

## KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS

### Ágazati bérkülönbségek Magyarországon, II. rész

#### Járadékokon való osztozkodás koncentrált ágazatokban, szakszervezeti aktivitás jelenlétében

---

Tanulmányunk az ágazatok közötti kereseti különbségek mértékét, keletkezésük okait elemzi Magyarországon, a kilencvenes évek végén. Az első részben – mely a *Közgazdasági Szemle* 2003. novemberi számában jelent meg – áttekintettük az ágazatközi bérkülönbségekre vonatkozó legfontosabb elméleti megfontolásokat, és bemutattuk az elemzésükre szolgáló modellek alaptípusait. Majd egy nem kompetitív alkumodellt javasoltunk a magyarországi helyzet elemzésére, s empirikusan ellenőrizhető statisztikai modelleket vezettünk le a vállalati és munkavállalói járadékok keletkezésére vonatkozó feltevésekből. Tanulmányunk második részében kerítünk sort a mérésekre, az elméleti modell tesztelésére. Két lépésben – a kiegyenlítő bérkülönbségek hatásától megtisztított ágazati bérek becslésével, majd ezek ágazati szintű elemzésével – vizsgáljuk a szektorok közötti kereseti eltérések forrásait. Tanulmányunk legfontosabb következtetése, hogy 1998-ban Magyarországon a magas piaci koncentráció és a szakszervezeti aktivitás egybefonódásának esetében alakultak ki különösen magas ágazati bérek.\*

*Journal of Economic Literature* (JEL) kód: J1, J31, L1.

---

A mérés során az Országos Munkaügyi és Módszertani Központ 1998. évi bértarifafelvételének egyéni adatbázisára támaszkodtunk, amelyet kiegészítettünk azzal az információval, hogy az adott munkáltató esetében kötött-e a munkaadó és a szakszervezet kollektív szerződést, illetve hogy kollektív szerződés keretén belül kötöttek-e a bérekre nézve valamilyen megállapodást. Az utóbbi adatok forrása is egy OMMK által készített adatfelvétel volt, amely az 1998-ban teljeskörűen számba vette az ország munkáltatóinál kötött kollektív szerződéseket.<sup>1</sup> A felhasznált adatokat érintő további lényeges információ, hogy tartalmi megfontolásokból néhány ágazat esetében megváltoztattuk az eredeti 2-jegyű (NACE2) ágazati besorolást: az ágazati homogenitás<sup>2</sup> növelése érdekében bizonyos ágazatokat összeolvasztottunk, másokat pedig szétbontottunk.

Az előző rész (17) bérfüggvényének becslését az *1. táblázatban* található változókon

---

\* Köszönettel tartozunk az Országos Foglalkoztatási Közalapítványnak kutatásunk támogatásáért (OFA/XLV-45/99), illetve *Gábor R. Istvánnak* és *Kőrösi Gábornak* tanácsaikért és kritikai észrevételeikért.

<sup>1</sup> A kollektív szerződéseket tartalmazó 1998. évi OMMK-adatfelvétel egyéb részleteiről lásd *Neumann* [2000] írását.

<sup>2</sup> Ez mindenekelőtt azokat a nace2 ágazatokat érintette, amelyek lokális monopóliumként jellemezhető alágazatokat is tartalmaznak. Rájuk nem lehetett a három legnagyobb vállalat ágazaton belüli súlyán alapuló koncentrációs mérőszámot mechanikusan alkalmazni.

---

*Kertesi Gábor* a BKÁE mikroökonomia tanszékének vezetője, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának főmunkatársa.

*Köllő János* az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának főmunkatársa, valamint az IZA (Bonn) és a WDI (Ann Arbor) munkatársa.

I. táblázat  
A mérés során használt változók

Változó	Kommentár
Kereset	Függő változó
Nem	A brutó havi kereset logaritmus
Gyakorlati idő	0 = nő, 1 = férfi,
Iskolai végzettség	Lineáris tag Négyzetes tag 1 = 0–8 osztály 2 = szakmunkásképző 3 = középiskola 4 = főiskola, egyetem
Beosztás	1 = fizikai 2 = beosztott szellemi 3 = vezető szellemi
Lakóhely	0 = nem budapesti, 1 = budapesti
Munkanélküliség	A helyi munkanélkül-ráta logaritmus
Több műszak	Több műszakos? 0 = nem, 1 = igen
Túlóóra	Túlórázott? 0 = nem, 1 = igen
Új belépő	Újjonnan belépett? 0 = nem, 1 = igen
Vállalatumeret (fő)	0 = 10–20 1 = 21–50 2 = 51–300 3 = 301–1000 4 = 1001–3000 5 = 3001+
Tőke/munka arány	Az egy főre jutó nettó állóeszközérték (log)
Tulajdon	0 = nem többségi külföldi tulajdonú vállalat 1 = többségi külföldi tulajdonú vállalat
50 ágazati dummy	NACE2 kód alapján; referencia = gépgyártás
Koncentráció	NACE3-ra értelmezett koncentrációs hányados
Szervezettség	Kollektív szerződés van? 0 = nincs, 1 = van (vállalati szint): Bérmegeállapodás van? 0 = nincs, 1 = van (ágazati szint): Kollektív szerződéses dolgozók százaléka (NACE2) (ágazati szint): Bérmegeállapodásos dolgozók százaléka (NACE2)
Szervezettség × koncentráció:	Koncentráció és szervezettség interakciója

\* Mérési hibának számít, hogy a 0–4 hónapja fölverteteket nem tudjuk megkülönböztetni.

\*\* A klauzula vonatkozhat az átlagkereset növelésére, vagy az alaphór növelésére, vagy a minimálbér százalékában meghatározott bémővelésre, vagy vállalati bértarifá-táblázatok tételeire.

végeztük el.<sup>3</sup> A számításoknál kizártuk a költségvetési ágak (a közigazgatás, az oktatás és az egészségügy) dolgozóit, a becslést a vállalati szférára korlátoztuk. (Súlyozatlan eset-számunk nagyjából százezer ember volt.)

