

**BUDAPESTI
MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**

BWP. 2001/7

**A járadékos munkanélküliek álláskilátásai
1994 és 2001 tavaszán**

KÖLLŐ JÁNOS

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye

Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem
Emberi Erőforrások Tanszék

Budapest
2001. november

Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 2001/7. szám

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

A járadékos munkanélküliek álláskilátásai 1994 és 2001 tavaszán

Szerző: KÖLLŐ János, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont-
jának tudományos főmunkatársa; az IZA (Bonn) és a WDI (Ann
Arbor) tudományos munkatársa
1112 Budapest Budaörsi út 45. tel.: 309-2654 fax: 319-3151
e-mail: kollo@econ.core.hu

A tanulmány a Munkaerő-piaci Alap Irányító Testülete által finanszírozott, "A munkanélküli
ellátási rendszer átalakításának hatásvizsgálata" c. kutatás keretében készült.

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

Budapest, 2001

**A JÁRADÉKOS MUNKANÉLKÜLIEK ÁLLÁSKILÁTÁSAI
1994 ÉS 2001 TAVASZÁN**

KÖLLŐ JÁNOS

Tanulmányunkban két adatfelvétel (1994, 2001) összehasonlításával megvizsgáltuk, bekövetkezett-e a járadékos munkanélküliek számára elérhető piacokon is az a nem lebecsülendő javulás, melynek általánosságban, a munkaerőpiac egészét tekintve tanúi ehettünk az elmúlt hat-hét évben. Az álláskilátások változását a különféle járadékos csoportok elhelyezkedési esélye alapján, illetve az általuk elfogadott állások különféle jellemzői alapján értékeltük. Az eredmények azt mutatják, hogy az elhelyezkedési esély ma is elsősorban a munkanélküliek nehezen megváltoztatható személyes adottságaitól, valamint (a korábbiaknál is fokozottabb mértékben) a lakóhelyüktől függ, nem a járadékuk nagyságától vagy hosszától. A korábbi elemzésekhez hasonlóan 2001-ben is azt találtuk, hogy a kompenzációs hányad nem hat a járadékosok elhelyezkedési ütemére. A jogosultság hátralévő ideje befolyásolja a kilépési rátát, erős hatás azonban csak az érettségizett és diplomás munkanélküliek esetében tapasztalunk, azoknál, akik leginkább képesek elhelyezkedni, amikor fogyóban a járadékuk, és legkevésbé számíthatnak szociális segélyre a járadék kimerítése után.

ÖSSZEFOGLALÁS

Tanulmányunkban két adatfelvétel (1994, 2001) összehasonlításával megvizsgáltuk, bekövetkezett-e a járadékos munkanélküliek számára elérhető piacokon is az nem lebecsülendő javulás, melynek általánosságban, a munkaerőpiac egészét tekintve tanúi lehettünk az elmúlt hat–hét évben. Az álláskilátások változását a különféle járadékos csoportok elhelyezkedési esélye alapján, illetve az általuk elfogadott állások különféle jellemzői szerint értékeltük.

Az adatok az elhelyezkedőkkel a munkaügyi kirendeltségeken felvett teljes körű kérdőíves vizsgálatokból származnak, melyekre 1994. március 22. és április 21. illetve 2001. március 18. és április 7. között került sor. A fenti időszakokban a segélymegszüntető határozatokat kiállító kirendeltségi munkatársak rövid kérdőívet vettek fel mindazokkal, akik elhelyezkedés miatt kérték a járadékuk megszüntetését. A kérdőívek mellett a vizsgálat időszakában segélyben részesült állomány nyilvántartási adatait is felhasználtuk. A tanulmány foglalkoztatáspolitikai szempontból fontos megállapításai:

(1) A járadékos munkanélküliek állásba lépési esélyei jobbak voltak 2001 tavaszán, mint 1994 hasonló időszakában, a javulás azonban *sokkal* kisebb mértékű volt, mint amit a segélyezették elhelyezkedési arányára vonatkozó publikus statisztikák mutatnak. A segélyregiszterből származó adatok ugyanis tartalmazzák a korábbi állásukba visszatérő ideiglenes elbocsátottak kilépéseit is, akiknek aránya a 20–40 %-os sávból a 40–60 %-os sávba emelkedett.

(2) A megfigyelt visszalépők tipikusan 3 hónapig kaptak segélyt, munkáltatóik háromnegyed részben építőipari és mezőgazdasági vállalkozások. Vizsgálatunk több okból sem volt alkalmas arra, hogy az ideiglenes elbocsátások gyakorlatáról képet alkossunk, de úgy tűnik, nincs szó arról, hogy a szezonális alkalmazkodás *személyek* jól körülhatárolható körét érintené, éves rendszerességű "munkanélküli szabadságolások" formájában. A megfigyelt visszatérők nagyobb részénél a retrospektív adatok többéves munkaviszonyt megszakító rövid munkanélküli periódusokat jeleznek, közvetve azt, hogy a munkáltatók szétterítik a szezonális ingadozások terheit a dolgozóik között.

(3) A korábbi munkahelyre történő visszalépés 1994-ben háromszor gyakoribb volt a legmagasabb munkanélküliségtől sújtott – általában mezőgazdasági jellegű – kistérségekben, mint a legjobbakban. 2001-ben e tekintetben megszűntek a regionális különbségek, ami arra utal, hogy

különösen az ország fejlettebb régióiban nőtt meg az ideiglenesen elbocsátott munkanélküliek számaránya.

(4) Az építőipari illetve mezőgazdasági foglalkozás 2001 tavaszán már nem jelentett komoly előnyt az új állásban történő elhelyezkedésben. A munkáltatók kereslete e szektorokban a korábbinál is nagyobb mértékben korlátozódik azokra, akiket néhány hónappal korábban maguk küldtek segélyre.

(5) Míg a nyers elhelyezkedési ráta 2001-ben kétszerese volt az 1994. évinek – a korábbi állásukba visszatérők aránya pedig közel a négyszeresére nőtt – az új állásba történő elhelyezkedés valószínűsége legfeljebb 56 %-kal (1,5 százalékponttal) emelkedett.

(6) Az ország elmaradott régióiban élő járadékos munkanélküliek relatív elhelyezkedési esélye óriási mértékben romlott. 2001-ben a kilépési esély új állásba sokkal erősebben függött a munkaerőpiac állapotától, mint 1994-ben: a legrosszabb és a legjobb régiók között akkor kétszeres, most több mint négyszeres elhelyezkedési esélykülönbségre utalnak az adatok.

(7) Különösen figyelemre méltó az érettségizettek és diplomások esetében bekövetkezett változás: míg elhelyezkedési esélyüket 1994-ben alig érintette a helyi munkanélküliség, 2001-ben a legjobb kistérségekben négy és félszer nagyobb eséllyel találtak új állást, mint a legrosszabbakban. A legfeljebb általános iskolát végzetteknél is növekedett az elhelyezkedési valószínűség regionális szóródása, míg a szakmunkás végzettségűeknél nem következett be jelentős változás.

(8) A helyi munkanélküliség szintjével csökken az elhelyezkedéskor elfogadott bér is, összegében csakúgy mint az elhelyezkedő saját korábbi keresetéhez viszonyítva.

(9) Többféleképpen is megvizsgáltuk a munkanélküli segély (ezen belül a kompenzációs hányad, a hátralévő jogosultság és a segélyváromány) hatását a kilépési esélyre. A korábbi elemzésekhez hasonlóan azt találtuk, hogy a kompenzációs hányad nem hat a járadékosok elhelyezkedési ütemére. A jogosultság hátralévő ideje illetve a segélyváromány befolyásolja a kilépési rátát, a kimerítés előtt állók körében magasabb az elhelyezkedési arány. Erős hatást azonban csak az érettségizett és diplomás munkanélküliek esetében tapasztaltunk – azoknál, akik leginkább képesek elhelyezkedni amikor fogyóban a segélyük, és a legkevésbé számíthatnak szociális támogatásra a járadék kimerítése után.

(10) Nem találtunk összefüggést a kereseti nyereségek-veszteségek és a segélyváromány vagy a hátralévő jogosultság között. Akik nagy összegű

hátralévő segélyről mondanak le az elhelyezkedéssel, ugyanolyan bérszinten állnak munkába, mint akik a kimerítés előtt lépnek munkába. Csak a (korábban) alacsony keresetű munkanélkülieknél figyeltünk meg kapcsolatot a két tényező között: az állásvesztés után azonnal, még jelentékeny váromány birtokában elhelyezkedők az átlagosnál súlyosabb kereseti veszteséget vállaltak.

(11) A minimálbér 57 %-os emelése rendkívül erőteljes befolyást gyakorolt a munkaerőpiacnak itt vizsgált szegmensére. A járadékos állomány 37 %-át olyan személyek alkotják, akiket a munkáltatók korábban (diszkontált értéken) 40 eFt-nál alacsonyabb bérszinten foglalkoztattak. Az aktuális minimálbérnél korábban kevesebbet keresők ("minimálbér alattiak") részaránya a tízszeresére növekedett az új bérküszöb kihirdetésekor.

(12) Az alacsony bérű, alacsony segélyt kapó munkanélküliek számára a megemelt minimálbér komoly vonzerőt jelenthet. Az erőteljes kínálati oldali ösztönzés ellenére a december-márciusban állást vesztett, korábban diszkontált értéken 40 eFt-nál kevesebbet kereső "minimálbér alattiak" elhelyezkedési esélye 20 %-kal alacsonyabb volt (más tényezőket azonosnak véve).

(13) A vizsgálati időszakban elhelyezkedettek 31,2 %-át fix minimálbéren, további 17,6 %-át a minimálbért alig meghaladó kereset ígéretével vették fel. (Azok, akik keresetük alsó határaként 40 eFt-ot jelöltek meg, átlagosan 42.3 eFt-os havi keresetre számítanak). A legfeljebb általános iskolát végzettek 35 %-át, a szakmunkások 33 %-át, az érettségizettek és diplomások 25 %-át a vállalatok fix minimálbéren alkalmazták 2001 március-áprilisában. A kereseteloszlás súlyosan deformálódott.

(14) Közvetett bizonyítékok megerősítik a köznapi tapasztalatot, hogy számos öt fősnél kisebb vállalatnál a legutóbbi időkhöz a hivatalosan számolt bérnél *többet* fizettek, de arra utalnak, hogy a 2001 március-áprilisában elhelyezkedett munkanélküliek nagy része ténylegesen is az új minimálbér szintjén fog keresni. Az 5-50 fős vállalatoknál sokkal kisebb torzításra utalnak az adatok, az ötven fősnél nagyobbaknál pedig nem találtuk jelét a "béreltagadásnak". Különböző típusú kereseti adatok összevetésével arra a következtetésre jutottunk, hogy az elhelyezkedők többségének kereseti adatai megbízhatóak – a valós helyzetet tükrözik a 13. pontban ismertetett számadatok.

(15) A minimálbér költségnövelő hatására utal, hogy a munkanélküliség előtti kereset szerint rendezett minta 1.-40. percentilisében az elhelyezkedők bére a korábbi szinthez képest reálértékben 48,6 %-kal

emelkedett. 1994-ben a kereseteloszlásnak ebben a tartományában 28,1 %-os reálbér-emelkedést figyeltünk meg a munkanélküliség előtti és utáni bérek összehasonlításával. Noha a minimálbér hatásának vizsgálata nem képezte tanulmányunk tárgyát, a felvétel módszerét sem eszerint választottuk meg, a megismert adatok alapján ajánlatosnak tartjuk e kérdéskör elmélyült tanulmányozását.

(16) Az ingázók által elfogadott állások bérének vizsgálata jelentős utazási költségekre enged következtetni, ismételten felhívja a figyelmet e tényező alapvető szerepére az elhelyezkedési esélyek alakításában. A számszerű eredményeket azonban a 2001. évi keresetek nem lognormális eloszlása miatt óvatosan kell kezelni.

(17) A megismert adatok egyértelműen jelzik, hogy legfontosabb tennivalók a regionális különbségek mérséklése terén adódnak. A segélyek megnyirbálásával, majd a minimálbér emelésével a munkára ösztönzés éppen az alacsony bérű régiókban teremtődött meg a leginkább, de ettől csak akkor remélhető a munkanélküliség csökkenése, ha azt alapvetően ösztönzési problémák gerjesztik. A rövid távú, segélyezett munkanélküliek vizsgálatakor nem talákoztunk a súlyos ösztönzési anomáliák jellegzetes megnyilvánulási formáival: negatív összefüggéssel a kilépési ráta és a kompenzációs hányad között; vagy olyan csoportokkal, melyeknek kilépési rátája alacsony, de elhelyezkedéskor elért bére magas. A segély lejárta előtti hónapban elsősorban a magas iskolázottságú rétegek kilépési rátája növekszik meg, durván hatról kilenc százalékra. Ez azonban azt is jelenti, hogy száz, a segély kimerítése előtt álló érettségizett és diplomás munkanélküli közül kilencvenegy *nem* helyezkedik el, pedig többségük semmilyen kompenzációra nem számíthat a járadék lejárta után. Ezek a megfigyelések nem indokolják azt az erőteljes hangsúlyt, melyet a munkanélküli segélyezés kérdése – és általában a piac kínálati oldala – kap a munkaerőpiac történéseinek kormányzati interpretálásában.

(18) A megismert mértékek alapján kulcskérdésnek látszik a minimálbérrel kapcsolatos politika. A rendelkezésre álló keresletrugalmassági becslések ismeretében elképzelhetetlennek tartjuk, hogy ilyen ütemű béremelés-sorozat hatására ne essen vissza a képzetlen munkaerő kereslete. (Ha pedig az ár megduplázása egyetlen év alatt mégsem csökkentené a keresletet, az a lehető legrosszabb hír lenne a magyar gazdaságról). Amennyiben a minimálbér 50 eFt-ra emelkedne, a járadékos munkanélküli állomány legalább felét adnák olyanok, akiket a munkáltatók ennél kevesebbre értékelték, amikor ez még szabadságukban állt.

(20) Célszerű lenne alaposabban megvizsgálni az ideiglenes elbocsátások gyakorlatát, esetleg a munkaügyi központokban regisztrálni, hogy az elhelyezkedés a régi vagy új helyen történt-e. Az itt ismertetett vizsgálatok a tavaszi szezon idején folytak, ezért túlbecsülhetik a kérdés jelentőségét. Figyelembe véve azonban, hogy az ideiglenes elbocsátásokkal rendszeresen élő vállalatok rejtett támogatást vesznek igénybe amikor a segélykasszából aránytalanul sokat merítenek, érdemes lehet fontolóra venni egy kockázathoz igazított ("experience rated") rendszer bevezetését, figyelembe véve annak adminisztrációs költségeit is. Itt valóban ösztönzési anomáliáról van szó, csak nem a kínálati, hanem a keresleti oldalon.

1. BEVEZETÉS

A munkanélküli segélyezés szigorítása mellett hangoztatott érvek egyike úgy szól, hogy az elmúlt években a felgyorsult gazdasági növekedés hatására javult a munkanélküliek elhelyezkedési esélye; a passzív támogatási formák helyett ennek a kedvező folyamatnak a kibontakoztatására, segélyek helyett a munkahelyteremtés szubvencionálására van szükség.

Tanulmányunkban két, az elhelyezkedő járadékosokra vonatkozó adatfelvétel (1994, 2001) összehasonlításával megvizsgáljuk, igazolják-e az adatok ezt a feltevést: bekövetkezett-e a járadékos munkanélküliek számára elérhető piacokon is az nem lebecsülendő javulás, melynek általánosságban, a munkaerőpiac egészét tekintve tanúi lehettünk az elmúlt hat-hét évben? Az álláskilátások változását a különféle járadékos csoportok elhelyezkedési esélye alapján illetve az általuk elfogadott állások különféle jellemzői szerint értékeljük.

1. táblázat

Kérdőíves vizsgálatok az állásba lépő munkanélküliek körében: 1994, 2001

Vizsgált időszak	1994. III.22.– IV.21.	2001. III. 18. – IV. 7.
Járadékos állomány (fő) ¹	238 841	105 924
<i>Kilépési esetek az első 21 napon:</i>		
Elhelyezkedett ²	10 762	9474
Sikeres kérdőíves megkérdezések száma	9549	8339
Nyilvántartásból származó adatokkal is rendelkezik	8989	7559

¹ A járadékukat a vizsgálati időszakban kimerítők nélkül.

² A számítógépes nyilvántartás szerint, a közmunkára, közhasznú munkára elhelyezkedők nélkül.

Az adatok az elhelyezkedő járadékosokkal a munkaügyi kirendeltségeken felvett teljes körű kérdőíves vizsgálatokból származnak, melyekre 1994. március 22. és április 21. között, illetve 2001. március 18. és április 7. között került sor. (Az *1. táblázatban* az összehasonlíthatóság kedvéért az 1994. évi vizsgálat első 21 napjára vonatkozó kilépési adatokat közöljük.) A fenti időszakokban a segélymegszüntető határozatokat kiállító

kirendeltségi munkatársak rövid kérdőívet vettek fel mindazokkal, akik elhelyezkedés miatt kérték a járadékuk megszüntetését.¹

Először az elhelyezkedési esélyeket vesszük szemügyre, majd a munkanélkülieket alkalmazó vállalatok összetételét hasonlítjuk össze, végül a munkanélküliek bérének változását tanulmányozzuk.

2. ELHELYEZKEDÉSI ESÉLYEK

A járadékos munkanélküliek közül március végén, április elején, összesen 21 nap leforgása alatt elhelyezkedettek aránya lényegében megduplázódott: 4,5 %-ról 8,9 %-ra nőtt. A kilépési ráta azonban elsősorban a korábbi munkahelyükre visszatérők magasabb számának köszönhetően emelkedett. A korábbi állásba történő visszalépés valószínűsége 2001-ben négy és félszer nagyobb volt mint 1994-ben, míg az új állásba lépés esélye ennél lényegesen szerényebb mértékben, legalább 13 %-kal, de legfeljebb 56 %-kal nőtt.

A kilépési irányok megállapításakor a bizonytalanságot az okozza, hogy az 1994. évi vizsgálatban (*Köllő és Nagy 1995, 1996*) nem kérdeztünk rá, hogy az elhelyezkedés a korábbi vagy valamely új munkahelyen történt-e. Néhány megfigyelt változó (ágazat, vállalatméret, telephely, bejárési idő) összehasonlításával azonban meg tudtuk becsülni a visszalépők arányát, mely meghaladta a 19 %-ot, de kisebb volt 39 %-nál. A 2001. évi vizsgálatban már feltettük ezt a kérdést, ám mivel ezúttal sem minden elhelyezkedővel készült interjú, itt is csak becslésre hagyatkozhattunk: eszerint a visszalépők aránya 2001-ben 37 % és 57 % közé esett. Kiszámítottuk az arányokat az 1994-ben követett közelítő módszerrel is, ennek alapján a visszatérők arányát 40 % és 58 % közé becsültük.

Az ideiglenesen elbocsátott, a korábbi munkáltatóhoz visszatérő járadékosok részaránya tehát durván 20–40 %-ról 40–60 %-ra emelkedett – ez jelentette a leglátványosabb változást az 1994. évi állapothoz képest. Az elhelyezkedési esélyek javulásának mérésére inkább az új állásba lépők számarányának változása alkalmas, hiszen az ideiglenes elbocsátottak zöme kifejezetten azért került az állományba, hogy onnét néhány hónap elteltével kilépjen.

