



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI KUTATÓKÖZPONT

BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK

BWP. 2002/2

**Az ingázási költségek szerepe
a regionális munkanélküliségi különbségek
fenntartásában – Becslési kísérlet**

KÖLLŐ JÁNOS

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye

Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem
Emberi Erőforrások Tanszék

Budapest

**Az ingázási költségek szerepe
a regionális munkanélküliségi különbségek
fenntartásában – Becslési kísérlet**

KÖLLŐ JÁNOS

Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek

BWP. 2002/2

2002. március

Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 2002/2. szám

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

Az ingázási költségek szerepe a regionális munkanélküliségi különbségek fenntartásában – Becslési kísérlet

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
e-mail: kollo@econ.core.hu

A tanulmány a T 026113 sz., „A munkaerőpiac regionális különbségei Ma-
gyarországon az átmenet időszakában” c. OTKA-téma keretében készült

ISSN 1418–3331
ISBN 963 9321 49 4

Kiadja az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
a “Közösen a jövő munkahelyeiért” Alapítvány támogatásával

Budapest, 2002

**AZ INGÁZÁSI KÖLTSÉGEK SZEREPE A REGIONÁLIS
MUKANÉLKÜLISÉGI KÜLÖNBSÉGEK FENNTARTÁSÁBAN**

– BECSLÉSI KÍSÉRLET

KÖLLŐ JÁNOS

Az elmúlt évtizedekben több tanulmány is próbálkozott az ingázási költségek felmérésével, illetve a munkához jutási esélyekre tett hatásuk elemzésével. A tanulmány közvetett úton kísérel meg kimutatni a munkába járási költségeket. Mivel az ingázás melletti munkavállalás csak magasabb bérek mellett fizetődik ki, az azonos rezervációs bérű munkások között a bejárási távolság függvényében megfigyelhető bérkülönbségek jól közelítik az ingázás költségét, azt a többletet, melyet a munkavállalók elegendőnek tartanak a közlekedési költségeik, illetve az utazással elvesztegetett idejük kompenzálására. A válságövezetekben élők esélye arra, hogy ingázás útján találjanak munkahelyet alacsony, relatív értelemben még a lakóhelyükön történő elhelyezkedési esélyüknél is alacsonyabb. Úgy tűnik azonban, ezért nem a közlekedési költségek (esetleges) általános emelkedése felelős, hanem – valószínűsíthetően – a válságrégiók városi munkaerőpiacainak leromlott állapota.

**COMMUTING COSTS: THEIR ROLE IN SUSTAINING REGIONAL
DIFFERENCES IN UNEMPLOYMENT — ESTIMATES**

by JÁNOS KÖLLŐ

Any number of studies in past decades have attempted to survey commuting costs and analyze their effects on chances of finding a job.

This study relies on indirect information in determining commuting costs. Since commuting to a job only pays off if wages are higher, the author has observed the wage differential paid to identical labor as a function of commuting distance. That difference is a close approximation of commuting costs. The additional money reflects the amount deemed sufficient by employees to compensate for travel costs and time.

People living in crisis zones have little prospects of finding jobs by commuting. In fact, calculating with the wage differential, their relative odds of finding work farther from home are even lower than their chances of getting a job in their place of residence. The reason behind this does not appear to be the (possible) overall rise in commuting costs. Instead, it is probably a result of the deteriorated state of the labor market in the urban zones of the crisis regions.

BEVEZETÉS

REGIONÁLIS ELHELYEZKEDÉSI ESÉLYKÜLÖNBSÉGEK 2001-BEN

Az ország elmaradottabb régióiban élő munkanélküliek relatív elhelyezkedési esélye nagymértékben romlott a kilencvenes évek közepe óta.

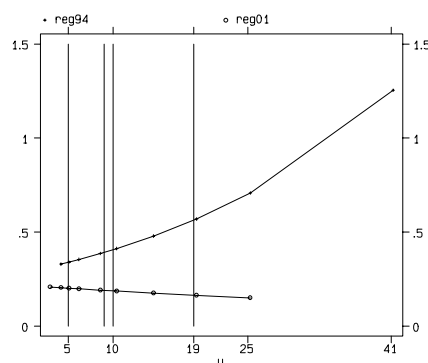
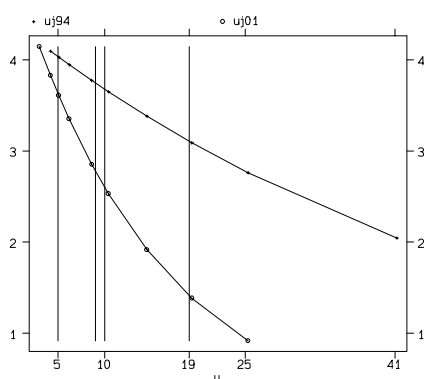
1994 és 2001 tavaszán két, a későbbiekben ismertetett adatfelvétel (*Köllő és Nagy 1995, Fazekas et al. 2001*) felhasználásával elemeztük a járadékos munkanélküliek állásbalépési esélyeit és a különféle kistérségekben élők között e tekintetben mutatkozó különbségeket. (A kilépési esélyek elemzésekor alkalmazott eljárásról lásd a Függelék). A szempontunkból fontos eredményeket az *1. ábra* grafikonjai foglalják össze.

