

Kertesi Gábor–Köllő János

## Reálbérek és kereseti egyenlőtlenségek, 1986–1996

A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, I. rész

---

A cikk az Országos Munkaügyi Központ bértarifa-felvételeinek adataira támaszkodva vizsgálja a reálbérek és a kereseti egyenlőtlenségek alakulását 1986-ban, 1989-ben, és 1992 után évenként. A súlyozott minta a 20 főnél (1994 után a 10 főnél) több dolgozót alkalmazó vállalatok, illetve a költségvetési szektor teljes munkaidőben foglalkoztatott dolgozóit reprezentálja. A tanulmány sorozat kísérletet tesz a bérekre ható különféle tényezőknek az elválasztására és magyarázatára. Az itt közölt, leíró jellegű első rész a reálkeresetek időbeli alakulásával és az egyenlőtlenségek változásával foglalkozik.\*

---

A rendszerváltozás első éveiben úgy tűnt, hogy Magyarországon a „transzformációs válság” terhei egyoldalúan a *foglalkoztatásra* nehezednek. A keresők száma (Bulgária mellett) itt csökkent a leggyorsabb ütemben, a reálbér viszont 1994-ig minden más átalakuló országhoz képest itt esett vissza a legkevésbé. Az 1995–1996. évi 20 százalékos meghaladó reálbércsökkenés és további enyhe foglalkoztatássüllyedés után azonban Magyarország sajátos pozíciója megszűnt: ha az 1996. évi adatok alapján tekintünk vissza az átmenet „hét szűk esztendejére”, Magyarországon 30 százalékos, míg Lengyelországban 22, Szlovéniában 20, Szlovákiában 15 százalékos reálbércsökkenést látunk 1989-hez képest (Csehországban pedig az 1996. évi szint magasabbnak mutatkozik az 1989. évinél).<sup>1</sup> Bár a relatív pozíciók még változhatnak – és mind az időbeli, mind az országok közötti összehasonlítással kapcsolatban számos aggály merülhet fel –, a nagyságrendek alapján kimondható: Magyarország a reálbérek visszaesését tekintve *is* a legsúlyosabb válságot átélt poszt szocialista országok közé tartozik. A átlagbér csökkenéséhez *erőteljes differenciálódás* társult. A rendszerváltozást megelőzően a közép-európai szocialista országok közül Magyarországon volt legnagyobb mértékű a kereseti egyenlőtlenség – bármilyen mércét használjunk is ennek mérésére –, és e téren az „előnyünk” mit sem csökkent. (Lásd *Rutkowski* [1996b] összehasonlító munkáját!)

\* Kutatásunkat az Országos Munkaügyi Központ kezdeményezésére és támogatásával végeztük 1995–1997-ben. Személyesen is szeretnénk köszönetet mondani *Lázár Györgynek* és *Székeley Juditnak* a munkánkhoz nyújtott sokoldalú támogatásért és segítő tanácsaikért. Az adatbázisok kialakításában végzett munkájukért köszönet illeti *Maczkási Zsoltot* és *Daróczi Andort*. A szerzők hálaival tartoznak *Halpern Lászlónak* és *Kőrösi Gábornak* kritikai megjegyzéseikért. Egyes adatelőkészítési részfeladatok finanszírozásához az OTKA/018218. számú program nyújtott fedezetet.

<sup>1</sup> WIWW Monthly Report 1997. 3. sz. alapján. Az adatok a nettó reálbérekre (Csehországban a bruttó bérrre) vonatkoznak, és Magyarországon, Csehországban, valamint Szlovákiában nem terjednek ki a kisvállalati szektorra. A magyar adatok forrása az *1. táblázat*.

---

*Kertesi Gábor* az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos főmunkatársa.  
*Köllő János* az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének tudományos főmunkatársa.

Tanulmányunk az átalakulási folyamatnak erről az oldaláról próbál képet adni az 1986 és 1996 között eltelt évtizedben. Az elemzés a *főállásban kapott keresetekre irányul*, és a *20 főnél* (1995–1996-ban a 10 főnél) *többet foglalkoztató vállalatok* dolgozóira terjed ki. Az ebből adódó korlátokat elismerve is úgy gondoljuk: a főállásból származó keresetek csökkenése és differenciálódása a rendszerváltozás korszakának fontos – szociális és politikai következményeiben is messze ható – mozzanata. A probléma súlya nyilvánvaló azok esetében, akiknek jövedelme nagyrészt bérekből származik, illetve csupán a mindenkori bérszinttel összefüggő tételekkel egészül ki (mint a nyugdíj, a táppénz, a szociális transzferek egy része). A mellékkeresettel rendelkező alkalmazottak számára sem jelentett kevesebbet, mint hogy életszínvonaluk megőrzéséhez fokozódó mértékben kellett másodlagos forrásokra támaszkodniuk. S végül, mindenki számára jelezhetette, hogy a boldogulás útját – legalább átmenetileg – a szocializmustól örökölt vállalati körön és foglalkoztatási formákon kívül: a vállalkozásban, a túlmunkában, a tőkejövedelmekben és a járadékszerzésben kell keresni.

A bérváltozások vizsgálatát nem csak a rendszerváltozás időszakának pontosabb megismerése motiválhatja. A piacgazdaság – ezen belül a korlátozásoktól mentes munkaerőpiac – létrejötté olyan „kvázikísérleti” helyzet, amelynek közegében a bérmeghatározás mechanizmusai különös élességgel mutatkozhatnak meg. Kivételes lehetőség, hogy a munkanélküliség bérekre gyakorolt hatását zérusról 13 százalékosra növekvő ráta mellett tanulmányozhatjuk, a késleltetett hatások zavaró jelenléte nélkül; az emberi tőke olyan mértékű és sebességű átértékelődését kísérhetjük nyomon, amilyenre nem volt példa az érett piacgazdaságok közelmúltjában; a vállalatközi bérkülönbségeket a szabaddá váló alkudozás időszakában vehetjük szemügyre.

A keresetek alakulása egyike a kelet-európai átalakulás alaposan tanulmányozott, összehasonlítható eredményeket felmutató kutatási területeinek. Csehországra és Szlovákiára *Vecernik* [1995] és *Flanagan* [1995], Lengyelországra *Rutkowski* [1996a], Szlovéniára *Vodopivec* [1995] közölnek dezaggregált adatokat és kereseti függvényeket, *Rutkowski* [1996b] pedig szinte minden volt szocialista országra vonatkozóan bemutat összehasonlítható idősorokat. Magyarországon is készültek a reálbérváltozást és a jövedelmi egyenlőtlenségeket elemző munkák – többek között *Éltető* [1996], *Galasi* [1995] és *Pudney* [1994] tollából –, melyek eredményeire még kitérünk. Ezek a tanulmányok egyéni vagy csoportszintű kereseti adatokkal dolgoznak, céljuk többnyire a kereseteloszlás változásainak, továbbá a nemek, iskolai végzettségi fokozatok és korcsoportok közötti különbségeknek a bemutatása. Noha ezek fontos társadalmi dimenziók, nyilvánvaló, hogy az ilyen csoportok közötti különbségek alakulása részben csupán következménye olyan elsődleges piaci folyamatoknak – keresleti és kínálati változásoknak –, melyek rejtve maradnak a foglalkoztató vállalatokra vonatkozó információk hiányában. A háztartási, illetve munkaerő-felvételek a vállalati vagy ágazati hatások figyelembevételét általában nem teszik lehetővé, és az elemzések még a regionális hatások feltérképezéséhez is alacsonyak.

A vállalati bérmeghatározás témakörében is folynak kutatások: a kör az esettanulmányoktól a nagy mintával dolgozó statisztikai elemzésekig terjed. Itt elsősorban *Basu és szerzőtársai* [1994], *Estrin–Svejnar* [1996], *Commander–Dhar* [1996], valamint *Köllő* [1996] és *Kőrösi* [1997] munkái említhetők, mint olyanok, melyek a termelés, a foglalkoztatás és a bérek kölcsönös összefüggéseinek feltárására tettek kísérletet kisebb-nagyobb vállalati mintákon. Az e csoportba tartozó elemzéseknek is van egy technikainak látszó, de súlyos fogyatékosága: többnyire a vállalati mérlegekből merítik a bérekre vonatkozó adataikat, ami két okból sem szerencsés. Egyrészt a mérlegekben szereplő foglalkoztatási és béradatok kirívóan megbízhatatlanok.<sup>2</sup> Másrészt a vállalati átlagbérek

<sup>2</sup> A torzítás mértékére becslést ad *Köllő* [1996].

alakulása olyan körülmények között, amikor a létszám szintje és összetétele nagymértékben változik, korlátozottan alkalmazható a dolgozók javadalmazásának mérésére: a vállalati átlagbér és az átlagos dolgozó bérenek alakulása messzire távolodhat egymástól.

A kétféle kutatási irány korlátai miatt a keresetalakulás fontosabb dimenzióit nem lehet a megkívánható pontossággal szétválasztani. Ennek a hiánynak az enyhítésében hasznos szolgálatot tehet a kutatásunk során felhasznált nagyméretű és gazdag adatbázis, amelyben egyidejűleg vizsgálható a demográfiai, iskolázottsági, regionális és vállalati hatások széles köre. Kutatásunk eredményeit több cikkben szeretnénk közreadni. Az itt közölt első rész a legalapvetőbb kérdésekkel – a reálbérek szintjével, az egyenlőtlenségek mértékével, a fontosabb arányváltozásokkal – foglalkozik, a leírás igényével. Az áttekinthető kiolvasható főbb tendenciák oknyomozó elemzésére a soron következő részek vállalkoznak.

Első lépésben a bruttó és nettó reálkeresetek *szintjének* változásáról próbálunk képet adni. Második lépésben a kereseti *egyenlőtlenségek* alakulását elemezzük néhány alapvető mérték időbeli összehasonlításával. Harmadsorban, az előzetes tájékozódás igényével áttekinjtjük a *kereseti arányokban* végbement legalapvetőbb változásokat, kitérve a statisztikai megfigyelések értelmezésével kapcsolatos módszertani problémákra.

Az adatok az *Országos Munkaügyi Központ* bértarifa-felvételeiből származnak az 1986, 1989, valamint 1992–1996. években.<sup>3</sup> A felvételek – amelyeket az egyes években április–május hónapokban hajtottak végre – kiterjedtek az összes költségvetési dolgozóra, valamint a 20 főnél (1994 után a 10 főnél) nagyobb vállalkozásokban a dolgozók átlagosan kb. 10 százalékos véletlen mintájára. Másodlagos mintavétel és átsúlyozás után – mint az *F2. függelékben* tárgyaljuk – a minta ágazat és vállalatméret szerint reprezentatívnak tekinthető. A megfigyelt egyénekre vonatkozóan számos alapvető információval rendelkezünk: nem, életkor, iskolai végzettség, beosztás. Ismerjük továbbá a foglalkoztató vállalat méretét, ágazati hovatartozását, valamint a megfigyelt egyént foglalkoztató egység (üzem, iroda) telephelyét, s ezen keresztül a szűkebb földrajzi környezet számos fontos jellemzőjét. Végül, a vállalati mérlegekből származó információk alapján ismerjük a foglalkoztató vállalat termelékenységét, tőkefelszereltségét és tulajdoni hovatartozását (utóbbit tökéletlenül, a jegyzett tőkén belüli tulajdoni részek alapján). A vállalati szintű mutatók csupán 1995-ig állnak rendelkezésre, ugyanakkor az 1993. évi költségvetési almintát – fontos változók hiánya és a rendelkezésünkre álló rész minta szerkezeti torzulásai miatt – kizártuk az elemzésből.