¹ A 2001. évi kérdőívet és az alapadatokat lásd az 1. Függelékben

Az állásba lépő munkanélküliek főbb jellemzői 1994, 2001

Vizsgált időszak (3 hét)	1994. III.22.– IV.10.	2001. III. 18. – IV. 7.
Elhelyezkedők/állomány (%)	4,5	8,9
<i>Az elhelyezkedés iránya (tény, %)²</i>		
Új munkahelyre lépett be	n.a.	44,5
A korábbi állásába lépett vissza	n.a.	37,5
Nem ismert	n.a.	18,3
Összesen	n.a.	100,0
<i>Az elhelyezkedés iránya (becsült, %)³</i>		
Új munkahelyre lépett be	61,0	32,3
A korábbi állásába lépett vissza	19,3	39,9
Nem ismert	19,7	27,8
Összesen	100,0	100,0
<i>Elhelyezkedési esély³</i>		
Új munkahelyre	(a)	(a) (b)
Régi munkahelyre	2,75	3,11 4,29
Ismeretlen helyre	0,87	3,86 3,59
	0,89	2,78 1,77

¹ A gépi nyilvántartás szerint

² A kérdőívvel nem rendelkezők a „nem ismert” kategóriában szerepelnek.

³ Az 1994. évi felvétel során alkalmazott besorolási eljárás szerint.

(a) Az 1994. évi módszerrel becsült arányok alapján.

(b) A kérdőívben adott válaszok alapján.

Az elhelyezkedési esélyek elemzése

Az egyéni elhelyezkedési esélyekre ható tényezőket logit modellel becsüljük, melyet a diszkrét időtartam-modell nem teljes értékű változataként fogunk fel. Célunk annak megállapítása, milyen valószínűséggel szakad meg a t időszakkal ezelőtt kezdődött munkanélküliség a $(t, t+1)$ időszakban, hogyan befolyásolják ezt különféle egyéni és környezeti jellemzők. Mint *Jenkins* (1995) megmutatja, egy állományi minta esetében – ha megfigyelési egységnek nem az egyént, hanem az egyének meghatározott hosszúságú munkanélküli periódusait tekintjük – az időtartam-modell bináris választási modellé alakítható át, melynek általános formája:

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

ahol $h(t)$ az elhelyezkedés feltételes valószínűsége t ideig tartó munkanélküliség után, \mathbf{X} és \mathbf{Z}_t pedig az elhelyezkedési esélyre ható változók (utóbbiak értéke periódusról periódusra változhat). Az $f(t)$ függvény az elhelyezkedési esélynek a már eltelt időtől való függését ragadja meg, lehet zárt formájú (például lineáris: $f(t)=at$), de beléptethető a modellbe az egyes hónapokat megjelölő dummy változók segítségével is ($f(t)=\mathbf{a}'[t_1, t_2, \dots, t_k]$ ahol $t_k=1$ ha $t=k$ és 0 egyébként). Minden egyén annyival járul hozzá a minta likelihood-hoz, amennyi ismert végű periódussal rendelkezik. A megfigyelt egyének addig maradnak a mintában, amíg el nem helyezkednek, vagy más módon ki nem lépnek a kockázati csoportból.

Az itt elemzett népesség esetében a mintavétel után csupán egy perióduson keresztül követjük a munkanélkülieket. (A vizsgálati időszakot kisebb egységekre, például hetekre bontva éppenséggel előállíthatnánk egy rövid időszakaszokból álló mintát, de ennek csupán formai jelentősége lenne.) Ezen nem tudunk segíteni, de a diszkrét időtartam modellel való lényegi azonosságot szem előtt kell tartanunk a logit-modell felírásakor, melyet a fentiek figyelembe vételével így specifikálunk:

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

ahol t a munkanélkülivé válástól a vizsgálat kezdetéig eltelt idő, melyet hónapokban mérünk és dummy változókkal különböztetünk meg.² (Érdemes megjegyezni, hogy a diszkrét időtartam modellek gyakorlati alkalmazásaiban is gyakran előfordul, hogy a mintavételt megelőző időtartam a meghatározó, mert a követési periódus általában rövid a leghosszabb „spell” megkezdődésétől a mintavételig eltelt időhöz képest.) Az időtartam-modell logikáját követve kizárjuk a mintából azokat a munkanélkülieket, akik a vizsgálati időszakban merítették ki a járadékukat, esetükben ugyanis nem ismert a periódus végi állapot, nem tudjuk, nem helyezkedtek-e el a segély kimerítését követően, de még a vizsgálat lezárulta előtt.³ Az elhelyezkedési esélyt feltételezésünk szerint befolyásoló változók az alábbiak:

² Az 1994.évi mintában a 16 hónapos vagy hosszabb, a 2001. éviben a 12 hónapos vagy hosszabb periódusokat összevontan kezeltük.

³ Azt azonban tudjuk *Micklewright* és *Nagy* (1994) elemzéséből, hogy a járadék kimerítését követő héten magasra ugrik az elhelyezkedési arány.

Férfi

Tényleges munkaerőpiaci tapasztalat (év)

Legmagasabb iskolai végzettség (dummy változók)

Kistérségi regisztrált munkanélküli ráta (0–1 skálán)

Keresett foglalkozás: építőipari, mezőgazdasági (dummy változók)

Önkéntes kilépő (dummy, a számítógépes nyilvántartás szerint)

2001: Segélyváromány (hátralévő segélynapok*napi segély, eFt, log)

1994: Utolsó napi segély havi értéke (eFt)

1994: A segélyjogosultság végéig hátralévő napok

Régi reálkeresete kisebb a minimálbérnél, december-márciusban
vesztette el az állását⁴

Régi reálkeresete kisebb a minimálbérnél, korábban vesztette el az állását

Nem először kap segélyt (dummy változók)

Hány hónapja vesztette el az állását? (dummy változók)

A változók kiválasztásánál figyelembe vettük, hogy a kilépési esély egyfelől az álláskínálat, másfelől az álláskereső rezervációs bérének (ezen keresztül pedig a nemének, korának, és más megfigyelhető jellemzőinek) függvénye. Megjegyzést csupán egy nem magától értetődő konkrét választáshoz fűznénk, mielőtt a segélyek számbevételének kérdésére térnénk.

A kilépési függvényben szerepeltettünk egy változót, mely azt méri, hogy a kérdezett korábbi bére (bruttó keresete az állásvesztést megelőző négy negyedévben) reálértékben elérte-e az aktuális minimálbért. Az 1994. évi vizsgálat idején a minimálbér 10,5 eFt volt (február elsején emelkedett 17 %-kal), 2001 elején pedig 40 eFt a januári, példátlan mértékű, 57 %-os emelést követően. Amennyiben a munkanélküli korábbi bére jelzi a kvalitásait – ami a „negatív járadékok” valamint a véletlen játékaik ellenére is alapvetően igaz lehet – akkor arra számíthatunk, hogy a bérküszöb megemelésekor a korábban kevesebbre értékelt munkavállalók iránt visszaesik a kereslet. (A minimálbér-emelés bejelentése előtt és után utcára került munkanélkülieket azért érdemes megkülönböztetni, mert az utóbbiaknak már az elbocsátásában is szerepet játszhatott a megnövekvő költség.) A minimálbér emelése a kínálati oldalra is hat, növeli az elhelyezkedés esetén élvezett hasznot. Sajnos, a keresleti és kínálati hatás

⁴ A kereseteket az országos, havi bruttó átlagbérindex segítségével hoztuk 2001. márciusi értékre.

szétválasztására adatbázisunk nem alkalmas, a becsült paraméter csak a két hatás egyenlegét tükrözheti. Nyilvánvaló az is, hogy a korábbi bér jelenértékre hozott összege tökéletlen mérce a munkavállaló „piaci értékének” mérésére, hiszen a keresete rövidebb munkaidő miatt vagy egyéb okból is elmaradhatott a küszöbtől, de jobb mutatóval nem rendelkezünk.

Alternatívák a segély mérésében

A probléma kínálati oldalán a segély számbavételének módja érdemel említést. Nem a kompenzációs hányaddal (segély/régi bér) vagy a segély és a várható bér arányával próbáltuk mérni a munkanélküli segély relatív nagyságát, hanem a segélyváromány explicit és a várható bér implicit figyelembe vételével.⁵

Abból indulunk ki, hogy a keresési modellek elméleti változója a munkanélküliség folytatásától remélhető haszon egy állás elfogadásának várható hasznához képest: a racionális álláskereső két jövedelemfolyam jelenértékét veti össze. Ebből önmagában még nem következik, hogy pusztán a segély és a várható bér havi összege alapján ne alkothatnánk pontos képet az álláskereső alternatíváiról. Ha a munkanélküliek folyamatosan keresnének és sűrűn, mondjuk heti vagy havi gyakorisággal találnának is állásajánlatokat, akkor figyelmen kívül hagyhatnánk a hátralévő jogosultság idejét. Ilyen esetben a munkavállalás w bért, az állás elutasítása pedig $b < w$ segélyt biztosít a munkanélkülinek egészen a következő állásajánlatig, mondjuk egy hétig vagy egy hónapig. Hogy mi történik később, az a választása szempontjából érdektelen – az elemzés során pedig legfeljebb a segély lejártát közvetlenül megelőző periódus érdemelne megkülönböztetett figyelmet.

Más a helyzet, ha nem feltételezzük, hogy a munkanélküliek az állásvesztés pillanatától kezdve keresnek munkát, hogy folytonosan a becserkészett állásajánlatok mérlegelésével foglalatoskodnak, hanem a keresést endogénnek gondoljuk el: a munkanélküli akkor kezd állást keresni, és akkortól van reménye munkát találni, amikor a passzív munkanélküliség alternatívája már alacsonyabb hasznot ígér számára, mint az álláskeresés bizonytalan, de pozitív várható értékű hozama. Ilyenkor természetesen figyelembe kell vennünk a jogosultsági időt. Míg a elhelyezkedés után várható bért jól-rosszul mérik olyan személyes

⁵ Várományon azt az összeget értjük, melyre a munkanélküli a hátralévő jogosultsága és a segély nagysága alapján számíthat.

jellemzők, mint az iskolázottság, a kor vagy a lakóhely, a passzív munkanélküliség folytatása esetén élvezett hasznot leginkább a segélyvárománnyal közelíthetjük.

Hogy itt és most az aktív vagy a passzív munkanélküliség logikájába illeszkedő választás szerencsésebb-e, az a honi szakirodalom egy érdekes megfigyelésének értelmezésétől függ. A Munkaerőfelvétel adatainak elemzésekor *Micklewright* és *Nagy* (1999) illetve *Köllő* (2000) is azonosnak találták az állást keresők és nem keresők elhelyezkedési esélyét, legalábbis a férfiak esetében. Eleve kizárva azt a lehetőséget, hogy valaki keresés nélkül (értsd: elzárva magát a munkahelyekről szóló információktól) képes lehet állást találni, kétféle józan értelmezést adhatjuk e megfigyelésnek. Az egyik szerint azok jó része is álláskeresőnek tekinthető, akiket az ILO/OECD kritériumok szerint eljáró KSH inaktívnak minősít: az állástalanok valójában folyamatosan keresnek a piacon, legfeljebb kevésbé látványos formában vagy éppen nem személyesen teszik. Esetleg elegendő lehet tudatniuk a környezetükkel, hogy előbb-utóbb szeretnének munkába állni ismerőseikhez delegálva az ILO/OECD kritériumokat kielégítő aktív keresés feladatát – és várni.⁶ Egy másik interpretáció szerint a Munkaerőfelvétel két (egymástól három hónapra eső) interjúja *között*, hosszabb-rövidebb passzív munkanélküliség után megkezdett keresés gyakran eredményes, sőt, ugyanolyan eredményes, mint a folyamatos álláskeresés. Ez az értelmezés amellet szól, hogy inkább a mérlegelő kiváráás, mint a folyamatos keresés feltevéséből kell kiindulni a segély-hatás modellezésekor.

Ebben a tanulmányban a második értelmezés mellett törve lándzsát a segélyváromány mutatóját fogjuk használni. (Legalábbis 2001-ben, míg 1994-ben, amikor a kétszakaszos segélyrendszer miatt a várományt nem tudtuk kiszámítani, külön-külön léptetjük be a segély összegét és a hátralévő segélynapok számát.) A várományt használó modell eredményeit ismertetjük részletesen, de a segély-bér aránnyal becsült modell kulcsfontosságú paramétereire is kitérünk.

A választott mérési eljárás esetében gondot okoz, hogy korrelált a jogosultság hátralévő ideje és az állásvesztés óta eltelt idő, másfelől pedig a segélyváromány (a korábbi béren és a segélyen keresztül) összefügg a munkanélküli személyes jellemzőivel. Ezért meg fogjuk vizsgálni, mennyire érzékenyek a becsült együtthatók a modell-specifikáció változtatásaira.

⁶ Az állásajánlatok tekintélyes része – mint e tanulmány későbbi részeiben is látni fogjuk – munkában álló barátokon, ismerősökön keresztül jut el a munkanélküliekhez.

Becslőfüggvény

Mivel az új állásba lépő és a korábbi cégükhöz visszatérő munkanélküliek elhelyezkedési esélyeire másként hatnak a vizsgáladásunk során figyelembe vett tényezők, a (2) modellt több kimenetet megengedő *multinomiális logit* függvénnyel becsüljük. Az eredmények értelmezése nem különbözik attól, mintha bináris logit modelleket becsültünk volna, a többi kimenetet együttesen „kudarcként” kezelve. A négy kimenet: (1) a kért járadékos marad, (2) új állásba lép, (3) visszalép a régi munkahelyére, vagy (4) e szempontból ismeretlen jellegű állásban helyezkedik el.⁷ A modelleket a teljes mintára és iskolai végzettségi fokozatonként külön-külön is lefuttattuk. A részletes becslési eredmények a 2. függelékben találhatóak, a szövegben kisebb ábrák, táblák segítségével foglaljuk össze őket. Több esetben csak az új vagy régi munkahelyre belépők eredményeit értékeljük, de a függelék közli az ismeretlen irányba kilépőkre vonatkozó összes becslést is.

Eredmények

Férfiak és nők. A férfiak és nők közötti elhelyezkedési esélykülönbség az alacsony iskolázottságú csoportokban jelentősen, a teljes járadékos állományban kismértékben csökkent 1994 és 2001 között. A korábbi munkáltatóhoz való visszatérés már 1994-ben is inkább a férfiakra volt jellemző, ez a tendencia azonban 2001-ben még erőteljesebben érvényesült.

Munkaerőpiaci tapasztalat. Az új állásba lépés valószínűségében nem következett be érdemleges változás: a fiatalabbak kilépési esélye továbbra is magasabb. Egy 5 éve dolgozó fiatal 1994-ben 34 %-kal, 2001-ben 31 %-kal nagyobb valószínűséggel helyezkedett el új állásban, mint egy 25 éve dolgozó korosabb felnőtt, más tényezőket (a mintaátlag környezetében) adottnak véve. Míg a visszalépések korábban függetlenek voltak az életkortól, 2001-ben az idősebbek körében több *visszalépési* esetet regisztráltunk: egy 25 éve dolgozó középkorú munkanélküli 30 %-kal magasabb eséllyel lépett vissza a korábbi munkáltatójához, mint a csupán 5 éve dolgozó társa.

Iskolai végzettség. Az iskolázottság szerinti kilépési esélykülönbségek kismértékben változtak 1994 tavaszához képest. Akkor a szakmunkás

⁷ A közhasznú munkára vagy különféle programokra kilépőket a tovább segélyezetttekkel együtt úgy kezeltük, mint akik a munkanélküli ellátó rendszerben maradtak.

képzettség biztosította a legmagasabb elhelyezkedési esélyt (új állásba), ma a diploma. A nyolc osztályt sem végzetek esélye arra, hogy új állásba helyezkedjenek el, 2001-ben már csupán fele volt azokénak, akik kijárták az általános iskolát és nem sokkal több, mint harmada azokének, akik ennél magasabb végzettséggel rendelkeztek. E csoport azonban már 1994-ben is csupán 5,3 %-os kisebbséget alkotott az állományban, 2001-re pedig az aránya 2,0 %-ra csökkent.

3. táblázat

A férfiak elhelyezkedési esélye a nőkhöz képest 1994, 2001

Kilépési irány:	Legmagasabb iskolai végzettség	Férfiak esélyrátája (nők=1)	
		1994	2001
(1) Új állásba	6–8 osztály	1,30	1,09
	szakmunkásképző	1,62	1,16
	középfok, felsőfok	1,27	1,34
	Összes fokozat	1,41	1,20
(2) Régi állásba	6–8 osztály	1,08	1,80
	szakmunkásképző	1,38	2,46
	középfok, felsőfok	1,86	2,28
	Összes fokozat	1,33	2,14
(3) Nem ismert	6-8 osztály	1,22	1,58
	szakmunkásképző	1,27	1,47
	középfok, felsőfok	1,66	1,40
	Összes fokozat	1,36	1,47

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

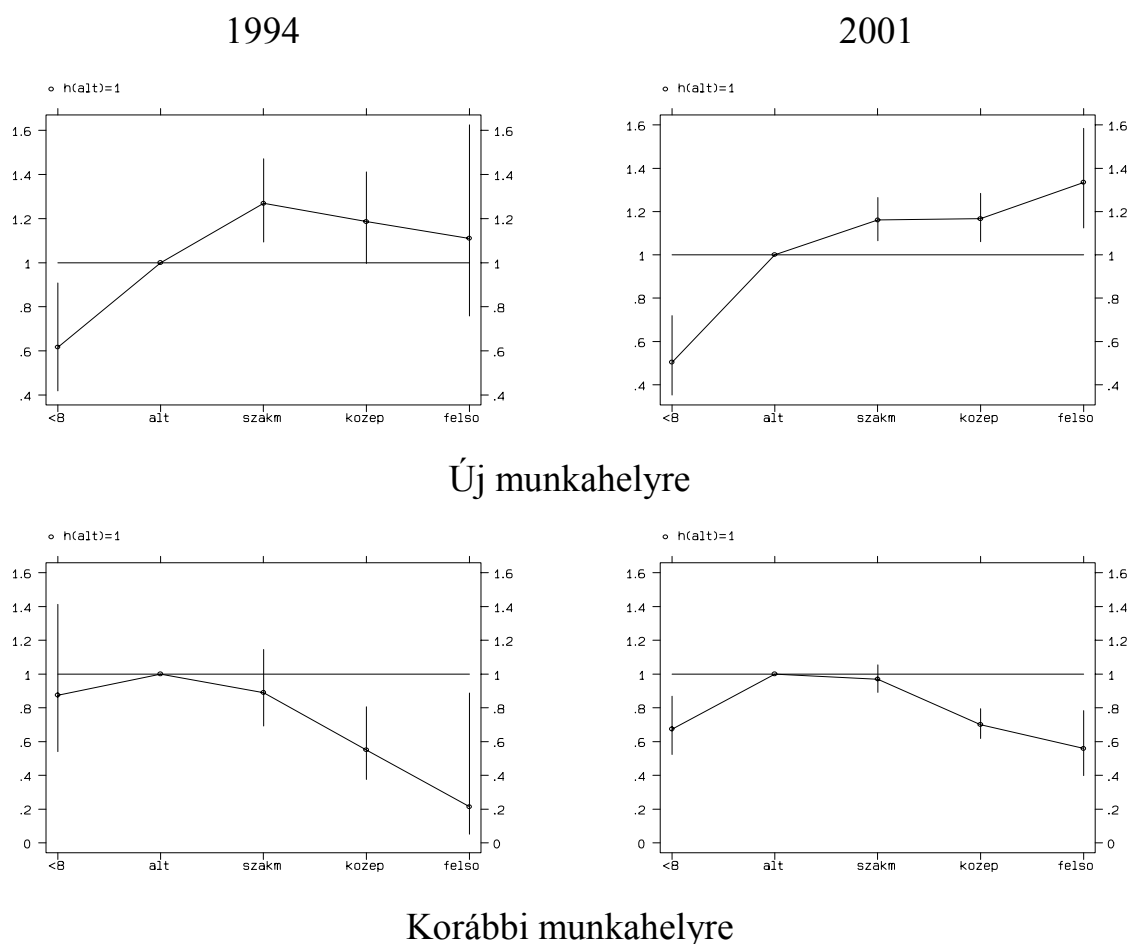
Érdeemes emlékeztetni arra, hogy a munkanélküli állományban megnövekedett azoknak a rétegeknek a súlya, melyeknek új állásba lépési esélye magasabb. A legfeljebb általános iskolát végzetek aránya az állományban (a tizedes jegyeket elhagyva) 40 %-ról 30 %-ra csökkent, a szakmunkásképzőt, szakiskolát végzeteké viszont 35 %-ról 41 %-ra, az érettségizetteké 22 %-ról 25 %-ra, a diplomásoké 3 %-ról 4 %-ra emelkedett. Ez önmagában is emelte volna az aggregált elhelyezkedési esélyt.