1. ábra

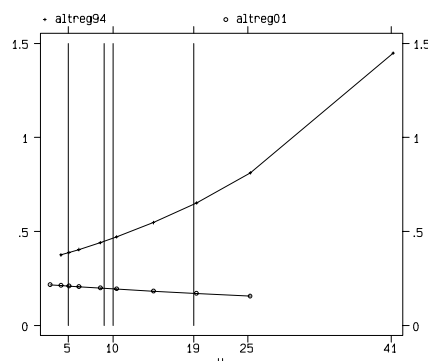
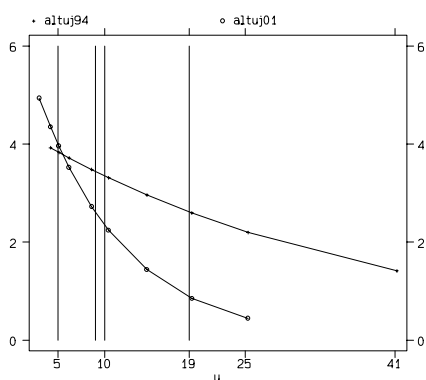
Az elhelyezkedés becsült valószínűsége¹, a kistérségi munkanélküli ráta függvényében² 1994-ben (+) illetve 2001-ben (o)

Belépés új munkahelyre

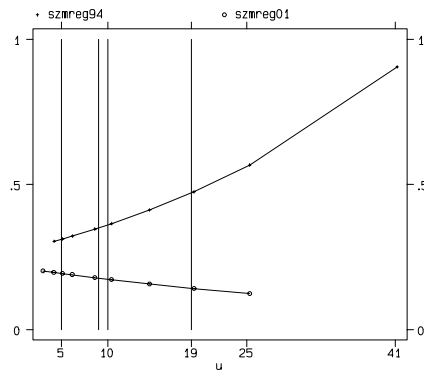
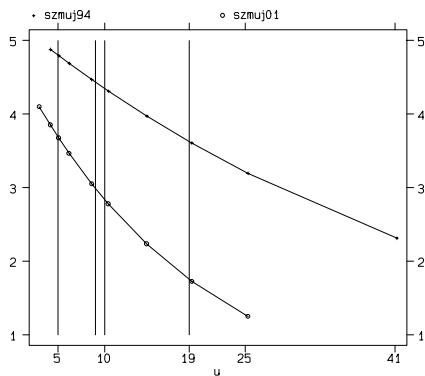
Visszalépés a korábbi munkahelyre



Összes járadékos



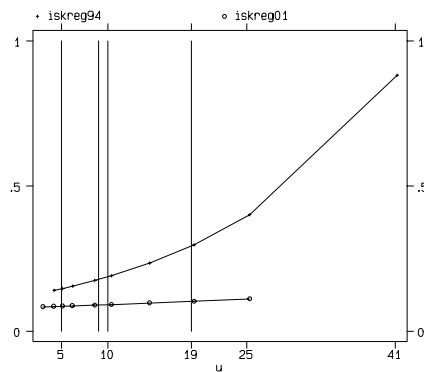
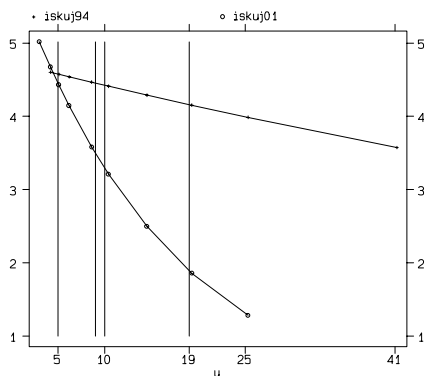
Legfeljebb általános iskolát végzettek



Szaktanulmányokat végzettek

Belépés új munkahelyre

Visszalépés a korábbi munkahelyre



Középiskolát végzettek, diplomások

- 1) A görbék a Függelékben tárgyalt modellben szereplő egyéb változók zérus illetve átlagértéke mellett becsült kilépési valószínűségeket mutatják százalékban. A referenciaszemély nő, (az összes munkavállalóra vonatkozó becslésben: szaktanulmányos végzettségű), 30 éve lépett a munkaerőpiacra, elbocsájtott, kevesebb mint egy hónapja munkanélküli, első ízben kap segélyt, 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 %.

