghaladják az 1-et (bár a szórás elég magas); a legkisebb átlagos

⁴¹ Természetesen a munkanélküliség sok esetben lefele irányuló foglalkozási mobilitással járhat együtt.

⁴² Az indexálásban ugyanis már figyelembe vettük, hogy 1992-től másképpen számítják az átlagkereseteket.

⁴³ A független változó 1 százalékos változása hány százalékos változást eredményez a függő változóban.

⁴⁴ Ha az egyenletből kihagyjuk a foglalkozási átlagbéreket, a legfontosabb változás az egyetemi és főiskolai végzettség hatásának megduplázódása. (Az R-négyzet kb. 6 százalékkal csökken.)

segély-bér arány – 63 százalék – pedig arra a csoportra jellemző, ahol a korábbi kereset nem érte el a minimális bért.

4.15. sz. táblázat

A segélyek és a becsült bérek átlagos aránya segélytípus és segélyrezsím szerint

Átlag,
(Szórásnégyzet),
Elemszám

Segélytípus	Segélyrezsím				
	< min. bér	= min. bér	> min. bér	maximum	Összesen
1991 1. szakasz	.646 (.172) 3538	.754 (.157) 9113	.839 (.234) 7132	1.122 (.353) 269	.770 (.209) 20052
1991 2. szakasz	.623 (.170) 1485	.730 (.16680) 2552	.716 (.228) 297	1.126586 (.293) 7	.693 (.181) 4341
1992 1. szakasz	.639 (.178) 3533	.756 (.149) 4338	.824 (.195) 4248	.986 (.275) 411	.754 (.198) 12530
Összesen	.639 (.174) 8556	.751 (.157) 16003	.831 (.221) 11677	1.041 (.315) 687	.756 (.204) 36923

Megjegyzés: A segély-bér arányok nevezőit a 15. táblázatban szereplő regressziós egyenlet együtthatói alapján becsültük. Azok a munkanélküliek, akiknél a foglalkozás kódja hiányzik, nem szerepelnek a táblázatban.

Végülis kiknek az esetében érvényesül leginkább a segélyezés munkakeresést ellenőztönző hatása? A kérdésre adott válasz nagymértékben attól függ, vajon a korábbi kereseteket vagy a regressziós modell segítségével becsült kereseteket tekintjük a munkaerőpiacon elérhető bérek jobb közelítésének. Mindkettő mellett szólnak érvek. A különböző módon számított segély-bér arányok eltéréseinek fő oka, hogy a bérfüggvény nem magyarázza jól sem a kivételesen magas béreket – amely a segélymaximumot kapókra jellemző –, sem a nagyon alacsonyakat – a minimális bér alattiakat. Ez részben azzal függ össze, hogy adataink közül hiányoznak a bérkülönbségeket magyarázó független változók. Kérdés, hogy milyen típusú változókról van szó? A korábbi keresetek nagyságát befolyásolhatják az egyének olyan meg nem figyelt tulajdonságai, körülményei, amelyek a jövőben is kifejtik hatásukat.

Amennyiben azt gondoljuk, hogy az ilyen meg nem figyelt tartós jellemzőknek jelentős hatásuk van a bérekre, akkor következtetésünk levonásakor inkább a segélyek és a korábbi bérek arányából kell kiindulnunk. Így az valószínűsíthető, hogy az alacsony keresetűeknek áll legkevésbé érdekükben a gyors elhelyezkedés. A bérkülönbségek alakításában ugyanakkor átmeneti körülmények is szerepet játszhatnak⁴⁵ és a munkaerőpiaci mobilitást hangsúlyozva lehet úgy érvelni, hogy a meg nem figyelt, tartósan érvényesülő egyéni változók hatása valószínűleg nem túl nagy, ezért az iskolázottság, az életkor, a foglalkozás stb. alapján becsült bérek közelebb állnak az újra-elhelyezkedés esetén elérhető bérekhez. Ebből a kiindulópontból arra a következtetésre juthatunk, hogy a segélyek ellenőztönző hatása a magas keresetűek esetében a legerősebb. Mindez jól mutatja: még ha van is a munkanélküli-segélyezésnek az újra-elhelyezkedést ellenőztönző hatása, nem nyilvánvaló, hogy ez kiket érint a leginkább. Mivel a tények többféle választ is megengednek, sok múlik az előfeltevéseken.

4.5. A JOGOSULTSÁG IDŐTARTAMA

A segélyezés szabályai csak annyit árulnak el, hogy mettől-meddig terjedhet a jogosultság időtartama; a munkanélküliek tényleges jogosultságának megoszlása csak empirikusan állapítható meg. A 4.3. sz. ábra segélytípusok és nemek szerint mutatja a teljes segélyjogosultság napjainak megoszlását (beleértve a mintavétel időpontjáig már igénybevett napokat). E tekintetben különösen fontos a 91-es és a 92-es segélytípus közötti megkülönböztetés, mivel az utóbbiban egynegyeddel csökkent a jogosultság időtartama (annak a néhány munkanélkülinek az adatait, akik a 89-es szabályok szerint kapták a segélyt, nem tüntettük fel az ábrán).

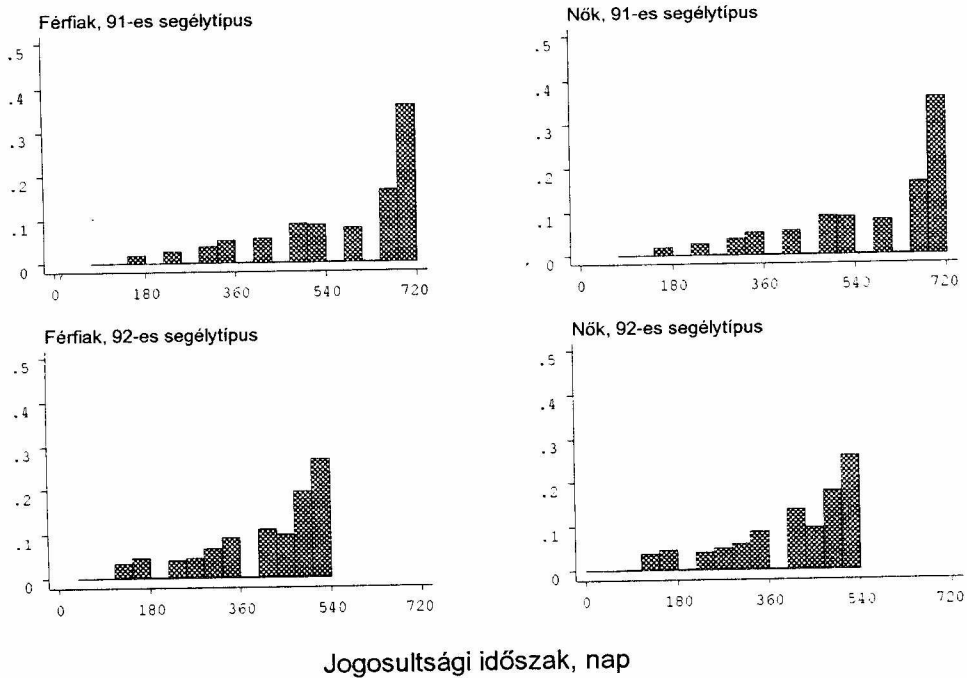
Szembeötlő, hogy a igen sokan a maximális időtartamra szereztek jogosultságot - 2 évre a 91-es és 1,5 évre a 91-es segélyrendszerben -, amit a segélyezést megelőző 4 év folyamatos munkaviszonnyal lehet elérni. (A maximális időtartamú jogosultsággal rendelkezők aránya kb. 40 százalék a 91-es és valamivel 30 százalék alatti a 92-es segélyrendszerben.) Ebben az tükröződik, hogy a munkanélküliség Magyarországon viszonylag újkeletű és a munkanélkülivé válók többsége korábban tartósan dolgozott. Jellemző továbbá, hogy a nők helyzete e tekintetben nem rosszabb a férfiakénál, sőt valamivel nagyobb arányban rendelkeznek maximális időtartamú jogosultsággal. Az 4.4. sz. ábra ugyanezeket az információkat kumulatív megoszlások formájában közli. Itt jobban kivehető a rövidebb időre jogosultságot szerzettek aránya: csak a 91-

⁴⁵ Az alacsony keresetűeknek ilyen oka lehet például - sok más mellett - a munkáltató rendelésihiánya vagy részmunkaidős foglalkoztatás. (Csak a havi átlagkereseteről van adatunk, a ledolgozott munkaidőt és így az órakereseteket nem ismerjük.)

es segélyt kapók 10 és a 92-es segélyt kapók 15 százalékának van 300 napot meg nem haladó jogosultsága.