Regionális különbségek. A különböző kilépési irányokra vonatkozó eredmények együttesen arra utalnak, hogy az ország elmaradottabb régióiban élő járadékos munkanélküliek relatív elhelyezkedési esélye óriási mértékben romlott 1994 és 2001 között.

A regionális különbségeket a kistérségi munkanélküli rátával mértük. 1994-ben a járadékos állományban lévők átlagos rátája 15,4 % volt, 2001-ben (ekkor az ILO-OECD rátával mértünk) már csak 7,6 %. A ráták 1994-ben 4,2 % és 41,2 %, 2001-ben 3,0 % és 25,3 % között szóródtak.⁸

1. ábra

Kilépési esély az iskolázottság függvényében (Esélyráták a [2] modellből)



Általános iskolát végzettek esélye = 1. A 95 %-os konfidencia-intervallumot függőleges vonalak jelzik.

⁸ 1994-ben az irodakörzetekre, 2001-ben a KSH által definiált kistérségekre vonatkozik az adat. Utóbbi esetben a legfrissebb, 2000. II. félévi adatot használtuk. Természetesen célszerű lesz a becsléseket újból elvégezni a 2001.I. félévi munkanélküliségi adatokkal, de nem valószínű, hogy az eredmények ettől érdemben változnának.

Az eredményeket a 2. ábra grafikonjai foglalják össze. A görbék mutatják, hogyan változott az elhelyezkedés illetve visszalépés valószínűsége a kistérségi munkanélküli ráta függvényében – más tényezőket adottnak véve – 1994-ben illetve 2001-ben egy meghatározott referencia-személy esetében. (Lásd a magyarázatot az ábra alján.) A görbéket csak a munkanélküli ráták tényleges szóródási tartományában rajzoltuk meg, és bejelöltük az interkvartilis tartományokat is (5–9 % illetve 10–19 %). A minket érdeklő információt a görbék *meredeksége* hordozza, ebből derül ki, hány százalékponttal változott a kilépési esély 1994-ben illetve 2001-ben a kistérségi munkanélküliség adott évi szóródási tartományában.⁹

Az ábrák a regionális egyenlőtlenségek felerősödéséről tanúskodnak. Összességében és egy-egy iskolázottsági fokozaton belül is igaz, hogy 2001-ben a kilépési esély (új állásba) erősebben függött a munkaerőpiac állapotától mint 1994-ben. A legrosszabb és legjobb régiók között akkor kétszeres, most több mint négyszeres esélykülönbségre utalnak az adatok. Különösen figyelemre méltó az érettségizettek és diplomások esetében bekövetkezett változás: míg elhelyezkedési esélyüket 1994-ben alig érintette a helyi munkanélküliség, 2001-ben a legjobb térségekben négy és félszer nagyobb eséllyel találtak új állást, mint a legrosszabbakban. A legfeljebb általános iskolát végzetteknél is növekedett az elhelyezkedési valószínűség regionális szóródása, míg a szakmunkás végzettségűeknél nem következett be jelentős változás.

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

Itt térünk ki arra a kérdésre, hogyan alakult a mezőgazdasági illetve építőipari munkát keresők elhelyezkedése.¹⁰ Az ilyen állásokat keresők többletesélye *új állásban* történő elhelyezkedésre már 1994-ben sem volt jelentékeny, de még szerényebb volt 2001-ben. A korábbi munkáltatóhoz

⁹ Az, hogy a 2001. évi görbék többnyire az 1994. évi alatt helyezkednek el, csupán annyit jelent, hogy a referenciául választott személy (viszonylag idős női munkavállaló) elhelyezkedési esélye ekkor alacsonyabb volt, ennek azonban az itt tárgyalt kérdés szempontjából nincs jelentősége.

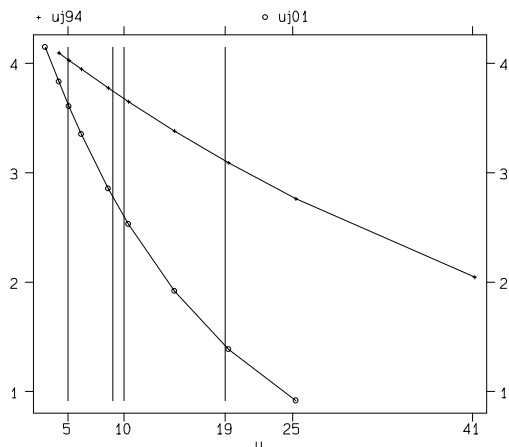
¹⁰ A keresett foglalkozást a közvetítőprogramban használt FEOR kód alapján határoztuk meg.

való *visszalépés* valószínűsége az építőipari illetve mezőgazdasági munkát keresők körében is növekedett, különösen az iskolázottabb kategóriákban.

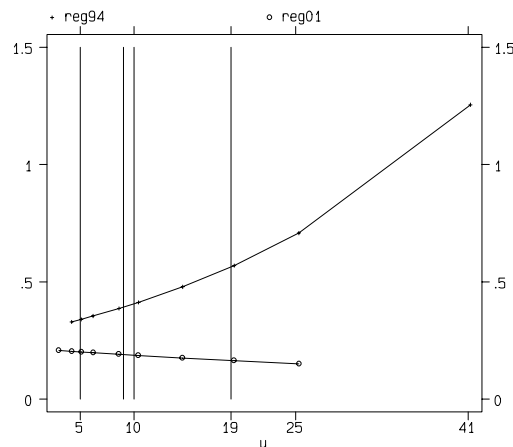
2. ábra

Az elhelyezkedés becsült valószínűsége¹, a kistérségi regisztrált munkanélküli ráta függvényében² 1994-ben (+) illetve 2001-ben (o)

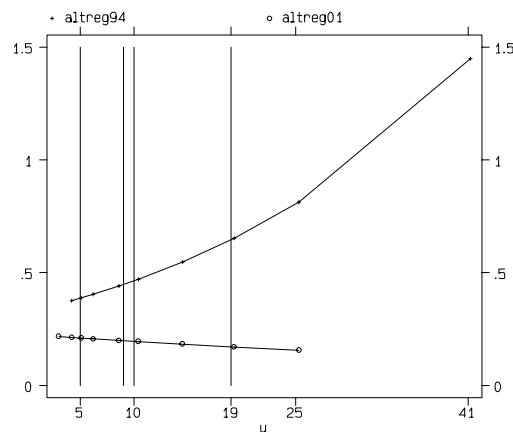
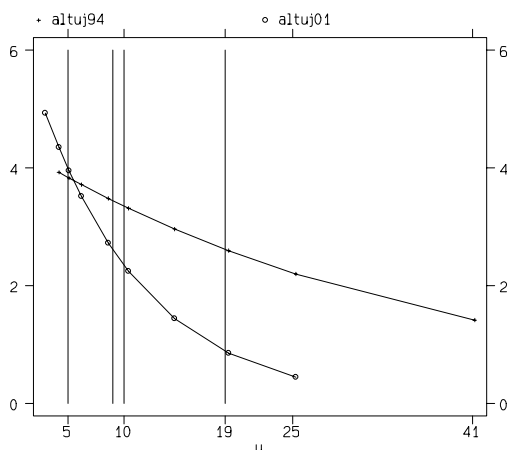
Belépés új munkahelyre



Visszalépés a korábbi munkahelyre



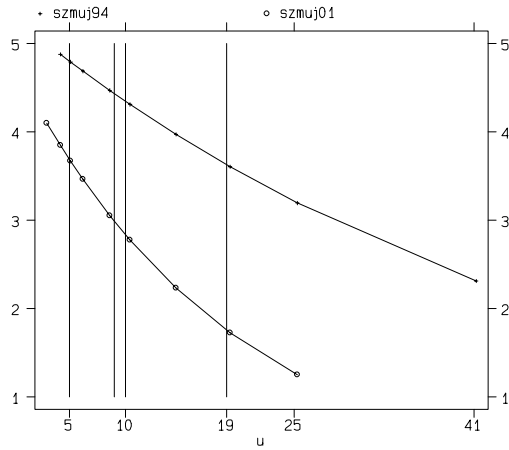
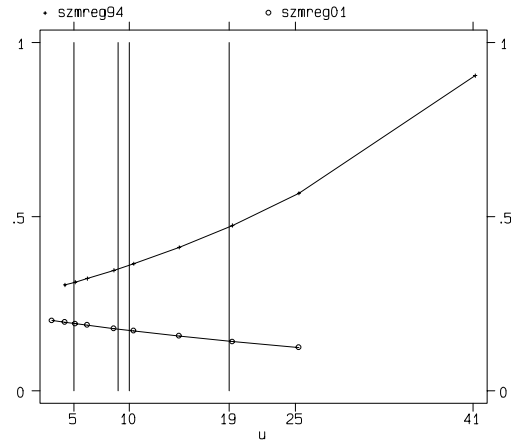
Összes járadékos



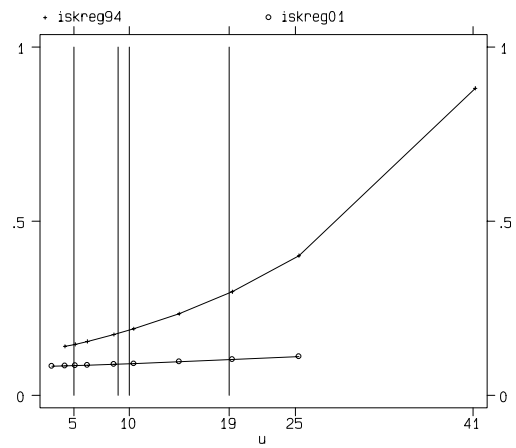
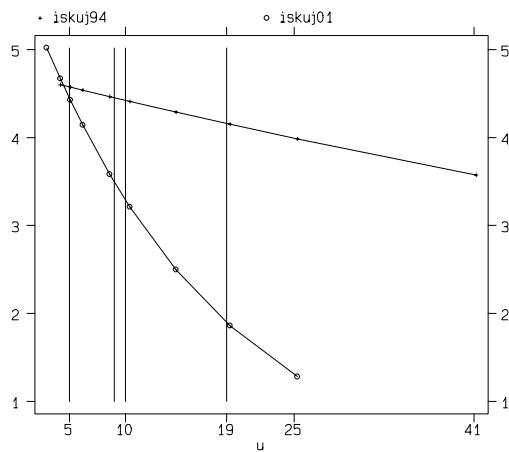
Legfeljebb általános iskolát végeztek

- ¹ A görbék a [2] modellben szereplő egyéb változók zérus illetve átlagértéke mellett becsült kilépési valószínűségeket mutatják százalékban. A referenciaszemély nő, (az összes munkavállalóra vonatkozó becslésben: szakmunkás végzettségű), 30 éve lépett a munkaerőpiacra, elbocsátott, kevesebb mint egy hónapja munkanélküli, első ízben kap segítyt, segélye illetve hátralévő jogosultsága átlagos értékű.
- ² A két függőleges sáv a munkanélküli ráta interkvartilis tartományát mutatja: 1994-ben 10,4–19,3 %, 2001-ben 5,1–8,6 %. A teljes szóródási tartomány 1994-ben 4,2–41,2 %, 2001-ben 3,0–25,3 %.

2. ábra folytatása

Belépés új munkahelyre*Visszalépés a korábbi munkahelyre**Visszalépés*

Szakmunkásképzőt végzettek



Középiskolát végzettek, diplomások

**Az építőipari illetve mezőgazdasági munkát keresők
elhelyezkedési többletesélye**
(Esélyráták és Z-értékek a [2] modellből 1994, 2001)

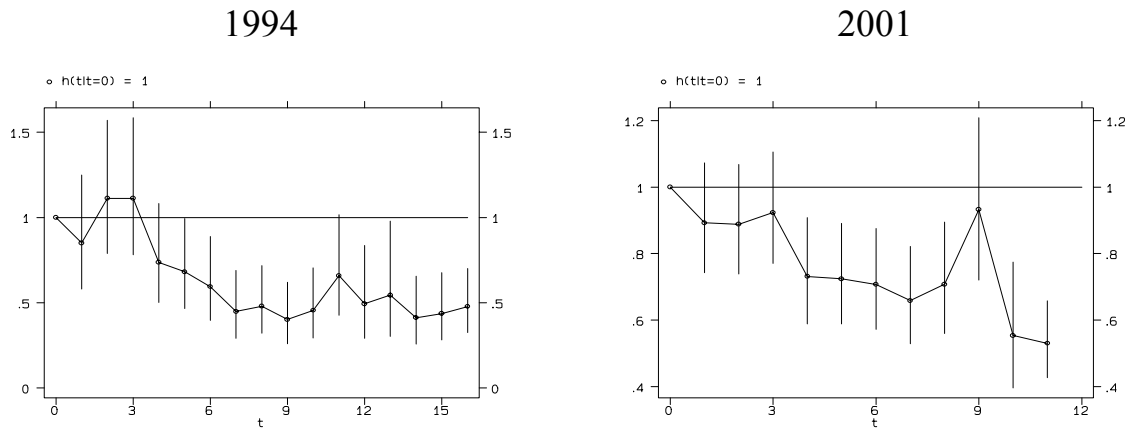
	Keresett foglalkozás:			
	Építőipari		Mezőgazdasági	
	1994	2001	1994	2001
<i>Új állás</i>				
6–8 osztály	1,52 (2,5)	1,43 (2,5)	1,18 (1,0)	0,87 (1,0)
Szakmunkásképző	1,27 (2,4)	1,32 (3,9)	1,44 (2,0)	1,05 (0,4)
Közép- és felsőfok	1,37 (1,3)	0,77 (1,1)	1,06 (0,1)	0,65 (1,3)
Összesen	1,34 (3,7)	1,28 (4,1)	1,24 (1,8)	0,92 (1,0)
<i>Régi állás</i>				
6–8 osztály	2,93 (4,9)	4,76 (18,1)	2,29 (3,6)	3,93 (18,1)
Szakmunkásképző	1,78 (3,2)	3,17 (19,4)	3,22 (4,7)	4,90 (21,4)
Közép- és felsőfok	2,17 (1,6)	3,07 (6,6)	2,02 (1,0)	3,98 (6,8)
Összesen	2,15 (5,7)	3,52 (27,1)	2,48 (5,6)	4,27 (28,6)
<i>Nem ismert</i>				
6–8 osztály	2,14 (4,6)	2,21 (5,5)	2,13 (4,7)	1,51 (3,0)
Szakmunkásképző	1,48 (3,5)	1,91 (7,3)	2,44 (5,2)	1,53 (2,8)
Közép- és felsőfok	0,99 (0,0)	1,47 (1,5)	1,35 (0,8)	1,36 (0,9)
Összesen	1,58 (5,1)	1,96 (9,4)	2,09 (6,7)	1,56 (4,6)

Az építőipari, illetve mezőgazdasági foglalkozás ma már nem jelent komoly előnyt az új állásban történő elhelyezkedésben – annak ellenére sem, hogy vizsgálatunk idején már megkezdődött a munka az építkezéseken és a földeken. Az építőipari és mezőgazdasági munkáltatók kereslete a korábbinál is nagyobb mértékben korlátozódik azokra, akiket néhány hónappal korábban maguk küldtek segélyre.

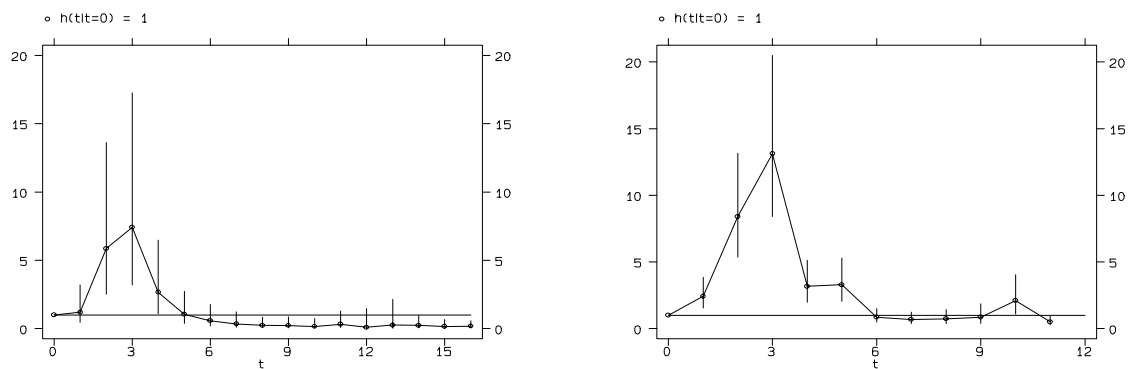
A munkanélküliség hossza. Az elhelyezkedési esélyt az állásvesztéstől a vizsgálat kezdőnapjáig eltelt hónapok függvényében a 3. ábra grafikonjai mutatják.

3. ábra

Kilépési esély a munka nélkül töltött hónapok függvényében
(Esélyráták és 95 %-os konfidencia-intervallumok a [2] modellből)



Új munkahelyre



Korábbi munkahelyre

A vizsgálati hónapban beléptek esélye = 1. A 95 %-os konfidencia-intervallumot a függőleges vonalak jelzik.

Az új állásba lépés esélye mind 1994-ben, mind 2001-ben csökkent a munka nélkül töltött idővel. Pontosabban: a régebben munka nélkül lévő kohorszokból kevesebben léptek ki a vizsgálati időszakban. A több mint egy éve állást veszített munkanélküliek elhelyezkedési esélye (új állásba) csupán körülbelül fele volt az 1–3 hónapja elbocsátottakénak.

A pontos fogalmazás itt különösen fontos, mert – ha egy-egy kohorszból hamarabb lépnek ki azok, akiknek a képességeikkel vagy környezeti adottságaikkal összefüggő kilépési esélye magasabb – akkor időtartam-függés nélkül is azt tapasztaljuk, hogy a régebben munkanélkülivé vált csoportokból kevesebben helyezkednek el. Mint a 3. sz. függelékben látható, az egyes iskolázottsági csoportokra külön-külön becsült időtartam-hatások hasonlóak ugyan, de sokkal gyengébbek, részben azért, mert az eredményeket nem torzítja a kohorszok fokozatosan romló iskolázottság szerinti összetétele. A szelekció és az esetleges hosszfüggés hatásának szétválasztására felvételünk nem alkalmas.

A 2001. évi adatok a kilépési esély emelkedésére utalnak az állásvesztést követő 9. hónapban a becslés standard hibája azonban túlságosan nagy ahhoz, hogy ezt közelebbi vizsgálódás nélkül a segély-hatás markáns jeleként értelmezhesük. A kérdésre visszatérünk. Némi emelkedést láttunk a kilépési esélyben a 11–13. hónapban 1994-ben is, de itt sem tekinthetők megbízhatónak a becsült paraméterek.

A korábbi állásba történő visszalépés mind 1994-ben, mind 2001-ben a 3. hónapban volt a leggyakoribb – ez decemberi elbocsátás utáni március-áprilisi visszalépést jelent. 2001-ben a visszalépések különösen nagy mértékben koncentráálódtak erre a hossz-kohorszra.