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 a munkanélküli ráták tényleges szóródási tartományában rajzoltuk meg, és bejelöltük a ráták interkvartilis tartományait 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.¹

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 végzeteknél is növekedett az elhelyezkedési valószínűség regionális szóródása, míg a szakmunkás végzettségűeknél nem következett be jelentős változás.

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

ELHELYEZKEDÉSI ESÉLYEK HELYBEN ÉS INGÁZÓKÉNT

A magas kistérségi munkanélküliség a lakóhelyi elhelyezkedésnél *sokkal* erősebben fogja vissza az ingázást. Ezt mutatjuk be az *1. táblázatban* összefoglalt multinomiális logit becslésekkel. A közölt paraméterek a független változók hatását mutatják az adott irányban (ingázóként vagy helyben) történő elhelyezkedés esélyének logaritmusára.

Várakozásunk szerint a közlekedési költségek elsősorban a nőknél fogják vissza az ingázást. Ingázóként való elhelyezkedési esélyeiknek, amennyiben ezen esélyek más meghatározói azonosak, kisebbnek kell lenniük a férfiakénál. Hasonló visszafogó hatást várunk a magas munkanélküliséggel sújtott térségekben, melyekben a szűkös városi munkahelykínálatért folyó verseny miatt nehezebb a közlekedési költségeket is megtérítő állást találni. Számíthatunk arra is, hogy magasabb potenciális kereset esetén nagyobb az

¹ 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.

ingázási hajlandóság, mert a távolságfüggő (a bérrel nem változó) közlekedési költség a jövedelemnek aránylagosan kisebb részét emésztí fel.

1. táblázat

**Az elhelyezkedés valószínűsége a lakóhelyen,
illetve más településen 2001-ben**

Multinomiális logit becslések

Kimenetek: 0 = nem helyezkedik el, 1=elhelyezkedik a lakóhelyén,
2 = elhelyezkedik más településen

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

Időszak: 2001. március 18. – április 7.

Elhelyezkedik:	Lakóhelyén	Másutt	Lakóhelyén	Másutt
Férfi	0.1126 (2.6)	0.4677 (9.5)	0.1292 (2.9)	0.4864 (9.9)
Kistérségi munkanélküliség (log)	-0.4725 (8.3)	-0.6258 (10.0)	-0.4777 (8.4)	-0.6326 (10.0)
Bére a munkanélküliség előtt (eFt)	-0.0016 (2.9)	0.0008 (2.0)	-0.0018 (3.0)	0.0008 (1.7)
Iskolázottság (év)	–	–	0.0325 (2.8)	0.0301 (2.4)
Munkaerőpiaci tapasztalat (év)	–	–	-0.0144 (6.7)	-0.0170 (7.3)
Konstans	-5.0502	-5.9886	-5.1297	-6.0052
Esetszám	100,419		100,357	
- log likelihood	19313		19237	
Khi-négyzet	275.54		413.5	
Prob>khi-négyzet	0.0000		0.0000	

Látható, hogy a férfiak nagyobb eséllyel léptek ingázó állásba mint a nők. Többtelesélyük a lakóhelyen történő elhelyezkedésre a nőkének 1.1-szerese, az ingázásra azonban 1.6-szorosa volt.²

A magas kistérségi munkanélküliség a lakóhelyi elhelyezkedésnél erősebben fogta vissza az ingázást. Egynek véve egy átlagos keresetű férfi elhelyezkedési esélyét ingázóként egy olyan kistérségben ahol a munkanélküli ráta 3%, a legsúlyosabb helyzetben lévő kistérségben (21%) élő társának ingázási esélyét csupán 0.41-nek becsülhetjük.

² A relatív esélyt e^b méri, ha b a becsült paraméter. Esélyen a bekövetkezési és be nem következési valószínűség $p/(1-p)$ hányadosát értjük.

A munkanélküliség előtti bér – melyet itt az egyén potenciális bérének közelítésére használtunk – csökkentette a lakóhelyi, ugyanakkor növelte a nem lakóhelyi elhelyezkedés esélyét. Ez a kontraszt (alacsonyabb szignifikancia-szinten) akkor is megmaradt, amikor az iskolázottság és az életkor hatását külön is figyelembe vettük. Az előbbi növelte, az utóbbi csökkentette az elhelyezkedési esélyt a lakóhelyen és másutt is.

Az elhelyezkedési esély fentivel azonos multinomiális logit becslése szerint 1994-ben a nehezebb helyzetben lévő régiókban az ingázóként való elhelyezkedés esélye (új állásban) *nem* volt alacsonyabb az átlagosnál. Ugyanakkor a lakóhelyen történő elhelyezkedés esélyében is kisebb volt a különbség: a legrosszabb régióban élő átlagos keresetű férfi új állásba lépési valószínűsége a legjobb régióban élő társához viszonyítva 68.5% volt 1994-ben, míg 2001-ben már csak 40.5%.