Az egyéni bérfüggvény becslése során nem jutottunk konklúzív eredményekhez. Ezért egy másik becslési eljárással próbálkoztunk, amelyben az ágazati járadékok, valamint a koncentráció és az ágazati szervezethez közöti kölcsönös összefüggések tisztábban modellezhetőek. Az előző rész (17) egyéni béregyenlete helyett *kétlépcsős eljárást* alkalmaztuk. Az első lépésben egyéni bérfüggvényeket becsültünk a kiegyenlítő bérkülönbségek mérhető elemeinek megragadására alkalmas – (**X**) és (**V**) – változókkal és ágazati dummy (0/1) változókkal. Az ágazatváltozók együtthatói összehasonlítható egyének közötti kereseti különbségeket mérnek; ezeket vizsgáljuk a második lépésben a piacszerkezetet és a szervezethez mérő változókkal. A maradéktagok elemzése felhívhatja a figyelmet más, szisztematikusan ható tényezők jelentőségére. A kétlépcsős eljárás tehát a következő logikát követi:

$$w_{ijk} = \alpha + \mathbf{X}_{ijk} \hat{\mathbf{a}} + \mathbf{V}_j \tilde{\mathbf{a}} + \mathbf{A}_k \hat{\mathbf{i}} + \eta_{ijk} \quad (1a),$$

$$\mu_k = \alpha_0 + \alpha_1 K_k + \alpha_2 S_k + \alpha_3 K_k \times S_k + \mathbf{Z}_k \hat{\mathbf{a}}_k + \zeta_k. \quad (1b)$$

Az **X** és **V** mátrixok foglalják magukba az egyéni és a vegyes eredetű vállalati hatásokat megragadó változókat, *K* a koncentrációt, *S* a szervezethez jelöli, **Z** pedig egyéb, a bérekre ható ágazati szintű változókat tartalmaz. A  $k = 1, 2, \dots, K$  index ágazatokra utal. Az első egyenlettel becsüljük az **A** ágazati változókhoz tartozó *K* elemű **i** paramétervektort, majd a második lépésben  $\mu_k$  ágazatközi szóródását elemezzük a *K* elemű ágazati mintán.

A kétlépcsős eljárásban rugalmasabban tesztelhetőek az ágazati szinten ható különféle tényezők, hátránya azonban, hogy a becslés elemszámát korlátozza az első lépésben elemzett egyéni minta mérete. Még a bértarifa-felvételez hasonló százezres esetszám mellett sincs mód 50-60-nál több ágazati bérparaméter megbízható becslésére. Ez nem csak azért jelent problémát, mert a második lépésben az ágazatokra futtatott regressziós modellek esetszáma (esetünkben: 50) éppen csak súrolja a matematikai-statisztikai elemzésre alkalmas mérethatárt. Emellett a piaci és munkapiaci jelzőszámokat is a magasabb aggregátumokra kell értelmeznünk. Ez a termékpiacon koncentráció mérésében minden bizonnyal torzításhoz vezet, mert ott még az alágazat (esetenként még a szakágazat is) túlságosan széles kategória a piacok pontos elhatárolására. A szakszervezeti aktivitás mérésében nem feltétlenül jelent hátrányt a magasabb aggregációs szint: valójában nem tudjuk, hogy, mondjuk, a homokbányászat és a sóderbányászat gondos elhatárolásával, vagy éppenséggel egymással és a szénbányászattal való összevonásukkal közelítjük-e pontosabban azt az aggregátumot, amelyen belül ténylegesen érvényesül a vezető bányavállalatok esetében kötött bérmegeállapodások (esetleges) szabályzó ereje.

### A becslés során felhasznált változók

*Ágazati bérek.* Az ágazati bérhozzamokat kétféleképpen számítjuk ki. Az első esetben az egyéni keresetek szóródásából a nem, a munkaerő-piaci tapasztalat, az iskolázottság, a beosztás, valamint a lakóhely hatását szűrjük ki, utóbbi a kistérségi munkanélküliségi

<sup>3</sup> Emlékeztetőül a (17) bérfüggvény:

$$w_{ijk} = a + \mathbf{X}_{ijk} \mathbf{b} + \mathbf{V}_j \boldsymbol{\phi} + \mathbf{A}_k \hat{\mathbf{e}} + d_1 K_{jk} + d_2 S_{jk} + d_3 K_{jk} \times S_{jk} + \zeta_{ijk}.$$

ráta és egy Budapest dummy változó segítségével ( $\mu^1$ ). A második esetben az  $X$  változók mellett a  $V$  típusú változókat (a vállalatméretet, a vállalati tőkefelszereltséget, valamint a többségi külföldi tulajdonú vállalatokat megkülönböztető változót) is szerepeltetjük ( $\mu^2$ ). Ennek indoka, hogy a vállalatmérethez, a tőke–munka arányhoz és a tulajdonhoz kisebb vagy nagyobb mértékben kiegyenlítő jellegű bérkülönbségek is kapcsolódnak. Úgy gondoljuk, hogy a kiegyenlítő különbségektől megtisztított ágazati járadékokat a  $\mu^2$  paraméterek tükrözik pontosabban. A számításokat mindkét változóval elvégeztük (a  $\mu^1$  esetben a méret szerinti összetételt ellenőrző változókkal), a tanulmányban a  $\mu^2$ -re kapott eredményeket közöljük. A számításokat a kis- és nagyvállalatokra külön-külön is elvégeztük.

*Piaci koncentráció.* A piaci koncentráció mutatóját az itt használt, kevésbé részletes ágazati bontásnak megfelelően, a korábbi 209 alágazat helyett 51 ágazatra újraszámítottuk. Az ebből származó információvesztés felmérésére megvizsgáltuk az ágazati koncentrációs szintek ágazaton belüli és ágazatok közötti szóródását. A varianciaelemzésben az ágazatokon belüli szórásnégyzetösszeg 24 118-nak, az ágazatok közötti 113 319-nek adódik, ami a szabadságfokokkal (50 és 144) korrigálva  $F = 13,53$  (0,0000) és  $r^2 = 0,76$  értékeket ad. A koncentrációs mutató alágazatok közötti szóródásának háromnegyedét az ágazatok közötti szóródásuk magyarázza. A szoros, de tökéletesnek nem nevezhető illeszkedés mindazonáltal jelzi, hogy információvesztéssel kell számolnunk, ami a későbbiekben becsült paramétereket zérus felé torzítja.

*Szervezettség.* A kollektív alkudozás ágazaton belüli jelentőségét kétféleképpen vettük számításba. A bérmegállapodással érintett dolgozók arányát tekintettük a *szervezettség nyers mutatójának*. Nyilvánvaló, hogy ezt az arányt nemcsak a szakszervezeti aktivitás és a munkaadói hajlandóság ágazatonként eltérő foka befolyásolja, hanem az egyes ágazatok vállalatméret szerinti összetétele is. A bérmegállapodást kötők aránya országos átlagban 1 százalék a 11–20 fős méretkategóriában, 3 százalék a 21–50 fős, 12 százalék az 51–300 fős, és 56 százalék a 300 fősnél nagyobb vállalatoknál. A szervezettség ágazatspecifikus eltéréseinek mérésekor célszerű figyelembe venni ezeket a különbségeket. Ezért egy *relatív szervezettségi* mutatót is értelmeztünk:

$$S_k^* = \frac{S_k}{\sum_{j=1}^4 v_{jk} S_j}, \text{ ahol: } k = 1, 2, \dots, 51, \quad (2)$$