"Minimálbér alattiak" . A három hónapnál régebben állást veszített "minimálbér alattiak" kilépési esélye nem különbözött az átlagtól.¹¹ Az 5. táblázat azoknak az esélyrátáit közli, akik december-márciusban váltak munkanélkülivé (és azok is maradtak március közepéig). E csoport új állásba lépési esélye a többi munkanélkülihez viszonyítva alacsonyabb volt 2001-ben, mint 1994-ben. (A visszalépési esély az 1994. évihez hasonlóan alacsony volt.) Megfigyelhető, hogy a paraméterek 1994 és 2001 között nem minden esetben csökkentek, de szinte minden esetben szignifikánssá váltak. Az alacsony keresetűek elhelyezkedési esélye 2001-ben minden munkavállalói kategóriában elmaradt a magasabb bérűektől, egyéb tényezőket azonosnak véve.

¹¹ Egy eset kivételével: szakmunkásképzőt végzettek, 2001, ismeretlen kilépési irány: 1,59 (3,5).

A minimálbér-emelés hatásának feltárására az itt vizsgált adatok természetesen igen kevésbé alkalmasak, az emelés azonban olyan óriási tömeget érintett, hogy a rendelkezésre álló tökéletlen információkat is célszerű szemügyre venni. A 6. táblázat arra utal, hogy amennyiben 2001. januárjában nem került volna sor az emelésre, a "minimálbér alattiak" aránya igen alacsony, az 1994. évinél bizonyosan alacsonyabb szinten alakult volna. A nagyságrendet érzékelteti, hogy a 2001. márciusi állományban csupán 3,8 %-ra rúgott azoknak az aránya, akiket még 2000-ben bocsátottak el és keresetük nem érte el a 25,5 eFt-ot (az emelés előtti minimálbért). A 2001-ben utcára került és márciusig munka nélkül maradt népességben viszont több mint tízszer magasabb, 41 %-os arányt képviseltek azok, akiket a munkáltatók korábban 40 eFt-nál kevesebbre értékelték. Alapvetően ez magyarázza az 5. táblázatban a szignifikancia-szinteknél tapasztalt "javulást".

5. táblázat

**A december–márciusban állást veszett „minimálbér alattiak”
elhelyezkedési esélye. Esélyráták a [2] modellből, Z értékek**

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

6. táblázat

Alacsonybérűek a járadékos állományban 1994, 2001

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

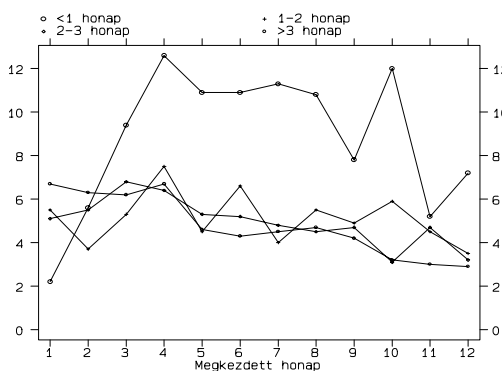
¹ A munkanélküliség előtti kereset reálértéke nem éri el a vizsgálat idején érvényes minimálbért (10 500 Ft illetve 40 000 Ft). ² 2000-ben a minimálbér 25 500 Ft volt.

A következtetések levonásával várjuk meg az érzékenységvizsgálat eredményeit, mert az alacsony bér a hozzá tartozó viszonylag alacsony segélyössze-
gen keresztül befolyásolja a segélyvárományt, továbbá – mivel az alacsony-
bérűek kilépési esélye alacsonyabb – összefügg a munkanélküliség hosszával is.

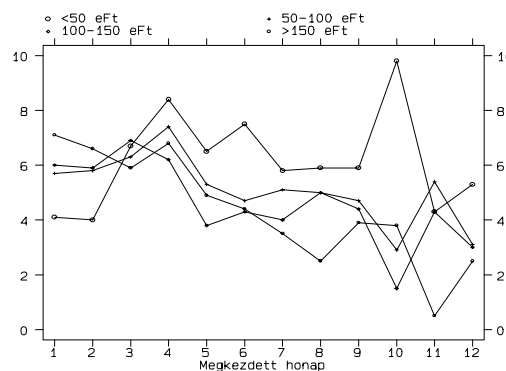
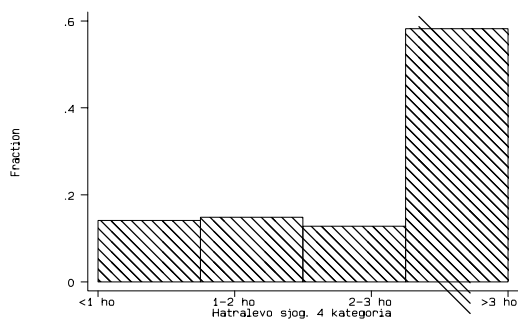
Segélyek (először). Mielőtt a többváltozós becslés eredményeihez fordul-
nánk, vegyünk szemügyre négy ábrát, melyek nyers adatok segítségével
ábrázolják a kilépők arányát (új vagy ismeretlen jellegű állásba) egyfelől a
munkanélküliség eltöltött idő, másfelől a segélyváromány, illetve a
segélyből hátralévő hónapok függvényében. A bal felső ábrán négy csoport
nyers kilépési rátája látható, ezek közül a legfelül haladó görbe azoké,
akiknek már kevesebb mint egy hónapig jár segély. Látható, hogy – a
legfeljebb három hónapja állás nélkül lévőkét leszámítva – a kimerítés
előtt állók jóval magasabb arányban léptek állásba. A jobb oldali felső ábra
szerint ugyanez vonatkozik azokra, akiknek a segélyvárománya már nem érte
el az 50 eFt-ot.

4. ábra

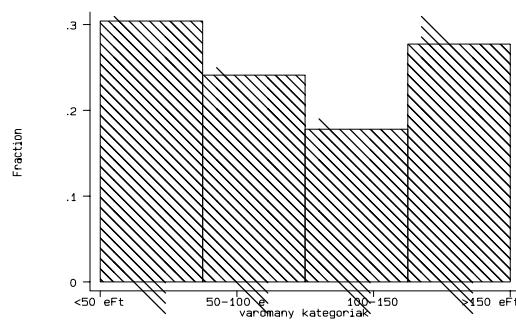
**A kilépők aránya az állásvesztés óta eltelt idő függvényében
(vízszintes tengely), a hátralévő jogosultság, illetve a segélyváromány
szerint megkülönböztett csoportokban (négy-négy csoport, %)**



Kilépők aránya és hátralévő idő



Kilépők aránya és segélyváromány



A kilépők megoszlása a hátralévő idő szerint A kilépők megoszlása a váromány szerint

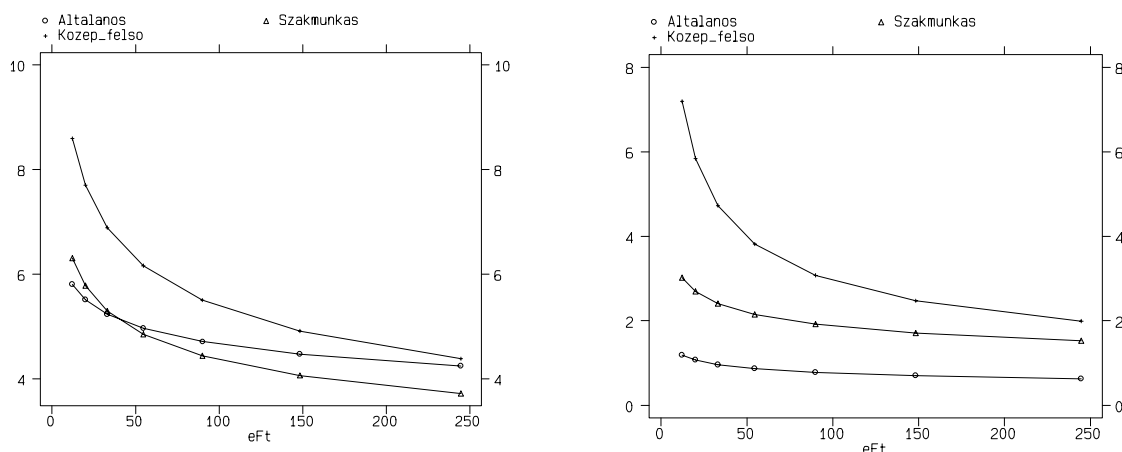
Az alsó két hisztogram a kilépések megoszlását mutatja a hátralévő idő, illetve a váromány szerint. A kimerítés előtt kilépők aránya 15 % körüli, az erősen megfogyatkozott várománnyal rendelkezőké 30 %.

A kétszer két ábra alapján – első látásra – erős "jogosultsági hatásra" következtetnénk, ugyanakkor azt is látjuk, hogy a lejárat előtt kilépők száma viszonylag alacsony az elhelyezkedők összességéhez képest. Mindkét szempontnak van jelentősége abban, hogy a kimerítés előtt megugró kilépési ráta milyen szerepet játszik az elhelyezkedési folyamat egészének szabályozásában, és pontosítja a képet, ha figyelembe vesszük a munkanélküliként eltöltött idő illetve a hátralévő jogosultság összefüggését más, az elhelyezkedési esélyek meghatározásában szerepet játszó változókkal. Előbb a váromány hatását vizsgáljuk, majd a hátralévő idő szerepét elemezzük a (2) modell alapján.

A többváltozós becslés szerint a korábbi munkahelyre visszalépők esetében nincs összefüggés a segélyváromány és a kilépési esély között. Az új vagy ismeretlen jellegű munkahelyen történő elhelyezkedés esélye azonban kisebbnek mutatkozik azoknál, akiknek a várománya a vizsgálat kezdőnapján nagyobb volt. A becsült kilépési valószínűséget a segélyváromány függvényében (a korábbi példákban megismert referencia-személyre) az 5. ábra mutatja.

5. ábra

Segélyváromány és a kilépés valószínűsége 2001-ben (%)



Új állásba

Ismeretlen állásba

Az ismeretlen jellegű állásba lépőkkel kezdve: a legfeljebb nyolc osztályt vagy szakmunkásképzőt végzeteknél a becsült hatás jelentéktelen, az érettségizetteknél és diplomásoknál azonban az ötvenezer forintnál kisebb

várománnyal (nagyjából másfél-két havi segély) rendelkezők körében a kilépési ráta erőteljesen emelkedését figyelhetjük meg. Az új állásba lépőknél hasonló a helyzet: minden iskolázottsági kategóriában megfigyelhető ugyan, hogy a segély lejárta előtt állók körében megnövekszik a kilépési arány, de különösen erőteljes összefüggést az iskolázottabb rétegeknél látunk.

A becsült hatások értékelésekor óvatosan kell eljárni. A váromány logarit-musa és a munkanélküliség hossza korrelált ($r = -0,2067$), ezért érzékeny-ség-vizsgálat nélkül a 4. ábrából nem szabad következtetéseket levonni.

1994-ben nem tudtuk kiszámítani a segélyvárományt – melyet az elméletileg helytálló mércének gondolunk a segélyhatás tanulmányo-zásához – ezért csupán röviden említjük, hogy a kilépési esély ekkor is nőtt a hátralévő segélynapok fogyatkozásával, és ekkor is (kicsivel) erősebb hatást tapasztaltunk az iskolázott rétegeknél. (4. függelék).

Segély és minimálbér: érzékenységvizsgálat (2001). Vizsgáljuk meg, hogy a segélyvárományra és a munkanélküliség hosszára, valamint az alacsony bérekre vonatkozó eredmények mennyire robusztusak, milyen mértékben függenek az alkalmazott modell-specifikációtól! Mivel érdemleges segélyhatásra csak az új vagy ismeretlen munkahelyre kilépők esetében gyanakszunk, a visszatérőket a mintából kizárva csak ezeket a kilépési irányokat vizsgáljuk, összevontan, bináris logit modellel. A munkanélküliség hosszát, okulva a 3. ábrából folytonos változóként (hónap) vesszük figyelembe, dummy változóval különböztetve meg a kilenc hónapja illetve több mint egy éve tartó periódusokat. Hét specifikációt becslünk, melyekből hol az egyik, hol a másik változót vagy változócsoportot hagyjuk ki (7. táblázat, lásd a következő oldalon).

A segélyváromány hatása valamivel gyengébbnek tűnik, de továbbra is szignifikáns marad, ha a munkanélküliség hosszára vonatkozó változókat elhagyjuk a modellből. Ez megfelel a várakozásnak: ha a kilépési arány a „fiatal” kohorszokból – melyeknek segélyvárománya még jelentős – maga-sabb, akkor az időtartam elhagyása esetén a váromány változója egyszerre veszi fel a segélyhatást és a vele ellentétes előjelű időtartam-hatást. Ennek tükrképét látjuk akkor, amikor a segély-változót hagyjuk el a modellből: a kilépési esély függése az állásvesztés óta eltelt időtől gyengébbnek mutat-kozik, mert az időtartam-változó paraméterét a segélyváromány ellentétes előjelű hatása is befolyásolja.

A kilépési esély az állástalanság 9. hónapjában minden specifikációban magasabbnak mutatkozik, és a paraméter nem érzékeny a modell módo-sítására.

Néhány változó paraméterbecslése különféle specifikációkban

Bináris logit becslések. A kontrollváltozók azonosak a [2] modellben használtakkal.
 Kimenetek: 0 = nem helyezkedik el, 1 = elhelyezkedik új vagy ismeretlen jellegű állásban
 Minta: A járadékos állomány a kimerítők és a visszalépők kizárásával, 2001. március 18-án.
 Időszak: 2001. március 18. – április 7.

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

A „minimálbér alattiakra” vonatkozó változó elhagyása alig befolyásolja a többi paramétert, a saját együttthatója azonban rendkívül érzékeny a specifikáció változásaira. A rövid ideje munkanélküli minimálbérese kilépési esélye *magasabbnak* mutatkozik akkor, ha az időtartamot és a segélyvárományt kihagyjuk a modelltől. Az időtartam figyelembe vétele nem okoz nagy változást, mert az új "minimálbér alattiak" esetében az eltelt hónapok száma csak 0 és 3 között szóródhat. Ha azonban azt is tekintetbe vesszük, hogy az itt tárgyalt csoport segélyvárománya viszonylag magas, akkor az alacsony bér hatását már szignifikánsan negatívnak becsli a modell.

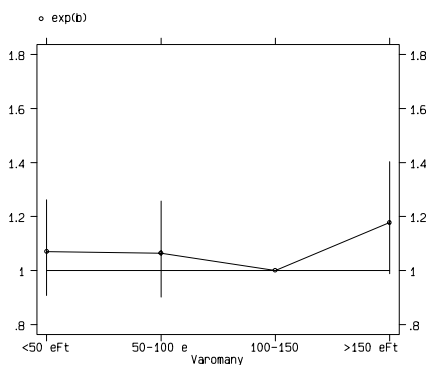
Az állásukat régebben elvesztett „minimálbér alattiak” esetében annyiban különbözik a helyzet, hogy az *időtartam* figyelmen kívül hagyása esetén kapunk erősebb paramétert – amikor ugyanis nem vesszük tekintetbe, hogy a vizsgált csoport kilépési esélye részben az állásvesztés óta eltelt hosszú idő miatt (is) alacsony. Ha a munkanélküliség hossza is szerepel a modellben, viszonylag gyenge negatív együttthatót kapunk eredményül.

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

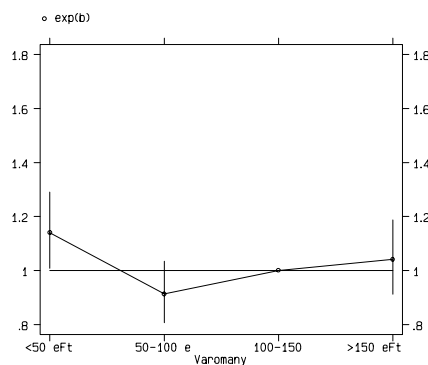
Hogy mennyire pontos a tükör, az függ attól, hogy a változók közötti kapcsolatok formája megfelel-e a számítások során feltételezettnak: lineáris, log-lineáris, esetleg bizonyos tartományokban vagy pontokon erős, másutt gyenge összefüggésekről van-e szó. A munkanélküliként eltöltött időt többféleképpen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

6. ábra

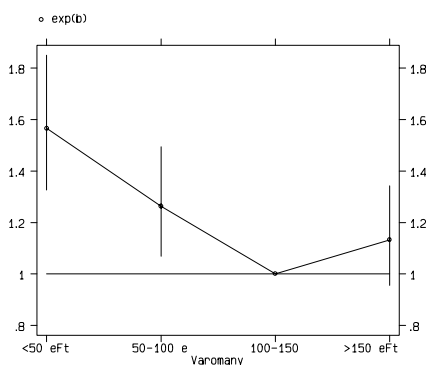
Segélyváromány és kilépési esély, 2001
(Esélyráták, referencia= a váromány 100–150 eFt)



Legfeljebb általános iskolát végzett



Szaktanulmányozót végzett



Érettségizett, diplomás

Ezért az új és ismeretlen irányba kilépőkre vonatkozó logit modellt újrabecsüljük úgy, hogy a segélyvárományt nem folytonos változóként, hanem kategória-szinten, négy dummy változóval mérjük. (A sávok: 0–50 eFt, 50–100 eFt, 100–150 eFt, 150 eFt-nál nagyobb). A váromány-tartományokat megkülönböztető változókra a 6. ábrán látható esélyrátákat kaptuk, függőleges vonalak jelzik a becsült ráták 95 %-os konfidencia-intervallumát.

Az eredmények megerősítik a korábban (5. ábra) látottakat. A kilépési esély nem függ a segélyvárománytól a legkevésbé iskolázott rétegeknél. A szakmunkásképzőt, szakiskolát végzettek közül azok, akiknek a várománya már nem éri el az 50 eFt-ot, valamivel nagyobb arányban helyezkedtek el más tényezőket azonosnak véve, de a különbség köztük és a többiek között elhanyagolhatóan kicsi. Erősebb hatást az érettségizetteknél és a diplomásoknál látunk, csakúgy, mint korábban. Az 1,56-os esélyráta, melyet az 50 eFt-nál kisebb várománnyal rendelkezőknél látunk azt jelenti, hogy ennyivel növekszik meg az elhelyezkedési esély és a segélyen maradási esély *hányadosa* a segélyezés végéhez közeledve. Egy átlagos érettségizett vagy diplomás 5,6 % körüli kilépési valószínűsége ennek a tényezőnek a hatására 8,5 %-ra növekszik.

8. táblázat

Néhány változó paraméterbecslése különféle specifikációkban

Bináris logit becslések. A nem említett kontrollváltozók azonosak a [2] modellben használtakkal.

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

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

Időszak: 2001. március 18. – április 7.

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

(1) A [2] modell változói nem és munkaerőpiaci tapasztalat nélkül

(2) A [2] modell változói

(3) A [2] modell változói a "minimálbér alatti" dummy változók nélkül

Végül: felvethető, hogy a passzív munkanélküliség természetéhez illeszkedő mutatónk (a segélyváromány) helyett mégis a kompenzációs hányadot célszerű szerepeltetni a becslésekben, a hátralévő jogosultságot pedig olyan formában léptetni a modellbe, hogy az együttthatója érzékeny legyen a kilépési esély megemelkedésére a kimerítést közvetlenül megelőző időszakban. Ennek a célnak megfelel a hátralévő segélynapok számának logaritmus. Ezt, valamint a kompenzációs hányad logaritmusát szerepeltetve a váromány helyett, újrabecsljük az új, illetve ismeretlen állásban történő elhelyezkedés valószínűségét bináris logit-tal, megtartva a [2] modell többi kontrollváltozóját. Mivel a személyes kontrollváltozók (egy-egy iskolázottsági kategórián belül a nem és a munkaerőpiaci tapasztalat) erősen befolyásolják a bért, a "minimálbér alattiakat" pedig eleve a keresetük alapján határoltuk el, ezeket a változókat kihagyva is elvégezzük a becslést. Csak a kompenzációs hányad és a hátralévő jogosultság paramétereit közöljük (8. táblázat).