Milyen szerepet játszanak az itt bemutatott aggasztó tendenciák előidézésében a közlekedési költségek – erre próbál válaszolni az itt következő elemzés.

AZ INGÁZÁSI KÖLTSÉGEK BECSLÉSE A BEJÁRÁSI TÁVOLSÁG FÜGGVÉNYÉBEN MEGFIGYELHETŐ BÉRKÜLÖNBSÉGEK ALAPJÁN

Az elmúlt évtizedekben több tanulmány is (*Schwertner* 1984, *Köllő* 1997, *Kertesi* 1999) próbálkozott az ingázási költségek felmérésével, illetve a munkához jutási esélyekre tett hatásuk elemzésével. Ebben a tanulmányban közvetett úton kísérjük meg kimutatni a munkába járási költségeket.

Mivel az ingázás melletti munkavállalás csak magasabb bérek mellett fizetődik ki, az *azonos rezervációs bérű* munkások között a *bejárás távolság függvényében* megfigyelhető bérkülönbségek jól közelítik az ingázás költségét, azt a többletet, melyet a munkavállalók elegendőnek tartanak a közlekedési költségeik illetve az utazással elvesztegetett idejük kompenzálására. Ha két, a rezervációs bér képződése szempontjából azonos jellemzőkkel (X) bíró egyén azonos jellegű munkahelyen (Z bérterminánssok) helyezkedik el, úgy, hogy egyikük helyben lakik, a másikuk viszont C költséget vállalva utazik, akkor az elfogadott bruttó (utazási költségekkel terhelt) béreikre (w_1 és w_2) igaz:

$$(1) \quad \begin{aligned} w_1 &= b_1 X_1 + b_2 Z_1 + e_1 \\ w_2 &= b_1 X_2 + b_2 Z_2 + C + e_2 \\ w_2 - w_1 &= C + (e_2 - e_1) \end{aligned}$$

Kellő számú megfigyelés és helyes modell-specifikáció ($E(e_i)=0$) esetén a bérkülönbséget torzítatlanul becsülhetjük, amennyiben sikerül a rezervációs bérek és munkahelyi bérterminánsok azonosságára tett feltevésnek az empirikus modellben érvényt szerezni.

A „bejárás távolság függvényében megfigyelhető bérkülönbségek” mérésekor azonban több, a becslés módszerével és az eredmények értelmezésével kapcsolatos szempontot figyelembe kell venni:

- (a) A kereseti szint és az ingázó státusz szimultán határozódnak meg: csak akkor fogunk ingázásba, ha a távoli munkahelyen felkínált bér elég magas, és eleve csak az utazási költségeket is megtérítő ajánlatokat vesszük figyelembe, ha helyi munkalehetőség hiányában másutt keresünk állást. Mivel az ingázás legalább annyira következménye mint oka a magasabb bérnek, a bérkülönbségek KLNMB- becslése torz, zérushoz húzó paramétereket eredményezhet. Célszerű ezért az ingázó státuszhoz kapcsolódó bérkülönbséget instrumentális változókkal becsülni.
- (b) Valószínűsíthető, hogy egy-egy, a rezervációs bérek szempontjából homogénnek feltételezhető csoporton belül azok fogadnak el a lakóhelyüktől távol eső állást akiknek az utazási költsége alacsonyabb: tömegközlekedéssel jobban ellátott településen élnek, meg tudnak osztani az autót a családtagjaikkal vagy a barátaikkal, és a többi. Mivel esetükben kisebb kereseti többlet is elegendő az utazási költség kompenzálására, a *megfigyelt* kereseti többlet nagy valószínűséggel alábecsli az ingázás költségét.
- (c) A kereseti különbségeket azonos rezervációs bérek mellett (a rezervációs béreket meghatározó megfigyelhető tényezők adott értéke mellett) kell mérnünk, ami csak igen pontatlanul megoldható feladat. Hasonló problémát vet fel, hogy egy-egy munkaerő-csoport számára esetenként eltérő jellegű munkahelyeket kínál a város és a falu. Egy falun élő mérnök vagy szerszámkészítő szakmunkás helyben többnyire csak olyan álláshoz juthat, melyben alacsony a korábban felhalmozott speciális tudásának hozama. Az ingázáshoz kapcsolódó magasabb bér ilyen esetekben nem csak az utazási költséget, hanem az emberi tőke magasabb hozamát is tükrözheti. Az ilyen típusú heterogenitást a minta megbontásával lehetne kezelni, ennek azonban korlátot szab, hogy az alábbiakban használt adatbázisban eleve is csupán néhány ezer megfigyeléssel rendelkezünk.