A „kereset” fogalmába tartozónak tekintettük a felvétel hónapjában kifizetett béren felül az adott havi pótlékokat, valamint az előző évben kapott jutalmak egytizenkettő részét. A nettó értékeket az adott évi adó táblák alapján, a reálértéket a fogyasztói árindex alapján számítottuk. 1986–1989-ben éves árindexeket használtunk, attól kezdve a felvételek között eltelt időszakban (májustól májusig) végbement fogyasztói áremelkedést vetjük figyelembe. A KSH által közölt és a mintabeli keresetek viszonyáról az *1. táblázat* ad áttekintést.

### A reálbérek csökkenése és a kereseti egyenlőtlenségek növekedése

Az *1. ábra* kereseti percentilisenként mutatja a nettó reálkeresetek alakulását, és azt jelzi, hogy a legfelső, 100. percentilistől eltekintve a keresetek teljes tartományában jelentős csökkenés következett be a szóban forgó tíz év során. A reálbérek a 10. és a 90. percentilis közötti sávban 25–45 százalékkal csökkentek 1986 és 1996 között.

<sup>3</sup> A felvétel alapján az OMK több kiadványt is megjelentetett, például *OMK* [1995], [1996].

1. táblázat  
A keresetek alakulása a bértarifa-felvételek<sup>a</sup> mintájában

Év	Bruttó nominálkereset			Nettó reálkereset
	KSH	bértarifa-felvétel		bértarifa-felvétel
	átlag	átlag	szórás	index
1986	6 435	6 701	2 853	100,0
1989	10 571	10 894	6 294	93,2
1992	22 294	22 072	15 131	83,9
1993 <sup>b</sup>	27 173	26 835	23 048	81,1
1994	33 309	35 050	28 326	86,2
1995	38 900	39 086	30 480	72,0
1996	46 873 <sup>c</sup>	46 302	41 086	62,6

<sup>a</sup> 1994-ig a 20 főnél, 1995–1996-ban a 10 főnél több dolgozót foglalkoztató vállalatok adatai.

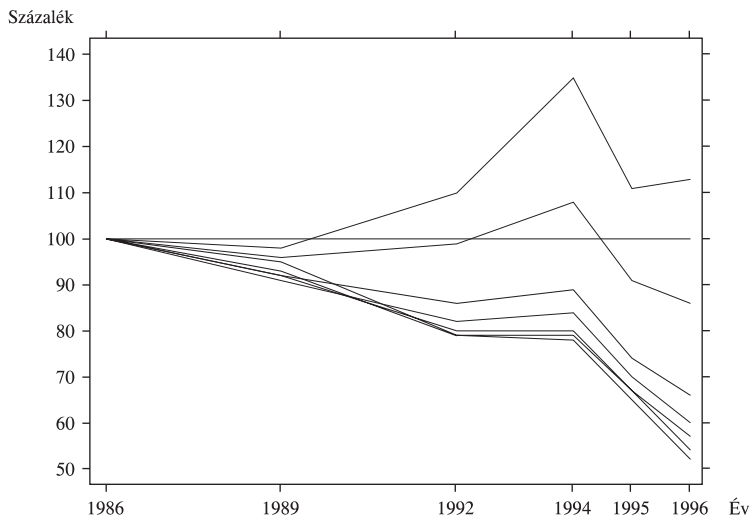
<sup>b</sup> A bértarifa-felvétel esetében: vállalati almintha.

<sup>c</sup> Előzetes adat.

A KSH-adatok forrása: Foglalkoztatás és kereseti arányok 1986., 1989.; 1992–1996: Vienna Institute Monthly Report 1997. 3. sz. 11. o.

1. ábra

A nettó reálkeresetek alakulása kereseti percentilisenként az 1986. évi keresetek százalékában, 1986–1996

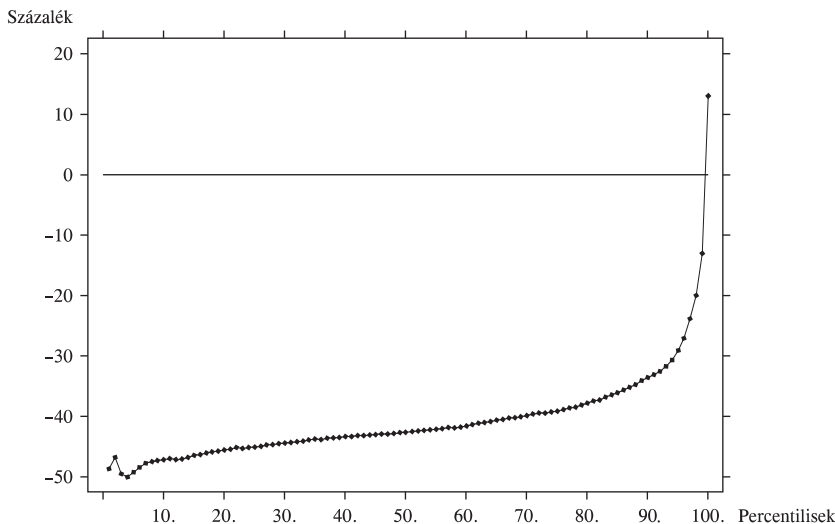


A görbék jobbról, felülről lefelé: 100., 99., 90., 75., 50., 25., 10. percentilis.

A veszteségek annál nagyobbak, minél alacsonyabb keresetű csoportról van szó. Ezt szemléletesen mutatja a 2. ábra, amelyet úgy állítottuk elő, hogy 1986-ra és 1996-ra is kiszámítottuk az egyes percentilisekhez tartozó átlagos nettó reálkereset értékét, majd meghatároztuk a csökkenés mértékét. (A 2. ábra pontjai tehát azt mutatják meg, hogy az egyes kereseti percentilisekhez tartozó dolgozók 1986. évi reálkeresetükhöz viszonyítva mekkora százalékos reálbérvésztéséget szenvedtek el az 1996-ig eltelt tíz év során.) A közepes és alacsony keresetek elértéktelenedéséről mindennél többet elárul, hogy a csök-

## 2. ábra

Az 1996. évi nettó reálkeresetek változása az 1986. évi nettó reálkeresetek százalékában, kereseti percentilisenként



kenés mértéke a 70. percentilis alatti tartományban sehol sem volt 40 százaléknál alacsonyabb.

Ami a változások időbeli pályáját illeti: a reálbércsökkenésnek kevesebb mint a fele esett az 1986 és 1994 közötti időszakra. 1986 és 1992 között viszonylag egyenletes és lassú ütemű csökkenést jeleznek az adatok, majd 1992 és 1994 között a reálbércsökkenés megállt. Ezt követően azonban, 1995–1996-ban drámai mértékű visszaesés következett be.

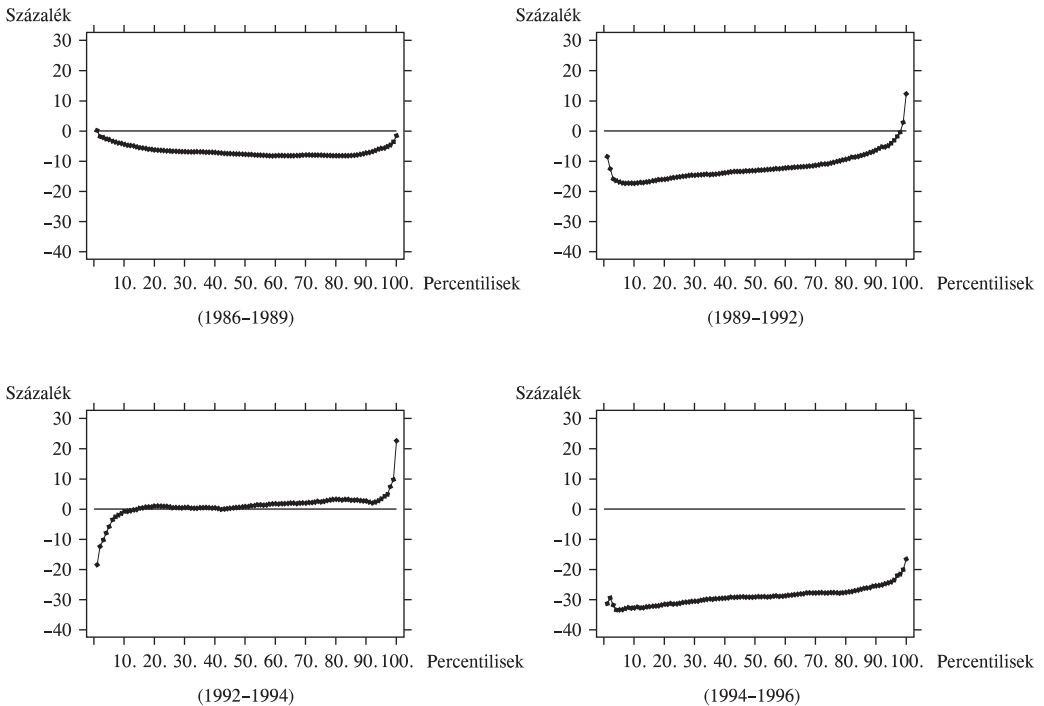
Az egyes részidőszakok az egyenlőtlenségek alakulása szempontjából sem tekinthetők egyformának. A 3. ábrán – a 2. ábrán alkalmazott számítási eljárás ismételt alkalmazásával – szakaszokra bontva próbáltuk nyomon követni a reálbércsökkenés történetét. Az 1986 és 1989 között végbement reálbércsökkenés relatíve inkább sújtotta a magasabb, mint az alacsony keresetűeket. Az 1989–1992-es időszakban jelentős mértékben nőtt az egyenlőtlenség: a legalacsonyabb bérek tartományát leszámítva, minél alacsonyabb percentilisérről van szó, annál nagyobb mértékű csökkenést tapasztalunk. 1992 és 1994 között stagnáló átlag mellett növekedett a szóródás: a legrosszabbul fizetettek tovább szegényedtek, a legtöbbet keresők tovább gazdagodtak. Végül, az 1994 és 1996 közötti drámai reálbércsökkenés ismét egyenlőtlenségnövelő hatású volt: noha a visszaesés a legmagasabb keresetek tartományában is jelentékeny (20-25 százalék körüli volt), az alacsony-közepes bérek még nagyobb mértékben veszítettek értékükből.

Adataink szerint – lásd 2. táblázat – az egyenlőtlenségek növekedése az 1989 utáni időszakban csaknem folyamatos volt (az egyedüli kivétel az 1995-ös év).<sup>4</sup> Az átmenet korai időszakát illető eredményeink egybevágóan *Éltető* [1996], *Galasi* [1995], *Pudney* [1994] és *Rutkowski* [1996b] közléseivel. Az 1992 és 1994 közötti időszakban azonban *Éltető* [1996] és *Galasi* [1995] tanulmánya is bizonyos fokú kiegyenlítődést mutat ki. *Galasi* [1995] esetében az eltérést esetleg megmagyarázhatja, hogy a benne vizsgált

<sup>4</sup> Emlékeztetünk rá, hogy a bértarifa-felvetelre az egyes évek második negyedévében kerül sor, ennél fogva az adatokra erőteljes befolyást gyakorolnak a megelőző évi fejlemények. Esetünkben tükrözhetik az 1994. évi reálbér-növekedés esetleges egyenlőtlenségsökkentő hatását.