4.3. sz. ábra

A segélyjogosultság időtartamának megoszlása nemek szerint

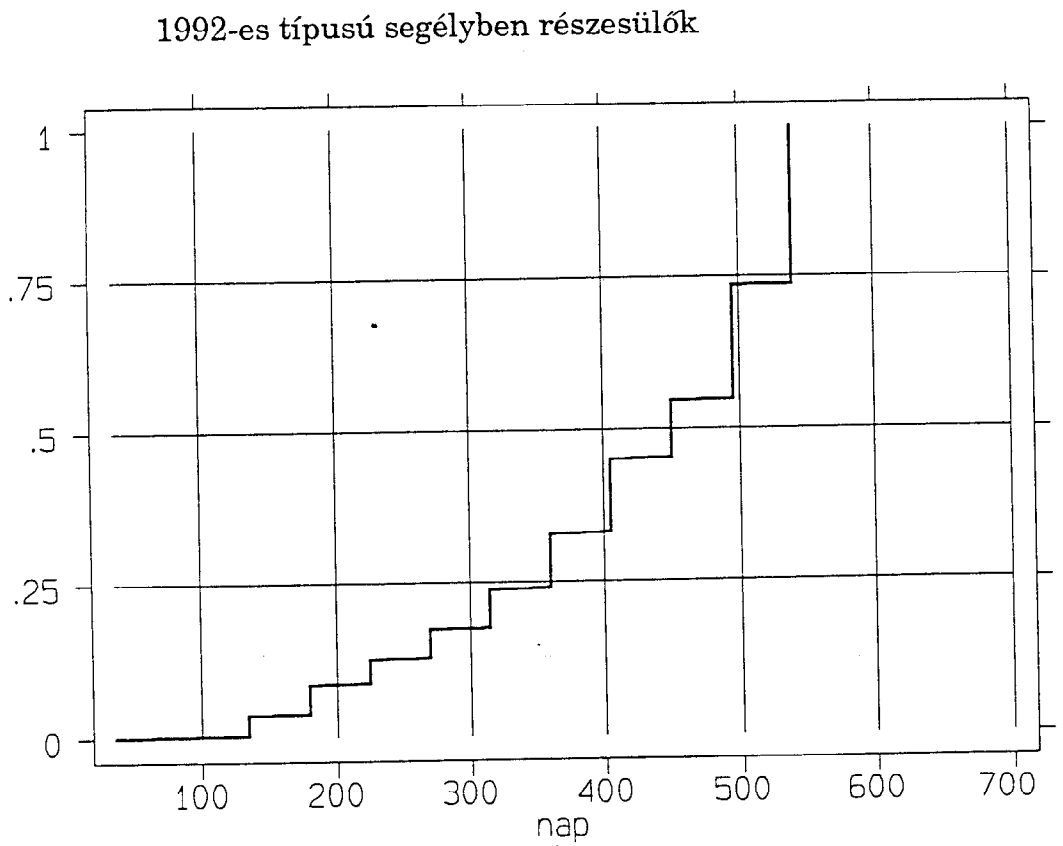
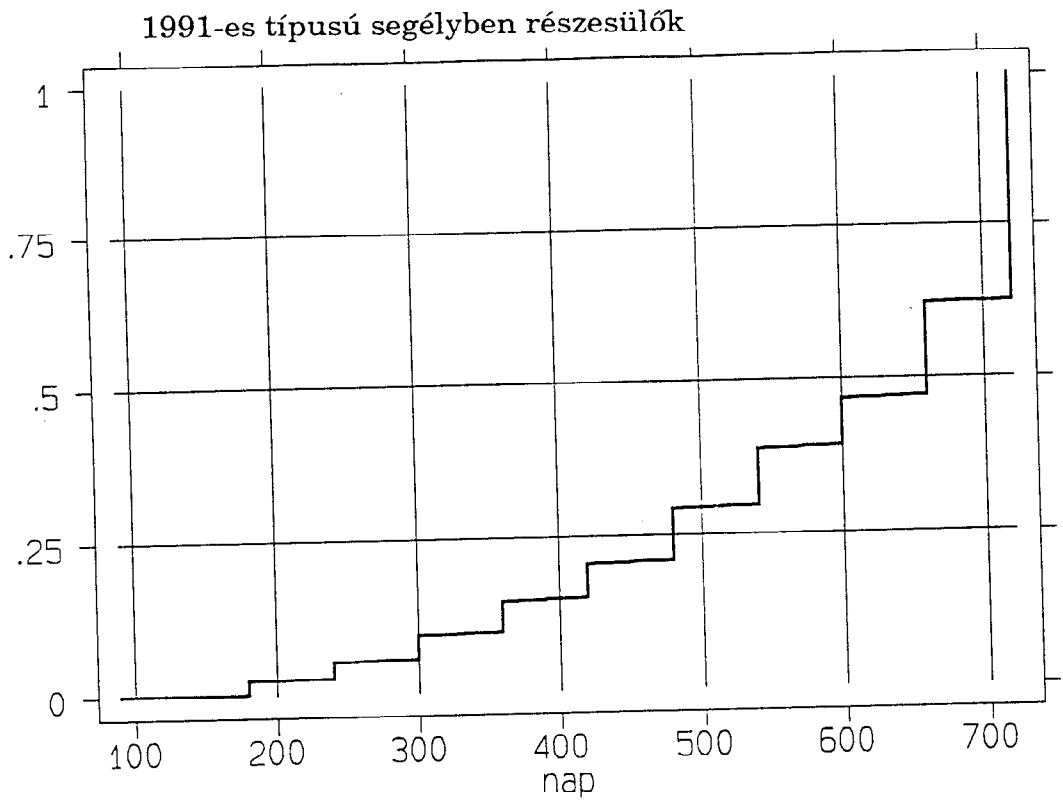


Nem szabad megfeledkeznünk arról, hogy a 4.3. és 4.4. sz. ábrák a segélyváltók adatait is tartalmazzák, akik 89-es típusú segély kimerítése után kerültek a 91-es vagy 92-es segélyrendszerbe. (A vizsgált állomány kb. 11 százalékát alkotják ilyenek.) Az ő esetükben adataink csak a 91-es vagy 92-es segélyrendszerben érvényes jogosultság időtartamát mutatják, ami mindenképpen alacsonyabb a maximumnál, hiszen a kérelmet megelőző 4 év egy részét segélyen töltötték. A 6. sz. ábra az általunk azonosított segélyváltók adatai nélkül mutatja a jogosultsági időtartamok kumulatív megoszlását, és látható, hogy így a maximális jogosultságot elérők aránya a 91-es típusú segélyezettek között majdnem eléri az 50 százalékot, a 92-es típusú segélyezettek között pedig meghaladja a 30 százalékot.

Er led van?

4.4. sz. ábra

A jogosultsági időszakok hosszának kummulatív megoszlása



4.16. sz. táblázat

A jogosultság időtartamának átlaga és a maximális jogosultsággal rendelkezők aránya iskolai végzettség, életkor és nemek szerint

(1991-es és 1992-es típusú segélyt kapók a segélyváltók nélkül)

Iskolai végzettség	Férfiak			Nők		
	Jogosultság átlaga, nap	Maximális jogosultsággal rendelkezők, %	Elemszám	Jogosultság átlaga, nap	Maximális jogosultsággal rendelkezők, %	Elemszám
<8 általános	519	30.9	1855	506	30.4	1226
8 általános	525	32.4	6428	537	37.5	6385
szakmunkás	550	38.0	8249	545	40.6	2737
szakközép.	567	47.9	1844	571	49.0	1430
gimnázium	543	39.5	625	556	46.9	1285
felsőfokú.	582	51.3	562	580	50.4	278
Életkor						
-19 év	253	0.3	313	265	1.1	265
20-24 év	464	19.7	2985	452	19.0	1402
25-29 év	543	34.0	2833	569	46.0	1626
30-39 év	559	40.4	5983	562	43.3	4398
40-49 év	567	42.7	4545	567	45.4	3712
50- év	564	44.6	2904	527	37.0	1938
Összesen	541	36.9	19563	542	39.9	13341

A 4.16. sz. táblázat nemek, iskolai végzettség és életkor szerint mutatja a jogosultság átlagos időtartamát valamint a maximális jogosultsággal rendelkezők arányát. Ebben a táblázatban nem szerepelnek a segélyváltók adatai. Iskolai végzettség szerint az általános iskolát be nem fejezők szereztek a legrövidebb időre segélyjogosultságot, de még e csoport esetében is 30 százalék rendelkezik a maximális időtartammal és az átlag meghaladja az 500 napot. Maximális jogosultságot legnagyobb arányban – 50 százalék felett – a felsőfokú végzettségűek szereztek. Az iskolai végzettség szerint legnagyobb létszámú csoportok - a férfiak között a szakmunkásképzőt végzetek, a nők között a 8 általánost végzetek - esetében a maximális jogosultsággal rendelkezők aránya 39 illetve 38 százalék. Az életkor szerinti különbségek sem meglepőek: a fiataloknak nyilvánvalóan kisebb esélyük van arra, hogy 4 munkában töltött évet mutassanak fel, mint az idősebbeknek. A 20-24 éveseknek csak egyötöde