ADATOK

Az elemzéshez olyan munkanélküliek adatait használjuk, akik ugyanazon rövid időszakban helyezkedtek el. A belépést követő hónapokban várt keresetet figyeljük meg. Két, az elhelyezkedő járadékosokra vonatkozó adatfelvételt (1994, 2001) használunk, melyekről a 2. táblázat ad áttekintést.

2. táblázat

**Kérdőíves vizsgálatok az állásba lépő munkanélküliek körében:
1994, 2001**

	1994	2001
Vizsgált időszak	III.22.–IV.21.	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 teljeskörű kérdőíves vizsgálatokból származnak, melyekre 1994. március 22. és április 21. között illetve 2001. március 18. és április 7. között került sor. (A 2. 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.

A járadékos munkanélküliek közül március végén, április elején, összesen 21 nap leforgása alatt elhelyezkedettek aránya 1994-hez képest 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. (3. táblázat)

3. táblázat

Az állásba lépő munkanélküliek főbb jellemzői 1994, 2001

	1994	2001	
Vizsgált időszak (3 hét)	III.22.–IV.10.	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.	37.2	
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) 2.75	(a) 3.11	(b) 4.29
Régi munkahelyre	0.87	3.86	3.59
Ismeretlen helyre	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.

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, bejárás 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 elbocsájtott, a korábbi munkáltatóhoz visszatérő járadékosok részaránya tehát durván 20–40%-ról 40–60%-ra emelkedett.

Az ingázási költségek becslésére az új állásba lépők mintája alkalmas, hiszen az ideiglenes elbocsájtottak zöme kifejezetten azért került az állományba, hogy onnét néhány hónap elteltével – ingázó vagy helybenlakó státuszának megváltozása nélkül – kilépjen.

Az új munkahelyen elhelyezkedők száma és aránya az ingázó státusz szerint a 4. táblázatban látható (a következő oldalon). Az ingázók aránya kismértékben növekedett. 2001-ben (1994-ben) a korábban helyben dolgozók 26.4%-a (20.1%-a) kezdett ingázásba, a korábbi ingázóknak pedig 68.9% (66.7%) része maradt ingázó. Összességében az elhelyezkedők 45.5%-a (38.9%-a) helyezkedett el a lakóhelyétől különböző településen.

Az összes új munkahelyen elhelyezkedő munkanélküli bejárasi ideje átlagosan 2.8 perccel csökkent 2001-ben (5.7 perccel 1994-ben) azaz lényegében nem változott.

BECSLÉS ÉS EREDMÉNYEK

Az elfogadott bérajánlatok szóródását a kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerével elemezzük, endogén változókként kezelve az elfogadott bért (w^1) illetve az ingázást (I) és b_1 -t tekintve az (1) egyenletbeli C becslésének.

$$(2) \quad [\ln(w^1)]^* = b_1 I^* + \mathbf{b}_2 \mathbf{X} + e_1, \text{ ahol } [\ln(w^1)]^* = f(\mathbf{X}, \mathbf{Q}) \text{ és } I^* = g(\mathbf{X}, \mathbf{Q})$$

**Az elhelyezkedő munkanélküliek megoszlása
a munkanélküliség előtti és utáni ingázás szerint 1994, 2001**

A munka- nélküliség előtt:	A munkanélküliség után:		
1994	HELYBEN DOLGOZIK	Ingázik	Összesen
Helyben dolgozott	3950 47.73	993 12.00	4943 59.73
Ingázott	1109 13.40	2223 26.86	3332 40.27
Összesen	5059 61.14	3216 38.86	8275 100.00
2001			
Helyben dolgozott	1843 40.53	661 14.54	2504 55.07
Ingázott	635 13.97	1408 30.97	2043 44.93
Összesen	2478 54.50	2069 45.50	4547 100.00

Magát az ingázást egyrészt egy igen/nem változóval, másrészt az oda-vissza utazás időigényével mérjük, utóbbi esetben nem téve különbséget a települések között illetve településen belül utazók között. Az utazási időre vonatkozó adat csupán a minta egy részére áll rendelkezésre, mert több esetben nem értelmezhető a „munkabajárás” fogalma; az utazási idő a munkavégzés helyétől függően naponta változhat; továbbá néhány megkérdezett még nem tudta megmondani, hogy mennyit fog utazni. Figyelmet kívül hagytuk a 15 percnél rövidebb, illetve napi 8 óránál hosszabb utazást megjelölőket, feltételezve, hogy előbbi esetben a közlekedés költségmentes, az utóbbi esetben pedig hibás adatról van szó.