## 3. ábra

A tárgyidőszaki nettó átlagkeresetek változása a mindenkori bázisidőszaki nettó reálkeresetek százalékában kereseti percentilisenként



munkajövedelmek a vállalkozói, kistermelői és alkalmi kereseteket is tartalmazzák, továbbá hogy a számításaihoz felhasznált Magyar Háztartáspanel a legkisebb vállalatok dolgozóira is kiterjed. *Éltető* [1996] tanulmánya a 10 főnél nagyobb vállalatokra kiterjedő úgynevezett „szeptemberi keresetkategóriás felvételeken” alapul, tehát a mienkéhez igen hasonló mintára vonatkozik, s lényegében ugyanazt a keresetfogalmat használja, mint mi. Az 1992–1994-re vonatkozó eredmények eltérése alighanem arra vezethető vissza, hogy a számítások csoportosított adatokon nyugszanak, ennél fogva a szélső, nyitott kategóriákban végbement változásokat tompítva tükrözik. Ez a probléma – melyre a szerző, cikke 892. oldalán maga is hangsúlyosan felhívja a figyelmet – a tárgyalt időszakban súlyosan esik a latba, mert – mint a 3. ábra 1992–1994-re vonatkozó panelja mutatja – ezeket az éveket éppen a legalacsonyabb keresetek nagymértékű csökkenése, illetve a legmagasabbak erőteljes növekedése jellemezte.

### A kereseti különbségek alakulása – módszertani megfontolások

A különféle társadalmi csoportok vagy gazdasági szegmensek közötti kereseti különbségek értékelésekor két problémával is szembe kell néznünk.

1. Nem biztos, hogy a szokásos osztályozási szempontok (férfiak–nők, ágazatok, régiók és a többi) alkalmasak a bérelaszásban végbement változások megragadására. Ha elsősorban olyan nehezen mérhető tényezők állnak a kereseti változások háttérében, mint

## 2. táblázat

A nettó egyéni keresetek alapján számított egyenlőtlenségi mutatók alakulása  
(1986–1996)

Év	Relatív szórás	Gini		Mehran	Piesch	Atkinson	
		bruttó	nettó			$\varepsilon = 1$	$\varepsilon = 2$
1986	0,4258	0,2164	0,2164	0,2990	0,1751	0,0722	0,1340
1989	0,4344	0,2668	0,2149	0,2936	0,1756	0,0712	0,1295
1992	0,5397	0,3014	0,2461	0,3297	0,2043	0,0926	0,1619
1994	0,6249	0,3275	0,2642	0,3517	0,2204	0,1081	0,1870
1995	0,6106	0,3237	0,2620	0,3483	0,2189	0,1061	0,1830
1996	0,7188	0,3388	0,2891	0,3810	0,2432	0,1282	0,2170
Százalék							
1989/1986	102,0	123,3	99,3	98,2	100,3	98,6	96,6
1992/1989	124,2	113,0	114,5	112,3	116,4	130,1	125,0
1994/1992	115,8	108,6	107,3	106,7	107,9	116,7	115,5
1996/1994	115,0	103,5	109,5	108,3	110,3	118,5	116,0
1996/1986	168,8	156,6	133,6	127,4	138,9	177,5	161,9

Megjegyzés:  $y_i$  = növekvő sorba rendezett egyéni keresetek,  $\bar{y}$  = átlagkereset,  $n$  = mintaelemszám.

$$\text{Gini} = (2 / n^2 \bar{y}) \sum_{i=1}^n i(y_i - \bar{y}),$$

$$\text{Mehran} = (3 / n^3 \bar{y}) \sum_{i=1}^n i(2n + 1 - i)(y_i - \bar{y}),$$

$$\text{Piesch} = (3 / 2n^3 \bar{y}) \sum_{i=1}^n i(i - 1)(y_i - \bar{y}),$$

$$\text{Atkinson} = 1 - \left( 1 / n \sum_{i=1}^n (y_i / \bar{y})^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \text{ ahol: } \varepsilon = - \frac{yU''(y)}{U'(y)} \text{ az egyenlőtlenségelutasítás mérté-}$$

két kifejező paraméter ( $U$  konkáv hasznossági függvény).

az „innovációs hajlam”, a „kreativitás”, az „alkalmazkodóképesség”, a „jó fellépés” – hogy az újságok álláshirdetési rovatában sűrűn szereplő kikötésekből idézzünk –, akkor a hagyományos osztályozási szempontok inkább zavarják, mint segítik a megértést. Fontos ezért, hogy közvetett úton megbizonyosodjunk a nehezebben mérhető keresetalakító tényezők befolyásának – esetleg időben is változó – mértékéről.

2. Másfelől alaposan meg kell gondolni, mit jelent a kereseti különbségek változása olyan időszakban, amikor a hirtelen megjelenő tömeges *munkanélküliség* szisztematikusan rostál ki a foglalkoztatottak köréből bizonyos munkavállalói csoportokat. Egyedül béradatokra támaszkodva nem lehet teljes bizonyossággal megmondani, hogy egyes csoportok kereseti előnyének emelkedése vagy csökkenése mögött valódi reálfolyamatok állnak-e (a szóban forgó munkafajta értékének növekedése, illetve csökkenése), avagy a munkanélküliség által okozott szisztematikus szelekció torzító hatása okoz – bizonyos szempontból *látszólagos* – elmozdulást.

*A reziduális bérek időbeli stabilitása*

Az első probléma tisztázására megvizsgáltuk, hogy a nettó reálbérek időbeli alakulásában mekkora részt képviselnek azok a tényezők, amelyekről a rendelkezésünkre álló magyarázó változók segítségével *nem tudunk számot adni*. A következő eljárást alkalmaztuk. Egyéni bérr regresszió segítségével – lásd *F5. függelék* 4. specifikáció – előre jelzett béreket számoltunk, majd a megfigyelt bérekből kivonva ezeket, egyéni bérr reziduumokat becsültünk. Mivel nettó reálbérekre támaszkodva végeztük el ezeket a számításokat, a kapott eredmények – csoportosított szinten – időben összehasonlíthatók egymással. Az összehasonlítás módja itt is az, hogy a bázis- és tárgyévek reziduális bérel oszlásaiból percentilisértékeket számoltunk; e percentilisértékekre átlagos reziduális béreket becsültünk; majd az egymást követő évek azonos percentiliseihez tartozó átlagos reziduális kereseti értékeket összevetettük egymással. Eredményeinket a *4. ábrán* úgy jelenítettük meg, hogy a mindenkori bázisév átlagos reziduális béreinek függvényében kirajzoltuk a tárgyév megfelelő percentiliseinek átlagos reziduális béreit. Ha az ily módon kapott függvény közel van a 45 fokos egyeneshez, akkor ez arról tanúskodik, hogy *a teljes kereseti eloszlásfüggvény mentén időben stabil* azoknak a tényezőknek a hatása, amelyekről a rendelkezésünkre álló magyarázó változókkal *nem tudunk számot adni*.

A mérést a vállalati szférára korlátoztuk – két okból. Egyrészt azért, hogy a reziduum ne tükrözzön a keresleti-kínálati viszonyokkal kapcsolatban nem álló, bürokratikus döntésekből fakadó hatásokat. Másrészt, hogy kiszűrjessük három fontos, járadékok alapjául szolgáló tényező hatását (vállalatméret, egy dolgozóra jutó árbevétel, tőke–munka arány). Az ágazat- és vállalatspecifikus járadékok hatásától megtisztított reziduum legnagyobb valószínűséggel a *tudás* iskolai végzettségtől és munkapiaci tapasztalattól *független* komponenseit sűríti magába. (Természetesen a teljesen véletlenszerű tényezők hatásától e helyütt sem lehet eltekinteni.) A szóban forgó tudáselemek piaci felértékelődésére következtethetnénk abból, ha a teljes reziduális eloszlás mentén a magasabb percentilisértékek felé haladva, időben folyamatosan növekednének a reziduális reálkeresetek.<sup>5</sup> Ezt az elgondolást a tények nem igazolják. Mint az eredményeket tartalmazó *4. ábrából* kitűnik, a vizsgált időszak valamennyi részperiódusában meglehetősen stabilnak találtuk a percentilisenként számított reziduális bérek eloszlását. Mindez arra utal, hogy a rendelkezésünkre álló magyarázó változókkal *nem megmagyarázható* tényezők hatása időben stabil.<sup>6</sup>

A számításaink alapjául szolgáló regressziós becslések *Ramsey*-tesztjei arról tanúskodnak, hogy fontos, szignifikánsan ható tényezők hiányoznak a keresztmetszeti modellekből, amit egy egyéni kereseti függvényben nem is tekinthetünk meglepőnek. Ugyanakkor a reziduumok időbeli viselkedésére kapott eredményeink arra utalnak, hogy a rendszer-változás időszakának kereseti változásai értelmes módon leírhatók a rendelkezésünkre álló demográfiai, iskolázottsági, ágazati, regionális és vállalati változókkal.

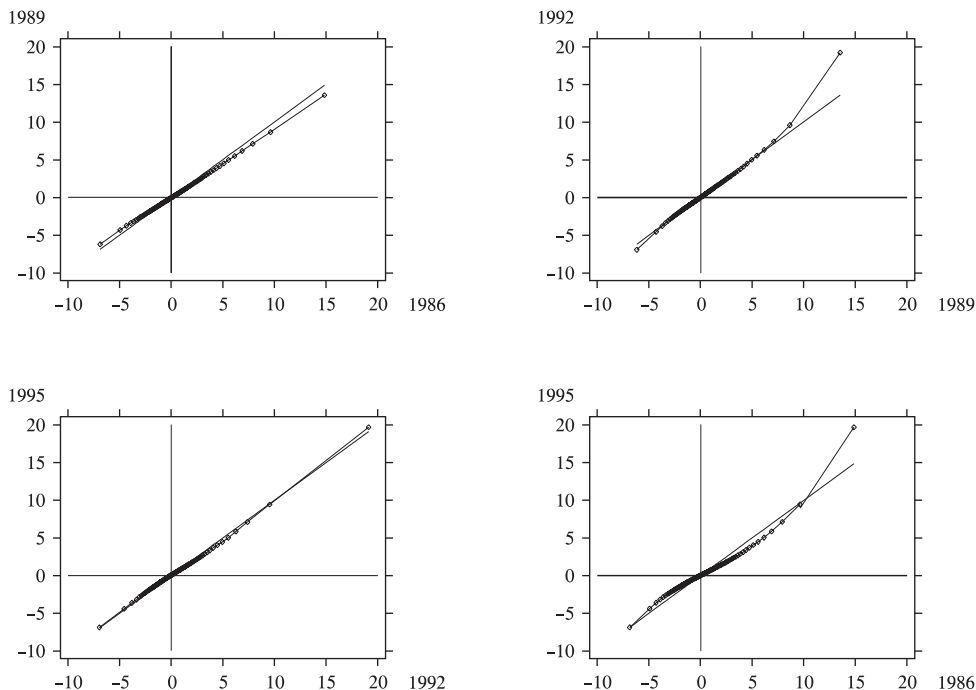
<sup>5</sup> Hasonló eljárást követve *Juhn–Murphy–Pierce* [1993], az Egyesült Államok esetében kimutatták, hogy az iskolai végzettség és a munkapiaci tapasztalatok hozamnövekedésével párhuzamosan az emberi tőke nem mérhető komponenseinek az értéke is jelentősen megemelkedett a nyolcvanas években.

<sup>6</sup> Egyetlen nevezetes kivételt találtunk. Az 1989–1992 közötti időszakban, a 100. percentilis esetében 40 százalékos reziduális keresetemelkedést találtunk. Más oldalról kimutatható, hogy a reziduális bérel oszlás 100. percentilisében ugyanazok az emberek találhatóak, mint a megfigyelt bérek eloszlásának 100. percentilisében, nevezetesen: a legmagasabb keresetűek. Gyanítható, hogy ez esetben egyes vezetői fizetések rendkívüli emelkedése áll a háttérben.