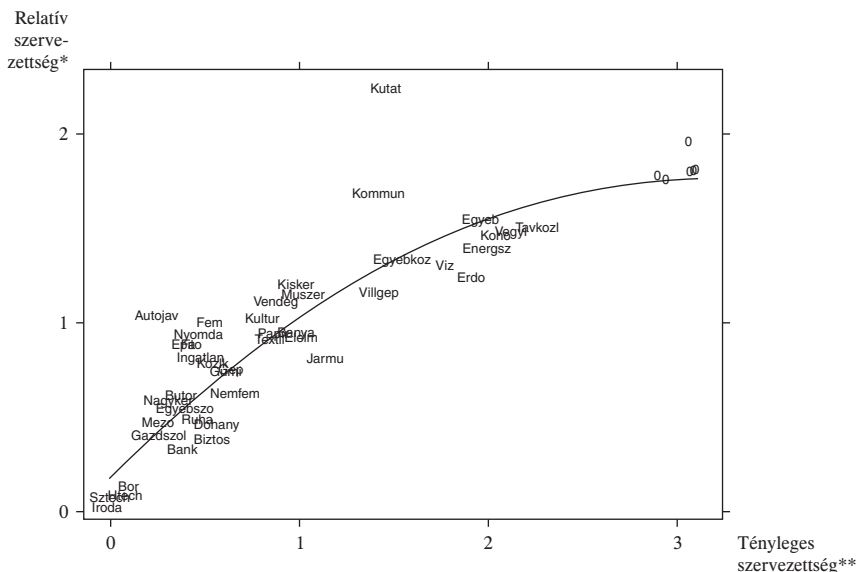
ahol  $S_k$  és  $S_j$  a szervezettség a  $k$ -adik ágazatban, illetve a  $j$ -edik méretkategóriában,  $v_{jk}$  pedig az egyes méretkategóriákba ( $j$ ) tartozó vállalatok dolgozóinak aránya a  $k$ -adik ágazat összlétszámához viszonyítva. Ha  $S_k^* = 1$ , akkor az ágazat szervezettségi szintje megfelel annak, amit a méretstruktúrája, illetve a különféle vállalati méretkategóriák átlagos szervezettsége alapján várnánk. Az 1-nél nagyobb értékek a méreteloszlás alapján várhatóanál erősebb, az 1-nél kisebbek gyengébb szervezettségre utalnak.

A szervezettség két mutatója között szoros, de nem lineáris a kapcsolat. Mint az *1. ábra* mutatja, a tényleges szervezettség egyes ágazatokban az országos átlag háromszorosát is eléri, de a relatív mutató mindenhol az átlag kétszerese alatt marad. A körökkel jelzett ágazatokban (vasút, helyi közlekedés, posta, kőolajipar, villamosenergia-termelés) a szervezettség rendkívül magas foka részben a méreteloszlással függ össze.

Nehéz eldönteni, hogy a két mutató közül melyik alkalmasabb a kollektív munkavállalói fellépés ágazatspecifikus különbségeinek megragadására. Ez attól függ, hogy a vállalatméret-kategóriák vagy az ágazatok közötti szervezettségbeli különbségeket tekintjük-e elsődlegesnek. Ha az előbbieket, akkor a relatív mutató alkalmasabb, mert kiszűri a méreteloszlásban meglevő ágazatközi különbségeket. Ha azonban a nagyvállalatok köré-

1. ábra

Nyers és relatív szervezetségi mutatók az egyes ágazatokban



\* Méretstruktúra alapján várható érték = 1.

\*\* Országos átlag = 1.

ben azért magas a kollektív szerződést kötők aránya, mert egyes – történetesen nagyvállalatok uralta – ágazatokban élénk a szakszervezeti tevékenység, akkor a nyers mutatót kell alkalmazni. Mivel e két lehetőség között, megfelelő adatok hiányában, nem tudunk választani, mindkét mutatót használni fogjuk, annak megjegyzésével, hogy véleményünk szerint inkább a relatív mutató tükrözi a szakszervezeti tevékenység intenzitását az egyes ágazatokban.

Az elemzésben felhasznált többi változó nem szorul előzetes magyarázatra, vagy már terítékre került az 1. táblázatban, értelmezésükre a megfelelő helyen kitérünk.

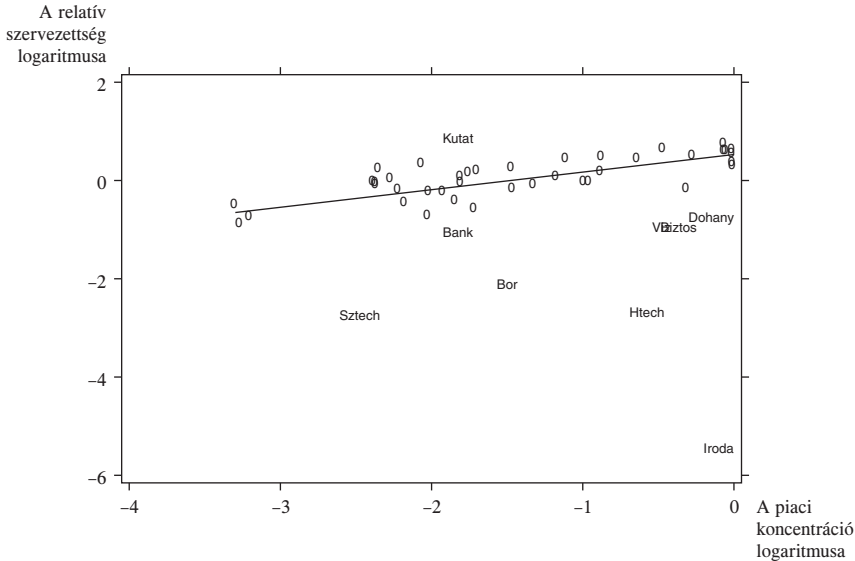
### A koncentráció és a szervezetség közötti kapcsolat

Az erősen koncentrált iparágakban több, a korábbiakban tárgyalt tényező is ösztönzi a formalizált bérmegállapodásokat. Mint a 2. ábrán látható, a magyar gazdaságban is igaz, hogy minél magasabb a koncentráció foka, annál nagyobb a kollektív megállapodásokkal lefedett létszám. A koncentráció alapján várhatónál kisebb körre terjed ki a kollektív alku a bőriparban és a vízi közlekedésben, a bankoknál és biztosítóknál, a kutatásban, a számítástechnikai szolgáltatásokban és a híradástechnikai iparban. Az irodagépgyártásban a kollektív szerződések teljes hiányát tapasztaltuk az 1998. évi adatok alapján.<sup>4</sup>

Az átlagostól való nagymértékű eltérések csak részben magyarázhatók egyedi okokkal. A vízi szállítás esetében a legnagyobb vállalatok magas aránya ellenére sem várunk

<sup>4</sup> Az ábrán az irodagépgyártásra vonatkozó érték  $\ln(0,004)$ , a legkisebb megfigyelt érték felének logaritmus.