A modell exogén változóit egyfelől a rezervációs bérek meghatározódása szempontjából fontos tényezők közül választottuk (X : nem, munkaerőpiaci tapasztalat és négyzete, az iskolázottság éveken mérve, kistérségi munka-

nélküli ráta). További, az ingázási döntés szempontjából mérvado (Q) változók közé soroltuk az életkort; a budapesti lakhelyet; azt, hogy a kérdezett korábban ingázott-e (ha igen, az bejárattott és olcsó közlekedési lehetőségre utalhat); valamint, hogy építőipari vagy mezőgazdasági munkát keresett-e (az előbbi gyakran, az utóbbi ritkán igényel ingázást).

Az 5. táblázat közli a (2) modellnek a klasszikus (KLNМ) illetve a kétlépcsős (2LNМ) módszerrel becsült b_1 paramétereit néhány további tesztstatisztika feltüntetésével. A KLNМ becslés 7.6 % ingázáshoz kapcsolódó kereseti többletet jelez, a 2LNМ modell pedig a várakozásnak megfelelően magasabbat, 13%-osat.³

5. táblázat

**Az ingázáshoz kapcsolódó kereseti többlet becslése
az új állásba lépők körében, 2001**

b_1	I* MÉRÉSE	Minta	N	aR ²	F
<i>KLNМ</i>					
0.0759 (7.1)	ingázik = 1	mindkét nem	3410	0.2303	116.6
<i>2LNМ</i>					
0.1229 (4.8)	ingázik = 1	mindkét nem	3410	0.2258	111.4
0.0638 (1.7)		férfiak	1982	0.1547	42.4
0.1873 (5.9)		nők	1428	0.2741	64.0
0.1108 (2.9)		6-8 osztály, mindkét nem	825	0.1853	30.9
0.0758 (2.2)		szakmunkás, mindkét nem	1563	0.1489	46.2
0.1554 (3.0)		közép-, felsőfok, mindkét nem	1022	0.2692	53.2
0.1502 (3.7)	utazási idő (óra)	mindkét nem	2983	0.1707	119.3
0.0821 (1.4)		férfiak	1724	0.1620	56.3
0.1687 (5.4)		nők	1259	0.2411	72.4

³ A százalékos többletet, ha b a paraméter, e^b mutatja.

A többlet 6.5% a férfiaknál, de 20.6% a nőknél, összhangban a feltevéssel, mely szerint a nők esetében az utazással töltött idő árnyékára magasabb, a „szabadidejükben” végzett háztartási munkának köszönhetően. (Esetleg drágábban utaznak, mint arra még visszatérünk). Az iskolázottság szerinti különbségek szerényebbnek tűnnek, de a becsléseket minden bizonnyal érintik a korábban említett torzító tényezők.

Az *utazási idővel* számoló modell szerint egy órányi utazás 16.2%-os (a férfiaknál 8.6%-os, a nőknél 18.4 %-os) bértöbblettel jár együtt a becsléshez felhasznált, az előzőnél valamivel szűkebb mintában. A kétféle becslés eredménye közel esik egymáshoz, ami megfelel a várakozásnak, mert a medián mintabeli ingázó éppen 1 órát utazik naponta.

A férfiak esetében a többlet szerénynek mondható – ha figyelembe vesszük, hogy napi egy órányi utazás hozzávetőlegesen 12%-kal növeli a munkaidőt – a nőkre vonatkozó becslés viszont arra utal, hogy esetükben csak különlegesen magas bérű állások térítik meg az utazással elvesztegett időt illetve a felmerült közvetlen költséget.

A becsült paraméterek és a keresetek nagysága alapján arra következtethetünk, hogy az átlagos keresetű férfiaknál nagyságrendileg 5 eFt, a nőknél 10 eFt kereseti többlet szükséges ahhoz, hogy kifizetődjék napi egy órányi utazás a munkahelyre és vissza.

A (2)-nek minden tekintetben megfelelő modell 1994-ben 11.4%-os ingázással kapcsolatos bértöbbletet jelzett (az új belépők csoportjába számítottuk azokat, akikről nem lehetett eldönteni, hogy az új vagy a régi munkahelyükön álltak-e munkába).

6. táblázat

Egy órányi utazáshoz kapcsolódó bértöbblet 1994-ben és 2001-ben
(A b_1 paraméter 2LNM becslései a (2) egyenletből)

	1994	2001
Férfiak	0.109 (6.6)	0.082 (1.4)
Nők	0.112 (3.7)	0.167 (5.4)
Összesen	0.114 (7.8)	0.150 (3.7)

Mint a 6. táblázatban látható, a férfiaknál némi költségcsökkenést, a nőknél emelkedést jeleznek a bér adatok. Értelmezési keretünkben ez vagy a női háztartási munka értékének növekedésével magyarázható, vagy a közlekedési költségek nemenként eltérő alakulásával. Ez utóbbi nem elkép-

zelhetetlen, mert 1994 és 2001 között nagymértékben nőtt az autóval rendelkező háztartások aránya, a kocsit azonban inkább a férfiak használják munkába járásra (is) mint asszonyaik (7. táblázat).