## 4. ábra

A tárgyidőszaki reziduális keresetek alakulása a mindenkori bázisidőszaki reziduális keresetek függvényében, reziduális kereseti percentilisek szerint (1989. évi reálértéken mért nettó keresetek, ezer forintban)



Megjegyzés: a vékony vonal a 45 fokos egyenes.

Forrás: az F5. függelékben szereplő 4. specifikációjú egyenlet alapján becslülve.

### A munkanélküliség okozta szelekciós torzítás

A szelekciós torzítás hatását ideális módon a teljes aktív korú népességre – és nemcsak a foglalkoztatottakra – reprezentatív adatbázisok felhasználásával lehetne kiszűrni, Heckman [1979] eljárását követve. Ilyen adatforrás hiányában közelítő megoldással kell beérnünk. Kiindulásként a KSH munkaerő-felvételének adataira támaszkodva, becslést készítettünk a nemtől, életkortól, iskolázottságtól, foglalkozástól és lakóhelytől függő egyéni állásvesztési esélyekre.<sup>7</sup> E becslés paramétereinek felhasználásával egyéni állásvesztési valószínűségeket rendeltünk a bértarifa-felvételekben felmért foglalkoztatotti állomány egyéneihez. A szelekciós torzítás mértékének becslésére szolgáló teszt abban áll, hogy megvizsgáljuk az egyéni állásvesztési valószínűségek eloszlásának változását különféle foglalkoztatotti csoportokban. Minél nagyobb mértékű az eltolódás egy-egy csoporton belül az alacsony állásvesztési kockázatú egyének felé, annál erősebb torzításra gya-

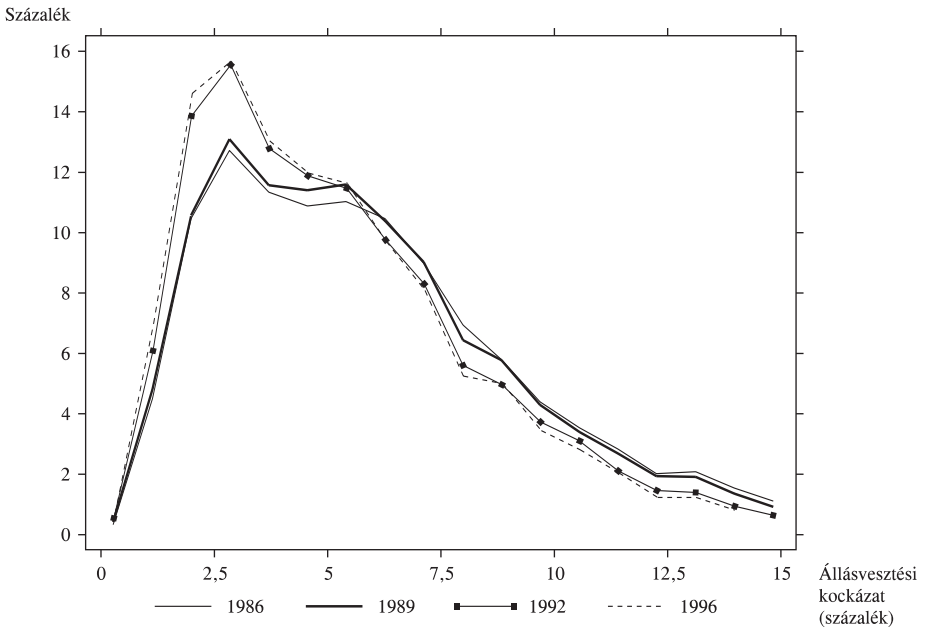
<sup>7</sup> A munkaerő-felvétel mintáján – családi-háztartási változók bevonásával – ennél jobban specifikált egyenletet is felállíthatunk volna. Minthogy azonban a bértarifa-felvételek ilyen jellegű változókat nem tartalmaznak, egy kidolgozottabb modell a predikció céljaira alkalmatlan lenne.

kozhatunk. Helyettesítő eljárásunk természetesen nem alkalmas a torzítás mértékének pontos kimutatására, illetve az ajánlati bérek eloszlásának becslésére.

Az *F4. függelékben* közölt becslés a munkaerő-felvétel 1993. első negyedévi hullámában foglalkoztatottként megfigyelték közül azokra vonatkozik, akiknek sorsát az adatfelvétel a következő negyedévben is nyomon kísérte (17 306 fő, a minta ötödöd része). A függő változó értéke 0, ha a megfigyelt egyén a következő időszakban is foglalkoztatott volt, és 1, ha nem.<sup>8</sup> A modell illeszkedése nagyjából megfelel a vártnak (egyéni munkanélküliségi vagy állásvesztési esélyek becslésénél igen ritkán látunk 10 százaléknál magasabb pszeudo  $R^2$  értéket).<sup>9</sup> A paraméterek közül a valóban kritikus változókhoz – nem, fiatal és idős korosztályok, középfokú és felsőfokú iskolai végzettség, fizikai–nem fizikai foglalkozás – tartozó értékek szignifikánsak. Mivel nem az egyes változókhoz tartozó egyedi paraméterek értékelése a cél, hanem az, hogy a modell *egészének* segítségével becsüljük meg az egyéni állásvesztési esélyeket, a nem szignifikáns paraméterek használata is jogosult.

### 5. ábra

Az előre jelzett egyéni állásvesztési kockázatok eloszlásának változása, 1986–1996  
(százalék)



*Megjegyzés:* Jobbról csonkolt eloszlások. Az *F4. függelékben* szereplő egyenlet paramétereinek alapján becsülve.

<sup>8</sup> Azért választottuk az 1993. év első negyedévi hullámának adatait, mert a munkanélküliségi ráta értéke nagyjából erre az időszakra érte el a maximumát, s a munkanélküli, inaktív és foglalkoztatott állományok nagyjából ekkorra kerültek stacionárius állapotba. Ez azért lényeges, mert a stacionárius állapot környezetében a felvételbe belépő alminta (a teljes minta újonnan megfigyelt egyhatoda) a kilépő alminta tökéletes helyettesítőjének tekinthető.

<sup>9</sup> Összehasonlításként megjegyezzük, hogy egy ennél lényegesen több magyarázó változót tartalmazó modellben, amely az itt szereplő független változók mellett fontos családi-háztartási szintű változókat – családi állapot, gyerekszám – és a cigány etnikai hovatartozás változóját is tartalmazta, sem lehetett sokkal jobb illeszkedést elérni (a pszeudo  $R^2$  10 százalékos körüli volt). Lásd *Kertesi* [1994].

Az 5. ábra mutatja az egyenlet paramétereinek segítségével előre jelzett egyéni állásvesztési kockázatok eloszlásának *változását* az 1986 és 1996 közötti időszakban. A váromlásnak megfelelően a foglalkoztatotti állomány kockázat szerinti eloszlása fokozatosan balra tolódik: az idő múlásával fokozatosan nő az alacsony állásvesztési kockázatú egyének súlya a teljes foglalkoztatotti állományon belül. (Sőt a magas állásvesztési kockázatnak kitett munkavállalók kiszorulása a munkapiacról már a rendszerváltás előtt megkezdődött.) Ez a megfigyelés arra utal, hogy a szelekciós torzítás nem elhanyagolható mértékű. Noha figyelmen kívül hagyása a munkapiac keresleti oldalának elemzése során semmiféle problémát nem okoz, *a különféle társadalmi csoportok helyzetét értékelő kutatásnak* számításba kell vennie, hogy a megfigyelhető bérváltozások mögött csoportonként eltérő mértékű szelekció húzódik meg. Számításaink szerint különösen az 50 évesnél idősebbek, valamint a 8 osztálynál nem magasabb végzettségűek körében igaz, hogy a megfigyelt bérváltozások az ajánlati bérekben bekövetkezett változásoknál lényegesen kedvezőbb képet festenek.

### Fontosabb arányváltozások

A fenti – részben bátorító, részben óvatosságra intó – eredményeket szem előtt tartva, tekintsük most át a kereseti különbségek alakulásának főbb tendenciáit a 6. ábra segítségével! Az *a*, *b*, *c* és *f* grafikonok egy-egy munkavállalói csoport bérelőnyét, illetve -hátrányát mutatják valamely referenciacsoporthoz képest százalékban, más tényezők hatásának kiszűrése után, regressziós becslések alapján.<sup>10</sup> A *d*, *e*, *g* és *h* grafikonok az egyéni keresetnek az adott folytonos változóra mért rugalmasságát mutatják; tehát azt számszerűsítik, hogy a szóban forgó változó egységnyi változása hány százalékkal magasabb vagy alacsonyabb bért valószínűsít. Kutatásunk során részletesen megvizsgáljuk majd az itt áttekintett arányváltozásokat, ezért az egyenletek bemutatásától, az interakciók és szerkezeti törések tárgyalásától eltekintünk, illetve csak röviden utalunk rájuk korábbi műhelytanulmányunk – *Kertesi–Köllő* [1997] – számításaira építve. További egyszerűsítést jelent, hogy az ábrákon hároméves ugrásokkal haladunk: csupán az 1986., 1989., 1992. és 1995. évek adatait közöljük. Az ábrák a vállalati szektorra vonatkoznak, a költségvetési dolgozók béralakulására a szövegben térünk ki.

A 6.a ábra a férfiak bérelőnyének komoly csökkenését jelzi, 29 százalékról 22 százalékra. Ez a többi, volt szocialista országban is megfigyelt tendencia az ágazati, illetve foglalkozási szerkezet változásától a szelekciós torzításig sokféle hatást tükröz, és ezen alapvetőbb tényezők *következményének* tekinthető.<sup>11</sup>

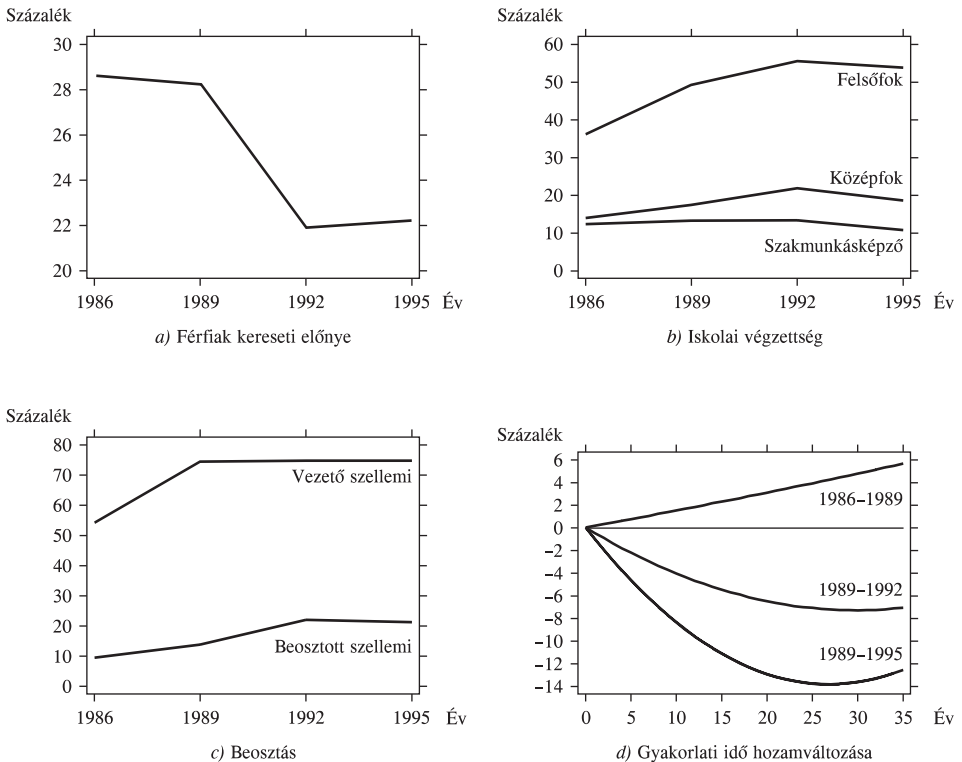
Az iskolázottság, a gyakorlati idő és a beosztás szerinti különbségek átalakulása a rendszerváltozás egyik leglátványosabb velejárója (*6.b, c, d ábra*). Ezen belül igazán nagymérvű relatív bérnövekedés a felsőfokú végzettségűek és a vezetők körében ment végbe. Az általános iskolai végzettségű munkásokhoz képest a középiskolát végzett szellemiek bérelőnye mintegy 15, a beosztott diplomásoké 30, a diplomás vezetőké pedig 40 százalékkal növekedett. Az iskolai végzettség felértékelődése már a rendszerváltozást megelőzően elindult, a vezetők béreinek emelkedése pedig kifejezetten az 1986–1989-es periódusban volt a leggyorsabb. A gyakorlati idő – illetve a gyakorlat során elsajátított szak tudás – kereseti hozama leértékelődött, legalábbis 1989 után. Mint a 6.d ábra mutatja: a

<sup>10</sup> A felhasznált specifikációkról az *F5. függelék* ad áttekintést.