A kompenzációs hányad e modellváltozat szerint nem hat a kilépés valószínűségére: csupán egyetlen specifikációban, egyetlen iskolázottsági fokozatra kaptunk szignifikáns paramétert. A hátralévő segélynapokra becsült együttthatók ugyanazt a sémát követik mint amit a váromány esetében láttunk: a hatás szignifikáns, negatív, viszonylag gyenge az általános iskolát, illetve szakmunkásképzőt végzettek esetében, jóval erősebb az érettségizetteknél és diplomásoknál.

Érdemes megjegyezni, hogy amikor a kompenzációs hányad segítségével vizsgáljuk a segély és az elhelyezkedési esély kapcsolatát, nagy valószínűséggel felülbecsüljük az összefüggés tényleges erejét. Az egyéni keresetek szóródását ugyanis adott nem, kor és iskolázottság mellett – legalább részben – olyan egyéni kvalitások magyarázzák, melyek egyben hatnak a kilépési esélyre is. A magas keresetűek segélye a magyar rendszerben a bérükhöz képest alacsony, ugyanakkor a kilépési esélyeik viszonylag jók: ebből az a látszat keletkezhet, hogy gyors elhelyezkedésük az alacsony segély-bérraránynak tulajdonítható (és viszont).

E probléma orvoslására a korábbi bér kontrollváltozóként szóba sem jöhet, mert a segély összege determinisztikus, a segély/bér arány pedig közel $r^2=1$ illeszkedésű sztochasztikus függvénye a korábbi keresetnek. A segély és a korábbi bér együttes szerepeltetése – kivált a személyes kontrollváltozókkal együtt – súlyos multikollinearitáshoz, instabil paraméterekhez vezetne.¹²

¹² A várható (regresszióval becsült) bér és a segély aránya a bér-becslés pontatlansága miatt vitatható megoldás.

Az, hogy a kompenzációs hányadra zérus közeli paramétereket kaptunk *a fortiori* érv amellet, hogy a kompenzációs hányadnak nincs meghatározó szerepe a munkanélküliek elhelyezkedési ütemének szabályozásában. Emellett felhívja a figyelmet, hogy a segélyváromány esetében becsült együtthatók a hátralévő jogosultsági idő (és nem a segélyösszeg illetve a segély-bér arány) hatását tükrözik.

Az érettségizettek és diplomások, akiknél említésre méltó "segélyhatást" mértünk a járadékos állomány 28,5 %-át tették ki 2001. márciusában. Tegyük fel, hogy a segélylejárati előtti 8,5 %-os rátájuk jelzi a "reális" kilépési esélyeiket, a többi váromány-kategóriában a segély ellenőztönző hatása miatt nem helyezkednek el hasonló arányban. Kiszámítható, hogy ha költséget nem kímélve (például szigorú ellenőrzéssel) sikerülne kikényszeríteni ezt a magasabb kilépési rátát, az aggregált elhelyezkedési arányt – minden egyebet változatlanul véve – 0,8 %-kal növelné. Hogy ez – például a legrosszabb és legjobb régiók közötti 4,3 %-os kilépési esélykülönbség fényében – jelentős nyereségnek tekinthető-e, annak eldöntésére nem vállalkozunk. Azt azonban érdemes hangsúlyozni, hogy a munkanélküli járadék ellenőztönző hatásának nyomait elsősorban az iskolázott rétegeknél sikerült kimutatni – azoknál, akik leginkább képesek elhelyezkedni amikor fogyóban a segélyük és a legkevésbé számíthatnak szociális támogatásra a járadék kimerítése után. (Ez utóbbi tény ismeretében sokat mondó adat, hogy több mint 90 %-uk közvetlenül a segély kimerítése előtt *sem* helyezkedik el.) Hogy a kevésbé iskolázottak az önkormányzati szociális segély és a közcélú munka csábításának engednek-e akkor, amikor a járadékuk kimerítéséhez közeledve sem iparkodnak állásba lépni – vagy egyszerűen csak nem találnak munkát – annak eldöntése más tanulmányokra vár.

3. A MUNKANÉLKÜLIEKET ALKALMAZÓ VÁLLALATOK

A kilépési esélyeket kutató modellek az elhelyezkedést egyfajta nirvána-állapotként fogják fel, mellyel kapcsolatban elegendő annyit tudnunk, hogy a megvizsgált személynek ott jobb sora van, mint ha munkanélküli maradt volna. (Különben nem helyezkedett volna el.) Egy időbeni összehasonlító vizsgálatban azonban feltehető a kérdés: pontosan mi is az, ami többet ér mint munkanélkülinek lenni? A járadékosok által elfogadott állások minőségének változása a munkanélküliek előtt álló alternatívákról és a járadék értékének változásáról is tanúskodik – utóbbiról éppen azért, mert egy állás

elfogadása egyszersmind annak kinyilvánítása, hogy a munkahely a segélynél értékesebb opciót képvisel.

Hogyan változott a járadékos munkanélkülieket alkalmazó vállalatok köre 1994 és 2001 között? Előbb a munkáltatók és munkakörök jellemzőit tekintjük át, majd a hozzájuk vezető utakat tanulmányozzuk. Ebben a fejezetben a kérdőívek információit hasznosítjuk, ahol pontosan ismerjük a kilépési irányt: a kérdőívvel megkérdezettek 54,4 %-a új, 45,6 %-a a régi munkahelyén helyezkedett el 2001-ben. Az 1994. évi oszlopokban nem szerepelnek azok adatai, akiknek a besorolását (új belépő, visszalépő) nem tudtuk elvégezni. A hiányzó és bizonytalan válaszokat csak akkor tüntetjük fel a táblázatokban, ha arányuk meghaladja az 1–2 %-ot.

Ágazat, vállalatméret. A járadékosokat felvevő vállalatok ágazati és méret szerinti megoszlását a 9. táblázat mutatja. A munkanélkülit új belépőként foglalkoztató vállalatok körében összességében 20 százalékponttal emelkedett az ipari, kereskedelmi és vendéglátó cégek részaránya, ugyanakkor csökkent a mezőgazdaság, az építőipar és – legnagyobb mértékben – a költségvetési szektor részaránya. Az építőipar és a mezőgazdaság 1994-ben a visszalépő munkanélküliek 64 %-át, 2001-ben pedig már 73 %-át alkalmazta.

9. táblázat

A munkanélkülieket alkalmazó vállalatok összetétele 1994, 2001

	Új belépők		Visszalépők	
	1994	2001	1994	2001
Ágazat				
Ipar, bányászat	18,1	31,1	9,4	9,2
Építőipar	17,2	12,5	31,0	33,8
Mezőgazdaság	10,6	5,6	32,6	38,9
Kereskedelem, vendéglátás	12,3	19,9	8,5	9,2
Közlekedés, hírközlés	4,6	3,5	3,1	1,5
Szolgáltatás	17,5	15,5	11,0	5,0
Oktatás, egészségügy, közig.	18,7	8,8	4,3	1,9
Nem tudja, nincs válasz	0,9	3,0	0,2	0,4
Összesen	100,00	100,00	100,0	100,0
Vállalatméret				
Ötven főnél kisebb	46,0	50,5	31,0	52,7
Ötven főnél nagyobb	44,3	43,1	66,9	45,3
Nem tudja	9,8	6,4	2,1	1,0
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

(Más oldalról vizsgálva az arányokat azt kapjuk, hogy 2001-ben a mezőgazdasági illetve építőipari munkáltatók által felvett munkanélküliek 85, illetve 69 %-a visszatérő volt. Ugyanez az arány a kereskedelemben 28 %, az iparban és a szolgáltatásokban 20–20 %, a költségvetési szektorban pedig 15 % volt.)

Az új belépések vállalatméret szerinti szerkezete lényegében nem változott, a visszatérőket felvevő cégek között azonban jelentősen nőtt a kisvállalatok részaránya. Ez elsősorban azzal függ össze, hogy 1994-ben a még viszonylag nagyméretű téeszék éltek tömegesen az ideiglenes elbocsátás eszközével.

E ponton érdemes kitérni arra, hogy a kérdőívek tanúsága szerint az ideiglenes elbocsátások elsöprő többségét a *munkáltatók* kezdeményezik.¹³ Míg az új állásba lépők korábbi munkaviszonyát az esetek majdnem harminc százalékában a munkavállaló bontotta fel, az arány csupán négy százalék volt a visszatérőknél. (Figyeljünk fel arra is, hogy a végkielégítésben részesülők aránya 1994-hez képest visszaesett.)

10. táblázat

Az állásvesztés és az elhelyezkedés néhány jellemzője

	Új belépő		Visszalépő	
	1994	2001	1994	2001
Az állásvesztés módja*				
A munkavállaló kezdeményezte	..	29,3	..	4,1
A munkáltató kezdeményezte	..	59,0	..	85,7
A kérdezett nem tudta besorolni	..	11,7	..	10,2
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
Végkielégítés				
Nem kapott	78,7	90,7	94,1	99,0
1–3 havi	14,2	5,4	3,6	0,7
4–6 havi	4,9	1,5	1,2	0,2
>6 havi	2,2	2,4	1,1	0,1
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

* A kérdőívből származó adat: "Ki kezdeményezte a munkaviszony felbontását?"

¹³ Itt nem a gépi nyilvántartás adatait használjuk, hanem az elhelyezkedőket kértük meg, hogy mondják meg, ki kezdeményezte a munkaviszonyuk felbontását.

Munkaidő. Az elfoglalt munkakörök munkaidő és szerződéstípus szerinti összetételét a 11. táblázat mutatja. A részmunkaidőben foglalkoztattak aránya az új belépőknél emelkedett 1994-hez képest, de továbbra is alacsony. A részletesebb vizsgálódás szerint a férfiak 1,2 %-át, a nők 6,6 %-át, az érettségizett nők 8,5 %-át alkalmazták részmunkaidőben. A figyelmet a nőkre korlátozva: az iparban és építőiparban 2–3 %, a mezőgazdaságban 6 %, a többi ágazatban 10 % körüli a részmunkaidő aránya. A vállalatméret szerinti különbségek is jelentősek: az ötven főnél nagyobb cégek munkaköreinek 4 %-a részmunkaidős, miközben az arány 8 % az 5-50 fős vállalatoknál és 10 % az ennél kisebbeknél. Semmilyen metszetben nem mértünk vagy becsültünk azonban 15 %-ot meghaladó arányt.

11. táblázat

A munkanélkülieket alkalmazó munkakörök összetétele 1994, 2001

	Új belépők		Visszalépők	
	1994	2001	1994	2001
Munkaidő				
Teljes munkaidős	97,91	96,24	98,59	98,12
Részmunkaidős	2,09	3,76	1,41	1,88
Összesen	100,00	100,00	100,0	100,0
A szerződés jellege				
Próbaidőre szól	28,93	29,42	7,47	5,44
Legfeljebb 1 hónapos	4,57	6,11	8,57	4,52
2–6 hónapos	8,22	7,76	6,53	6,64
6 hónapnál hosszabb	8,57	8,16	26,98	28,96
Határozatlan időre szól	36,12	33,56	40,39	46,28
Nem tudja	9,57	10,03	10,01	7,68
Nincs válasz	4,01	4,96	0,04	0,47

Noha a mértékek szerények, markáns változásokat előlegeznek a "minimálbér alattiakra" vonatkozó adatok. Megbecsültük a részmunkaidős állás valószínűségét ágazati, regionális, méret- és állománycsoport-változókkal, annak figyelembevételével, hogy a kérdezett a munkanélküliség előtt teljes vagy részmunkaidőben dolgozott-e, valamint egy "minimálbér alatti" dummy változóval. Az új állásba lépők körében a nőknél 1,05 (0,3), a férfiaknál 1,8 (1,6) esélyrátákat kaptunk ez utóbbi változóra, ám a visszalépőknél ugyanezek a ráták 6,6 (3,3) illetve 8,9 (4,8) értékűek voltak, ami arra utal, hogy az aktuális minimálbérnél korábban kevesebbre értékelt munkavállalók sokszorosan nagyobb eséllyel kerültek

át részmunkaidős foglalkoztatásba amikor visszatértek a munkahelyükre, mint a magasabb keresetűek.

A munkaszerződések időtartama. A szerződések jellegében nem következett be figyelemre méltó változás, ha csak nem tekintjük annak, hogy a visszalépő munkavállalók magas (és növekvő) hányadával kötöttek a vállalatok határozatlan időre szóló szerződést. Furcsállhatnánk ezt a szerződési formát, ha azt gondolnánk, hogy a most visszavett munkavállalók hamarosan, legkésőbb decemberben ismét az elbocsátás sorsára jutnak. Ez azonban nem biztos.

A most visszavett munkavállalók megelőző munkaviszonya csupán az esetek 1/3 részében tartott 8-10 hónapig – pontosan illeszkedve a "9 hónap munka +3 hónap munkanélküliség" sémájába. (Ennél rövidebb munkaviszonya a visszalépők 5 %-ának volt.) Az esetek 62 %-ában a munkaviszony egy évnél tovább, a medián esetben 3,7 évig tartott. Elképzelhető, hogy a visszatérés is hosszabb időre szól, hiszen az ideiglenes elbocsátásoknak nem kell mindig ugyanazokat a személyeket érinteniük, a vállalatok szétteríthetik a szezonális hullámzások terheit a dolgozók között.

Mielőtt tovább haladnánk ezen a nyomon, vessük össze a korábbi munkaviszony hosszára vonatkozó adatot a visszalépők más kérdésekre adott válaszaival! A kérdezés során ugyanis megtörténhetett, hogy a sokszori munkanélküliséggel megszakított munkaviszony-darabkákat a kérdezett "összevonta", ezért kapunk viszonylag magas átlagot. Az egy évnél hosszabb korábbi munkaviszonyról beszámoló medián visszalépőnek – elmondása szerint – az elmúlt tíz évben két munkahelye volt, és korábban kétszer vált munkanélkülivé. Ezt megerősíti a gépi nyilvántartás is, mely szerint korábban kétszer részesült munkanélküli segélyben. Összesen két évet töltött munkán kívül munkanélküliség vagy más ok (katonaság, gyes, gyed) miatt. A kétéves kihagyás két, egyenként 3–4 éves munkaviszonnyal együtt nagyjából kiadja a 10 éves referencia-periódust, három (a két korábbi és a 2001 márciusát megelőző) rövid kihagyásból pedig összeadódhat a kétéves munkán kívül töltött idő.

Ezeknek a konszisztens adatoknak a fényében nem felelőtlenség hitelt adni az utolsó munkaviszony hosszáról rendelkezésünkre álló adatnak. Ha megpróbáljuk összeállítani (medián) hősünk munkaerőpiaci pályáját az elmúlt tíz évben, M1, M2-vel jelölve a két munkahelyét és U-val a munkanélküliséget, akkor ezt a képet rekonstruálhatjuk:

$$M1 - U - M2 - U - M2 - U - M2$$

ahol, U néhány hónapig, M azonban több évig tartott. A kalkuláció erősen elnagyolt és némi önkényességtől sem mentes, de mindenképpen több köze van az igazsághoz, mint annak az elképzelésnek, hogy az ideiglenes elbocsátások *személyek* jól körülhatárolható körét érintik évi rendszerességgű "munkanélküli szabadságolás" formájában. A határozatlan időre szóló szerződések aránya valószínűleg azért magas, mert az ideiglenes elbocsátottak nagy részét tényleg hosszú időre veszik vissza.

Hogyan találtak állást a munkanélküliek? Az új állások felderítésében 1994-hez képest erősödött a személyes ismeretség, a hirdetések, valamint a közvetlen megkeresés szerepe, ugyanakkor tíz százalékponttal csökkent a kirendeltségké. Ugyanakkor az egyénileg vagy személyes csatornákon megismert munkahelyek egy részére is "közvetítéssel" kerülnek be az elhelyezkedők (12. táblázat).

A kirendeltségek nagyobb szerepet játszanak a munkanélküliek korábbi állásaikba való visszajuttatásában: a közvetítés aránya itt 44 %, az új állásoknál 26 %. Fordítva is igaz: a közvetítési esetek nagyobb részében (58,2 %) a felvevő a kiközvetített korábbi munkahelye volt. Ez összefügg azzal, hogy az ideiglenes elbocsátásokkal rendszeresen élő vállalatoknak érdekükben áll szoros kapcsolatot ápolni a központokkal, üres munkahelyeiket bejelenteni, emellett a munkahelystruktúrájuk is alkalmasabb a kirendeltségeken forgó munkaerő fogadására.

12. táblázat

Elhelyezkedési utak 1994, 2001

	Új belépő		Visszalépő	
	1994	2001	1994	2001
Kitől hallott az állásról?				
Kirendeltség	31,3	21,1
Hirdetés, falragasz	7,4	15,1
Ismerős, rokon, barát	33,2	44,2
Közvetlenül felkereste a céget	14,3	11,7
Egyéb	13,9	7,9
Összesen	100,0	100,0
Elhelyezkedés módja¹				
Önállóan	61,1	68,6	61,1	55,9
Közvetítéssel	27,6	26,3	37,6	43,9
Közvetítéssel és támogatással	11,3	5,1	2,3	0,2
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

1 A kirendeltségek ún. kilépő kódjai szerint

Régi és új foglalkozás. Mind a két vizsgálatban megkértük az elhelyezkedőket, hogy értékeljék új állásukat a korábbihoz képest a munka tartalma, a megkívánt képességek és ismeretek szerint. Mint a 13. táblázatban látható, 2001-ben az új állásban elhelyezkedő munkanélküliek közül az alacsonyabb iskolázottságúak valamivel nagyobb arányban vállaltak a korábbtól eltérő jellegű munkát. A visszatérő munkanélküliek körében inkább növekedett az azonos jellegű munkát végzők aránya, de 1994-ben és 2001-ben is csak kivételesen fordult elő, hogy egy visszatérőt a korábbtól erősen eltérő állásban foglalkoztassanak.

13. táblázat

Új és régi munkája különbözik-e a megkívánt képességeket, ismereteket illetően?

Iskolai végzettsége:	Új belépő		Visszalépő	
	1994	2001	1994	2001
Legfeljebb általános iskola				
Nem különbözik	28,8	22,7	89,1	91,8
Hasonló, nem nagyon különbözik	24,0	25,2	10,0	6,2
Egészen eltérő jellegű	47,2	52,1	0,9	1,9
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
Szakt munkásképző				
Nem különbözik	34,4	24,5	88,4	92,1
Hasonló, nem nagyon különbözik	26,5	30,3	11,0	6,4
Egészen eltérő jellegű	39,1	45,2	0,6	1,5
Összesen	100,0	100,0	100,	100,0
Érettségi, diploma				
Nem különbözik	15,9	16,0	82,3	88,6
Hasonló, nem nagyon különbözik	33,2	36,9	15,0	8,5
Egészen eltérő jellegű	50,9	47,1	2,6	2,9
Összesen	100,0	100,0	100,	100,0

Földrajzi mobilitás. A 2001-es vizsgálat idején elhelyezkedettek közül 110-en (1,3 %) költöztek más településre a munka nélkül töltött hónapok alatt. Sajnos nem tudjuk megállapítani, hogy ez milyen mértékben és irányban befolyásolta az elhelyezkedési esélyeiket, mert az állományban nem ismerjük a migránsok számát. Az elhelyezkedők 47 %-a a lakóhelyén dolgozott a munkanélküliség előtt és után is, 36 %-a régen is, most is ingázott, 8–8 %-uk váltott státust.¹⁴ Sajnos, itt sem ismert az állományban

¹⁴ Az arányok 1994-ben 50 %, 31 %, 9 % és 10 % voltak.

lévők megoszlása a korábbi állapot szerint, de az ingázási döntésről közvetett módon sokmindent megtudhatunk: a munkanélküliek által elfogadott bérekből az ingázás költségeire következethetünk. A kérdést a 7. Függelékben tárgyaljuk.

4. BÉREK A MUNKANÉLKÜLISÉG ELŐTT ÉS UTÁN

Tanulmányunk utolsó részében a munkanélkülieknek fizetett bérek szintjével és az elhelyezkedők kereseti veszteségeivel foglalkozunk, viszonylag hosszan időzve az adatok megbízhatósága körüli kérdéseknél.