2. ábra  
Piaci koncentráció és relatív szervezethezesség, 1998



olyan munkaerő-piaci következményeket, mint amilyenekre magas piaci koncentráció esetén általában számítunk – az ágazat árbevétel szempontjából meghatározó cégei valójában csak olyan mértékben számítanak magyarnak, mint amennyire az adóparadicsomokban bejegyzett hajósok libériainak vagy panamainak. A kutatás magas „lefedettség” alighanem az ott dolgozók különlegesen magas iskolázottságára, és az erős szakszervezeti hagyományra vezethető vissza. Arra, hogy a bőr-, szőrme- és cipőipar miért lóg ki a sorból, nem tudunk magyarázatot adni. A többi ágazat azonban jellegzetesen különbözik az összes többi szektortól a munkaerő összetételének néhány fontos paraméterében.

A számítástechnikai, valamint a pénzügyi és biztosítási szektor olyan munkaerőre támaszt keresletet, amely – e szektorok gyors növekedésének és saját kvalifikáltságának köszönhetően – különlegesen kedvező piaci helyzetben van, valószínűleg kevésbé érdekelt a kollektív fellépésben. A dohány-, a híradástechnikai és az irodagépipar más jellemző: tipikus képviselői a szalagmunkára alapozott tömeggyártásnak. Szociológiai elemzésekből, a sajtóból, dokumentumfilmekből tudjuk, hogy ezeknek az ágazatoknak – a többnyire külföldi – munkáltatói nemigen kedvelik a kollektív alkudozást. Ráadásul e gyárak munkaerő-állományának gerincét többnyire falusi, fiatal, szakképzetlen nők adják – olyan réteg, amelynek körében hagyományosan alacsony a szakszervezeti aktivitás.

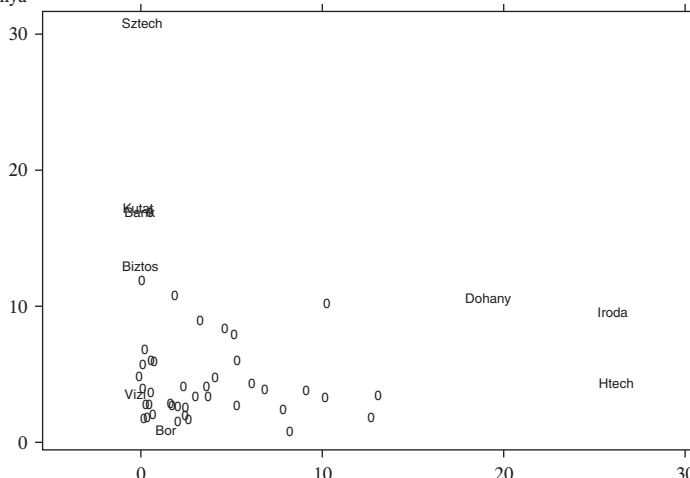
A 3. ábra ezeket a sajátosságokat két mutatóval érzékelteti: a munkaerőpiac felsőbb szegmenseiben végbement bővülést a 40 évesnél fiatalabb diplomások arányával, az alsóbb szegmensre alapozódó tömeggyártást a 40 évesnél fiatalabb, több műszakban dolgozó munkásnők arányával. Azok az ágazatok, amelyekben a szervezethezesség alacsonynak bizonyult a koncentráció fokához viszonyítva a 2. ábrán, e két sajátos munkaerőcsoport aránya alapján is kilógnak a sorból. A fiatal diplomások részaránya az átlagos 4 százalékkal szemben 30 százaléka a számítástechnikai szolgáltatásokban, 12 százaléka, illetve 18 százaléka a bankokban és a biztosítóknak. A szalagmunkán alkalmazott nők aránya az átlagos 4,5 százalékkal szemben 26–26 százaléka a híradástechnikai és irodagépiparban, és 19 százaléka a dohányiparban.

Noha nyilvánvaló, hogy a fenti változók (fiatal diplomások, fiatal munkásnők) csupán

3. ábra

Két sajátos munkaerő-csoport részaránya az ágazatok létszámában\*

A 40 évesnél fiatalabb diplomások százalékaránya



A 40 évesnél fiatalabb, több műszakban dolgozó munkások százalékaránya

\* A 2. ábrán kiemelt ágazatokat itt is a nevük jelzi.

durva jelzőszámokként képviselnek bonyolult munkaerő-piaci összefüggéseket, alkalmasnak tűnnek a koncentráció és a szervezethez kapcsolata szempontjából kiugró esetek elkülönítésére. A korrekt eljárás azonban az, ha ezeknek a változóknak a hatását más ágazatok esetében is figyelembe vesszük, azaz folytonos változóként szerepeltetjük őket az elemzésben.

### A szervezethez és a koncentráció hatása a bérekre

Mint a korábbiakban már tárgyaltuk, nem csak azt feltételezzük, hogy a koncentráció ( $K$ ) és a kollektív béralku ( $S$ ) egyaránt növeli a béreket, hanem azt is, hogy a szakszervezetek sikeresebben működnek a koncentrált piacokon, és viszont, a magasabb koncentrációnak köszönhető járadékok ott jelennek meg keresetnövelő-hozamok formájában, ahol a járadékok elsajátítására jól működő szakszervezetek szerveződnek. Nem csak  $K$  és  $S$ , hanem kettejük interakciója ( $K \times S$ ) esetén is pozitív hatást várunk.

Ami a további hatótényezőket illeti, célszerű figyelembe venni, hogy az ágazati járadék-képződés feltételei nem azonosak a versenyszférában, és abban a sajátos szürke zónában, ahol az árképzés alku tárgya a vállalatok és az állam, illetve az önkormányzatok között. Ide sorolhatók olyan szektorok, mint a helyi közlekedés, a hulladékkezelés, az energia- és vízszolgáltatás, a vasút, a posta, a vízgazdálkodás. További ágazatokban is előfordul közvetett állami beavatkozás (emlékezzünk a benzinárak körüli csatározásokra), a felsorolt tevékenységek esetében azonban többről van szó. Az ide tartozó cégek egy részét közvetlenül az állam vagy az önkormányzat finanszírozza, más részük esetében pedig az „árképzetről” folyik a cég bevételeit meghatározó alku.