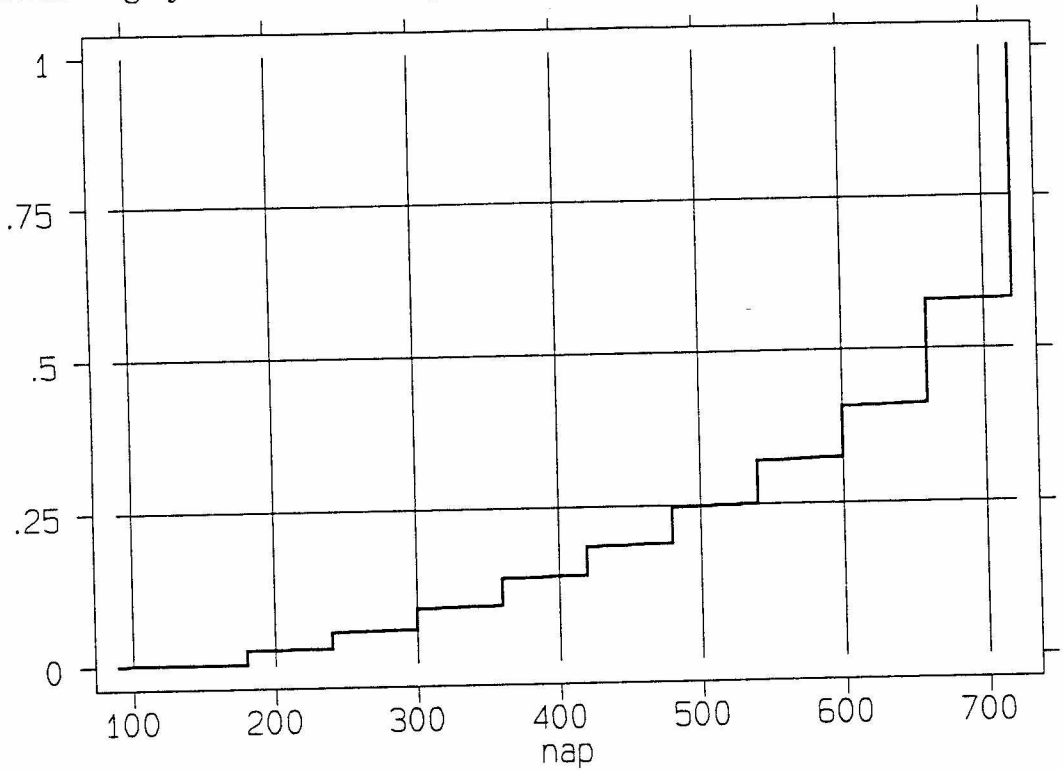
éri el a maximumot, bár az átlag az e korcsoportban is magas, mindkét nem esetében kb. 15 hónap. A 25-29 éves korosztályban a férfiak jóval kevesebben szereztek maximális jogosultságot, mint a nők. Ez összefügghet a férfiak sorkatonai szolgálatával. A sorkatonaként töltött idő ugyan nem számít bele abba a négy évbe, amelynek munkaviszonyait a segélyjogosultság megállapításakor vizsgálják, azonban ilyen esetekben a vonatkozó időszakot visszafelé meghosszabbítják. Így sok esetben olyan fiatal életkorra csúszik vissza a foglalkoztatottság vizsgálata, amikor még alacsonyabb a munkavállalás valószínűsége. *50 éves korig a nők mindenképp korcsoportban nagyobb arányúan szereztek jogosultságot.*

Végül a 4.5. sz. ábra az 1992. március 20-án még hátralévő jogosultsági időtartamok – ami teljes jogosultsági idő és a már segélyen töltött idő különbségével egyenlő – kumulatív megoszlását mutatja be. (Itt a segélyváltók adatai is szerepelnek.) Látható, hogy a többség még hosszú ideig nem meríti ki jogosultságát: a segélyezett állomány több mint fele még legalább 400 nap jogosultsággal rendelkezik, legalább 300 napot pedig majdnem kétharmad tölthet még segélyen. (E tekintetben a férfiak és a nők közötti különbség elhanyagolható.)

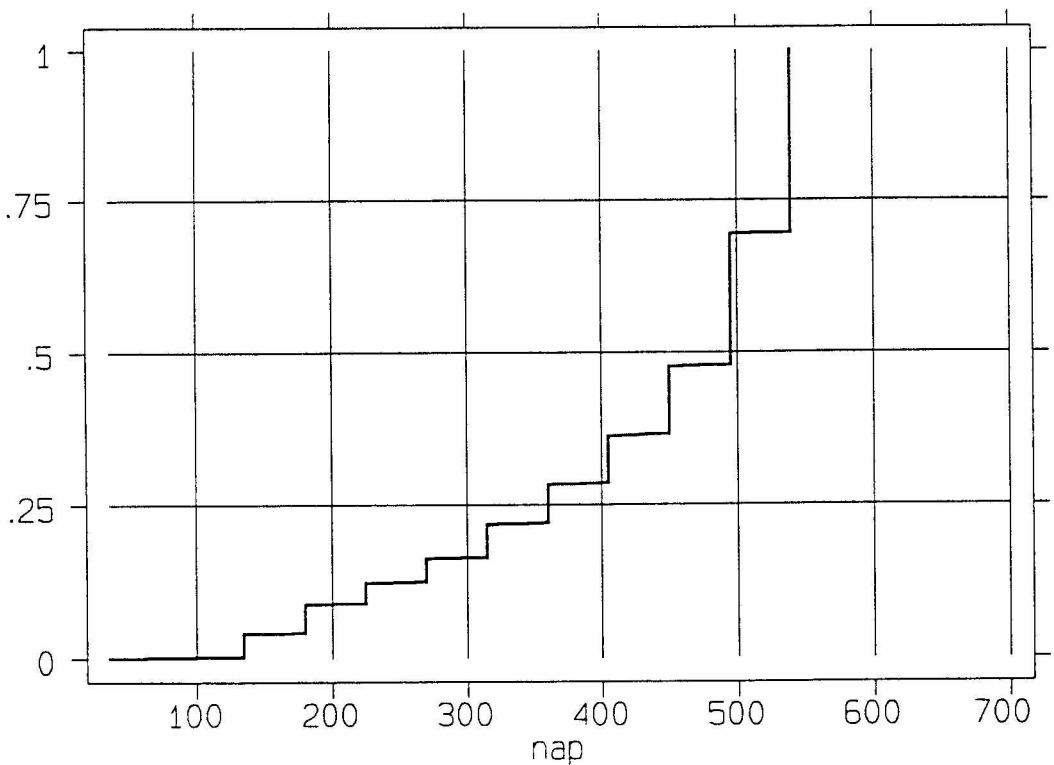
4.5. sz. ábra

A jogosultsági időszakok hosszának kumulatív megoszlása

Nem "segélyváltó" 1991-es típusú segélyben részesülők



Nem "segélyváltó" 1992-es típusú segélyben részesülők



4.6. A SEGÉLYRENDSZER 1993-AS VÁLTOZÁSAINAK HATÁSAI

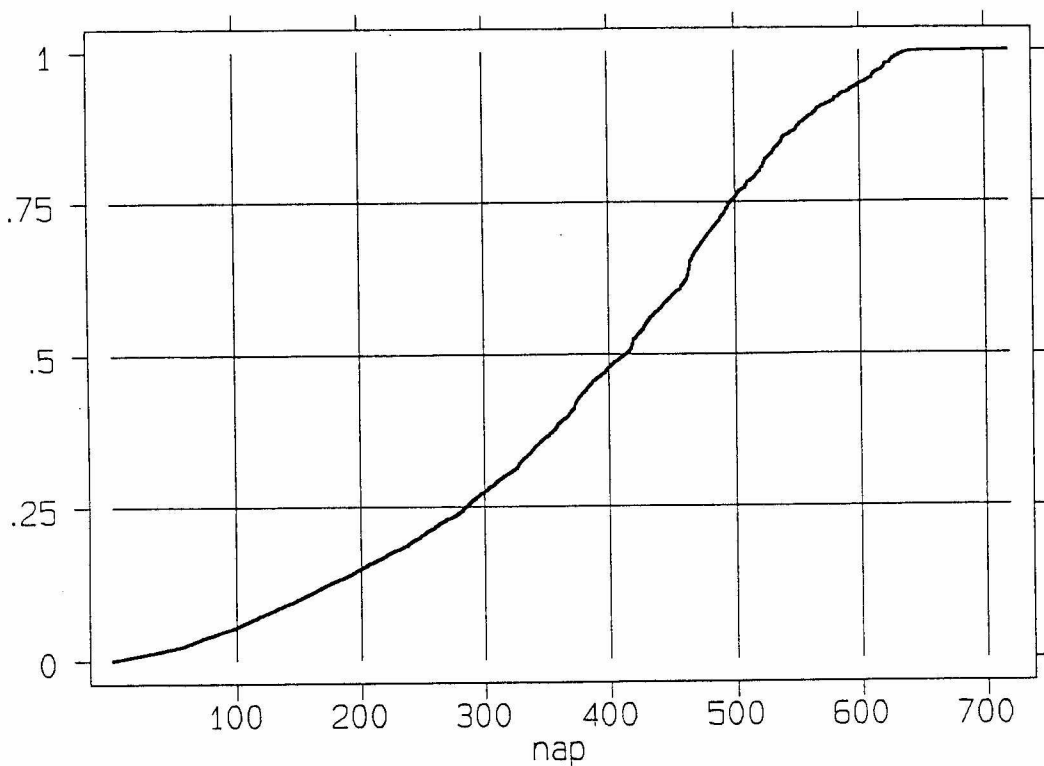
Mivel mintánkat az 1992. márciusi segélyezett állományból választottuk ki, az 1993-as szabályok szerint kapott segélyekről nem rendelkezünk közvetlen információkkal. 1993-tól ugyanakkor egyebek mellett a jogosultság időtartama és a segélyek összege is lényegesen megváltozott (lásd az 4.1. sz. táblázatot). *67. oldal*
Annak érdekében, hogy e változások következményeiről mégis képet alkothassunk, a következő kérdést tettük fel: milyen hatással lenne a mintánkban szereplő munkanélküliek helyzetére, ha a 93-as szabályok szerint kapnának segélyt? A valóságban persze nem így történt: 1993. január 1-től az új szabályokat csak az újonnan belépők esetében alkalmazták, és a változások nem érintették azokat, akik segélyezése már folyamatban volt (egy újabb "segélygeneráció", az 1993-as indult újtjára, amelyen kívül az állományban még jó ideig megtalálhatók lesznek a 91-es és 92-es szabályok szerint segélyezettek is). Részben kényszermegoldásról van szó, hiszen nem rendelkezünk mikroadatokkal az 1993-ban segélyre kerültekről. Az eljárásnak ugyanakkor van egy nagy előnye: az összehasonlításkor nem kell számolnunk azzal a torzítással, amit egy 93-as segélyt kapó minta nyilvánvalóan eltérő összetétele okozna.