<sup>11</sup> Korábbi tanulmányunkban – *Kertesi–Köllő* [1995] – dinamikus *Oaxaca–Blinder* dekompozícióval részletesen vizsgáltuk a kérdést.

6.a–6.d ábra

Az egyenlőtlenségek regressziós becslése, 1986–1995



A grafikonok az *F5. függelékben* szereplő egyenletek alapján készültek.

a) A férfiak nettó kereseti előnyének alakulása a nőkhöz képest. *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

b) Az iskolai végzettség hozamának alakulása (referenciakategória: 0–8 osztályos végzettség). *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

c) A beosztás hozamának alakulása (referenciakategória: fizikai foglalkozásúak). *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

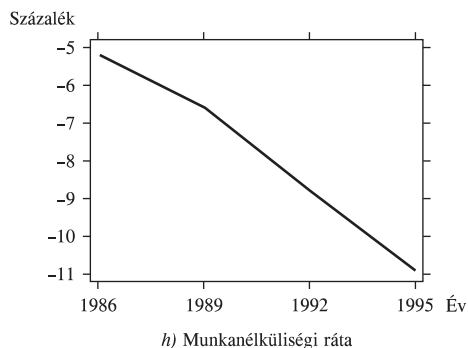
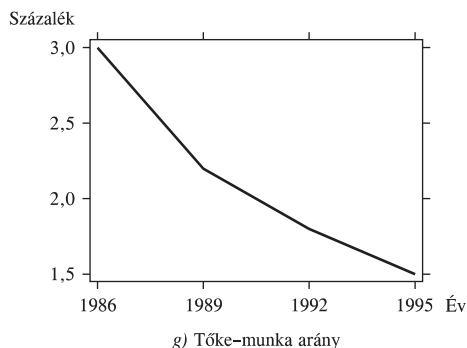
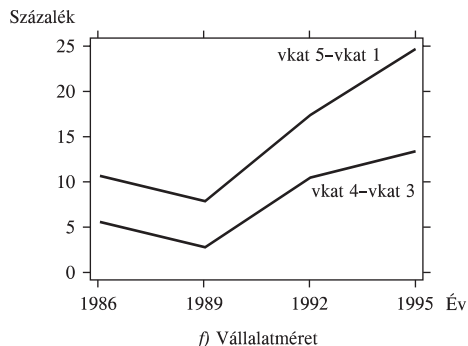
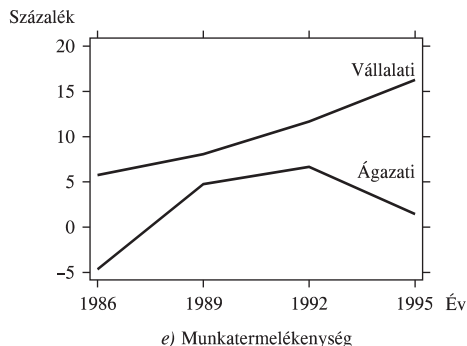
d) A gyakorlati idő (*exp*) hozamának változása a potenciálisan munkában töltött idő függvényében; a számítás módja:  $\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$ , ahol:  $\hat{y}_t = \beta_{exp} \cdot exp + \beta_{exp2} \cdot exp^2$ . *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

20–25 éve dolgozók 12–14 százalékot veszítettek a pályakezdőkkel szemben fennálló bér-előnyükből 1989 és 1995 között.

Nem kevésbé éles változások mentek végbe a vállalatközi bérkülönbségek területén. Mint a *6.e ábra* mutatja, a rendszerváltozás alatt nagymértékben erősödött a bér és a vállalati átlagtermék közötti kapcsolat: a becsült rugalmasság 1986 és 1995 között megháromszorozódott. Amíg a foglalkoztató vállalat termelékenysége alapján az 1. és 4. kvartilisbe tartozó munkavállalók közötti tiszta kereseti különbség 12 százalék volt 1986-ban, addig az 1992-re, 27,8, 1995-re pedig 33,3 százalékra emelkedett.<sup>12</sup> Az

<sup>12</sup> Igazolható, hogy ez a tendencia minden vállalati méretkategóriában és szinte minden ágazatban érvényesült, és általánosságban nem írható a „meg nem figyelt heterogenitás” számlájára. Vagyis nem a munkaerő-minőség különbségeiből mint a termelékenységi színvonal és a bérszint esetleges közös meghatározójából fakad. A vállalati termelékenység és a reziduális bérek közötti kapcsolat hiánya legalábbis erre enged következtetni. Lásd erről *Kertesi-Köllő* [1997].

6.e–6.h ábra  
Az egyenlőtlenségek regressziós becslése, 1986–1995



e) A vállalati, illetve ágazati (log) termelékenység (egy főre jutó hozzáadott érték) hozamának alakulása. *Forrás: F5. függelék 2. specifikáció.*

f) A 3000 fősnél nagyobb vállalatok bérelőnye a 20-50 fős vállalatokhoz (vkat 5-vkat 1), illetve az 1000-3000 fős vállalatok bérelőnye az 50-300 fős vállalatokhoz (vkat 4-vkat 3) képest. *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

g) A keresetnek a tőke-munka arányra mért rugalmassága. *Forrás: F5. függelék 1. specifikáció.*

h) A keresetnek a helyi munkanélküliségi rátára mért rugalmassága (1993 előtt az 1992. évi munkanélküli ráta). *Forrás: F5. függelék 3. specifikáció.*

ágazati átlagtermék befolyása ehhez képest gyengébbnek, és 1992 után csökkenőnek mutatkozik.

Átmeneti visszaesés után jelentősen növekedett a *nagyvállalati dolgozók* kereseti előnye, s ma nagyobb, mint a kései szocializmusban volt (6.f ábra). A 3000 fősnél nagyobb vállalatoknál dolgozók bérelőnye a 20-50 fős cégek alkalmazottaihoz képest – más tényezők hatását kiszűrve – csupán 7 százalék volt 1989-ben, de 25 százalék 1995-ben. Az 1000-3000 fős, illetve 50-300 fős vállalatok közötti különbség 2-ről 12 százalékra nőtt.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Nem egyedülálló fejleményről van szó. Csehországban közel megháromszorozódott az egyes ágazatok legnagyobb, illetve legnagyobb négy vállalatának bérelőnye az ágazati átlaghoz képest, 1989-1992-ben. Vö. Zemplínerová-Síbal [1996].

A nagyvállalati keresetek növekedése nem tartozik a rendszerváltozás előre látható fejleményei közé, ezért néhány kiegészítő megjegyzést teszünk. 1. A méret szerinti különbségeket a termelékenység kiszűrése után, illetve anélkül mérve lényegében azonos eredményt kapunk, ami arra utal, hogy a nagyvállalati bérelőny növekedése nem magyarázható a dolgozók saját menedzsereikkel szembeni erősebb alkupozíciójával: a vállalati jövedelem „tortájából” nekik jutó szelet viszonylagosan nem nagyobb, mint a kisvállalatoknál. 2. A nagyvállalati dolgozók alkuereje abban is megnyilvánulhat, hogy a korlátozott verseny körülményei között képesek magasabb árakat kiharcolni. A relatív árak alakulása csak részben ad tápot egy ilyen gyanúnak: 1989–1992-ben, amikor a nagyvállalati bérelőnyök lényegében a mai színvonalukra emelkedtek, az értékesítési árszint a legkisebb cégeknél átlagosan 82,3 százalékkal nőtt, míg a nagyobb vállalatok felé haladva rendre 90,4, 98,1, 85,1 és 106,4 százalékkal.<sup>14</sup> 3. Érdemes szem előtt tartani, hogy a nagyvállalati bérek a szocializmusban túlságosan alacsonyok voltak ahhoz, hogy adminisztratív segédlet – beiskolázási praktikák, beolvasztások, a versenytársak korlátozása – nélkül is biztosítsák e szféra „munkaerő-ellátását”, tehát a segédlet megszűnésekor a kompetitív szint alatt lehettek. 4. A bérarányok megbolygatása komolyabb ellenállásba ütközhet egy nagy szervezetben, mint a kisvállalatoknál, ami gátat szabhat az átlagbérek csökkentésének is. 5. Végül, de nem utolsósorban a megfigyeléseket torzíthatja, ha a kisebb vállalatoknál nagyobb mértékű a bérek eltagadása, vagy a nem bér formájában történő javadalmazás.<sup>15</sup>

A *tőkefelszereltség* bérekre gyakorolt hatása mérséklődött, az 1995. évre becsült elasticitás az 1986. évinek kevesebb mint a fele. Ugyanakkor a kapott mértékek arra utalnak, hogy ez a tényező már 1986-ban sem volt igazán fontos. (Noha *Cukor–Kertesi* [1987] 1980. évi bértarifaadatokat elemezve, még az egyik legerősebb bérmeghatározó tényezőnek találta a tőkeállomány nagyságát adott vállalati létszám mellett). A tőke–munka arány eloszlásának 25. percentiliséstől a 75. percentilis felé haladva, a bér 1986-ban 3,4, 1995-ben pedig már csak 1,2 százalékkal nőtt, más tényezők hatásának kiszűrése után.

Végül, de nem utolsósorban, az adatok a *helyi munkanélküliség* és a *bérek* között viszonylag erős kapcsolatra utalnak.<sup>16</sup> A két változó viszonyát leíró „regionális bérgörbe” nem feltétlenül utal ok–okozati kapcsolatra, elképzelhető, hogy a magas munkanélküliség és az alacsony bér közös okra vezethető vissza. Feltehető azonban, hogy e lehetséges közös okok nem változtak olyan mértékben, mint maga a munkanélküliség, amely 3 százalékról 13 százalékra emelkedett mindössze 20 hónap, 1990 közepe és 1992 vége között. A munkanélküliség és a bérszint közötti ok–okozati kapcsolatra pontosabban következtethetünk, ha tekintetbe vesszük a regionális bérkülönbségek nagyságát és jellegét még az átmenet előtt. Ha a bérek és az 1992. évi helyi munkanélküliség között már 1986-ban és 1989-ben is kimutatható statisztikailag szignifikáns kapcsolat, azt ilyesfajta közös okoknak tulajdoníthatjuk és/vagy annak jeleként értékelhetjük, hogy az 1992. évi megfigyelt ráták korreláltak az esetleges rejtett munkanélküliség 1986., illetve 1989. évi szint-

<sup>14</sup> Ezek az adatok a bértarifa-felvételek egymást követő hullámaiban egyaránt szereplő vállalatokra vonatkoznak, és az ágazati árindexek árbevétellel súlyozott átlagát mutatják az egyes méretkategóriákban.