Nem lehetünk biztosak abban, hogy az állammal folytatott tárgyalás kedvezőbb lehetőségeket teremt a vállalati bevételek és keresetek növelésére, mint az árdiktáló pozíció a hasonlóan koncentrált, monopolizált, esetenként kartellizálódott piacokon. A „közüzemek” alkupozícióját rontja, hogy a hivatalok könnyebben csoportosítják át az eszközeiket más tevékenységekbe – például az oktatásba, az egészségügybe – vagy saját apparátusaik finanszírozásába a kommunális tevékenységek vagy a helyi közlekedés rovására, mint a monopóliummal vagy kartellel szemben álló fogyasztók, akik egyes területeken igen/nem választásra kényszerülnek, másutt pedig csak komoly, esetenként irreálisan magas helyettesítési költségek árán csökkenthetik a keresletüket. A közüzemek finanszírozása esetében a választás folytonos és a helyettesítés költségei szétterülnek. Továbbá, ami a konkrét magyar esetet illeti, sok „közüzem” hosszú ideje kirívóan veszteségesen működik, nehezen tudja elismertetni a valós vagy állítólagos többletköltségeit a juttatások elfolyását tapasztaló állammal vagy önkormányzattal szemben. Hogy a „puha költségvetési korlát” járadékokat növelő vagy az említett tényezők fékező hatása erősebb-e, az empirikus kérdés, amelyet egy „közüzemi ágazat” (0/1) változó beiktatásával vizsgálunk meg.

Béregyenletünk a (3) formát ölti. A felírásakor figyelembe vesszük a koncentráció és a szervezethezesség között tapasztalt erős korrelációt is, ezt a (4) egyenlet írja le. Az ágazatokat jelző  $k$  index elhagyásával:

$$\mu = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln S + \alpha_3 (\ln K) \times (\ln S) + \alpha_4 KÖZ + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$\ln S = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 FD + \beta_3 FTM + \varepsilon_2, \quad (4)$$

ahol  $KÖZ$  a fenti, széles értelemben vett közüzemekre (vasút, posta, helyi közlekedés, vízgazdálkodás, hulladékkezelés, energiaszolgáltatás) utal,  $FD$  a negyven évesnél fiatalabb diplomások,  $FTM$  a hasonló korú többműszakos munkásnők arányára utal,  $K$  és  $S$  pedig a koncentrációra, illetve a szervezethezességre. A  $\mu$  az ágazatspecifikus kereseti járadék az egyéni bérfüggvényekből becsülve,  $\alpha_0$  és  $\beta_0$  regressziós konstansok,  $\varepsilon_1$  és  $\varepsilon_2$  zérus várható értékű hibtagok.

A számunkra fontos (3) egyenletet csak akkor becsülhetjük önállóan, ha  $\text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$ , vagyis ha nincs szignifikáns korreláció a hibtagok között. A teljes ágazati mezőnyre becsült függvényekben, ha  $S$ -et a relatív szervezethezességgel mérjük,  $\rho(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0,141$  korrelációt kapunk. (Ehhez hasonlóan más specifikációkban is.) A kis elemszám miatt ezt a laza korreláció jelenként fogadjuk el, és a két egyenletet a Zellner-féle látszólagosan független regressziók módszerével (a továbbiakban LFRM, lásd *Greene* [1993] 486–499. o.) egy lépésben becsüljük.

A (3) modell egyirányú kapcsolatot tételez fel  $K$ ,  $S$  és a bérek között. Nem zárható ki azonban, hogy egyes munkáltatók éppen azért fizetnek magas béreket, hogy elejét vegyék a munkavállalói érdekképviselőtek kialakulásának. Valójában mindenhol – a koncentrált piacokon az átlagosnál is nagyobb mértékben – a szakszervezetek nyomására növekszenek a bérek: egyesekben a megszerveződésük nyomán, másokban a megszerveződésüket megelőzendő. A rendszer elméleti változója nem az érdekképviselőtek léte, hanem a *szakszervezeti fenyegetés*. Ilyenformán a magas bérek politikája formalizált béralku vagy éppenséggel munkavállalói érdekképviselőti szervezetek nélkül is előállhat. Ha ez a mechanizmus erőteljesen hat, akkor az  $S$  és a  $\mu$  között egyirányú kapcsolatot feltételező statisztikai modellben alábecsüljük a munkavállalói nyomásgyakorlás szerepét, mert esetenként az *alacsony szervezethezességgel társuló magas béreket is ennek kellene betudnunk*.

Amikor a „szakszervezeti fenyegetésről” mint a modell elméleti változójáról beszélünk, nem valamiféle militáns szervezkedésre gondolunk, amely a vállalatvezetés elé egy jövőbeli harcos érdekképviselőt esetleges megszerveződésének rémét vetíti ki, hanem



sok esetben csak arra a látens dolgozói elégedetlenségre vagy a vállalat céljaival való azonosulás hiányára, amely – a menedzsment megítélése szerint – a vállalat mint egész jó működőképességét kockáztatja.

Abból, hogy az említett két mechanizmus eltérő oksági láncolaton keresztül hozza létre az  $S$  és  $\mu$  között megfigyelhető korrelációt (az első gyengítve, a második erősítve azt), következik, hogy a keresztmetszeti adatokat felhasználó instrumentális (IV) becslés eredményei nem mindig igazítanak útbá a szervezetség és a bérek közötti kauzális kapcsolatok kérdésében. Ha például a  $\mu$ -t és az  $S$ -et endogénnek tekintő instrumentális becslés a Zellner-féle becsléssel közel azonos eredményeket szolgáltat, az nem tekinthető az általunk használt kauzális modellt megerősítő bizonyítéknak, mert valójában csak a mintán kívüli információk alapján dönthetnénk el, hogy a  $\mu$  és az  $S$  között megfigyelt kapcsolat létrehozásában milyen szerepet játszik a mi modellünk ( $S \Rightarrow \mu$ ), illetve egyfajta „munkavállaló-barát” politika, amely magas bérekkel „vásárolja meg” a dolgozók lojalitását [itt  $\rho(S, \mu)$  gyenge, habár elméletileg itt is hat a bérekre a munkavállalói oldal által képviselt „erő”, jóllehet nem a két fél közti kollektív alkudozások formáját öltve]. Ha az instrumentális becslés az LFRM-nél magasabb együttthatókat ad az  $S$ -re, az az utóbbi mechanizmus részleges érvényesülése mellett szóló közvetett érvként szolgálhat. Az instrumentális becslésre az LFRM eredmények áttekintése után kerítünk sort.