Legkönnyebb arra válaszolni, hogy a változások hogyan érintenék a jogosultság időtartamát. Egyrészt, mindenkinek megszűnne a jogosultsága, aki a 91-es segélytípus 2. szakaszában kap segélyt, mivel a 93-as szabályok szerint a jogosultság teljes hossza a 91-es segélytípus 1. szakaszának hosszával egyenlő. Másrészt, azok esetében, akik még továbbra is kaphatnának segélyt – ilyenek a 91-es típus 1. szakaszához és a 92-es típushoz tartozók – csökkenne a még hátralévő jogosultság időtartama.

Mindez jól látható, ha összehasonlítjuk a 4.6. sz. és a 4.7. sz. ábrákat. Az első az 1992. márciusában hátralévő jogosultság tényleges időtartamainak kumulatív megoszlását mutatja, a második ugyanezt, ha a 93-as szabályok alkalmazásával számított jogosultságot vesszük figyelembe. 12 százalékának – akik a 91-es segélytípus 2. szakaszához tartoznak – teljesen megszűnne a segélye. Ők találhatók a 4.7. sz. ábra negatív tartományában. (Persze csak annyi biztos, hogy a biztosítási típusú munkanélküli-segélyre veszítenék el jogosultságukat, egy részük kétségkívül hozzájutna a munkanélküliek családi jövedelemtől függő szociális segélyéhez ["jövedelempótló támogatás"].) A 4.7. sz. ábrán nem látható, de van még rajtuk kívül egy másik csoport is, amely nem kaphatna segélyt az új szabályok szerint. Az önkéntes kilépés esetén alkalmazott várakozási időt ugyanis 3 hónapról 6 hónapra emelték fel. Mintánkban 3313 kilépő van, ők már kitöltötték a 3 hónapot. Közülük 1411 fő (43 százalék) azonban még kevesebb, mint 6 hónapja hagyta el munkahelyét és ezért a 93-as szabályok alapján még nem lehetne segélyezett. A jogosultsági idő megkurtítása és a várakozási idő felemelése együttvéve 16 százalékkal csökkentené a segélyezett állományt.

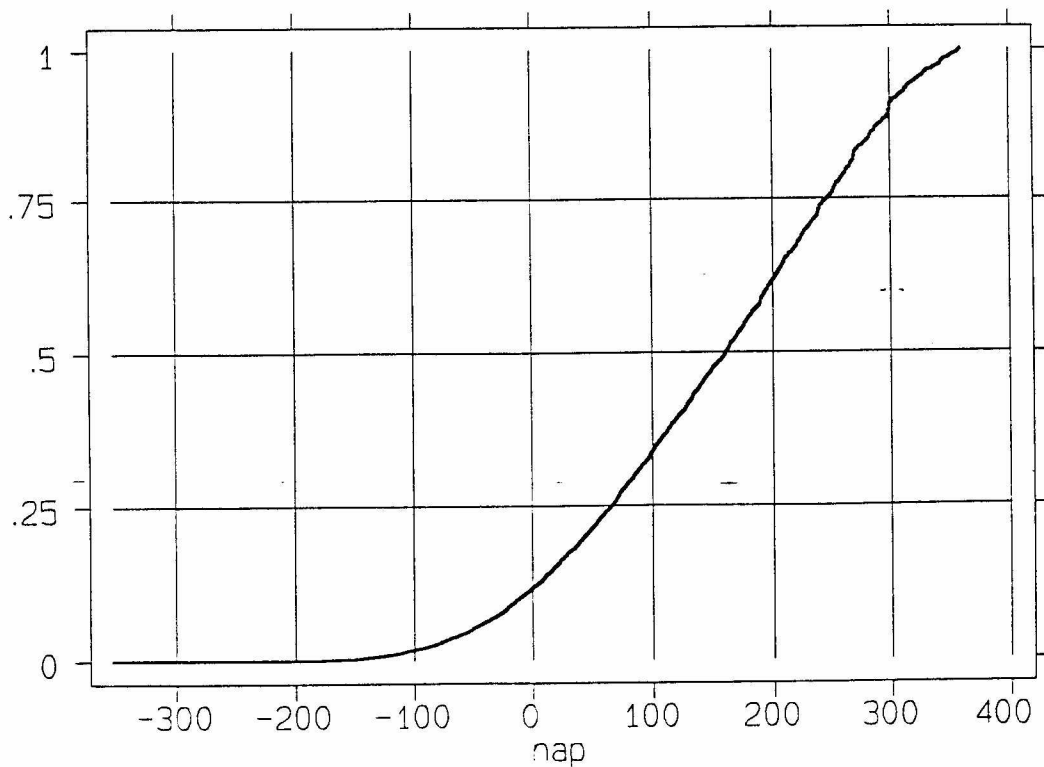
4.6. sz. ábra

Az 1992. márciusában hátralévő jogosultsági időt kumulatív megoszlása



4.7. sz. ábra

A 93-as szabályok szerint hátralévő jogosultság kumulatív megoszlása



A 4.7. sz. ábráról az is leolvasható, hogy a 93-as szabályok szerint miként alakulna azoknak a munkanélkülieknek a hátralévő jogosultsága, akik nem veszítenék el teljesen a segélyt. Korábban láttuk, hogy a valóságban a minta csaknem kétharmadának még legalább 300 nap jogosultsága volt hátra 1992. március 20-án. Nos, a 93-as segélyrendszer szabályai szerint ennyi ideig már csak egytizedük kaphatna még segélyt. A hátralévő jogosultsági idő mediánja 400 napról 160 napra csökkenne.

A segélyek összegének változása ennél jóval bonyolultabb probléma. Lennének olyanok, akiknek a segélye magasabb lenne annak következtében, hogy az 1. szakasz segély-bér arányát 70-ről 75 százalékra emelték. A 93-as segélyrendszerben ugyanakkor az 1. szakasz jóval rövidebb, mint korábban volt (egynegyedre csökkent), így ez a kedvező változás csak az állomány egy kisebbségét érintené – számításaink szerint 32 százalék maradna az 1. szakaszban. A fennmaradó 68 százalék elvileg veszítene: 56 százalék a 2. szakaszba kerülne, ahol a korábbi 70 százalékkal szemben 60 százalékos a segély-bér arány (valamennyien a 91-es vagy a 92-es segélytípus 1. szakaszához tartoztak), 12 százalék pedig, mint korábban elmondtuk, a jogosultsági idő lejárta miatt egyáltalán nem kaphatna segélyt.

Mindez azonban csak "elvileg" van így. Láttuk, hogy a segélyek többségét nem a névleges segély-bér arányok határozzák meg. Azok közül, akik az új szabályok szerint is az 1. szakaszban maradnának, sokan semmit sem nyernének a segély-bér arány 75 százalékra való felemelésével; hasonlóképpen a 2. szakaszba átkerülők egy jelentős része sem veszítene azáltal, hogy elvileg 70-ről 60 százalékra csökkent a rájuk vonatkozó segély-bér arány. Az 1. szakasz névleges segély-bér arányának emelése következtében például a minimális bérrel azonos segélyt kapók egy része ugyan nyerne (akik korábbi keresete a minimum 1,43-szorosa és 1,67-szerese között volt), többségük viszont nem. E változás a minimális bér alatti segélyt kapók helyzetét egyáltalán nem javítaná. A 93-as rendszer újdonsága, hogy megszüntette az alacsony segélyek és a minimális bér kapcsolatát, és fix összegű, 8600 forintos segélyminimumot vezetett be, amely kissé elmarad a minimális bértől.