<sup>15</sup> Itt jegyezzük meg, hogy az 1992. évi mintánkban az 1989–1992 között folyamatosan működő nagyvállalatok bérelőnye a folyamatosan működő kicsikhez képest 7–10 százalékkal nagyobbak mutatkozik, mint az új nagyvállalatoké az új kicsikhez képest, tehát a jelenség mögött valószínűleg nem az alacsony bérű új kisvállalatok esetleges tényerése áll.

<sup>16</sup> A helyi munkanélküliségi rátát úgy számítottuk ki, hogy az adott időszakban regisztrált munkanélküliek számát elosztottuk az 1990. évi aktív kereső és az adott időpontban regisztrált munkanélküli-népesség számának összegével. Az adat 170 munkaügyi kirendeltségkörzetre vonatkozik. A szóban forgó körzetek pontos leírását *Abraham–Kertesi* [1996] tanulmánya tartalmazza. Ugyanez a cikk beszámol a helyi munkanélküliségi ráták fenti számítási módjából adódó torzulásokról is.

jével. E feltevés ellenőrzésére az 1986. és 1989. évi bérfüggvényekben az 1992. évi helyi rátát (a későbbiekben pedig az egyidejű rátákat) szerepeltettük.

A gyanú, hogy a munkanélküliségi rátával csökkenő bér csupán részben utal oksági összefüggésre, igazolódni látszik. A bérek már 1986-ban 8 százalékkal alacsonyabbak voltak – más tényezők hatását kiszűrve – azokban a kistérségekben, ahol a munkanélküliségi ráta 1992-re 25 százalékra emelkedett, mint ott, ahol csupán 5 százalékra. A kapcsolat erősödése azonban kétségtelen: az 1992. évi helyi munkanélküliségi ráta bérelaszticitása az 1986. évi bérfüggvényben  $-5$  százalékos értékű, az 1992. évi függvényben  $-9$  százalékos értékű volt, 1994-re pedig már  $-11$  százalékos rugalmasságot kapunk. Tekintetbe véve, hogy a helyi munkanélküliségi rátára mért bérrugalmasság az OECD-országokban széles ( $-30$  és  $-1$  százalékos közötti) sávban mozog (Winter–Ebner [1996]), még a rugalmasság változásából számított alsó becslés elfogadása esetén is figyelemre méltó hatásról beszélhetünk.

### Ágazati hatások

A piacgazdaságra való áttérés során megnövekedett bérszóródás mögött sokak véleménye szerint döntően a gazdaság iparági szerkezetének átrendeződése, a „válságágazatok” hanyatlása, illetve a „korszerű” ágazatok térhódítása áll. Az ágazati hatások erejének felmérésére az alábbi mérési eljárást alkalmazzuk. Legyen  $\sigma_t^2$  a bérek varianciája a  $t$ -edik időpontban a teljes gazdaságban,  $\sigma_{it}^2$  pedig az  $i$ -edik iparágban. Legyen  $f_{it}$  és  $w_{it}$  az  $i$ -edik iparág foglalkoztatási részaránya, illetve átlagbére,  $\bar{w}_t$  pedig az átlagbérszint a gazdaság egészében. A kereseti szóródás nagyságát mérő variancia ( $\sigma_t^2$ ) felbontható az ismert módon:

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=1}^n f_{it}(w_{it} - \bar{w}_t)^2 + \sum_{i=1}^n f_{it}\sigma_{it}^2.$$

A bérszóródás változása ekkor az alábbiak szerint dekomponálható:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 - \sigma_{t-1}^2 &= \sum_{i=1}^n f_{it}(w_{it} - \bar{w}_t)^2 + \sum_{i=1}^n f_{it}\sigma_{it}^2 - \sum_{i=1}^n f_{i,t-1}(w_{i,t-1} - \bar{w}_{t-1})^2 - \sum_{i=1}^n f_{i,t-1}\sigma_{i,t-1}^2 \\ &= \sum_{i=1}^n (f_{it} - f_{i,t-1})(w_{i,t-1} - \bar{w}_{t-1})^2 + \sum_{i=1}^n f_{it}[(w_{it} - \bar{w}_t)^2 - (w_{i,t-1} - \bar{w}_{t-1})^2] \\ &\quad + \sum_{i=1}^n (f_{it} - f_{i,t-1})\sigma_{it}^2 + \sum_{i=1}^n f_{i,t-1}(\sigma_{it}^2 - \sigma_{i,t-1}^2). \end{aligned}$$

$$[1/(\sigma_t^2 - \sigma_{t-1}^2)](\cdot) = D_1 + D_2 + D_3 + D_4$$

Az egyes komponensek közgazdasági jelentése a következő. (1) Ha  $D_1$  komponens értéke megnő, az azt jelenti, hogy rögzített ágazatközi bérarányok mellett a kereslet eltolódott az alacsony vagy a magas átlagbéreű iparágak felé, vagy egyszerre mindkettő bekövetkezett. *Iparági struktúraváltozás* mértékét jelző jellegzetes *összetételhatás*. (2) Ha  $D_2$  megnő, az azt jelenti, hogy rögzített ágazati összetétel mellett oly módon változtak meg az ágazatközi bérarányok, hogy a magas béreű iparágakban relatíve megnőtt a magas béreű dolgozók, vagy az alacsony béreű iparágakban megnőtt az alacsony béreű dolgozók részaránya. Ez azzal jár, hogy az iparágakon belüli munkaerő-állomány homogenizálódik. (3) Ha  $D_3$  komponens értéke megnő, az azt jelenti, hogy a foglalkoztatás eltolódott a magas bérvarianciájú – munkaerő-összetételét tekintve: heterogén – iparágak irányába. Ez a komponens is az iparági struktúraváltozás nagyságát méri (*iparági összetételhatás*).

(4) Végül  $D_4$  komponens növekedése arról tanúskodik, hogy – rögzített ágazatközi munkaerő-összetétel mellett – az iparágakon belüli bérszóródás mértéke nőtt meg. Például azért, mert a gazdaság egészében megnőtt a kereslet a képzetlenebb, magasabb keresetű munkaerő iránt.  $D_1$  és  $D_3$  mutató nagysága az iparági szerkezetváltozás munkaerő-keresletre gyakorolt hatását méri,  $D_2$  és  $D_4$  mutatók pedig a munkaerő-kereslet szerkezeti átalakulásának az iparági szerkezetváltozástól független komponenseit számszerűsítik. A  $D$  típusú mutatókat úgy konstruáltuk meg, hogy a szóban forgó hatások nagyságát a keresetiszóródás-növekmény százalékában fejezik ki, ezért a vizsgált hatások egymással keresztmetszetben összehasonlíthatók.

Mínthogy a piac erőinek hatására (s nem az állami bürokrácia döntéseire) vagyunk itt kíváncsiak, a mérést a vállalati szférára korlátozzuk, és ennek megfelelően a költségvetési ágazatokat kihagyjuk az elemzésből. A fent vázolt dinamikus varianciafelbontást három részperiódusra, illetve a vizsgált tízéves időszak egészére végeztük el. Az eredményeket a 3. táblázat tartalmazza. A táblázat alsó sora a mindenkori bázisidőszaki bérvariancia százalékában mutatja a bérszóródás alakulását az időben. A kereseti egyenlőtlenségek mértékének alakulását tartalmazó 2. táblázattal összhangban csökken a bérszóródás mértéke 1986 és 1989 között, továbbá jelentős mértékű szóródásnövekedés következett be a rendszerváltás éveiben (1989 és 1992 között). Az 1992–1996 közötti időszak igen alacsony adata – a 8 százalék körüli kereseti variancianövekedés – látszólag ellentmondásban van a 2. táblázatban szereplő lényegesen magasabb mutatóértékekkel, ez azonban abból adódik, hogy elemzésünket e helyütt a vállalati szférára korlátoztuk, az 1992 és 1996 közötti kereseti egyenlőtlenségnövekedés zöme pedig – mint még kitérünk rá – a költségvetési szféra egyre fokozódó lemaradásából származik. Ettől a problémától azonban itt jogosan eltekinthetünk. Mínthogy a piac erőiből táplálkozó munkaerő-kereslet nagy szerkezeti átrendeződésére az 1989 és 1992 közti években került sor, a részletes értékelést erre az időszakra korlátozzuk.<sup>17</sup>

### 3. táblázat

Az egyéni bérszóródás időbeli alakulásának dekompozíciója  
(százalék)

Komponens	1986–1989	1989–1992	1992–1996	1986–1996
$D_1$	-1,5	3,0	11,2	3,6
$D_2$	21,4	16,4	-18,7	9,6
$D_3$	5,9	25,6	73,2	36,8
$D_4$	74,2	55,0	34,2	49,9
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0
$(\sigma_t^2 - \sigma_{t-1}^2)/\sigma_{t-1}^2$	-11,3	36,0	7,9	46,7

Az átmenet éveiben tapasztalható igen jelentős bérszóródás-növekmény több mint 70 százaléka az ágazatokon belüli variancianövekedésből származik. Különösen figyelemreméltó a  $D_4$  komponens (az iparágakon belüli bérszóródás-növekedés) rendkívül nagy – 55 százalékos – súlya. Mínthogy a kereseti szóródás növekedése a magas és/vagy az alacsony bérű dolgozók iránti kereslet növekedéséből táplálkozhat, e helyütt annak a gyanúnknak adunk hangot, hogy a kereslet szerkezeti átalakulásának több mint felét kitevő  $D_4$  komponensben a képzett munka iránti kereslet megélénkülése fejeződik ki.

A munkaerő-kereslet szerkezeti átrendeződését, úgy tűnik, nem a válságágazatok le-

<sup>17</sup> A dekomponáláshoz időben összehasonlíthatóvá tett ágazati kódokat használtunk (lásd az F3. függelékét!)



épülése, illetve a fejlődő ágazatok előretörése magyarázza. A feladat inkább az iparágon belüli munkaerőkereslet-változás elemzésében áll. Természetesen a részletesebb elemzés felhívhatja a figyelmet egy-egy iparág sajátos pályájára. Különösen figyelemre méltó a költségvetési ágazatok leszakadásának folyamata. A költségvetésben dolgozók keresete 1986-ban 7,8 százalékkal maradt el a vállalati szférában dolgozókéétól, más tényezőket azonosnak véve. A hátrány folyamatosan emelkedve 1995-re 13,2, majd 1996-ra 23 százalékra fokozódott.<sup>18</sup>

### Következtetések, további kutatási feladatok

A kereseteloszlásban bekövetkezett változások vázlatos áttekintése a kutatásnak első, tájékoztató fázisát jelenti. Egy ilyen szakasz nem mellőzhető, hiszen a „piacgazdaságra való áttérés” csupán néhány ponton jár előrejelezhető következményekkel, és még ezekben az esetekben sem implikál meghatározott mértékeket. Más esetekben – nemek, vállalatméret vagy ágazat szerinti különbségek – még a változások irányát sem láthattuk előre. Az alapvető trendek és mértékek hozzávetőleges ismeretében pontosabb kérdéseket tehetünk fel, megkímélvén magunkat attól, hogy nem létező tendenciák okait kutassuk, vagy logikailag érvényes, de hatásukban jelentéktelen összefüggések nyomait keressük. Nem minden önkényesség nélkül az alábbi problémaköröket emelnénk ki:

1. A munkanélküliség egyensúlyi szintjének és időbeli viselkedésének meghatározásában is kulcsszerepet játszik a *bérrugalmasság*: a béreknek a keresleti változásokra adott reakciója. E tekintetben a fejlett piacgazdaságok között is jelentős különbségeket figyelhetünk meg. A béreknek a munkanélküliségre – kiváltképp a *hosszú távú* munkanélküliségre – mért alacsony elaszticitását sokan tekintik a magas nyugat-európai munkanélküliség és a „hiszterézis” legfőbb okának. A rendelkezésünkre álló adatok alapján viszonylag pontos képet alkothatunk a különféle regionális és szakmai piacokon bekövetkezett keresletcsökkenés keresetekre gyakorolt hatásáról. Láttuk, hogy a bérek és a helyi munkanélküliség közötti statisztikailag értékelhető (negatív) összefüggés alakult ki a rendszerváltozás éveiben, ez azonban csupán kiindulópontját jelentheti a kérdés vizsgálatának. További kérdések sorozatát kell megválaszolnunk: Milyen mértékben tekinthető a megfigyelt összefüggés ok-okozati jellegűnek? Az összefüggés egyforma erejű-e a rövid, illetve a hosszú távú munkanélküliség esetében? A hatás a magas vagy az alacsony keresetek tartományában erősebb-e? Egyformán reagálnak-e a bérek a gazdaság különböző szektoraiban, a munkaerő-állomány különböző csoportjaiban? Milyen mértékben okozza a bérek visszaesését a gazdasági teljesítmény visszaesése, illetve a dolgozói részesedés (az alkuerő) csökkenése? Az egyensúlyi bérszint elérésének nincsenek-e a minimálbérekből, a segélyszintekből adódó korlátai?