## 2. táblázat

Az ágazati bérhozamok különböző becslései eltérő részmintákon, illetve a szervezetségi változó nyers és relatív változata mellett  
(a cellákban az eredményeket ismertető táblázatok sorszámai szerepelnek)

A szervezetségi változó típusa	A teljes minta		A mezőgazdaság, ipar, építőipar	
	összes vállalatára	301 főnél kisebb vállalataira	összes vállalatára	301 főnél kisebb vállalataira
Zellner-féle LFRM				
Nyers	3.a) táblázat	3.b) táblázat	3.a) táblázat	3.b) táblázat
Relatív	3.c) táblázat	3.d) táblázat	3.c) táblázat	3.d) táblázat
Instrumentális becslés				
Nyers	6.a) táblázat	6.c) táblázat	6.b) táblázat	6.d) táblázat
Relatív	6.e) táblázat	6.g) táblázat	6.f) táblázat	6.h) táblázat

## A kivételes esetek azonosítása

A kis mintaelemszám miatt a becslések megkezdése előtt célszerű ellenőrizni, hogy az eredményeket nem torzítja-e egy vagy néhány szélsőségesen kiugró eset (*outlier*), nem egy pontfelhőre és egy kivételes pontra fektetett, megtévesztő paramétereket szolgáltató regressziót becslünk-e. E célra Hadi többváltozós outlier-kereső eljárását használjuk, amely a teljes mintára jellemző kovarianciastruktúrától erősen elütő változókombinációik alapján azonosítja a kiugró eseteket.<sup>5</sup>

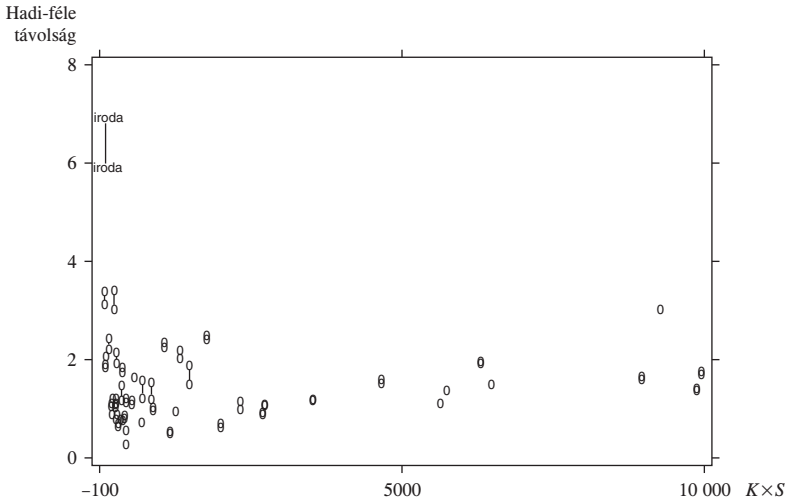
Az ágazatokat  $K$ ,  $S$  és  $\mu^2$ , illetve  $K$ ,  $S^*$  és  $\mu^2$  alapján vizsgálva egyértelműen az irodagépgyártás jelenik meg kiugró esetként. A kétféle változólista alapján számított Hadi-távolságokat a 4. ábra mutatja a koncentráció és szervezetség szorzatának ( $K \times S$ ) függ-

<sup>5</sup> Rövid ismertetését, hivatkozásokkal az eredeti forrásokra lásd a Stata kézikönyvekben a *hadimvo* eljárásnéven.

## 4. ábra

Hadi-féle távolságok  $K \times S$  függvényében

(Az azonos ágazatok két távolságbecslését függőleges vonal köti össze)



vényében. Látható, hogy az irodagépipar mindkét mutató szerint óriási távolságra esik az összes többi ágazattól, beleértve azokat is (híradástechnika, dohányipar), amelyekkel a munkaerő-szerkezete bizonyos közös vonásokat mutat.

Ennek az az oka, hogy miközben az irodagépgyártás három legnagyobb vállalatának részaránya a teljes kibocsátásban rendkívül magas (90 százalék), a bérmegállapodást kötők száma zérus. A relatív bér ( $\mu^2$ )  $-4,5$  százalék, ami alacsony a hasonlóan koncentrált ágazatokhoz képest, de magas az alacsony szervezetségűekhez viszonyítva, és kiugróan magasnak számít a zérus közeli  $K \times S$  interakciók tartományában. Érdeemes megjegyezni, hogy az irodagépgyártás a *belföldi értékesítés* árbevétele alapján számított koncentrációs indexet használva, ugyanúgy súlyos outliernek bizonyul, mint a fenti esetben, tehát nem a koncentráció felülbecsléséből ered a probléma, hanem abból, hogy az ágazatot meghatározó IBM-nél nem működik szakszervezet. Ezt természetesen figyelembe kell vennünk a  $K$ , az  $S$  és a  $\mu$  közötti kapcsolatok elemzésekor, de nem tehetjük másként, mint úgy, ha előbb az irodagépgyártás figyelmen kívül hagyásával elemezzük a többi 50 ágazatot, majd mint fontos, de kivételes esetre térünk vissza erre az ágazatra.

## Eredmények

*Koncentráció és szervezetség.* A becslési eredmények (3. táblázat) arra utalnak, hogy az ágazati béreket a koncentráció, a szervezetség és a kettő interakciója is erőteljesen befolyásolja:  $K$ ,  $S$  és  $K \times S$  együttthatói minden specifikációban és részmintán szignifikánsak.

Az interaktív hatás figyelembe véve, a keresetnek a koncentrációs mutatóra mért rugalmassága  $\alpha_1 + \alpha_3 \ln(S)$ , a szervezetségre mért elaszticitás pedig  $\alpha_2 + \alpha_3 \ln(K)$ . Ezek a függvények mutatják meg, hogy a magyarázó változók egyszázalékos változása hány százalékkal emeli a (gépiparhoz viszonyított) ágazati reziduális bért. A rugalmasságokat az 5. ábra a nyers szervezetségi mutatóval készült becslések alapján ábrázolja.

A bal felső sarokban látható, a teljes gazdaságra vonatkozó görbék szerint a szervezetség egy százalékkal magasabb szintje, közepes koncentráció esetén 0,07-0,08 száza-

3. táblázat

Koncentráció, szervezethez és ágazati kereseti járadékok  
(Becsülés a látszólagosan független regressziók módszerével)

a) Nyers szervezethez mutató, valamennyi méretkategória

Változók	Összes ágazat		Ipar, építőipar, mezőgazdaság	
	együttható	t-szignifikancia	együttható	t-szignifikancia
Függő változó: $\mu^2$				
ln(K)	0,1840	4,80	0,2740	5,20
ln(S)	0,1309	3,83	0,1446	3,95
ln(K) × ln(S)	0,0694	3,52	0,0983	3,49
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,2470	3,81	-0,3067	3,54
Konstans	0,2745	5,45	0,3721	6,61
F-próba	9,48	0,0000	13,76	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1188		0,1054	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,4638		0,6592	
Függő változó: S				
ln(K)	0,6149	2,79	0,5235	3,67
FD (százalék)	-0,0534	2,68	0,0391	0,73
FTM (százalék)	-0,0445	2,13	-0,0575	2,64
Konstans	-0,0739	0,32	-0,4841	1,37
F-próba	13,270	0,0000	6,84	0,0013
Átlagos négyzetes hiba	0,7637		0,7173	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,4650		0,4185	
Hibatagok korrelációja	0,0556		0,0062	
Breusch-Pagan-féle $\chi^2$ próba	0,155	0,6941	0,001	0,9714
Ágazatok száma	50		33	