A segélyösszegek változásai tehát meglehetősen bonyolultak. Hatásukat úgy kíséreljük meg érzékeltetni, hogy a minta minden egyes tagjának segélyét újraszámoltuk a 93-as szabályok alkalmazásával. Ehhez valahogy meg kellett találni az 1993-as segélyminimum és segélymaximum 1992-es "megfelelőit". A minimum esetében úgy jártunk el, hogy az 1992. márciusi minimális bért – ami akkor segélyminimumként is szolgált – megszoroztuk 8600 és 9000, az 1993. februárjában érvényes segélyminimum és minimális bér hányadosával. Így tehát a kalkulációban használt fiktív segélyminimum az 1992-es minimális bértől éppen annyi százalékkal marad el, mint az 1993-as segélyminimum az akkori minimális bértől. Az "új" segélymaximumokat hasonlóképpen, az 1993-as segélyminimum és a megfelelő segélyezési szakasz maximumainak arányait

alapul véve határoztuk meg (ennyivel szoroztuk meg az 1992-es segélyminimumot).⁴⁶

A 4.17. sz. táblázat segélytípus és segélyrezsím szerint mutatja, hogy a 93-as szabályok alkalmazásával kalkulált segélyek átlagosan hány százalékát teszik ki az 1992. márciusi tényleges segélyeknek. A táblázatban csak azoknak az adatai szerepelnek, akik még a 93-as segélyrendszerben is rendelkeznének jogosultsággal (a teljes minta 88 százaléka). Összességében a segélyek 5 százalékkal csökkennének, de az egyes alcsoportok között jelentős a különbség.

4.17. sz. táblázat

A 93-as szabályok alapján számított segélyek és az 1992. március 20-án kapott segélyek százalékos arányának átlagai segélytípus és segélyrezsím szerint

(A táblázatban nem szerepelnek azoknak az adatai, akik az 1993-as szabályok szerint már kimerítették volna jogosultságukat)

Segélytípus	Segélyrezsím 1992. márciusában				
	< min. bér	= min bér	> min bér	maximum	Összesen
'91-es segély	95.00 3539	95.063 9120	86.991 7154	66.670 273	91.791 20086
'92-es segély	99.635 3562	96.398 4387	104.008 4312	102.463 421	100.096 12682
Összesen	97.325 7101	95.497 13507	93.391 11466	88.383 694	95.005 32768

A 92-es segélytípushoz tartozók segélyének átlaga nem változna, de az egyes segélyrezsímek között itt is különbség van: a maximumot kapók és a névleges segély-bér arány szerint segélyezették átlaga emelkedne (2,5 illetve 4 százalékkal), az 1992-ben a segélyminimum szintjén lévők átlaga csökkenne (3,5 százalékkal), míg a minimális bér alatti segélyrezsímhez tartozó csoport átlagos segélye nem változna. A 92-es segélytípushoz tartozók valamennyien kevesebb, mint 3 hónapja kaptak segélyt 1992. március 20-án. Azt mondhatjuk, hogy e rövid ideje segélyezett csoport segélyének átlagát az új szabályok változatlanul

⁴⁶ A segélyösszegek kiszámításakor nem vettük figyelembe azt a körülményt, hogy a segély alapjául szolgáló átlagkereset vonatkozási időszaka nem azonos a 91-es és a 93-as segélyrendszerben. A 91-es és 92-es segélyek korábban bemutatott összehasonlítása alapján a 91-es típusú segélyt kapók átlagkeresetét egy ilyen sztenderdizáláshoz mintegy 10 százalékkal kellene csökkenteni.

hagynák, viszont a különbségek növekednének azáltal, hogy a magasabb segélyek növekednének, az alacsony segélyek egy része pedig csökkenne.

A 91-es segélyrendszerhez tartozók segélye jelentős mértékben, átlagosan 8 százalékkal csökkenne. E csökkenés leginkább azokat érinti, akik a minimális bér feletti segélyt kaptak, mert az ő esetükben jelentősen érezteti hatását a magasabb segély-bér arányt biztosító 1. szakasz hosszának megkurtítása. A minimális bérnél magasabb segélyben részesülők segélye átlagosan 13 százalékkal csökkenne, a maximumot kapóké még jobban, 33 százalékkal. Ezzel szemben a 92-ben a minimális bér szintjén lévő segélyek átlaga csak 4 százalékkal lenne kisebb, a minimális bér alattiaké pedig nem változna. A viszonylag hosszú távú munkanélküliek⁴⁷ átlagos segélyének csökkenése tehát a csoporton belüli szóródás mérséklődésével jár együtt.

Az esetek egy részében nemcsak a segélyek összege változna, hanem az is, hogy a munkanélküliek segélyét melyik segélyrezsím szabályai határoznák meg. Úgy találtuk, hogy azok közül, akik a mintából még a 93-as szabályok szerint is kaphatnának segélyt, 44 százalék segélye lenne az új segélyminimum szintjén (eredetileg 41 százalék tartozott e segélyrezsímhez). A segélyminimum alatt lévők aránya kissé csökkenne, 22 százalékról 20 százalékra.

4.18. sz. táblázat

A 93-as szabályok alapján számított segélyek és az 1992. március 20-án kapott segélyek százalékos arányának megoszlása

Percentilis	
1%	70
5%	85
10%	85
25%	90
50%	95
75%	100
90%	107
95%	107
99%	107
átlag	95
"nyer" %	16
"veszít" %	75
nemváltozik %	9
elemszám	32,768

⁴⁷ A 91-es segélytípushoz tartozók mind legalább 3 hónapja munkanélküliek.

A 4.18. sz. táblázat a kalkulált 93-as segélyek és a tényleges segélyek százalékos arányának részletes megoszlását mutatja be. A minta 16 százaléka nőnekedne a segélye, 9 százaléka változatlan maradna, a fennmaradó 75 százalék pedig veszítene. A felső decilis 7 százalékos növekedést mutat (itt éppen a segély-bér arány 70 százalékról 75 százalékra való emelkedése érvényesül); az alsó decilisenél a csökkenés 15 százalékos. (E számításokból, csakúgy mint a 4.17. sz. táblázatnál, kihagytuk azokat a munkanélkülieket, akik a 93-as segélyrendszer szabályai alapján már kimerítették volna jogosultságukat. Ők természetesen a vesztesek számát szaporítanák.)

4.19. sz. táblázat

A segélyek és az indexált bérek arányának megoszlása a 93-as szabályok szerint számított segélyekkel

(A táblázat nem tartalmazza azok adatait, akik (a) a 93-as szabályok szerint már kimerítették volna jogosultságukat, (b) 92-es típusú segélyt kapnak és a segélykérelmet megelőző 4 naptári negyedévben nem dolgoztak)

Percentilis	Tényleges segély	93-as szabályok szerinti segély
1 %	48	41
5 %	58	50
10 %	63	54
25 %	64	60
50 %	72	69
75 %	90	85
90 %	102	97
95 %	108	103
99 %	114	109
átlag	77	73
szórás-négyzet	16	16
elemszám	31,997	30,997

A 4.19. sz. táblázatban a változások segély-bér arányra gyakorolt hatása látható a szimulált 93-as segélyek és az indexált bérek alapján. Itt nemcsak a jogosultságot elveszítőket hagytuk ki, hanem azokat a 92-es típusú segélyezetteket is, akik a segélyezés kezdetét megelőző négy naptári

negyedévben nem dolgoztak.⁴⁸ A táblázat az összehasonlíthatóság érdekében a megfelelő csoport tényleges segély-bér arányainak megoszlását is tartalmazza. A segély-bér arány mediánja 72 százalékról 69 százalékra csökken, a felső decilis 102 százalékról 97 százalékra, az alsó decilis 63 százalékról 54 százalékra. A segélyrendszer 1993-as módosításának következtében tehát nemcsak a jogosultság időtartama rövidül meg, hanem egészében véve a segélyek színvonala is csökkent.

⁴⁸ E csoport segélyét – mint már volt róla szó – nem a tényleges korábbi átlagkeresetek alapján állapították meg.

5. ÖSSZEFOGLALÁS ÉS KÖVETKEZTETÉSEK

A dolgozat 3. fejezetében elvégzett elemzés segítségével a magyarországi munkaerőpiaci áramlások több új vonását ismerhettük meg, melyek közül itt csak néhányat emelünk ki. A regisztrált munkanélküliségbe történő beáramlás ugyan alacsony – a foglalkoztatottak 1 százaléka vált munkanélküli járadékossá 1992. márciusában –, de úgy tűnik, nem annyira, mint korábban gondolták. A kiáramlás a munkanélküliségből nagyon kicsi, de (a beáramláshoz hasonlóan) jelentős eltérések vannak a munkanélküliek személyes jellemzői szerint. A csekély mértékű áramlások következtében a munkanélküli állomány igen lassan cserélődik (mint ezt más szerzők is megfigyelték, például Boeri, 1994, 1994a). A férfiak ki- és beáramlása egyaránt intenzívebb, mint a nőké. A nők kisebb valószínűséggel találnak új állást a munkanélküli járadék után. A fiatalok jóval mozgékonyabbak, mint az idősebbek, bár a nők beáramlása kevésbé különbözik kor szerint, mint a férfiaké. Azok a munkanélküliek, akik közvetlenül munkaviszonyuk megszűnése után kerültek járadékra, és ilyen értelemben szorosabban kötődnek a munkaerőpiachoz, hamarabb találnak munkát, mint a többiek. A megyék eltérő munkanélküliségi rátája inkább a beáramlással hozható összefüggésbe, mint a kiáramlással.