Bér adatok. A március-áprilisban állásba lépett munkanélküliektől megkérdeztük, mekkora bruttó keresetre számítanak az elhelyezkedést követő hónapokban minimálisan és maximálisan. A munkanélküliség előtti keresetről két adat állt rendelkezésünkre: a segélyszámfejtés alapjául szolgáló bér (átlagos bruttó kereset az utolsó négy negyedévben) valamint a kérdezett saját közlése az utolsó havi bruttó keresetéről. Megkérdeztük továbbá, hogy a kérdezett hogyan értékeli a keresetének változását egy egyszerű háromelemű skálán (nőtt, nem változott, csökkent), itt is megengedve a "nem tudom" választ.

A munkanélküliség előtti bérszint mérésére a nyilvántartott adatot fogadtuk el. Azoknál, akiket nem tudtunk azonosítani a gépi állományban, de kérdőívvel rendelkeztek, az utolsó havi bér adatot fogadtuk el. A mérési hiba valószínűleg nem jelentős, mert a két kereseti adat – néhány kiugró értéket leszámítva – közel esik egymáshoz. A bemondott (k_0) és a nyilvántartásban szereplő bér (w_0) kapcsolatát lineáris illetve robusztus regresszióval¹⁵ becsülve az alábbi együtthatókat kapjuk (zárójelben a t-értékek):

$$\begin{array}{l} \text{KLNМ: } k_0 = 0,810w_0 + 8,841 \\ \quad \quad \quad (83,6) \quad (15,4) \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{Robosztus: } k_0 = 0,996w_0 - 0,121 \\ \quad \quad \quad (1333,7) \quad (2,8) \end{array}$$

A robusztus regresszióban, mely alacsonyabb súllyal veszi figyelembe a szélsőséges értékeket a nyilvántartott bér 1000 forintos növekedése 996 forinttal nagyobb "bevallott" értéket valószínűsít, és mindössze 121 Ft konstans eltérést látunk a bevallott érték kárára. További számításokkal megmutatható, hogy mintánkban nem erős az a fajta "önbevallási torzítás", melyet *Kézdi (1998)* cikke nagyobb adatbázisokon kimutatott: a nyilván-

¹⁵ Lásd például Stata 6,0: rreg.

tartott bér ezer forintos növekedése csupán 4 forinttal csökkent a hivatalos és a bevallott bér különbözetét.

A munkanélküliség utáni bér vonatkozásában sokkal nagyobb a bizonytalanság – nem csak az elemzőé, hanem a válaszadóé is, hiszen a kérdés a munkaviszony létesítésének napjaiban történt. Egyelőre a számbavételi bizonytalansággal foglalkozunk, későbbre halasztva annak tárgyalását, hogy az elhelyezkedést követően elért bérek milyen időtávra jelzik előre a munkanélküliség utáni kereseti lehetőségeket. A bérekre vonatkozó válaszok a 14. táblázatban látható módon oszlottak meg.

14. táblázat

A munkanélküliség utáni keresetekre adott válaszok

	Minimális	Maximális
Nem akart válaszolni	164	286
Nem tudta megmondani	840	925
A minimumot megadta, a maximumot nem	207	0
Mindkettőt megmondta	7137	7137
Összes megkérdezett	8348	8348

Minimális és maximális kereseti adattal is a minta 85 %-a esetében rendelkezünk. Természetesen nem mindegy, hogy a mintacsökkenés véletlen vagy szisztematikus-e.

A válaszmegtagadás aránya alacsony, 3,4 %-os volt, és a jövedelem-felvételeknél megszokott módon oszlott meg: legkevésbé a budapesti és nyugat-magyarországi diplomások, leginkább a válságrégiókban élő alacsony iskolázottságúak működtek együtt a kérdezőkkel.¹⁶ Legerősebben azonban nem ezek a tényezők, hanem egyfajta általános bizalmatlanság befolyásolta a válaszadási hajlandóságot, mint a 15. táblázatban látszik: ott hiányzik a kereseti adat, ahol más fontos kérdésekre sincs válasz. (A 15. táblázat becslőfüggvényében nem szereplő változók, mint a nem vagy a munkanélküliség hossza nem befolyásolták a válaszadási hajlandóságot).

¹⁶ A válaszmegtagadás becsült valószínűsége 30 éves kérdezett esetén – ha a táblázatban szereplő többi kérdésre egyébként válaszolt – 3,4 % volt 3 %-os helyi munkanélküliség esetén, de csak 0,7 % a ráta maximális, 23 %-os értéke mellett.

A válaszmegtagadás valószínűségét befolyásoló tényezők

Logit becslés, esélyráták, Z értékek

Függő változó: megtagadta a választ a bérre vonatkozó kérdésre

Minta: Összes kérdezett (8348 fő)

	Esélyráta	Z
Életkor	0,98	-1,8
Kevesebb, mint 8 osztály	1,25	0,6
Szakk munkásképző	1,35	1,7
Szakközépiskola	1,57	1,9
Gimnázium	1,40	1,1
Technikum	2,46	3,0
Főiskola, egyetem	2,99	4,0
Kistérségi munkanélküli ráta (*100)	0,047	-3,4
Nem válaszolt az alábbi kérdésekre:		
– kereset forrása	19,55	8,4
– munkaszerződés hossza	3,67	4,8
– vállalat mérete	9,37	5,5
– vállalat ágazata	1,09	0,1

Log likelihood=-1152,9, Chi2=186,11 (0,000), Pszeudo-R2=0,0747

A bizonytalanság a válaszmegtagadásnál fontosabb számunkra, egyrészt mert ebből adódik a mintafogyás háromnegyede, másrészt mert a kereset kiszámíthatatlansága magának a munkahelynek is fontos tulajdonsága lehet. A 16. táblázatban (lásd a következő oldalon) a bizonytalan válasz valószínűségét (logit) illetve a maximális és minimális kereseti adat arányát (regresszió) becsüljük.

Bizonytalan választ is elsősorban azok adtak, akik más fontos kérdésekre sem tudtak felelni. Őket leszámítva az átlagosnál nagyobb fokú bizonytalanságot az idősebbeknél tapasztaltunk (akiknek a keresete erősebben függ a vállalatspecifikus gyakorlati tudástól), valamint a rövid idejű szerződéssel foglalkoztatottaknál, és azoknál, akik nem havi fix formájában kapják a fizetésüket, hanem teljesítménybérként (42 %), vagy vállalkozói, bedolgozói szerződés alapján (2 %). Az átlagosnál kevésbé bizonytalankodtak a kirendeltség segítségével elhelyezkedők. Az ágazatok közül egyedül a mezőgazdaságban látunk a referenciaként szolgáló ipartól eltérő értéket. A minimális és maximális bér közötti rés a teljesítménybéreseknél és a vállalkozói igazolvánnyal dolgozóknál viszonylag tág, az

átlagosnál szűkebb a kisvállalatoknál valamint a kereskedelemben és a szolgáltatásokban – ott, ahol különösen gyakori a minimálbéren történő foglalkoztatás – és nem meglepő módon a költségvetési ágazatokban.

16. táblázat

Bizonytalanság a kereseti adat megadásánál

Függő változó:	Logit		Regresszió	
	Nem tudja megnyitni fog keresni		$\ln(w^{\max}/w^{\min})$	
Munkaerőpiaci tapasztalat	1,01	2,9	-,0000	-0,1
Visszalépő	1,19	1,8	-,0143	-2,9
Közvetítéssel helyezkedett el	0,61	-3,3	,0049	0,9
Teljesítménybér	1,50	5,4	,0398	9,9
Vállalkozói, bedolgozói bevétel	7,54	7,9	,2116	5,2
Nem tudja a kereset forrását	10,70	10,8	,0372	1,4
Nem válaszolt a kereset forrására	1,32	0,6	,0489	0,7
Próbaidő	1,34	2,6	-,0027	-0,5
Határozott: 1 hónapnál rövidebb	2,18	3,4	-,0009	-0,0
Határozott: 2–6 hónap	1,24	1,5	-,0041	-0,6
Nem tudja, milyen szerződése van	4,20	13,3	-,0007	-0,0
Nem válaszolt a szerződés típusára	2,24	3,2	-,0138	-0,4
1–5 fős vállalat	1,02	0,1	-,0256	-4,1
5–50 fős vállalat	0,81	-2,5	-,0134	-3,5
Vállalkozó	1,50	1,7	-,0039	-0,1
Nem tudja	1,61	2,7	-,0037	-0,3
Nem válaszolt a vállalati típusára	0,58	-1,1	-,0234	-0,6
Építőipar	1,20	1,9	-,0029	-0,4
Mezőgazdaság	0,61	-3,6	,0113	1,8
Kereskedelem, vendéglátás	0,91	-0,7	-,0168	-2,8
Szállítás, hírközlés	1,54	2,0	-,016	-1,5
Szolgáltatás	0,94	-0,4	-,0159	-2,3
Oktatás, egészségügy, közigazgatás	1,12	0,6	-,0371	-5,9
Nem tudja	2,11	2,8	,006	0,4
Nem válaszolt az ágazatra	2,70	2,4	,0149	0,4
Konstans	–	–	,0881	15,3

logit: N=8348, log likelihood = 2642,3, Chi2= 610,6 (0,0000) , Pszeudo-R2 = 0,1042

regresszió: N=7135, R2=0,0496, RMSE=0,1433, Huber–White standard hibák

Mivel a bérszint és bérváltozás szempontjából nem játszanak említésre méltó szerepet azok a tényezők, melyek bizonytalanná teszik a keresetekre vonatkozó válaszokat (bérforma, szerződési forma, az elhelyezkedés

módja) az elérhető adatokat szűrés nélkül fogjuk használni, nem feledve a tercier szektorra illetve a kisvállalatokra vonatkozó eredményeket. A várt kereset mutatójaként a minimális és a maximális kereset átlagát fogjuk használni. Az 5. függelék mutatja a minimális és maximális értékek sávját az átlagos várt kereset függvényében.

Fogasabb kérdés, hogy az elhelyezkedés pillanatában megfigyelt bérek mérvadóak-e a munkanélküliek kereseti lehetőségei szempontjából hosszabb távon? A hasonló adatfelvételek zöme (az újabbak közül például *Garcia és Stern 1989, Burda és Mertens 2001, Addison és Blackburn 2000*) az állásba lépést követő rövid időszak bérei alapján elemzi a munkanélküliség okozta "kereseti sokkot". *Jacobsen, LaLonde és Sullivan (1993)* az egyetlen szélesebb körben ismert kutatás, mely hosszú időszakot fog át. A szerzők tömeges elbocsátásokban érintett amerikai munkások vizsgálatakor azt figyelték meg, hogy már a gyárbezárásokat megelőző öt évben 1000 \$-ral csökkent a negyedéves keresetük. Az állásvesztés előtti és utáni bér összehasonlítása alapján a kereseti veszteségük 1700 \$ volt, de már kétéves időtávon is csak kb. 1000 \$. (i.m. 697.)¹⁷

Egy másik – földrajzilag közelebbi, a vizsgálati tárgyat tekintve azonban távolabbi – forrás az OMKMK Bértarifa-felvétele, melyben kimutatható, mennyivel keresnek kevesebbet az előző évben (5–17 hónapja) beléptek másoknál, egyéb bér meghatározó tényezőket azonosnak véve. A pályakezdőket (öt évnél rövidebb munkaerőpiaci tapasztalat) kiszűrve a technikai végzettségűeknél és diplomásoknál 5–7 %-os, az alacsonyabb végzettségűeknél 7–10 %-os kereseti hátrányra utalnak az adatok 1998-99-ben. (Az új belépők kategóriája tartalmazza az önkéntes munkahelyváltókat is.) Sejtésünk szerint az újonnan belépő munkanélkülieknek nincs reményük arra, hogy az átlagos hosszúságú vállalati munkaviszonnyal rendelkező társaikat keresetben befogják - egyszerűen azért nem, mert az átlagosnál sokkal rövidebb ideig dolgoznak egy-egy munkahelyen. Az elhelyezkedők 2001. évi mintájában a korábbi munkaviszonyok átlagos hossza 3,7 év volt, a medián 1,3 év, az öt évnél hosszabb munkaviszonyok aránya 20 %. Ez jelentősen elmarad a foglalkoztatottak egészére jellemző értékektől: az átlag 8,8 év, a medián 6 év, a hosszú munkaviszonyok aránya 50 % a KSH Munkaerőfelvételének 1988. I. negyedévi hulláma szerint. Ezeknek az adatoknak az alapján valószínűtlennek tűnik, hogy az állásba lépő járadékosok induló bére

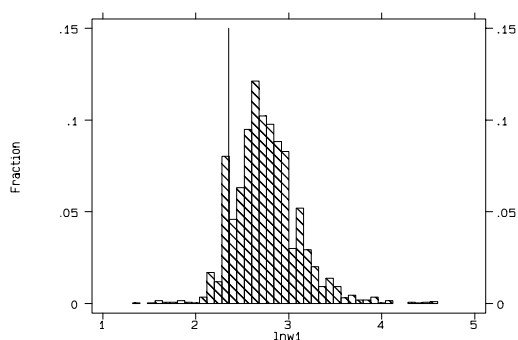
¹⁷ Ehhez hozzá kell tenni, hogy az európai vizsgálatok nagyságrendileg kisebb kereseti veszteségeket mutatnak ki a mienkéhez hasonló adatokkal, mint az amerikaiak. Lásd *Burda és Mertens (2001)*.

jelentősen – kétszámjegyű százalékkal – elmaradjon attól, amit később, a viszonylag rövid munkaviszonyaik során elérhetnek. Mindez persze csupán közvetett bizonyítékokkal alátámasztott feltételezés, és helyesebb, ha az induló bért annak tekintjük, ami: a segélyt közvetlenül követő időszak jövedelemforrásának egyfelől, a járadékosok munkaerejéért fizetett "beszerzési árak" másfelől.

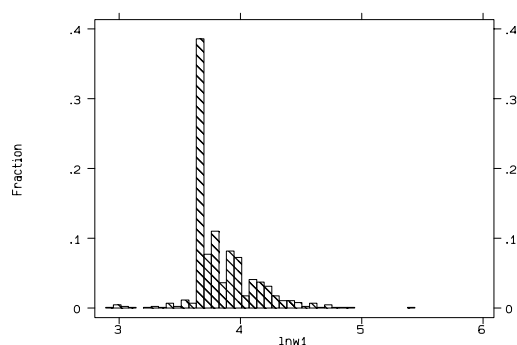
Bérszint. Az új állásokban fizetett bérek eloszlását iskolai fokozatonként a 7. ábra mutatja. Az 1994. évi ábrákon jelöltük a minimálbért – a 2001. éveken erre nem volt szükség.

7. ábra

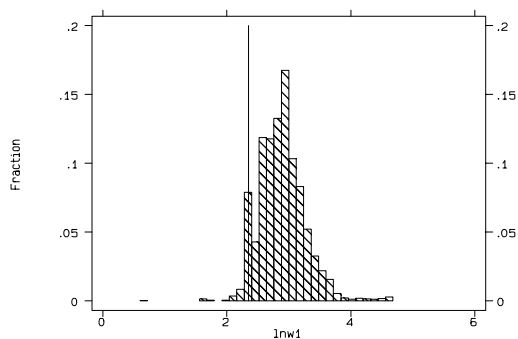
A munkanélküliség utáni bruttó kereset logaritmusának eloszlása 1994, 2001



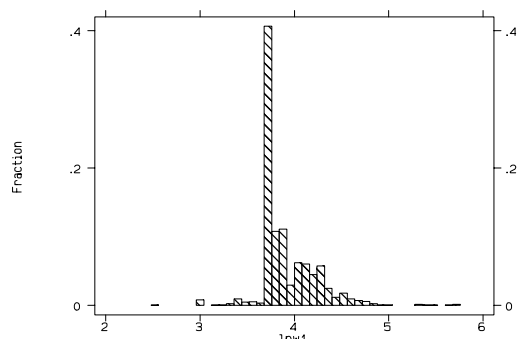
Legfeljebb általános iskola, 1994



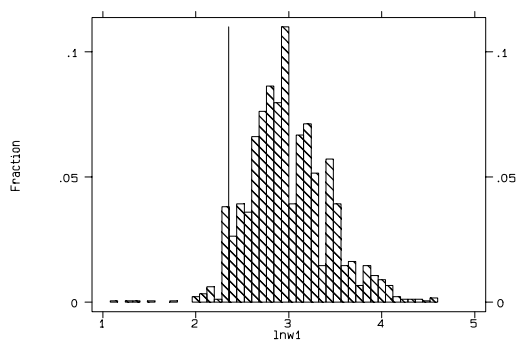
Legfeljebb általános iskola, 2001



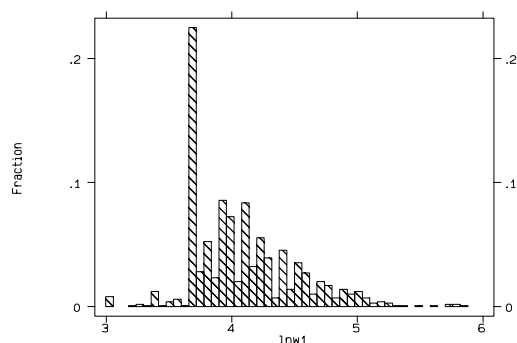
Szakmunkásképző, 1994



Szakmunkásképző, 2001



Érettségi, diploma, 1994



Érettségi, diploma, 2001

A hisztogramokból kibontakozó kép önmagért beszél. Az eloszlások balról csonkoltak, az alacsonyabb iskolai fokozatoknál olyan mértékig, hogy az "eloszlás" kifejezés nem is igazán illik rájuk. A vizsgálati időszakban elhelyezkedettek 31,2 %-át fix minimálbéren, további 17,6 %-át a minimálbért alig meghaladó kereset ígéretével vették fel. (Azok, akik keresetük alsó határaként 40 eFt-ot jelöltek meg, átlagosan 42,3 eFt-os havi keresetre számítanak). A legfeljebb általános iskolát végzettek 35 %-át, a szakmunkások 33 %-át, az érettségizettek és diplomások 25 %-át a vállalatok fix minimálbéren alkalmazták 2001. március-áprilisában.¹⁸ (1994-ben, noha a minimálbéren fizetettek aránya magasabb volt, mint amit a lognormális eloszlás megfelelő helyén várnánk, a beavatkozás csak kismértékben torzította a béreloszlást.)

17.táblázat

A minimálbéren felvettek aránya ágazat és vállalatméret szerint, 2001

Ágazat	Vállalatméret			Összesen
	<5fő	5–50 fő	>50 fő	
	Új állásba lépők			
Ipar	37,0	32,9	15,7	21,3
Építőipar	47,9	36,1	18,4	33,4
Mezőgazdaság	„	33,3	27,4	31,8
Kereskedelem	65,9	39,2	21,1	40,0
Közlekedés, hírközlés	..	32,4	20,3	25,0
Szolgáltatás	45,8	39,2	25,9	34,7
Oktatás, egészségügy, közig.	..	39,8	26,9	32,2
Összesen	54,7	36,6	19,9	30,4
	Régi állásukba visszalépők			
Ipar	„	28,2	12,3	18,9
Építőipar	59,8	48,2	8,6	35,1
Mezőgazdaság	75,0	26,9	16,5	22,5
Kereskedelem	77,1	62,7	22,4	54,3
Közlekedés, hírközlés	38,6
Szolgáltatás	..	50,6	25,6	46,9
Oktatás, egészségügy, közig.	..	48,3	21,9	33,9
Összesen	66,7	41,6	14,7	30,7

(..) Az esetszám nem éri el a 30 főt.

¹⁸ A minimálbérnél kisebb összeget a teljes munkaidőben felvettek közül 102 fő jelölt meg.