b) Nyers szervezethez mutató, kis- és közepes vállalatok

Változók	Összes ágazat		Ipar, építőipar, mezőgazdaság	
	együttható	t-szignifikancia	együttható	t-szignifikancia
Függő változó: $\mu^2$				
ln(K)	0,1622	3,98	0,2206	4,91
ln(S)	0,1362	3,74	0,1782	5,72
ln(K) × ln(S)	0,0691	3,29	0,0944	3,93
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,0960	1,38	-0,1210	1,63
Konstans	0,1763	3,29	0,2599	5,42
F-próba	8,13	0,0000	17,69	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1263		0,0899	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,4280		0,7085	
Függő változó: S				
ln(K)	0,6142	5,39	0,5184	3,63
FD (százalék)	-0,0544	2,70	0,0475	0,89
FTM (százalék)	-0,0429	2,06	-0,0575	2,64
Konstans	-0,0755	0,32	-0,5233	1,48
F-próba	13,26	0,0000	6,89	0,0013
Átlagos négyzetes hiba	0,7637		0,7173	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,4650		0,4185	
Hibatagok korrelációja	0,0529		-0,0538	
Breusch-Pagan-féle $\chi^2$ próba	0,140	0,7084	0,096	0,7571
Ágazatok száma	50		33	

## c) Relatív szervezetségi mutató, valamennyi méretkategória

Változók	Összes ágazat		Ipar, építőipar, mezőgazdaság	
	együttható	<i>t</i> -szignifikancia	együttható	<i>t</i> -szignifikancia
	Függő változó: $\mu^2$			
$\ln(K)$	0,1245	5,22	0,1595	5,74
$\ln(S)$	0,1404	3,37	0,1509	3,00
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0840	3,24	0,1006	2,27
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,2419	3,62	-0,2820	2,99
Konstans	0,1634	4,41	0,2309	5,41
<i>F</i> -próba	8,41	0,0000	10,33	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1219		0,1159	
Kiigazított $R^2$	0,4344		0,5881	
	Függő változó: $S^*$			
$\ln(K)$	0,2821	2,79	0,1695	1,42
<i>FD</i> (százalék)	-0,0478	2,68	0,0560	1,27
<i>FTM</i> (százalék)	-0,0537	2,90	-0,0667	3,67
Konstans	0,6385	3,06	0,1710	0,58
<i>F</i> -próba	7,1519	0,0005	5,33	0,0047
Átlagos négyzetes hiba	0,6791		0,5981	
Kiigazított $R^2$	0,3149		0,3357	
Hibatagok korrelációja	0,0871		-0,0600	
Breusch–Pagan-féle $\chi^2$ próba	0,325	0,5684	0,119	0,7302
Ágazatok száma	50		33	

## d) Relatív szervezetségi mutató, kis és közepes vállalatok

Változók	Összes ágazat		Ipar, építőipar, mezőgazdaság	
	együttható	<i>t</i> -szignifikancia	együttható	<i>t</i> -szignifikancia
	Függő változó: $\mu^2$			
$\ln(K)$	0,1036	4,12	0,1264	5,31
$\ln(S)$	0,1441	3,22	0,1943	4,51
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0838	3,00	0,1031	2,75
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,0903	1,23	-0,1065	1,33
Konstans	0,1001	2,73	0,1002	2,73
<i>F</i> -próba	6,95	0,0002	13,45	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1309		0,0996	
Kiigazított $R^2$	0,3861		0,6424	
	Függő változó: $S^*$			
$\ln(K)$	0,2813	2,78	0,1641	1,38
<i>FD</i> (százalék)	-0,0484	2,70	0,0653	1,48
<i>FTM</i> (százalék)	-0,0518	2,79	-0,0667	3,69
Konstans	0,6339	3,03	0,1303	0,44
<i>F</i> -próba	7,03	0,0005	5,50	0,0040
Átlagos négyzetes hiba	0,6791		0,5981	
Kiigazított $R^2$	0,3149		0,3566	
Hibatagok korrelációja	0,0457		-0,1074	
Breusch–Pagan-féle $\chi^2$ próba	0,104	0,7468	0,380	0,5374
Ágazatok száma	50		33	

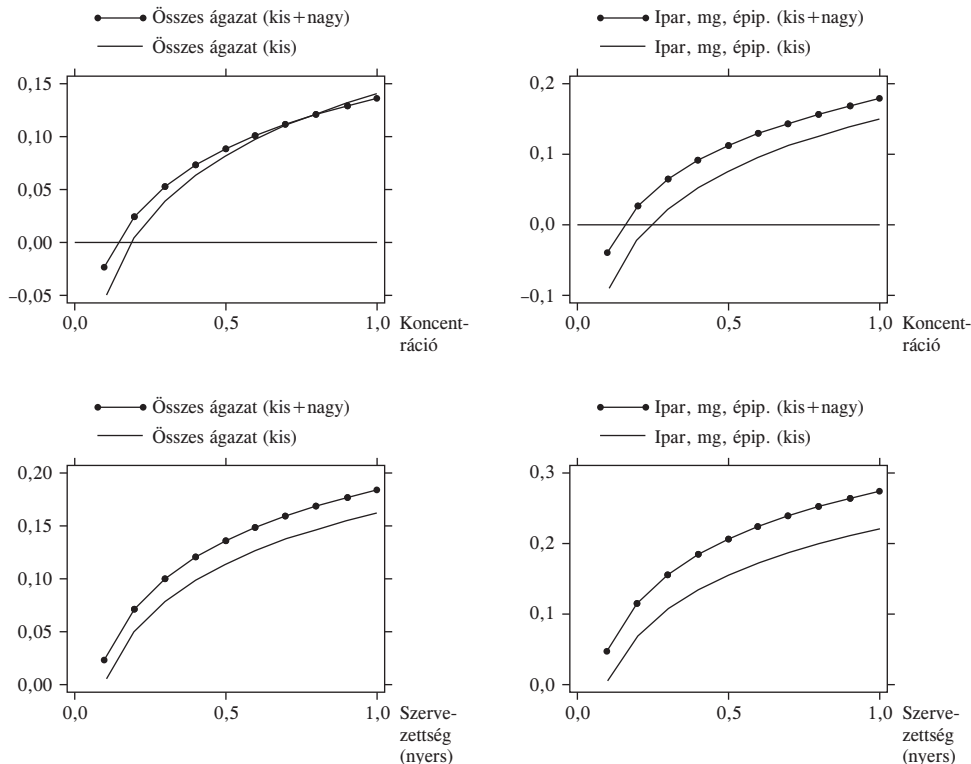
*Rövidítések:*  $\mu^1$ a személyes és regionális jellemzőktől,  $\mu^2$  a vállalatméret, tulajdon és tőkefelszereltség hatásaitól is megtisztított ágazati kereseti járadék, *K* a koncentrációs mutató, *S* a nyers,  $S^*$  a relatív szervezetségi mutató, *FD* a negyven évesnél fiatalabb diplomások aránya, *FTM* a negyven évesnél fiatalabb, több műszakos munkásnők aránya. „Közüzemi ágazatok” a vasút, a helyi közlekedés, a vízgazdálkodás, a hulladékkezelés és az energiaszolgáltatás. Az „ipar” a villamosenergia-ipart is magában foglalja.