Az eredmények talán legnyilvánvalóbb üzenete a foglalkoztatáspolitikára, hogy a munkanélküli járadékról kikerülőket leggyakrabban nem elhelyezkednek, hanem kimerítik a jogosultságot. Mintánkra ez annak ellenére jellemző volt, hogy az 1992. márciusában belépők még viszonylag hosszú időre szereztek jogosultságot. Mindez több kérdést is felvet a foglalkoztatáspolitikával kapcsolatban. Egyrészt, milyen módon lehetne segíteni az embereket abban, hogy gyorsabban találjanak állást és kevésbé fenyegetse őket a munkaerőpiaci kötődés lazulása, ami együtt jár a tartós munkanélküliséggel? Másrészt, vajon az alacsony kiáramlás részben nem a segélyrendszer ellenőztönző hatásának tulajdonítható-e? Harmadrészt, megfelelő-e a támogatási rendszer azok szemszögéből, akik kimerítik a munkanélküli járadékot és további jövedelempótlásra szorulnak?

A regisztrált munkanélküliek közül járadékot kapók arányának 1993 óta tapasztalható meredek csökkenése felhívja a figyelmet arra, hogy a harmadik kérdésre sürgősen választ kellene adni. A tartós munkanélküliség tömegessé válása előtt a munkanélküliek jövedelempótló támogatását még lehetett másodlagos fontosságú eszköznek tekinteni, amely azoknak a balszerencsés munkanélkülieknek a sorsát enyhíti, akiknek nem sikerült a

járadék kimerítése előtt elhelyezkedni. Ez a nézet ma már nem tartható. Ráadásul vizsgálatunk óta az 1993. januárjában életbe lépett szabályok lényegesen csökkentették a jogosultság időtartamát, ezért a későbbi munkanélküli kohorszokban valószínűleg még magasabb lesz a kimerítők aránya. 1994. júniusában már csaknem ugyanannyian kaptak jövedelempótló támogatást mint munkanélküli járadékot. A jövedelempótló támogatás rendszerének vizsgálata tehát ugyanolyan fontossá vált, mint a munkanélküli járadéké.

A jövedelempótló támogatás iránti igényt befolyásolja, hogy maga a járadékrendszer milyen mértékben ellenősztönözi az elhelyezkedést. Ebben a tanulmányban csak közvetett módon foglalkoztunk a segélyrendszer lehetséges ellenősztönző szerepével. A segélyezés lehetséges újra-elhelyezkedést ellenősztönző hatásáról 3. fejezetben a segélyek és a nem, az iskolázottság, az életkor, a foglalkozás és a lakóhely megyéje alapján – regressziós modell segítségével – becsült bérek aránya alapján beszéltünk. Az így számított segély-bér arányok éppen azon segélyezettek esetében magasak, akiknél a korábbi tényleges bérekhez viszonyított segélyek alacsonyak, és fordítva. Ennek alapján kifejtettük: nem tartjuk egyértelműnek, hogy a segélyrendszer kiket ösztönöz a leginkább és kiket a legkevésbé az újra-elhelyezkedésre. A 4. fejezetben ugyanakkor bemutattuk, hogy a kizárás valószínűsége hogyan függ össze a személyes tulajdonságokkal és a lakóhellyel. A kizárás ténye arra utal, hogy az irodák alacsony elhelyezkedési hajlandóságot észleltek az érintetteknél. Mint láttuk, a kizárás sorsára leginkább a fiatalok és az iskolázatlanok jutnak. Ebben szerepet játszhat az érintett csoportok magatartása, de az is, hogy az irodák jobban figyelnek e csoportokra. A kizárások valószínűségében jelentős területi különbségek vannak; lehet, hogy érdemes áttekinteni, hogyan alkalmazzák különböző helyeken a szabályokat.

Ami az elsőként felvetett kérdést illeti, eredményeink megmutatják, kik találnak legnehezebben munkát, azaz kik szorulnak leginkább segítségre az álláskeresésben és az elhelyezkedésben. A fiatalok és az iskolázottak újra-elhelyezkedési valószínűsége a legnagyobb, de éppen e csoportok kerülnek be nagy valószínűséggel a támogatott képzési programokba is. (A képzettebbek ezen felül a vállalkozás indításához nyújtott támogatás szempontjából is előnyös helyzetben vannak.) A képzésnek természetesen nemcsak a rövid távú újra-elhelyezkedési esély növelésében lehet szerepe, hanem a későbbi munkanélküliség kockázatának csökkentésében is. Ez érv lehet a fiatalok előnyben részesítése mellett, figyelembe véve munkanélkülivé válásuk magasabb valószínűségét. Ugyanakkor kevés esélyük van képzésbe kerülni az alacsonyabb iskolai végzettségűeknek is, akik szintén nagy valószínűséggel válnak munkanélkülivé. (Ők ugyan többen kerülnek közhasznú munkára, de ez nem olyan munkaerőpiaci program, ami távolabbi állás-kilátásaikat javítaná.) E tekintetben szükségesnek látjuk a gyakorlat tüzetesebb elemzését

és esetleg felülvizsgálatát. Konkrét foglalkoztatáspolitikai döntések meghozatalához azonban a bekerülési esélyek vizsgálatán kívül ismernünk kell azt is, hogy a) a különböző képzettségű csoportok elhelyezkedési esélyét milyen mértékben javítja a munkaerőpiaci képzés, b) hogy mekkora többletköltséggel járna a képzésben résztvevők összetételének változtatása. Csakúgy mint a kizárásban, a képzésbe való bekerülés esélyében is jelentős eltérések vannak a megyék között, de az okok számunkra nem mindig világosak (ez igaz más aktív programokra is). Felvetődik a kérdés, vajon a munkaerőpiaci programokra szánt költségvetés elosztásának rendszere megfelelő-e?

A leírtak nyomán számos, még megválaszolatlan kérdés vetődik fel a munkaerőpiaci áramlásokkal kapcsolatban. Ráműtöttünk arra a lehetőségre, hogy a beáramlásokról rendelkezésre álló adatok alulbecsültek. Megérné még alaposabban foglalkozni a kérdéssel, hogy hitelesebb képünk legyen a magyar munkaerőpiac dinamikájáról. A munkavállalói csoportok és régiók szerinti beáramlási ráták, amiket a tanulmányban bemutatunk, egy hónap adatai alapján készültek. Kérdés, hogy amit találtunk, jellemző-e más időszakokra is? Mivel csak egy hónap beáramlását követtük, a kilépési valószínűségek vizsgálatakor nem tudtuk különválasztani a munkanélküliség növekvő időtartamával és az időközben bekövetkező munkaerőpiaci változásokkal összefüggő hatásokat. Több figyelmet érdemelnek a kilépési valószínűségekben megmutató területi különbségek is.

A regisztrált munkanélküliek állománya Magyarországon 1993. közepe óta csökken. Ezt egyaránt okozhatja beáramlás mérséklődése vagy a kiáramlás növekedése. Ereményeink azt sugallják, hogy nem a beáramlás változása a meghatározó (bár biztosat csak a beáramlási adatok újraszámolása után mondhatunk). Amennyiben a létszám csökkenése a kiáramlás növekedésével függ össze, felvetődik a kérdés, hogy ez milyen okokra vezethető vissza? Adataink azt mutatják, hogy a segélyezés leggyakrabban a jogosultság kimerítése miatt ér véget. Vajon a kiáramlás valóban a kimerítők létszámának növekedése miatt emelkedett? Fontos lenne tudni, mi történik a munkanélküliekkel a járadék kimerítésekor. A nyilvántartások azt mutatják, hogy a kimerítők mintegy fele jövedelempótló támogatásra kerül, és az Országos Munkaügyi Központban vizsgálatok folynak annak kiderítésére, hogy mi történik a többiekkel. Sokan kikerülnek-e a munkaerő-állományból, vagy éppen sokan gyorsan elhelyezkednek? Az előbbi esetben fontos lenne megismerni az érintettek családi körülményeit és életszínvonalát. A második eset arra utalna, hogy a segélyrendszernek jelentős ellenőztő hatása van.

A tanulmány 4. fejezetében az 1992. márciusában biztosítási típusú munkanélküli segélyben részesülők közül kiválasztott 10 százalékos minta alapján vizsgáltuk a segélyek nagyságát, kapcsolatukat a bérekkel valamint a segélyjogosultság időtartamát. Az elemzés részben a segélyrendszer

jellemzőivel, részben a segélyezés gyakorlatával foglalkozott. A segélyek jövedelempótló szerepéről és lehetséges ellenőztönző hatásáról egyaránt volt szó.

Megállapítottuk, hogy a magyarországi gyakorlat, mely szerint a segélyszabályok változásai csak az új kérelmezőkre vonatkoznak, azzal a következménnyel jár, hogy a munkanélküli segélyezés rendszerének ismétlődő változtatásai csak meglehetősen lassan éreztetik hatásukat. Az 1992. márciusi állományi minta kétharmada nem az 1992. januárjában bevezetett segélyrendszer előírásai, hanem az 1991-es szabályok szerint kapott segélyt. Az, hogy az új szabályok milyen gyorsan válnak dominánssá, nyilvánvalóan attól függ, hogy milyen gyors a cserélődés a segélyezettek állományában. Szabályváltozások esetén a már megállapított jogosultsági időszakok változatlanul hagyása megfelelő gyakorlat lehet abból a szempontból, hogy némi biztonságot nyújt a munkanélkülieknek, de ugyanez az érv a segély-bér arányokat, a minimumot és a maximumot illetően már jóval kevésbé meggyőző.