Kik fizetnek minimálbért, és tényleg azt fizetnek-e? A 17. táblázat tanúsága szerint a minimálbéren felvettek aránya a kereskedelemben magasabb, az iparban alacsonyabb az átlagosnál, más ágazatok között a különbségek kicsik. A kisebb vállalatok felé haladva egyértelműen növekszik az arány. (Nem könnyű definiálni, kit tekintünk "minimálbéresnek". Itt azokat tekintettük annak, akik alsó bérküszöbként 40 eFt-ot, felső határként 42 eFt-nál kisebb összeget jelöltek meg).

Örökzöld kérdés, hogy a "minimálbéren bejelentetteknek" tényleg a minimálbért fizetik-e, vagy ezt csak az adóhatóság (és a kutatók) megtévesztésére állítják könyveikben a munkáltatók. Az itt bemutatott adatok a munkavállalók bevallásán alapulnak, de elképzelhető, hogy ugyancsak torzítottak – mégiscsak hivatalban, a hivatalosság képviselői előtt adott válaszokból származnak.

Itt vesszük jó hasznát annak a kérdésnek, mellyel a bérváltozás szubjektív értékelését tudakoltuk. Feltesszük, hogy amikor arra a kérdésre felelt a válaszadó, hogy saját megítélése szerint nőtt-e vagy csökkent a bére, a valóságnak megfelelő véleményt közölt – legalábbis nem állt érdekében, hogy ne ezt tegye. Abban a mintában, melyet az alábbiakban részletesen megvizsgálunk, a kérdezettek 48,6 %-a számolt be nyereségről. Azoknak a száma, akiknél reálbérnövekedést *mértünk*, összehasonlítva az új bért és a segély-meghatározás alapjául szolgáló hivatalos (diszkontált) régi bért, ehhez nagyon közel állt: 50,6 % volt. Ha azonban azt vizsgáljuk, hogyan viszonyult egymáshoz a kétféleképpen definiált "nyertesek" száma a kis és nagyvállalatok között mozgó csoportokon *belül* (18. táblázat), akkor meglepő dolgokat tapasztalunk.

18. táblázat

Bérnövekedés az elhelyezkedők beszámolója szerint és a megfigyelt bér adatok alapján

A régi munkahely mérete	Az új munkahely mérete			Összesen
	<5 fő	5-50 fő	>50 fő	
Vállalati méret a munkanélküliség előtt és után (fő)				
<5 fő	300	129	118	547
5–50 fő	141	2265	498	2904
>50 fő	94	566	2500	3160
Összesen	535	2960	3116	6611
(1) Bérnövekedésről beszámolók aránya (%)				
<5 fő	64,0	76,7	69,5	68,2
5–50 fő	55,3	55,2	64,9	56,9
>50 fő	27,7	39,9	37,3	37,5
Összesen	55,3	53,2	42,9	48,6

a 18. táblázat folytatása

	<5 fő	5-50 fő	>50 fő	Összesen
	(2) Új bér > régi hivatalos bér (reál, %)			
<5 fő	82,7	85,3	78,8	82,4
5–50 fő	60,3	61,2	68,1	62,4
>50 fő	29,8	38,0	33,5	34,2
Összesen	67,5	57,8	40,7	50,6
	Eltérés: (2) – (1)			
<5 fő	18,7	8,6	9,3	14,2
5–50 fő	5,0	6,0	3,2	5,5
>50 fő	2,1	-1,9	-3,8	-3,3
Összesen	12,2	4,6	-2,2	2,0

A mintát azok alkotják, akik a táblázatban szereplő kérdésekre határozott választ adtak, és a fenti méretkategóriájú vállalatoknál alkalmazottként helyezkedtek el.

A mikrovállalatok között mozgók 82,7 %-a esetében mértünk nyereséget az új és a hivatalos régi bér összehasonlításával, de csak 64,0 %-uk számolt be bérnövekedésről. Két eset lehetséges: vagy az "igazi" régi bérük volt magasabb, mint a hivatalosan nyilvántartott, vagy az "igazi" új bérük alacsonyabb, mint amennyit a kérdezőnek mondtak. Vajon melyik esetről lehet szó?

A mikrovállalatokból nagyvállalatokhoz átkerülők esetében 9,3 %-kal mérjük magasabbnak a nyertesek arányát, ha inkább a béradatoknak hiszünk mint maguknak az elhelyezkedőknek. A fordított irányban – nagyvállalatokból mikrovállalatokba tartók – a két arányszám majdnem megegyezik (a differencia 2,1 %). Ugyanezt az aszimmetriát látjuk a kis és a nagy, vagy a mikro– és kisvállalatok között mozgó munkaerőnél, bár az eltérések kisebbek.

Ha a mikrovállalatoknál látott diszparitás oka az lenne, hogy a belépőket valójában alacsonyabb béren alkalmazzák mint amennyit ők a kérdezéskor mondtak, akkor elsősorban az oda *belépők* körében lenne alacsonyabb a bérnövekedésről beszámolók aránya a kereseti adatok alapján mért arányhoz képest. De nem ez a helyzet: az onnét *kikerülők* esetében látunk ellentmondást a kétféle keresetváltozási adat között. Ennek nemigen lehet más oka, mint hogy a mikrovállalatokban foglalkoztatottak többet kerestek a *munkanélküliség előtt*, mint amennyi a papírjaikon szerepelt.

Ha az itt alkalmazott logikát követve tanulmányozzuk a 18. táblázat alsó blokkját, három fontos következtetésre jutunk. (a) A mikrovállalatoknál a legutóbbi időkhöz elterjedt lehetett, hogy a hivatalosan számolt bérnél

többet fizettek. (b) A 2001 március-áprilisában elhelyezkedett munkanélküliek jó része viszont tényleg az új minimálbér szintjén fog keresni. (c) Az 5–50 fős vállalatoknál sokkal kisebb torzításra utalnak az adatok, az ötven fősnél nagyobbaknál pedig nem találtuk jelét a "béreltagadásnak". A különböző méretkategóriák között mozgó munkanélküliek száma alapján arra következtethetünk, hogy az elhelyezkedők többségének béradatai megbízhatóak, és ha ez így van, akkor a valós helyzetet tükrözik a 6. ábra hisztogramjai. (Melyekről első látásra nem gondolnánk, hogy a keresetek eloszlását ábrázolják egy modern piacgazdaságban.)¹⁹

A deformált béreloszlás egyik – kétségkívül nem a legfontosabb, de itt említés érdemlő – következménye, hogy le kell mondanunk a kereseti szint szóródásának többváltozós elemzéséről, ezen belül annak vizsgálatáról, hogy az elhelyezkedők egyes csoportjai milyen mértékben szelektálnak a bér ajánlatok között. A szelekciós torzítás kiszűrésére alkalmas Heckman-modell a függő változó normalitásából vezeti le a becslőfüggvényeket (Greene 1993, 708–711.), és általában, maga a lineáris regresszió is ezen a feltevésen nyugszik.²⁰

Bérváltozás

A bérváltozások esetében a normalitási feltétel sokkal kisebb mértékben sérül (lásd a 6. függelék hisztogramjait), ezért technikailag lehetséges a folytonos függő változóval dolgozó többváltozós elemzés. Mielőtt erre rátérnénk, vegyük szemügyre a reál keresetváltozásra vonatkozó alapadatokat. A 8. ábra grafikonjai a keresetváltozást valamint a növekvő, szinten maradó és csökkenő keresetet jelzők arányát ábrázolják a korábbi kereset függvényében. Hogy az 1994. és 2001. évi adatokat összehasonlíthatóvá tegyük, megfigyelési egységül a korábbi kereset percentiliseit választjuk, az így képzett csoportokra értelmezett átlagokat mutatja az ábra. (Az első percentilis csoportba a minta legrosszabbul, a századikba a legjobban kereső 1/100 része tartozik.)

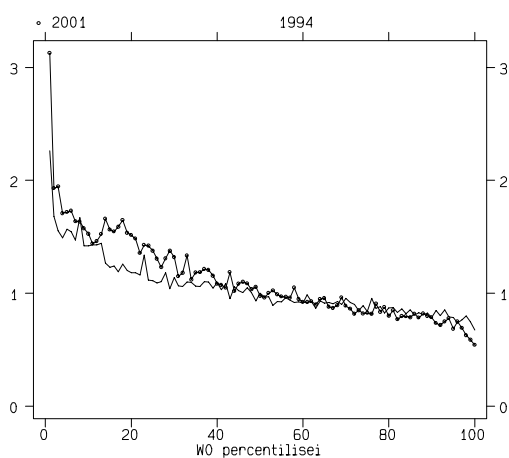
¹⁹ Adódik egy negyedik, nem ide tartozó, de fontos következtetés: a mikrovállalatoktól kikerülők alacsonyabb segílyt kaptak, mint amennyi a tényleges régi keresetük alapján járt volna nekik.

²⁰ A Heckman típusú modellekkel végzett kísérleteink a várakozásnak megfelelően kudarcba fulladtak, az általános iskolát végzetteknél enyhe szelekciós hatást jeleztek, az iskolázottabbaknál azonban vagy nem konvergáltak, vagy értelmetlen eredményt adtak, például 32 eFt-os átlagos ajánlati bért a diplomásokra.

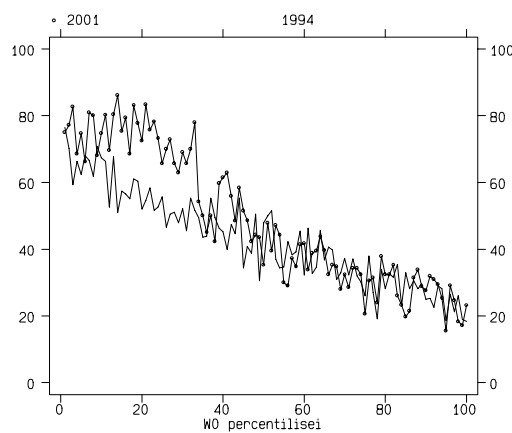
Az 1994. és 2001. évi változások lényegében egybeesnek közepes vagy magas korábbi bér esetén, de 2001-ben erősebb növekedést figyelhetünk meg a 40. percentilis alatti tartományban. Itt nyilvánvalóan a 40 eFt-os minimálbér hatásáról van szó: mint emlékszünk, az állomány szinte pontosan ekkora részének (37 %-ának, azaz 1.–37. percentilis csoportjának) a korábbi keresete maradt el a megemelt minimálbértől. Ennek és csakis ennek köszönhető, hogy 2001-ben valamivel kedvezőbb képet festenek a keresetváltozásra vonatkozó adatok.

8. ábra

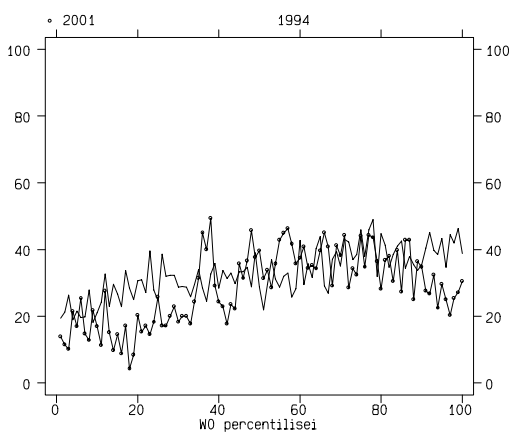
Reálbérváltozás a korábbi kereset percentilis csoportjaiban 1994, 2001



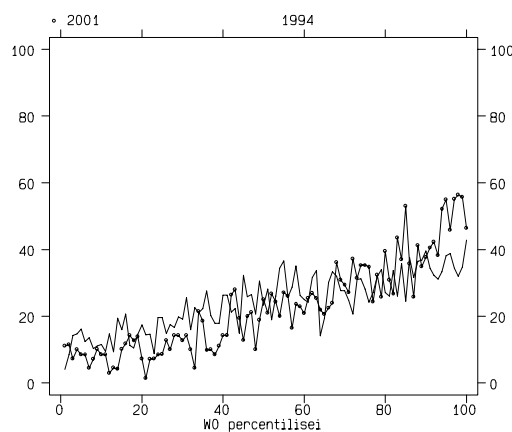
Új kereset/régi kereset (reál)



A kereset a válaszadó szerint nőtt (%)



A kereset a válaszadó szerint nem változott (%)



A kereset a válaszadó szerint csökkent (%)

Az új kereset alacsony és magas korábbi bér esetén 1994, 2001

Korábbi keresete:	1.–40. percentilis		41.–100. percentilis	
	1994	2001	1994	2001
Új kereset/régi (reál): átlag	128,1	148,6	89,3	88,1
Új kereset/régi (reál): medián	118,7	144,9	90,1	87,8
Keresete nőtt ¹	56,4	70,3	34,2	34,6
Keresete csökkent ¹	16,1	9,9	29,4	31,1

¹ A válaszadó szerint

A 7. ábrán és a 19. táblázatban is jól megfigyelhető az a sajátosság, hogy a magaskeresetűek általában veszítenek, az alacsonybérűek pedig nyernek, amikor hosszabb-rövidebb munkanélküliség után újból állásba lépnek. Ezt figyelmen kívül hagyhatnánk a keresetváltás elemzésekor, ha csupán a Galton-féle paradoxon megnyilvánulását látnánk benne.²¹ Az "átlaghoz húzás" jelensége mögött azonban kauzális összefüggéseket is sejthetünk az adott esetben:

(a) Az új munkáltató a felvételnél még nem tudja, amit a régi már tudott: hogy a jelentkező az átlagnál jobb vagy rosszabb teljesítményre képes-e. Ezért hajlamos a csoportátlaghoz közel eső bér megajánlani, ami a rejtett tudáselemekhez fűződő hozamok átmeneti elvesztését implikálja. Ez a veszély elsősorban az iskolázott, magas bérű csoportok tagjait fenyegeti, amennyiben igaz, hogy az emberi tőke könnyen és nehezen megfigyelhető komponensei korreláltak (például: inkább az iskolázott csoportokban fordulnak elő tehetséges és szorgalmas emberek, és viszont). Felvethető, hogy a munkáltatók eleve számolnak az említett korrelációval, figyelembe veszik az iskola-specifikus ajánlati béreik kialakításakor. Ez igaz, csak hogy az utóbbi tehetségesnek és szorgalmasnak bizonyult dolgozók megtartásáért – a fluktuációs költségek miatt – hajlandóak lehetnek az átlagosnál magasabb bért fizetni, ami az új munkáltató tökéletlen informáltsága miatt elégséges az "átlaghoz húzás" jelenségének előidézéséhez.

²¹ Ha a régi és az új bér (x és y) együttes eloszlása normális, m^x és m^y az átlagok, s^x és s^y a szórások, és r az x és y közötti korreláció, akkor $E(y|x) = m^y + r(x - m^x)(s^y/s^x)$. Mivel $r < 1$ a bérek befelé húznak. (Keuzenkamp 2000, 124–125.) A „regression to the mean” jelensége mögött meghúzódó esetleges szisztematikus okokról a bérváltozások elemzésekor lásd például Burda és Mertens (2001), illetve Köllő és Nagy (1995).

(b) A rejtett emberi tőke-elemek egy részét vállalatspecifikus ismeretek képezik: ezek parlagra kerülése is csökkenti az újraelhelyezkedéskor elérhető bért – minél nagyobb mértékben járultak hozzá a korábbi keresethez, annál inkább.

(c) További oka lehet a magas keresetek erodálásának, ha bizonyos, a magas keresetűekre korlátozódó előnyökből csak a vállalatnál huzamosabb időt eltöltött munkavállalók részesedhetnek – ilyen előny például a vezetői kinevezés a hozzá tartozó pótlékokkal. Ugyanakkor az alacsony keresetek emelkedését okozhatja ha bizonyos, az alacsony keresetűekre jellemző hátrányok csak huzamosabban ott dolgozókat sújtanak. Ahhoz is idő kell, amíg az ember eljut a vállalat legeslegrosszabbul fizetett kiegészítői állásába.

(d) Végül, de nem utolsó sorban említendő az 57 %-os minimálbéremelés, ami sajátos helyi tényezőként járult hozzá az "átlaghoz húzáshoz" 2001-ben.

Ha a korábbi bér és a bérváltozás szisztematikus módon összefügg, akkor a teljes mintára becsült bérváltozás-regresszió torz paramétereit eredményez azokra a változókra, melyekhez most elvesző hozamok tapadtak a múltban: ilyen lehet például az iskolázottság, a munkaerőpiaci tapasztalat, vagy a munkakörben eltöltött idő. A korábbi bér regresszorként való szerepeltetése (*Burgess és Kingston 1977*) enyhít ezen a problémán, de legalább annyit árt mint használ, mert a késleltetett függő változó miatt a modell KLNМ becslése torzít, annál erősebben, minél erősebb a korreláció a korábbi bér és az új bér reziduuma között. (A szimultán becslés az instrumentumok minőségétől függően javíthatja az eredményeket.) További problémát okoz, hogy a késleltetett függő változó bevonása esetén voltaképpen a bérszintet becsüljük ($\ln(w^0)$ együtthatója kivételével az összes többi paraméter és standard hiba megegyezik egy olyan modellével, melyben $\ln(w^1)$ a függő változó és $[\ln(w^0), X]$ a magyarázó változók vektora), miközben esetünkben $\ln(w^1)$ távolról sem normális eloszlású.

A torzítás mérséklésére az alábbiakban w^0 kategóriái szerint külön-külön becsülünk bérváltozás-egyenleteket, melyeknek formája:

$$(3) \quad \ln(w^1/w^0)_i - \ln(W^1/W^0)_i = \mathbf{b}'[\mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i, t_i] + e_i$$

ahol w^1 és w^0 a régi és az új bér nominális értékben, W^1/W^0 az országos átlagkereset változása az i -ik egyén munkanélküliségének idején, X olyan tényezők vektora, melyek nem változnak a munkanélküliség során (nem, iskolázottság), a Z típusúak éppen a munkanélküliség alatt bekövetkezett változásokat ragadják meg (ágazatváltozás, munkaidő-változás, és a többi),

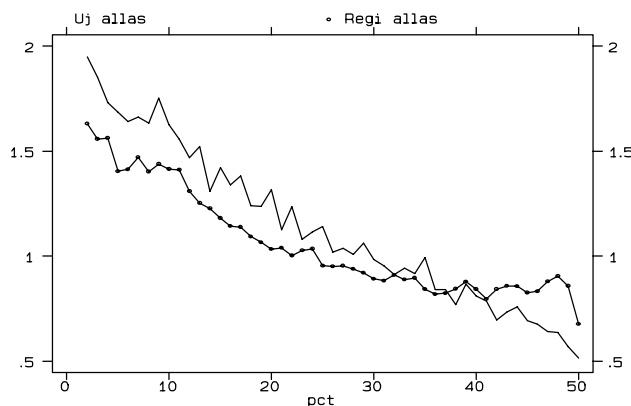
t pedig az állás elvesztésétől a vizsgálat kezdőnapjáig eltelt idő. Módszertani tanulságaik miatt, összehasonlítás céljából közöljük a teljes mintára becsült illetve a korábbi bért tartalmazó modellek eredményeit is, annak hangsúlyozásával, hogy mindkettő hibás lehet a tárgyalt okokból. 2001-ben a 40 eFt alatti, a 40–60 eFt-os és a 60 eFt feletti kategóriákat különböztettük meg. 1994-ben a mintát úgy daraboltuk fel, hogy az arányok megfeleljenek a 2001. évinek.

A munkanélküliség hosszának szerepeltetése egy csupa lezárt periódusból álló beáramlási mintában vitatható (lásd *Welch 1977* megjegyzéseit *Holen 1977* tanulmányáról), mert az elfogadott bér és a munkanélküliség hossza szimultán határozódnak meg. Az itt vizsgált állományi minta esetében a kilépés valószínűsége és w^1 korrelált – a magasabb bérajánlatokat kapott illetve alacsonyabb rezervációs bérű munkanélküliek inkább hajlandóak állásba lépni. Mivel a már említett okokból nem tudjuk a Heckman-féle szelekciós modellt használni, az esetleges szelekciós torzítást közvetett jelek alapján próbáljuk megítélni.