2. A bérmeghatározás mechanizmusa különbözőn látszik a gazdaság különféle szektoraiban: a skála a központi érdekegyeztetés „sarokszámain” nyugvó kollektív szerződésektől a zsebből fizetett napszámig terjed. Ha nincs is reményünk arra, hogy a színpék minden árnyalatát megfigyeljük, a különböző méretű és tulajdonú vállalatok kereseti és bérköltségszintjeinek, illetve -dinamikájának összehasonlításával fontos ismeretekhez juthatunk. Milyen a termelékenység- és bérváltozások viszonya – s ennek folytán az akkumuláció – a gazdaság különböző szegmenseiben? Különböznek-e a bérekre ható tényezők? Kimutathatók-e különbségek a középszintű bérmegállapodásokkal „lefedett” kör és a gazdaság más részei között? Azonos-e, vagy eltérő a munkaerő-kereslet bérrugalmas-

<sup>18</sup> A fenti becslések az *F5. függelékben* található 5. specifikáció alapján készültek. *Kézdi* [1997] tanulmánya finomabb bontásokat használva hasonló trendeket mutat ki.

sága e szegmensekben: kell-e olyan veszéllyel számolnunk, hogy a nagyvállalati (részben állami vagy kvázi-magántulajdonú) szektor magas bérei visszafogják a növekedést a gazdaság kevésbé szabályozott részeiben?

3. Hogyan érintette a rendszerváltozás az iskolai végzettség és a munkában felhalmozott tapasztalat hozamát, továbbá a közvetlenül meg nem figyelhető tudáskomponensek értékelését? Azonos mértékű-e a változás a gazdaság különféle részeiben, a különböző életkori csoportokban? Igazolható-e, hogy a megfigyelt bérváltozások a különböző iskolázottságú és életkori csoportok termelékenységének eltéréseiből fakadnak? Vajon egy-egy nagyobb foglalkozáson belül is megfigyelhetők-e az aggregált adatokból kibontakozó tendenciák?

Noha a nemek közötti különbség változásától a költségvetési beralakulásig és a munkás-szellemi bérkülönbségek növekedéséig számos más kérdés is válaszra vár, a magyar gazdaság közeljövője szempontjából a fentieket tartjuk a legfajszínűsabbnak: ezekre próbálunk választ találni kutatási beszámolónk következő részeiben.

## Függelék

### F1. függelék

*A bértarifa-felvételen alapuló minták súlyozatlan és súlyozott esetszámai (fő)*

Év	Súlyozatlan esetszámok		Súlyozott esetszámok	
	vállalati minta	költségvetési minta	vállalati minta	költségvetési minta
1986	126 163	19 715	3 839 006	660 540
1989	123 154	22 552	3 243 189	670 293
1992	99 398	32 421	3 052 672	731 524
1993 <sup>a</sup>	99 442	–	2 783 494	–
1994	111 071	42 240	2 656 147	843 460
1995	109 902	43 480	2 603 592	799 256
1996	106 574	54 091	2 583 516	849 062

<sup>a</sup> Az 1993. évi mintából – fontos változók hiánya és a szóban forgó rész minta szerkezeti torzulásai miatt – kizártuk a költségvetési rész mintát.

### F2. függelék

*A súlyozás módja*

Az egyénekhez rendelt súly ( $S$ ) két komponens szorzata:  $S = S1 \times S2$ . Az  $S1$  azt mutatja, hogy a mintában szereplő egyént hány vállalati dolgozó közül választották ki. Ezt a súlyt a felvétel eredeti rekordjai tartalmazzák. A vállalathoz rendelt  $S2$  súly – melyet magunk alakítottunk ki – azt mutatja, hogy a mintában szereplő cégek az azonos ágazatban és méretkategóriában működő vállalatok összlétszámának – a célsokaságnak – hányad részét foglalkoztatják. Tíz ágazatot és három – 1995–1996-ban négy – vállalati méretkategóriát különböztettünk meg. (A költségvetési ágazatokban, valamint 1986-ban és 1989-ben általában, a vállalatméretre való tekintet nélkül, kétjegyű ágazatra súlyoztunk.) Az egyes ágazat–vállalat méretkombinációkhoz tartozó létszámot a Statisztikai Évkönyvekben közölt vállalatszámok, illetve a bértarifa-felvételből nyert átlaglétsszámok szorzataként állítottuk elő. Kivételet

jelent a felső, nyitott kategória, ahol a szóban forgó létszámot az ágazati összlétszám és a zárt kategóriákba tartozó becsült összlétszám különbségeként képeztük. A célsokaság meghatározásához a KSH munkaerőmérleget és statisztikai évkönyveit vettük igénybe.

### F3. függelék

#### Az egységes ágazati kódok kialakítása

1992-ben a statisztikai adatszolgáltatás új ágazati osztályozásra tért át. *Tóth István János*, a Kopint–Datorg tudományos munkatársa lehetővé tette számunkra, hogy az általa összeállított vállalati panel adatbázisában – mely az 1990–1992-ben mindvégig működött munkáltatók adatait tartalmazza – elvégezzük a régi és új kódok összehasonlítását, és olyan egységes kódrendszert alakítsunk ki, melyben az időbeni összehasonlítás elviselhető kompromisszumok árán lehetővé válik. Egy-egy vállalat tevékenységi jellegének megváltozása miatt is átkerülhetett más ágazatba, ám az ebből fakadó hiba valószínűleg elenyésző ahhoz a nyereséghez képest, melyet az átsorolódások vállalatonkénti megfigyelése biztosít. A 20 410 potenciálisan átsorolódott vállalat adatai alapján összeállítottunk egy  $24 \times 156$  méretű mátrixot, melynek  $(i, j)$  eleme azon dolgozók számát mutatja, akiknek munkáltatója 1991. december 31-én a régi nómenklatúra szerint az  $i$ -edik szakágazatba, 1992. december 31-én pedig, az új osztályozás szerint a  $j$ -edik kétszámjegyű ágazatba tartozott. A mátrix sorait és oszlopait megpróbáltuk úgy rendezni, hogy kvázidiagonális mátrixot kapjunk. Ha egy diagonális blokkba a megfelelő sorokhoz és oszlopokhoz tartozó összlétszám nagy részét (90 százalékát vagy még nagyobb hányadát) sikerült koncentrálni, a megfelelő sorokat, illetve oszlopokat egyazon egységes ágazati kód alá rendeltük. A 90 százalékos kritériumot több esetben lazítanunk kellett.

Az eljárás sikerét két kritérium szerint értékeltük:  $K1$  azt méri, hogy az új kódok alapján az  $i$ -edik (egységes) ágazatba sorolt dolgozók hány százalékát teszik ki a régi kódok alapján ide sorolt dolgozóknak.  $K2$  a régi kód alapján az  $i$ -edik egységes kód alá soroltak arányát mutatja az új kód alapján ide soroltak százalékában. Ha  $K1 = K2 = 100$ , az egymáshoz rendelés egyértelmű. A teljes találati arány (a diagonálisban lévő elemek összege a teljes mintaelemszámhoz viszonyítva) 96,3 százalék. Az egységes ágazatkódok mindenekelőtt a szolgáltatások területén megbízhatatlanok; kevéssé sikeres az egymáshoz rendelés néhány termelőágazatban. Ilyen esetekben az 1992 előtti és utáni idősorok csak nagy hibával „vezethetők össze”. Termelési vagy létszámadatok összekötéséhez az osztályozás talán nem kellően pontos, de intenzitási viszonyszámok (például az átlagbérek) elemzéséhez megfelelhet. Az új, illetve a régi kód szerint képzett egységes ágazati halmazokban a bérek igen közel esnek egymáshoz: az 1992. évi bértarifa-felvétel adatai szerint az eltérés csupán néhány esetben haladja meg a 2 százalékot (külkereskedelem: 2,7 százalék, helyi közlekedés: 2,3 százalék, adatfeldolgozás: 3,4 százalék.). Durva eltérést csak a be nem sorolható tevékenységeket összefogó „egyéb” kategóriánál találunk (18,4 százalék).

Az egységes kód alá sorolt ágazatok a  $K1$  és  $K2$  kritériumok kerekített, százalékos értékeinek felüntetésével: Mezőgazdasági termelés, halászat és élelmiszeripar (96, 100); Erdőgazdaság és faipar (98, 99); Szénbányászat (97, 100); Kőolajbányászat (100, 100); Egyéb bányászat (94, 98); Textil- és ruhaipar (97, 97); Papíripar (97, 88); Nyomdaipar és kiadói tevékenység (78, 91); Kőolajfeldolgozás (100, 100); Gépipar (96, 94); Vegyipar (98, 97); Nem fém ásványi termékek (97, 98); Kohászat és fémfeldolgozás (85, 98); Bútoripar és fémtömegcikk (98, 68); Energia (87, 100); Víztermelés és -kezelés (96, 91); Építőipar (100, 96); Belkereskedelem (99, 93); Külkereskedelem (98, 92); Vendéglátás (99, 94); Egyéb közlekedés I. (96, 95); Vasúti közlekedés (100, 100); Kötőtpályás helyi közlekedés (100, 92); Hírközlés (100, 100); Pénzügyi és banki tevékenység (100,

99); Biztosítás (100, 100); Gépi adatfeldolgozás (90, 83); Egyéb szolgáltatás (84, 89); Közoktatás (100, 100); Felsőoktatás (100, 100); Egészségügy (99, 100); Közigazgatás (100, 100); Kutatás (100, 89); Kultúra (100, 90); Egyéb (100, 78). Az osztályozásról részletesebb képet ad *Kertesi-Köllő* [1995].