Az 1992. márciusi segélyezett állomány több, mint 90 százaléka elbocsátottakból állt. Bár ebben kétségkívül szerepe van annak, hogy Magyarországon az elbocsátás a munkanélküliség fő kiváltó oka, az önként kilépők segélyezettek közötti arányát jelentős mértékben befolyásolja a segélyrendszerben alkalmazott kényszerű várakozási idő. A tanulmányban bemutattuk, hogy a várakozási idő 3 hónapról 6 hónapra való felemelése következtében – ami 1993-ban következett be – az állásukat elhagyók csaknem fele kiesett volna a segélyezettek közül. Az önként kilépők várakozási idejével összefüggő politika kialakításában meg kellene fontolni, hogy ez milyen mértékben ellenőztözi az önkéntes munkaerő-mobilitást. (Ennek egyik aspektusa, hogy a hosszú várakozási idő csökkentheti a munkanélküliek érdekeltségét abban, hogy kipróbáljanak egy álláslehetőséget, ha úgy gondolják, hogy az esetleg nem bizonyul kielégítőnek.)

Az 1992. márciusi segélyezett állomány többsége munkájának elvesztését követően egy héten belül segélyezetté vált. Sok segélyezett viszont lényegesen hosszabb ideje munkanélküli, mint amióta segélyt kap. Míg a folyamatban lévő segélyezési időszak hossza csak a minta 2 százalékánál haladta meg az egy évet, 25 százaléknak már több, mint egy éve nem volt munkája. A járadékot kapók több, mint 10 százalékáról állapítottuk meg, hogy segélyváltók, azaz a 89-es típusú segély kimerítése után úgy kerültek a 91-es vagy 92-es típusú segélyezettek közé, hogy közben nem dolgoztak. Ez az egyik oka a folyamatban lévő segélyezési időszakok hossza és munkanélküliség időtartama között meglévő különbségeknek. A segélyváltók a valóságban meghosszabbított segélyjogosultsághoz jutottak, ami meghaladhatja akár a 92-es, akár a 91-es segélyrendszer által biztosított maximális jogosultsági időt. Úgy tűnik, ez a jelenség nem felel meg a

biztosítási típusú segélyezés elveinek és a szabályozás hézagai tették lehetővé. (A tartós munkanélküliek jövedelempótlására a biztosítási típusú segélyt kimerítése után a munkanélküliek szociális segélye szolgál.) Minden valószínűség szerint az alkalmazott jogi szabályozási technika nem kívánt mellékhatásáról van szó.

Lényegesnek tartjuk, hogy az alacsony segélyek számítására vonatkozó szabályoknak a valóságban igen jelentős hatásuk van a segélyezésre. A minta kétharmada a minimális bérrel egyenlő vagy annál alacsonyabb segélyt kapott. A segélyben részesülők kevesebb mint egyharmadának segélyét határozta meg az a formális segély-bér arány, amit a kevesbé elmélyült munkákban gyakran idéznek a segélyrendszer jellemzésekor (70 % az 1. és 50 % a 2. segélyezési szakaszban). E segély-bér arányok a nők kevesebb, mint egyötödénél érvényesültek, a 2. segélyezési szakasznál tartók (50 százalékos segély-bér arány) esetében pedig mindkét nemet egybevéve az állomány kevesebb, mint egytizedénél. Mindez jól mutatja, hogy különös gondot kell fordítani az alacsony bérű munkanélküliek segélyezésének szabályaira, mert ezek határozzák meg a többség helyzetét. A segélyminimumra vonatkozó előírások elsősorban azért ilyen fontosak, mert igen sok munkanélkülinek volt alacsony a bére. Abban, hogy ilyen sokan kapnak alacsony segélyeket, szerepet játszik még, hogy a segély kiszámításakor nem indexálják a korábbi béreket.

Egyes szabályok megváltoztatása úgy is lényegesen befolyásolhatja a segélyezés működését, hogy ez az első pillanatban nem nyilvánvaló. Az 1992-es segélyrendszerben az átlagkereset-számítás vonatkozási időszakát 1 hónapról 1 évre emelték. A mintegy 25 százalékos bérinfláció mellett ez önmagában kb. 10 százalékkal csökkentette az új kérelmezők átlagkeresetét. Hosszabb vonatkozási időszak alkalmazásával el lehet kerülni, hogy a munkavállalók egy része csak azért szerezzen rövid időre jól fizető munkát, hogy feltornázza segélyét. Ugyanakkor, ha csak a kereseteket nem indexálják, bérinfláció mellett a hosszabb vonatkozási időszak leszorítja valamennyi segélyezett átlagkeresetét – és ezáltal segélyét. Amennyiben a segélyeket is csökkenteni kívánták, akkor nézetünk szerint ezt inkább nyíltan, a segély-bér arányok módosításával kellett volna megoldani, úgy, hogy közben az átlagkereset-számítás vonatkozási idejének meghosszabbítását megfelelő indexálással ellensúlyozzák.

A segélyek által biztosított megélhetés színvonalát a bruttó segélyek és az indexált bruttó bérek arányával mértük. E mutató mediánja a férfiaknál 70, a nőknél 81 százalék. A férfiak egynegyedének legfeljebb 63 százalék, a nők egynegyedének legfeljebb 78 százalék az így számított segély-bér aránya. A felső kvartilis a férfiaknál 81, a nőknél 90 százalék. Ezek az arányok még magasabbak lennének, ha nettó segélyekkel és bérekkel számolnánk, mert a segélyeket kisebb levonások terhelik. A bruttó segélyek abszolút értéke alapján a segélyrendszer nem tűnik olyan nagylelkűnek, mint amit a fenti

arányok mutatnak: a medián a férfiak és a nők esetében egyaránt a minimális bérrel egyenlő.

A segélyezettek legnagyobb csoportja a maximális jogosultsági idővel rendelkezett, ami a 91-es segélyrendszerben 2 év, a 92-esben 1½ év volt. Ennek alapján elmondhatjuk, hogy a munkanélkülivé válók jelentős része korábban tartósan dolgozott (a maximális jogosultsági idő megszerzéséhez a munkanélkülivé válást megelőző 4 évben folyamatosan kellett dolgozni). Amikor a segélyváltókat kihagyva vizsgáltuk meg a jogosultsági időtartamokat, úgy találtuk, hogy a 91-es segélyt kapók majdnem 50 százaléka és a 92-es segélyt kapók több, mint 30 százaléka a maximális időtartamra szerzett jogosultságot. Ellentétben a segélyek színvonalával, a férfiak és nők jogosultságának időtartama nem különbözik. Viszonylag hosszú az idősebbek és a magasabb iskolázottságúak jogosultsága, de minden korosztályban és iskolai végzettség szerinti csoportban szép számmal találhatunk olyanokat, akik a maximális jogosultsági idővel rendelkeznek. 1992. március 20-án a segélyezettek csaknem kétharmadának még legalább 300 napnyi felhasználatlan jogosultsága volt hátra. Ezek az eredmények azonban nyilvánvalóan összefüggnek azzal a körülménnyel, hogy a munkanélküliség 1992-ben még meglehetősen új jelenség volt Magyarországon. Azóta az újonnan járadékra kerülők között bizonyára egyre több ismétlődően munkanélküli található és ennek következtében a járadékjogosultság időtartama valószínűleg csökkent.

Tanulmányunkban megvizsgáltuk, hogy a segélyezés egyes szabályainak 1993-as változásai milyen következményekkel jártak. (Az 1992. márciusában segélyt kapók állományára alkalmaztuk az új szabályokat.) Úgy találtuk, hogy az állás elhagyása esetén alkalmazott várakozási idő megduplázása és a jogosultság időtartamának csökkenése következtében az 1992. márciusi állomány 16 százaléka elveszítette volna a segélyt. Akik az új szabályok szerint is kaphattak volna segélyt, azoknak jelentősen csökkent volna a hátralévő jogosultságuk. Bemutattuk, hogy a változások a segélyek színvonalát differenciáltan érintették: egyesek segélye növekedne, de a többség e tekintetben is veszített volna – ha nem is sokat.

A segélyrendszer működésének több fontos kérdésével ugyanakkor egyáltalán nem foglalkoztunk. Nem rendelkezünk adatokkal a segélyezettek családjáról illetve háztartásáról, márpedig ezek nélkülözhetetlenek lennének ahhoz, hogy megismerjük a munkanélküliek életkörülményeit. Nincsenek továbbá információink azokról a munkanélküliekről, akik nem kapnak segélyt. Nem került sor egyelőre a segélyezés lehetséges ellen-ösztönző hatásának mélyreható elemzésére sem. A munkanélküli segélyrendszer működésének alaposabb megismeréséhez ezeket a témaköröket is vizsgálni kell.