7. táblázat

**A munkanélküliség után ingázók megoszlása
utazási mód szerint, 2001**

	nők	férfiak	összesen
távolsági busz	49.63	24.94	31.61
személygépkocsi	7.69	31.30	24.92
helyi tömegközlekedés	14.54	4.14	6.95
vállalati busz	12.96	23.93	20.96
egyéb	5.37	7.81	7.15
vegyes	9.80	7.88	8.40
Összesen	100.00	100.00	100.00

Az autós ingázás közvetlen költsége lényegesen magasabb ugyan mint a tömegközlekedésé, időigénye azonban kisebb, továbbá segítségével – egyáltalán – elérhetővé válnak olyan munkaerőpiacok, melyeken az egyén bérszintjéhez igazodó munkahelyek nagyobb bőségben fordulnak elő. Az is megfigyelhető a 7. táblázatban, hogy a férfiak nagyobb része utazik olcsó vagy ingyenes (legalábbis ingyenesnek látszó) vállalati busszal.⁴

KÖVETKEZTETÉSEK

Az itt bemutatott durva számítás alátámasztja, hogy a közlekedési költségek gátolják a munkanélküliség felszívását, különösképpen a nők körében. A megvizsgált adatok szerint ahhoz, hogy valaki esélyessé váljék egy napi 1 órányi ingázással elérhető munkahelyre, öt-tízezer forinttal kell leszállítania a nettó „bérigényét”, vagy ennyivel többet fizető állást kell találnia ahhoz, hogy érdemes legyen munkába állnia.

Ugyanakkor azért a nagyfokú romlásért, melyet a legelesettebb régiók munkanélkülieinek elhelyezkedési esélyeiben tapasztaltunk – különösen ami az ingázóként való állástalálási esélyeiket illeti – valószínűleg nem a közlekedési költségek emelkedése felelős. A közlekedés fajlagos közvetlen költsége nem, vagy csak kismértékben tér el regionálisan, a tömeg-

⁴ Sajnos 1994-ben nem rendelkezünk az utazási módra vonatkozó adatokkal.

közlekedési kapcsolatokban valószínűleg nem állt be jelentős változás 1994-hez képest, az elmaradott régiók bérszintje sem süllyedt tovább – ezért az országos mintán becsült jelentéktelen költségváltozás alighanem a legkülönbébb régiókban egyaránt érvényes.

Úgy tűnik, a romlásért nem a közlekedési költségek általános emelkedése felelős, hanem – valószínűsíthetően – a válságrégiók városi munkaerőpiacainak leromlott állapota, az, hogy miközben az ország nyugati és középső felének ipari központjai gyors növekedésnek indultak az elmúlt hét-nyolc évben, a keleti országrész városaiban – néhány örvendetes kivételtől eltekintve – tovább tart a transzformációs visszaesést követő stagnálás. Az elhelyezkedési esélyekre vonatkozó becsléseink szerint e tekintetben még nagyobbak a kelet-nyugati különbségek mint a falusiak elhelyezkedési esélyeiben (legalábbis azokban a tavaszi hónapokban, melyekre adataink vonatkoztak).

Mindez – természetesen – nem tenné feleslegessé a munkabajárési költségek leszorítására irányuló igyekezetet. Számolni kell(ene) azonban azzal, hogy egy általános utazási szubvenciók politika inkább a nyugati országrész elzárt településeinek helyzetén javítana semmint a keleti tájak falvaién. Egy ilyen politika általános alkalmazása a makro-régiók közötti egyenlőtlenséget inkább fokozná mint csökkentené, szelektív alkalmazása azonban feltétlenül javíthatná az elmaradott kistérségek lakóinak helyzetét.

HIVATKOZÁSOK

- Fazekas K.–Galasi P.–Köllő J.–Nagy Gy. (2001): A munkanélküli ellátó rendszer 2000. évi átalakításának hatásvizsgálata. Kézirat
- Greene, W. H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice Hall. 2nd Edition.
- Jenkins, S.P. (1995): Easy estimation methods for discrete-time duration data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 129–138.
- Kertesi G.(1999): Utazási költségek és hatásuk az ingázási döntésekre. *Közgazdasági Szemle*, 8.
- Köllő J. és Nagy Gy. (1995): Bérek a munkanélküliség előtt és után. *Közgazdasági Szemle*, 5.
- Köllő J. (1997): A napi ingázás költségei. *Esély*, 1.
- Schwertner J. (1985): Peremhelyzetű települések. Országos Tervhivatal, Tervgazdasági Intézet, június. Kézirat