F4. függelék

Az egyéni állásvesztési esélyek becslése

(logitegyenlet, 1993. első negyedév; KSH Munkaerő-felvétel foglalkoztatottjai, függő változó: a második negyedévre az állása megszűnt, igen-nem)

	Független változó <sup>a</sup>	Koefficiens	t-érték	Szignifikancia
Nem:	férfi	-0,263	-4,534	0,000
Kor:	15–19	0,679	4,355	0,000
	20–24	0,326	2,902	0,004
	25–29	0,027	0,224	0,823
	35–39	-0,264	-2,437	0,015
	40–44	-0,265	-2,371	0,018
	45–49	-0,193	-1,654	0,098
	50–54	0,123	1,030	0,303
	55–59	1,004	7,809	0,000
Iskolai végzettség:	60–	1,311	9,179	0,000
	0–7 osztály	0,134	0,940	0,347
	szakmunkásképző középiskola	-1,091	-1,183	0,237
	főiskola, egyetem	-0,811	-5,883	0,000
Beosztás:	fizikai	0,305	3,590	0,000
Régió <sup>b</sup> :	Budapest	-0,218	-1,703	0,089
	Központi, megyeközpont	0,320	1,500	0,134
	Központi, város	-0,155	-0,943	0,345
	Központi, község	0,001	0,006	0,995
	Északnyugati, megyeközpont	-0,612	-2,780	0,005
	Északnyugati, város	-0,095	-0,550	0,582
	Északnyugati, község	0,141	0,947	0,343
	Délnyugati, megyeközpont	0,149	0,747	0,455
	Délnyugati, város	-0,068	-0,330	0,742
	Délnyugati, község	0,571	3,778	0,000
	Északkeleti, megyeközpont	0,119	0,763	0,446
	Északkeleti, város	0,218	1,439	0,150
	Északkeleti, község	0,607	4,740	0,000
	Délkeleti, megyeközpont	-0,854	-3,668	0,000
Délkeleti, község	0,484	3,414	0,000	
Konstans		-2,414	-15,060	0,000
Log Likelihood		-4815,0258		
Prob > $\chi^2$		0,00001		
Pszeudo R <sup>2</sup>		0,0649		
Esetszám (fő)		17 306		
$\chi^2$ (30)		668,13		

<sup>a</sup> Referenciakategóriák: nők, 30–34 évesek, 8 osztályt végeztek, nem fizikai dolgozók, délkeleti régió városai

<sup>b</sup> Központi régió: Fejér, Komárom, Pest megye; északnyugati régió: Győr, Vas, Veszprém, Zala megye; délnyugati régió: Baranya, Somogy, Tolna megye; északkeleti régió: Borsod, Hajdú, Heves, Nógrád, Szabolcs megye; délkeleti régió: Bács, Békés, Csongrád, Szolnok megye.

*F5. függelék*  
*A tanulmányban hivatkozott modellspecifikációk*

Szempontok		Specifikációk				
		(1) <sup>a</sup>	(2)	(3)	(4)	(5)
Minta:	vállalati szféra	x	x	x	x	x
	költségvetési szféra					x
Függő változó:	bruttó havi kereset logaritmusa	x	x	x		x
	nettó havi (reál)kereset logaritmusa				x	
Független változók:	nem	x	x	x	x	x
	3 iskolázottság dummy	x	x	x	x	x
	gyakorlati idő (lineáris és négyzetes tag)	x	x	x	x	x
	2 beosztás dummy	x	x	x	x	x
	15 regionális dummy	x	x		x	x
	helyi munkanélküliségi ráta logaritmusa			x		
	Budapest dummy			x		
	27 ágazati dummy	x		x	x	
	22 ágazati dummy		x			
	költségvetés dummy					x
	vállalati átlagtermék logaritmusa	x	x	x	x	
	ágazati átlagtermék logaritmusa		x			
	tőke/munka arány logaritmusa	x	x	x	x	
	4 vállalatméret dummy	x	x	x	x	

<sup>a</sup> Az 1. specifikáció egyenleteit az *F6. függelék* tartalmazza.

F6. függelék  
A bruttó havi kereset logaritmusának regressziós becslése

Független változók	1986	1989	1992	1993	1994	1995
Konstans:	8,150	8,514	9,196	9,375	9,527	10,228
Nem:	0,286	0,282	0,219	0,230	0,243	0,222
Iskolai végzettség:	0,120	0,128	0,130	0,130	0,124	0,105
férfi	0,136	0,171	0,216	0,226	0,221	0,183
szakmunkásképző	0,359	0,492	0,554	0,587	0,602	0,537
középiskola	0,029	0,031	0,026	0,024	0,023	0,020
főiskola, egyetem	-4,72·10 <sup>-4</sup>	-4,67·10 <sup>-4</sup>	-3,84·10 <sup>-4</sup>	-3,56·10 <sup>-4</sup>	-3,16·10 <sup>-4</sup>	-2,73·10 <sup>-4</sup>
Gyakorlati idő:	0,095	0,138	0,219	0,246	0,246	0,213
lineáris tag	0,541	0,744	0,746	0,704	0,827	0,747
négyzetes tag	0,062	0,086	0,131	0,173	0,078	0,179
beosztott szellemi	-0,065	-0,068	-0,122	-0,103	-0,069	-
vezető szellemi	0,030	0,022	0,018	0,013	0,008	0,015
Termelékenység:	-	-	-	-	-	-0,287
egy főre jutó hozzáadott érték (log)	-0,056	-0,042*	-0,093	-0,126	-0,175	-0,192
negatív hozzáadott érték (dummy)	-0,036	-0,011	-0,052	-0,067	-0,147	-0,090
Tőke/munka arány:	0,019	0,016	0,052	0,052	0,047	0,043
Vállalatméret (fő):	0,049	0,036	0,080	0,039	0,074	0,055
10–20	194,12	260,33	123,33	99,45	124,54	115,42
21–50	192,02	220,67	255,27	158,45	242,12	114,3
301–1000						
1001–3000						
3001–						
27 ágazati dummy						
15 regionális dummy						
együttes szignifikancia, <i>F</i> -próba						
együttes szignifikancia, <i>F</i> -próba						
Mintabeli megfigyelések száma (fő)	116 205	87 595	87 754	86 785	96 831	91 510
Kiigazított <i>R</i> <sup>2</sup>	0,4553	0,4890	0,5169	0,5027	0,5150	0,5141
Magyarázó változók erejét mérő <i>F</i> -próba	1735,67	1495,91	1648,23	1539,8	1836,07	1727,73
Átlagos négyzetes hiba négyzetgyöke	0,2753	0,31433	0,35451	0,3663	0,39189	0,38388
Heteroszkedaszticitás***	706,09	1749,46	1416,17	1921,48	3917,87	3404,9
Kihagyott változók***	100,36	159,04	245,33	206,63	54,13	205,12
Reziduuumok normalitása ( $\chi^2$ -próba)	1542,41	2683,21	5174,77	7864,44	3458,87	3506,5

*Diagnosztikai tesztek*

\* 0,01 szinten szignifikáns. \*\* Cook–Weisberg-féle teszt,  $\chi^2$ -próba. \*\*\* Ramsey-teszt, *F*-próba.

*Megjegyzés:* Valamennyi – külön nem jelölt – paraméter értéke legalább 0,0001 szinten szignifikáns. A minta nem tartalmazza a költségvetési ágazatokat, valamint a bankokat és biztosítókat. *Referenciakategóriák:* nők; legfeljebb 8 osztály; fizikai foglalkozásúak; 51–300 fős vállalat. *Gyakorlati idő:* életkor – (iskolában eltöltött évek + 6). *Hozzáadott érték:* Nettó árbevétel – (anyagköltség + eladott anyagok beszerzési értéke + alvállalkozói teljesítmények értéke).

## Hivatkozások

- ÁBRAHÁM ÁRPÁD–KERTESI GÁBOR [1996]: A munkanélküliség regionális egyenlőtlenségei Magyarországon 1990 és 1995 között. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- BASU, S.–ESTRIN, S.–SVEJNAR, J. [1994]: Employment and wage behavior of enterprises in transition. Paper presented at the workshop on Enterprise Adjustment in Eastern Europe. Transition Economics Division, Policy Research Department, The World Bank, Washington D.C., szeptember 22–23.
- COMMANDER, S.–DHAR, S. [1996]: Polish enterprises during the transition. Paper presented at the workshop Unemployment, Restructuring, and the Labour Market in Eastern Europe and Russia, The World Bank, EDI, Washington D.C., május 6.
- CUKOR ESZTER–KERTESI GÁBOR [1987] Vállalkozói bérkülönbségek Magyarországon: okok és következmények. *Gazdaság*, 4. sz.
- ÉLTETŐ ÖDÖN [1996]: A keresetek színvonala és szóródása az 1990-es években Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 11. sz.
- ESTRIN, S.–SVEJNAR, J. [1996]: Employment and wage determination in the early years of transition. Paper presented at the workshop Unemployment, Restructuring and the Labour Market in Eastern Europe and Russia. The World Bank, EDI, Washington D.C., június 7.
- FLANAGAN, R. J. [1995*b*]: Wage structures in the transition of the Czech economy. IMF working paper WP/95/36, március.
- GALASI PÉTER [1995]: A jövedelemegyenlőtlenség változása Magyarországon 1987, 1992–1994. MTA Világgazdasági Kutatóintézet, Budapest.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, január.
- JUHN, CH.–MURPHY, K. M.–PIERCE, B. [1993]: Wage inequality and the rise in return to skill. *Journal of Political Economy*, 3. sz.
- KERTESI GÁBOR [1994]: Cigányok a munkaerőpiacon. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1995]: Kereseti egyenlőtlenségek Magyarországon I–II. rész. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1997]: A bérszerkezet átalakulása Magyarországon 1986 és 1996 között. Az Országos Munkaügyi Központ felkérésére írott tanulmány, MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest.
- KÉZDI GÁBOR [1997]: Public sector labour market in Hungary. Megjelenés alatt: *Bokros Lajos–Déthiers, J.-J.* (szerk.): Public sector reform in Hungary. World Bank, Washington, D. C.
- KÖLLŐ JÁNOS [1996]: Employment and wage setting in three stages of Hungary's labour market transition. Paper presented at the workshop Unemployment, Restructuring, and the Labour Market in Eastern Europe and Russia, The World Bank, EDI, Washington D.C., május 6.
- KÓRÓSI GÁBOR [1997]: Labour demand during transition in Hungary (Econometric analysis of Hungarian firms 1986–1995). working paper, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences.
- OMK [1995]: 1994. évi létszám-, bér- és kereseti adatok. OMK, Munkaügyi adattár, 1–3. sz.
- OMK [1996]: 1995. évi létszám-, bér- és kereseti adatok. OMK, Munkaügyi adattár, 1–4. sz.
- PUDNEY, S. [1994]: Earnings inequality in Hungary: A comparative analysis of household and enterprise survey data. *Economics of Planning*, 27. évfolyam, 251–276. o.
- RUTKOWSKI, J. [1996*a*]: High skills pay off: The changing wage structure during economic transition in Poland. *Economics of Transition*, 4. évfolyam, 1. sz.
- RUTKOWSKI, J. [1996*b*]: Changes in the wage structure during economic transition in Central and Eastern Europe. World Bank Technical Paper No. 340, The World Bank, Washington D.C.
- VECERNIK, J. [1995]: Changing earnings distribution in the Czech Republic: survey evidence from 1988–94. *Economics of Transition*, 3. évfolyam, 3. sz.
- VODOPIVEC, M. [1995]: The Slovenian labour market in transition: evidence from microdata. Paper presented at OECD Technical Workshop What can we learn from the experience of transition countries with labour market policies? Bécs, november 30 – december 2.
- WINTER–EBNER, R. [1996]: Wage curve, unemployment duration and compensating differentials. *Labour Economics*, 3. évfolyam, 425–434. o.
- ZEMPLÍNEROVÁ, A.–STÍBAL, J. [1995]: Evolution and efficiency of concentration: manufacturing industries in the Czech economy 1989–92. *Eastern European Economics*, 33. évfolyam, 5–37. o.