FÜGGELÉK

1. Táblázatok

F1. sz. táblázat: Az 1992 márciusi beáramlási minta megoszlása a segélyjogosultság időtartama szerint

(kumulatív százalékos megoszlás)

A járadékjogosult ság napjai	Segélytípus	
	1991	1992
135	0.0	3.6
180	4.0	7.9
225	4.9	11.9
270	11.9	15.7
315	18.2	21.5
360	27.3	27.3
405	28.6	33.8
450	39.1	44.0
495	49.0	63.3
540	59.1	100.0
600	70.9	
660	89.8	
720	100.0	
elemszám	3,634	35,532

F2. sz. táblázat: A többváltozós modellekben használt változók átlagai

Változó	Férfiak	Nők
Iskolai végzettség		
8 osztály alatt	.083	.081
8 osztály	.320	.481
szakmunkásképző	.440	.212
szakközépiskola	.096	.113
gimnázium	.032	.093
főiskola	.018	.014
egyetem	.011	.006
Életkor		
-20 év	.052	.048
21-25 év	.197	.119
26-30 év	.139	.126
31-35 év	.136	.146
36-40 év	.153	.171
41-45 év	.119	.154
46-50 év	.086	.118
51-55 év	.063	.117
56- év	.055	.001
Foglalkozás		
szellemi	.087	.215
A belépés körülményei		
munkából belépő	.830	.798
állását elhagyó	.100	.078
Megye		
Budapest	.098	.106
Baranya	.038	.041
Bács-Kiskun	.064	.067
Békés	.067	.061
Borsod	.081	.074
Csongrád	.041	.036
Fejér	.037	.044
Győr-Sopron	.029	.029
Hajdú-Bihar	.068	.066
Heves	.034	.041
Komárom	.038	.032
Nógrád	.030	.029
Pest	.082	.082
Somogy	.028	.030
Szabolcs	.092	.097
Szolnok	.061	.056
Tolna	.032	.036
Vas	.024	.019
Veszprém	.034	.034
Zala	.024	.021

2. Az 1992. márciusi munkanélküli járadékok összegének számítása

A tanulmányban szereplő segélyösszegeket a megfelelő szabályok alkalmazásával saját magunk számítottuk ki. Arra voltunk kíváncsiak, hogy mennyi volt a minta vonatkozási napján – 1992. március 20-án – kapott segélyek havi megfelelője. Az OMK adatbázisában a folyamatos segélyfizetési időszakok összesített segélyösszegeit tartják nyilván, és ezek nem vonatkoztathatók egy konkrét napra vagy hónapra. Az összesített adatok alapján csak változó hosszúságú időszakok alatt kifizetett segélyek súlyozott átlagait kaphatjuk meg. Ez nem felel meg céljainknak, mert egy-egy segélyfizetési időszak folyamán a havi segély változhat. Ahogy a 2. fejezetben leírtuk, a minimális bérrel azonos vagy annál alacsonyabb segélyek havi összege a minimális bér emelésekor nő. Amikor 1992. január 1-én a minimális bért 7000 forintról 8000 forintra emelték, a mintába került munkanélküliek egy jelentős részének emelkedett a segélye. Az ő március 20-án kapott segélyük a valóságban magasabb volt, mint a minimumbér-emelés előtti időszakra is visszanyúló teljes segélyfizetési időszak folyamán kapott összeg átlaga. Hasonló a helyzet akkor, amikor valaki nem sokkal a mintavétel vonatkozási napja előtt került át a segélyezés 1. szakaszából a 2. szakaszba. Ilyen esetekben a nyilvántartásban általában összeadódnak az 1. és a 2. szakasz szabályai alapján kifizetett összegek, és az átlag magasabb lesz, mint a március 20-án kapott – a 2. szakasznak megfelelő – segély.

Az 1992. március 20-i segély kalkulálásához a segélytípust, az 1. és a 2. segélyezési szakasz hosszát, az 1992. március 20-ig igénybevett segélyezési napok számát, a segélyezés kezdetének időpontját és a segély kiszámításának alapját jelentő átlagkeresetet tartalmazó változókat használtuk fel. Az általunk kalkulált bruttó segélyek átlaga 8.685 forint volt, 100 forinttal (1,1 százalék) magasabb, mint a nyilvántartásokban szereplő kumulált segélyösszegek havi átlaga. A kalkulált segélyek és a nyilvántartott segélyek havi átlaga az esetek 11 százalékában teljesen azonos volt; 86 százalékánál a kalkulált havi segély volt a magasabb (átlagosan 125 forinttal, azaz 1,5 százalékkal); 3 százalékánál a nyilvántartott segély (átlagosan 250 forinttal, azaz 2,9 százalékkal). Bár elképzelhető, hogy néhány esetben tévedtünk, e különbségek alapján – a fentebb említett okok miatt – számításaink nem minősíthetők hibásnak.

IRODALOMJEGYZÉK

- Akerlof, G.A. - B.G.M. Main (1980): Unemployment spells and unemployment experience. *The American Economic Review*, December, 885-893. o.
- Akerlof, G.A. - B.G.M. Main (1981): An experience-weighted measure of employment and unemployment durations. *The American Economic Review*, December, 1003-1011. o.
- Arulampalam, W. - Stewart, M. (1994): The determinants of individual unemployment durations in an era of high unemployment: Are the influences different? Mimeo, University of Warwick
- Atkinson, A.B. - Micklewright, J. (1985): Unemployment Benefits and Unemployment Duration. STICERD Occasional Paper, London School of Economics
- Atkinson, T. - Micklewright, J. (1990): Unemployment compensation and labour market transitions: A critical review. EUI Working Papers in Economics, No. 90/9, Badia Fiesolana, San Domenico
- Atkinson, T. - Micklewright, J. (1991): Unemployment compensation and labour market transitions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, Vol. XXIX, 1679-1727. o.
- Boeri, T. (1994): Labour market flows and the persistence of unemployment in Central and Eastern Europe. In: Boeri, T, (ed), *Unemployment in transition countries: transient or permanent?* OECD, Párizs
- Boeri, T. (1994a): 'Transitional' unemployment. *Economics of Transition*, Március
- Bowers, N. - Horvath, F.W (1982): Keeping time: An analysis of errors in the measurement of unemployment duration. *Journal of Business and Economic Statistics*, Április
- Burda, M. (1993): Unemployment, Labour Markets and Structural Change in Eastern Europe. *Economic Policy*, 16
- Csaba Erika (1994): Munkaerőpiaci mozgások a KSH munkaerő-felvétele tükrében. Kézirat, Budapest
- Eurostat (1987): Definition of registered unemployed. Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburg

- Gábor R. István (1990): A munkaerőpiac makroökonómiája. A munkagazdaságtan alapjai, II. füzet, BKE Emberi Erőforrások Tanszéke, Aula Kiadó, Budapest
- Galasi Péter (1992): A munkaerőpiac gazdaságtana. Országos Munkaügyi Központ, Budapest
- Horvath, F.W. (1982): Forgotten unemployment: Reporting bias in retrospective data. Monthly Labor Review, Vol. 105, 40-43.o
- Husmanns, R. - F. Mehran - V. Verma (1990): Surveys of economically active population, employment, unemployment and underemployment: An ILO manual on concepts and methods. International Labour Office, Geneva
- Kaitz, H. B. (1970): Analyzing the length of spells of unemployment, Monthly Labor Review, November, 11-20. o.
- Kalbfleisch, J. D. - Prentice, R. L. (1980): The statistical analysis of failure time data. John Wiley and Sons, New York
- Kiefer, N. (1988): Economic duration data and hazard functions. Journal of Economic Literature, Június
- Köllő, J. (1993): Background Paper on Unemployment and Unemployment-Related Expenditures, The Blue Ribbon Commission Budget and Social Policy Project
- KSH (1992): Statisztikai Havi Közlemények, 8. szám
- KSH (1993): Kereseti arányok a nemzetgazdaságban, Április
- KSH (1993a): Munkaerő-felmérés, 1992. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- Lancaster, T. (1990): The econometric analysis of transition data. Cambridge University Press, Cambridge
- Layard, R., S. Nickell, R. Jackman (1991): Unemployment. Oxford University Press
- Lázár György - Székely Judit (1994): Jelentés a nyilvántartásból kikerült munkanélküliek körében végzett 1994. évi követéses vizsgálat eredményeiről. Országos Munkaügyi Központ, Budapest
- Magyar Háztartás Panel (1992): Jelentés a Magyar Háztartás Panel I. hullámának eredményeiről, sokszorosítás, Budapest
- Magyar Háztartás Panel (1993): Egy év után ... jelentés a Magyar Háztartás Panel II. hullámának eredményeiről, sokszorosítás, Budapest

- Main, B.G.M. (1981): The length of employment and unemployment in Great Britain. *Scottish Journal of Political Economy*, Június, 146-164. o.
- Meyer, B. (1990): Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, Július
- Micklewright, J. (1992): Income Support for the Unemployed in Hungary. *Public Finance*, Volume 47, Supplement
- Micklewright, J. - Nagy Gy. (1994): How does the Hungarian unemployment insurance system really work? *Economics of Transition*, Június
- Narendranathan, W. - Nickell, S. - Stern, J. (1989): Unemployment benefits revisited. In: Nickell - Narendranathan - Stern - Garcia: *The nature of unemployment in Britain*, Oxford University Press
- OMK (1990-1993): Munkaerőpiaci információk, havi kiadványok
- OMK (1992-1993): Munkaerőpiaci információk. Statisztikai tájékoztatók. Budapest
- OMK (1993): Foglalkozásonkénti átlagkeresetek 1992. májusában
- Stancanelli, E. (1994): The probability of leaving unemployment: some new evidence for Great Britain. Doktori disszertáció, European University Institute, Florence
- Statistical Services Division (1990): Measures of unemployment. *Employment Gazette*, Október