Egyik támpontunk a (2) modell, mely nem utalt erős ösztönzési hatásra: a rezervációs béreknek a segélytől függő szóródása nem befolyásolta erősen a kilépést, miközben feltételezhető, hogy a rezervációs bér képződés szempontjából fontos háztartási változók azonos módon befolyásolták w^0 és w^1 szintjét, érintetlenül hagyva a (3) egyenletben szereplő w^1/w^0 hányadost. Másik fogódzónk a (2) modellben feltárt negatív kapcsolat $h(t)$ és t között. Ha erős a szelekciós torzítás – például a segély mellett végzett fekete munka miatt – akkor a régebben munka nélkül lévő csoportokban viszonylagosan sok magas rezervációs bérű egyén "halmozódik fel", ami megmagyarázhatja $h(t)$ csökkenő tendenciáját, de egyidejűleg pozitív kapcsolatot létesít t és az elfogadott bér között. Míg a pozitív összefüggés a szelekciós torzítás megnyilvánulásaként értelmezhető, a negatív úgy, hogy a rezervációs bér-hatás nem elég erős az ellenirányú (a kontraszelekcióból illetve a hosszfüggésből eredő) hatások semlegesítéséhez.

A (3) modell becslési eredményei a 19. és 20. táblázatban, az egyenletek teszt-statisztikái a 21. táblázatban találhatóak. Csak az új állásba lépők eredményeit tárgyaljuk. (A visszatérőkről lásd a 8. függelékét). A két csoport keresetváltozását összehasonlító 9. ábrán látható, hogy az "átlaghoz húzás" kisebb mértékű volt a visszalépő munkanélkülieknél, ami alátámasztja a feltételezést, hogy e jelenség mögött részben a munkáltatók bizonytalansága, a tökéletlen informáltság húzódhat meg.

**Reálbért változás az új belépő és visszalépő munkanélkülieknél
a korábbi kereset szerint kialakított 50 csoportban²²**



Az új állásba lépő férfiak 10–11%-kal magasabb béreket értek el – a korábbi kereseti szinttől függetlenül – mint a nők, hasonlóan mint 1994-ben. Az iskolázottabb csoportok bére kisebb mértékben erodálódott mint a képzetleneké: egy osztállyal kevesebb elvégzett osztály 1,5–2 %-al súlyosabb kereseti veszteséget (vagy ennyivel kisebb nyereséget) jelentett. A mértékek hasonlóak az 1994-ben megfigyelthez, miként az is, hogy az iskolázatlansággal összefüggő többletkockázat az alacsonybérűek csoportjában nagyobb.

Minél hosszabb ideig dolgozott valaki a korábbi munkahelyén, minél kevésbé hasonlít az új munkahelye a régihez, annál nagyobb kereseti veszteség fenyegeti – ez az összefüggés a magas keresetűek csoportjában (valamint a minta egészének szintjén) mutatható ki, de nem érvényesül az alacsonyabb keresetűek két csoportjában. (Sőt a legalacsonyabb keresetűek körén belül a foglalkozást váltók még valamivel magasabb keresetre is számíthatnak).²³

²² Elhagytuk az 1. csoportot, melyben a változás kétszeres illetve (az új belépőknél) háromszoros, mert összezsugorítaná az ábrát.

²³ 1994-ben a munkaerőpiaci tapasztalat hatását negatívnak becsültük, 2001-ben zérus paramétereket kaptunk. Az eredmények korlátozottan hasonlíthatók össze, mert 1994-ben

A reálkereset változásának becslése 1994

Lineáris regresszió Huber/White standard hibákkal

Függő változó: a reálbértváltozás logaritmus

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)					
	Teljes minta	Régi kereset (reál) < 15 547 Ft	Régi kereset 15 547 – 21 539 Ft	Régi kereset >21 539 Ft	Teljes minta					
Korábbi kereset (log)	–	–	–	–	-.6473					
Férfi	-.0268	-2,60	,0862	6,59	,1333	9,00	,0860	4,05	,1269	15,03
Iskolázottság (év)	,0055	2,04	,0275	7,19	,0220	6,03	,0160	3,54	,0270	12,44
Tapasztalat (év)	-.0035	-7,18	-.0009	-1,29	,0004	0,66	,0015	1,78	,0012	3,06
Előző munkavisz. (év)	-.0014	-2,08	-.0016	-1,51	-.0021	-2,40	-.0024	-2,28	-.0010	-3,11
Új munka kicsit más	-.0029	-0,25	,0209	1,21	-.0050	-0,30	-.0356	-1,96	,0029	0,31
Új munka nagyon más	-.0152	-1,36	,0480	3,00	-.0522	-3,57	-.1105	-5,99	-.0302	-3,42
Ágazati bér változás ¹	,0023	4,73	,0021	3,11	-.0002	-0,39	,0013	1,56	,0005	1,49
Régi mh.: <50 fő	,0826	7,62	,0875	5,73	,0240	1,67	-.0172	-0,98	,0187	2,22
Új mh.: < 50 fő	-.0232	-2,44	-.0673	-4,75	-.0215	-1,72	-.0304	-1,99	-.0527	-7,03
Mnélk. ráta (log)	-.0406	-3,89	-.1023	-6,63	-.0684	-4,76	-.0954	-5,62	-.0996	-11,89
Régi mh.: ingázott	-.0391	-3,25	,0011	0,06	-.0400	-2,45	-.0487	-2,50	-.0198	-2,11
Új mh.: ingázik	,0776	6,42	,0943	5,53	,1042	6,23	,0878	4,55	,1051	11,07
Régi mh.: részmunkaidő	,4180	9,44	,3320	7,23	,1900	2,88	,0106	0,07	,1252	4,36
Új mh.: részmunkaidő	-.2610	-6,49	-.3213	-6,44	-.3243	-4,67	-.2689	-2,63	-.3204	-9,04
Régi mh.: vezető	-.0914	-3,12	-.0369	-0,54	-.0117	-0,25	-.0292	-0,81	,0117	0,49
Új mh.: vezető	,1277	3,51	,2229	2,78	,2113	2,96	,0518	1,27	,1733	6,04
Régi mh.: fizikai	,0642	3,54	-.0003	-0,01	-.0611	-2,50	,0511	1,82	-.0138	-1,00
Új mh.: fizikai	-.0662	-3,92	-.0605	-2,65	-.0674	-2,92	-.1360	-4,99	-.0925	-7,09
Elbocsájtott	-.0334	-1,53	,0009	0,02	-.0094	-0,30	-.0094	-0,26	,0012	0,07
Hátralévő seg. nap (log)	-.0097	-1,46	,0136	1,53	,0227	2,35	,0153	1,41	,0145	2,73
Mnélk. hossza (hónap)	-.0056	-4,94	,0020	1,24	,0005	0,34	-.0053	-3,28	-.0018	-2,03
Konstans	,0361	0,58	-.3743	-4,33	-.5108	-5,58	-.6190	-5,51	1,294	24,15

¹ Az ágazatváltással összefüggő, az 1994. évi Bértarifa-felvételből becsült ágazati járadékváltozás (log)

A reálkereset változásának becslése 2001

Lineáris regresszió Huber/White standard hibákkal

Függő változó: a reálbért változás logaritmus

21. táblázat

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
	Teljes minta	Régi kereset (reál) < 40 eFt	Régi kereset 40 – 60 eFt	Régi kereset >60 eFt	Teljes minta		
Korábbi kereset (log)					- ,8247 -56,34		
Férfi	,0399	2,49	,1120	6,26	,1130 6,29	,1022 4,05	,1280 12,87
Iskolázottság (év)	,0078	1,83	,0207	4,14	,0150 3,04	,0147 2,37	,0257 8,82
Tapasztalat (év)	,0000	0,65	,0001	0,15	-,0003 -0,41	,0026 2,19	,0008 1,65
Előző munkavisz. (év)	-,0046	-2,89	-,0001	-0,04	,0031 1,91	-,0054 -2,85	-,0007 -0,78
Új munka kicsit más	-,0335	-1,62	,0054	0,23	,0399 1,66	-,0107 -0,30	,0153 1,11
Új munka nagyon más	-,0337	-1,75	,0467	2,24	,0246 1,14	-,0611 -1,80	-,0074 -0,59
Ágazati bér változás ¹	,3933	3,71	,0484	0,38	,2210 1,97	,3199 2,05	,1732 2,58
Régi mh.: <50 fő	,2470	15,03	,0718	3,47	,0619 3,36	,0102 0,39	,0023 0,21
Új mh.: < 50 fő	-,0347	-2,11	-,0645	-3,32	-,0791 -4,07	-,0691 -2,87	-,0800 -7,45
Mnélk. ráta (log)	,0240	1,17	-,0500	-2,38	-,0634 -3,20	-,0104 -0,31	-,0622 -4,75
Régi mh.: ingázott	-,0488	-2,80	,0404	2,00	-,0152 -0,78	-,0794 -3,07	-,0042 -0,37
Új mh.: ingázik	,0322	1,87	,0048	0,24	,0404 1,97	,0740 2,93	,0473 4,15
Régi mh.: részmunkaidő	,4305	8,85	,3768	8,45	,0375 0,94	-,0820 -0,63	,0749 3,02
Új mh.: részmunkaidő	-,3126	-6,37	-,3910	-7,31	-,3896 -6,63	-,3865 -4,25	-,4031 -12,13
Régi mh.: vezető	-,2002	-3,82	,1241	1,36	,0411 0,53	-,1708 -3,37	-,0080 -0,22
Új mh.: vezető	,1516	2,24	,1569	1,60	,2456 1,81	,0815 1,25	,1615 3,48
Régi mh.: fizikai	,0251	0,77	-,0863	-2,25	-,0150 -0,38	,0077 0,16	-,0301 -1,44
Új mh.: fizikai	-,0854	-2,72	-,0556	-1,55	-,1521 -3,75	-,1665 -3,47	-,1593 -7,62
Elbocsájtott	-,0697	-3,92	-,0523	-2,53	-,0229 -1,14	-,0583 -2,09	-,0239 -2,10
Hátralévő seg. nap (log)	-,1244	-12,42	-,0243	-2,10	-,0042 -0,37	-,0198 -1,27	,0049 0,80
Mnélk. hossza (hónap)	-,0454	-12,86	-,0076	-2,00	-,0179 -4,52	-,0320 -6,51	-,0082 -3,77
Hossz = 9 hónap	,0016	0,03	-,0610	-1,23	-,0086 -0,21	,0700 1,18	,0050 0,19
Konstans	,7487	7,75	,2290	2,12	-,1748 -1,69	-,1763 -1,09	2,933 40,53

¹ Az ágazatváltással összefüggő, az 1999. évi Bértarifa-felvételből becsült ágazati járadékváltozás (log)

A 19. és 20. táblázat béregyenleteinek statisztikái

	Új állásba lépők	
	1994	2001
(1)		
Megfigyelések száma	7422	3227
F	27,48	44,10
Prob > F	0,0000	0,0000
aR2	0,0829	0,2528
Root MSE	,38226	,43165
(2)		
Megfigyelések száma	2726	1202
F	21,82	13,27
Prob > F	0,0000	0,0000
aR2	0,1699	0,2543
Root MSE	,33726	,30016
(3)		
Megfigyelések száma	2354	927
F	18,13	12,36
Prob > F	0,0000	0,0000
aR2	0,1403	0,2332
Root MSE	,29125	,27024
(4)		
Megfigyelések száma	2342	1098
F	13,30	10,23
Prob > F	0,0000	0,0000
aR2	0,1077	0,1848
Root MSE	,33887	,37584
(5)		
Megfigyelések száma	7422	3227
F	177,79	248,93
Prob > F	0,0000	0,0000
aR2	0,4206	0,6934
Root MSE	,30385	,27655

A megfigyelt egyének keresetváltozása részben látszólagos: a különböző típusú munkahelyekre (például: ágazatokra) jellemző kiegyenlítő bérkülönbségek elvesztését vagy "megnyerését" tükrözi. Az ágazatok közötti mozgással összefüggő egyéni keresetváltozást a bevett úton, úgy próbáltuk mérni, hogy a előbb megmértük az k -ik és j -ik ágazat közötti tiszta – az összetételhatásoktól és

szakszervezeti járadékoktól megtisztított – logaritmikus kereseti különbséget, majd hozzárendeltük a k-ik ágazatból a j-ikbe lépő egyénhez. A változó paramétere az egyéni keresetváltozásnak a tiszta ágazati járadékváltozásra mért rugalmasságát fejezi ki.²⁴ 2001-ben az alacsony keresetűeknél 0,04, a közepes keresetűeknél 0,22, a magasbérűeknél 0,32 elaszticitást kaptunk, ami arra utal, hogy elsősorban az utóbbiak bérében hangsúlyos az ágazat-specifikus elem. (1994-ben a rugalmasságok alacsonyak, ennek oka, hogy az ágazatváltozás nem lineárisan hatott az egyéni keresetváltozásra, mint azt *Köllő és Nagy (1996)* cikkünkben bemutattuk.)²⁵

A nagy és kisvállalatok között mozgó munkanélküliek közül csak az alacsony és közepes bérűeknél figyelhetünk meg 6–7 %-os mértékű emelkedést illetve süllyedést a mozgás irányától függően. A kisvállalatok körén belül maradók bére 13–14 %-kal nagyobb mértékben emelkedett, mint a nagyvállalati körben mozgóké – de e ponton emlékezzünk a nyilvántartott bér adatok torzításáról mondottakra.

Átugorva azokon a kontrollváltozókon, melyeknek hatása triviális (munkaidő, vezetői poszt, fizikai beosztás) térjünk a gazdaságpolitikai szempontból fontos tényezőkre!

A keresetváltozásnak a munkanélküliségi rátára mért rugalmassága csupán –1 % (statisztikailag inszignifikáns) volt a magas keresetűeknél, de –6,3 % a közepes és –5,0 % az alacsony bérű csoportban. A válságrégiók szegényebb állástalanjai a korábbi – a magas regionális munkanélküliség miatt eleve alacsony – béreikhez képest még további kereseti veszteséget is vállaltak az elhelyezkedéskor 2001-ben, csakúgy mint 1994-ben. A minta egészére elvégzett becslés 2001-ben elrejtí ezt az összefüggést (a rugalmasság +2 %), mert a válságrégiókban az elhelyezkedők nagyobb része könnyvelhetett el jelentős kereseti nyereséget a minimálbéremelésnek köszönhetően.²⁶ Jól látszik azonban, hogy a piaci erők e régiókban *lefelé* nyomják a béreket.

A teljes mintára készült becslés szerint a kimerítés előtt kilépők jelentékeny bérnyereségre tesznek szert. (A bérváltozásnak a segélyvárományra mért rugalmassága -12,4 %.) A megtévesztő látszat ez esetben is a korábbi bér figyelmen kívül hagyásából fakad: annak magas a várománya, akinek magas a

²⁴ Az ágazati járadékokat retprospektív adatokat használva, az 1998. évi Bértarifa-felvételből becsültük egyéni kereseti függvényekkel, melyekben az ágazatváltozókon kívül a nem, tapasztalat, iskolázottság, beosztás, lakóhely, vállalatméret, vállalati termelékenység és tőkefelszereltség, és tulajdon mellett a kollektív bérmegállapodás létét/hiányát vettük figyelembe. Az eredmények a szerzőnél elérhetők.

²⁵ A specifikációt e tanulmányban a 2001. évi változó-kapcsolatokhoz igazítottuk.

²⁶ Itt jegyezzük meg, hogy az 1994. évi mintában is erősebb hatást kapunk, ha a korábbi bért figyelembe vesszük, mint azt a 20. táblázat mutatja. Ez 1995. és 1996. évi cikkünkben elkerülte a figyelmünket.

segélye, annak magas a segélye, akinek magas volt a bére, és akinek magas volt a bére, az kereseti veszteséget szenved el, és viszont. A helyesen specifikált csoportszintű becslésekben csak az alacsonybérűekre kapunk szignifikáns rugalmasságot (-2,4 %).

Itt sem arról van szó azonban, hogy a segély lejárta előtt kilépők jókora nyereséggel vonulnak állásaikba (miután utolsó fillérig felélték az átlagosan havi 18,633 Ft-os segélyüket), hanem arról, hogy az állásvesztés után *azonnal* elhelyezkedők nagyobb kereseti veszteséget vállaltak. Ha a várományt kategória-szinten mérjük (<50 eFt, 50–100 eFt, 100–150 eFt és >150 eFt, referenciának a második csoportot választva), akkor nem találunk különbséget az első három csoport között, a 150 eFt-nál is nagyobb váromány birtokában kilépők azonban a többiekénél 12,4 %-kal alacsonyabb bérrel léptek munkába.

A vizsgálatunk kezdőnapjáig munkanélküliként eltöltött idő egy-egy hónapja az alacsonybérűeknél 0,8 %-kal, a közepes keresetűeknél 1,8 %-kal, a legjobban fizetetteknel 3,2 %-kal alacsonyabb új bért valószínűsít. (A hatások erősebbek, mint 1994-ben voltak). Nem zárható ki, hogy még erősebb negatív összefüggést tapasztalnánk ha egyes munkanélküliek nem akarnának a lehető legtovább segélyen maradni, de a kiváró magatartás nem olyan elterjedt, hogy – elmosva a kontraszelekció és az esetleges hosszfüggés hatását – pozitív összefüggést hozzon létre a munkanélküliként eltöltött idő és az elért kereset között.

HIVATKOZÁSOK

- Addison, J. T.–Blackburn, M. L. (2000): The effects of unemployment insurance on postunemployment earnings. *Labour Economics*, 7. 21–53.
- Burda, M. C.–Mertens, A. (2001): Estimating wage losses for displaced workers in Germany. *Labour Economics*, 8. 15–41.
- Burgess, P.L.–Kingston, J.L. (1977): Impact of unemployment insurance benefits on reemployment success. *Industrial and Labour Relations Review*, 30(3), July, 25–31.
- Garcia, J.–Stern, J. (1989): Real earnings, gains and losses from unemployment. In: S. Nickell, W. Narendranathan, J. Stern and J. Garcia: The nature of unemployment in Britain. Oxford University Press. 1989.
- Greene, W. H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice Hall. 2nd Edition.
- Holen, A. (1977): Effects of unemployment insurance entitlement on duration and job search. *Industrial and Labour Relations Review*, 30 (4), 445–450.
- Jacobsen, L.S.–LaLonde, R.J.–Sullivan, D.G. (1993): Earnings losses of displaced workers. *American Economic Review*, Vol. 83. (4). 685–707.
- Jenkins, S.P. (1995): Easy estimation methods for discrete-time duration data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 129–138.
- Kézdi G. (1998): Az önbevallásból származó kereseti adatok érvényességéről. *Közgazdasági Szemle*, 11.
- Keuzenkamp, H. A. (2000): *Probability, Econometrics and Truth*. Cambridge UP, Cambridge.
- Köllő J. (2000): The patterns of non-employment in Hungary's least developed regions. Budapest Working Papers on the Labour Market. 2001/1
- Köllő J.–Nagy Gy. (1995): Bérek a munkanélküliség előtt és után. *Közgazdasági Szemle*, 5.
- Köllő, J.–Nagy, Gy. (1996): Earnings gains and losses from insured unemployment in Hungary. *Labour Economics*, 3. 279–298.
- Micklewright, J.–Nagy, Gy. (1994): Flows to and from insured unemployment in Hungary. EUI Working Papers in Economics. No. 41.
- Micklewright, J.–Nagy, Gy. (1999): The informational value of job search data and the dynamics of search behaviour: Evidence from Hungary. Budapest Working Papers on the Labour Market, 1999/1.
- Welch, F. (1977): What have we learned from empirical models of unemployment insurance. *Industrial and Labour Relations Review*, 30 (4). 451–461.