FÜGGELÉK

A járadékos munkanélküliek elhelyezkedési esélyének 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 modellel alakítható át, melynek általános formája:

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

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 elemzett népesség esetében a mintavétel után csupán egy perióduson keresztül követjük a munkanélkülieket, a diszkrét időtartam modellel való lényegi azonosságot azonban szem előtt kell tartanunk a logit-modell felírásakor, melyet a fentiek figyelembe vételével így specifikálunk:

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

ahol t a munkanélkülivé válástól a vizsgálat kezdetéig eltelt idő, melyet hónapokban mérünk és dummy változókkal különböztetünk meg.⁵ (Érdeemes 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,

⁵ Az 1994.évi mintában a 16 hónapos vagy hosszabb, a 2001. éviben a 12 hónapos vagy hosszabb periódusokat összevontan kezeltük.

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.⁶ Az elhelyezkedési esélyt feltételezésünk szerint befolyásoló változók az alábbiak:

Férfi

Tényleges munkaerőpiaci tapasztalat (év)

Legmagasabb iskolai végzettség (dummy változók)

Kistérségi 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 veszítette el az állását⁷

Régi reálkeresete kisebb a minimálbérnél, korábban veszítette el az állását

Nem először kap segélyt (dummy változók)

Hány hónapja veszítette el az állását? (dummy változók)

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

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.⁹

Mivel az új állásba lépő és a korábbi cégükhöz visszatérő munkanélküliek elhelyezkedési esélyeire másként hatnak a vizsgálódásunk során figyelembe vett tényezők, a (2) modellt több kimenetet megengedő *multino-*

⁶ Azt azonban tudjuk *Micklewright* és *Nagy* (1994) elemzéséből, hogy a járadék kimerítését követő héten magasra ugrik az elhelyezkedési arány.

⁷ A kereseteket az országos, havi bruttó átlagbérindex segítségével hoztuk 2001. márciusi értékre.

⁸ 1994-ben az irodakörzetekre, 2001-ben a KSH által definiált kistérségekre vonatkozik az adat. Utóbbi esetben a legfrissebb, 2000. II. félévi adatot használtuk.

⁹ Várományon azt az összeget értjük, melyre a munkanélküli a hátralévő jogosultsága és a segély nagysága alapján számíthat.

miális logit függvénnyel becsüljük. A négy kimenet: (1) a kérdezett járadékos marad, (2) új állásba lép, (3) visszalép a régi munkahelyére, vagy (4) e szempontból ismeretlen jellegű állásban helyezkedik el.¹⁰ A modelleket a teljes mintára és iskolai végzettségi fokozatonként külön-külön is lefuttattuk.

A felhasznált bér adatok

A március-áprilisban állásba lépett munkanélküliektől megkérdeztük, mekkora bruttó keresetre számítanak az elhelyezkedést követő hónapokban minimálisan és maximálisan. A bérekre vonatkozó válaszok az *F.1. táblázat*ban látható módon oszlottak meg.

F.1. 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 százaléka esetében rendelkezünk. Megvizsgáltuk, hogy a mintacsökkenés véletlen vagy szisztematikus-e.

A válaszmegtagadás aránya alacsony, 3.4%-os volt és a jövedelemfelvételeknél megszokott módon oszlott meg: legkevésbé a budapesti és nyugat-magyarországi diplomások, leginkább a válságrégiókban élő alacsony iskolázottságúak működtek együtt a kérdezőkkel.¹¹ Legerősebben azonban nem ezek a tényezők, hanem egyfajta általános bizalmatlanság befolyásolta a válaszadási hajlandóságot, mint az *F.2. táblázat*ban látszik: ott

¹⁰ A közhasznú munkára vagy különféle programokra kilépőket a tovább segélyezetttekkel együtt úgy kezeltük, mint akik a munkanélküli ellátó rendszerben maradtak.

¹¹ 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.

hiányzik a kereseti adat, ahol más fontos kérdésekre sincs válasz. (Az *F.2. táblázat* becslőfüggvényében nem szereplő változók, mint a nem vagy a munkanélküliség hossza nem befolyásolták a válaszadási hajlandóságot).

F.2. táblázat

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
Szaktanácsképző	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), Pseudo-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. Az *F.3. táblázatban* a bizonytalan válasz valószínűségét (logit) illetve a maximális és minimális kereseti adat arányát (regresszió) becsüljük.

Bizonytalanság a kereseti adat megadásánál

Függő változó:	Logit		Regresszió	
	Nem tudja, mennyit 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

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.

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 használjuk. A várt kereset mutatójaként a minimális és a maximális kereset átlagát használjuk.

S