5. ábra

Becsült bérrugalmasságok

Felső sor ábrái: Az ágazati járadéknak a szervezetségre mért rugalmassága különböző piaci koncentrációs szintek mellett

Alsó sor ábrái: Az ágazati járadéknak a piaci koncentrációra mért rugalmassága a szervezetség különböző szintjei mellett



Megjegyzés: Az ábrák a 3. táblázat a) és b) része alapján számított értékeket mutatnak.

lékkal, magas szervezetség esetén azonban 0,14-0,15 százalékkal emeli az ágazati bért. Nagyon alacsony koncentráció mellett a szervezetség hozama zérus, sőt enyhén negatív.

A kis- és közepes vállalatok (300 főnél kisebb létszámú cégek) körében megfigyelt ágazatközi kereseti differenciákat a szervezetség pontosan ugyanolyan mértékben befolyásolja, mint a teljes vállalatkörre számított különbségeket. Ha egy ágazatban magas a „lefedettség”, azokban a vállalatokban is magasabbak a bérek – méghozzá lényegében azonos mértékben –, amelyek maguk nem kötnek bérmegállapodásokat. A kisvállalatok körében az ágazati bérkülönbségek ugyanúgy reagálnak az ágazati szervezetség és az ágazati koncentráció együttesen magas szintjére is, ahogyan azt a teljes vállalati mezőny adatai alapján látjuk.

A mezőgazdaságra, iparra és építőiparra (röviden: termelőágak) kapott rugalmasságok magasabbak: 0,15 körüliek közepes koncentráció esetén, és megközelítik a 0,2 értéket, ha a koncentráció 100 százalék körüli (5. ábra, jobb oldali felső része). E szektorokon belül a kisvállalatok közötti ágazati bérkülönbségekre tett hatás valamivel gyengébb.

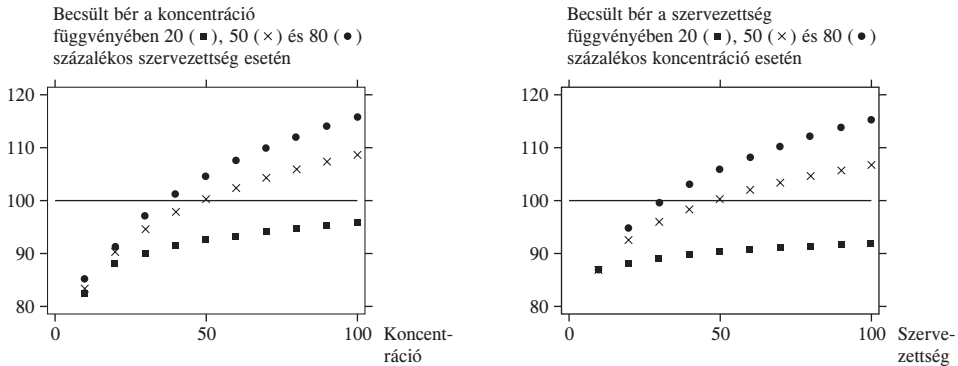
A nyers és relatív szervezettségi mutatóra kapott eredmények statisztikailag azonosak. A rugalmasság  $S$ -re:  $0,13 + 0,07\ln K$ ,  $S^*$ -ra pedig:  $0,14 + 0,08\ln K$ .

A koncentráció hasonló módon és mértékben hat a keresetekre, mint a szervezettség. (A két változó szóródási tartománya is azonos.) A becslt rugalmasság értéke alacsony szervezettség mellett 0,05 körüli, valamivel 0,15 alatt van közepes szint esetén, és közel jár a 0,2 értékhez, ha teljes körű a szakszervezeti „lefedettség”. Itt is erőteljesebbek a termelőágakban mért hatások: a rugalmasság zérus közeli értékről indulva 0,3 magasságába emelkedik (5. ábra alsó részei).

A becslt hatásokat másként, egyesek számára talán plasztikusabban érzékelteti a 6. ábra, amely pontbecsléseket, szimulált értékeket ábrázol. A bal oldali grafikon vízszintes tengelyére a koncentrációs mutatót mértük. A három emelkedő görbe mutatja, hogyan növekszenek a keresetek a koncentrációval a bérmegeállapodást kötők alacsony (20 százalékos), közepes (50 százalékos) és magas (80 százalékos) aránya esetén. A becslt bért ez esetben a gépipari keresetet 100-nak véve, százalékban adtuk meg.

6. ábra

Pontbecslések (becslt bérek a gépipari kereseti szint százalékában)



Látható, hogy alacsony, 5-10 százalékos koncentráció esetén az ágazati reziduális bérek – a szervezettségtől függetlenül – közel 20 százalékkal elmaradnak a gépiparitól. Ha a szervezettség alacsony (alsó görbe), a koncentrációval kismértékben emelkednek ugyan a bérek, de még a közel monopolizált piacokon sem érik el a gépipari szintet. Minél magasabb a szervezettség, annál erőteljesebb a koncentráció hatása: a nagyon koncentrált és erősen szervezett ágazatokban a reziduális kereset 20 százalékkal felülmúlja a gépipari szintet.

Másként szemlélve ugyanezt az ábrát, látható, hogy a szervezettség szerinti különbségek lényegében semmilyen hatást nem gyakorolnak a bérekre, ha a piac dekoncentrált. Ugyanakkor a 20 százalékos, illetve 80 százalékos szervezettségű ágazatok között (alsó és felső görbe) több mint 20 százalékos kereseti különbség képződik abban az esetben, ha termékpiacon szempontból mindketten erősen koncentráltak. Lényegében ugyanezt az összefüggést mutatja, másképpen, a 6. ábra jobb oldali panelje: az alacsony és magas szervezettségű ágazatok között az erősen koncentrált piacokon nyílik széles kereseti rés, és viszont.

Összefoglalva: az 1998. évi adatok alapján azt állíthatjuk, hogy az erősebb ágazati szervezettség magasabb ágazati bérekkel járt együtt. Különösen magas bérek alakultak ki olyan ágazatokban, ahol a munkavállalók és a munkáltatók között erősen koncentrált

piacokkal a háttérben került sor formális egyezkedésre. A magasabb koncentrációhoz is magasabb bérek társultak, különösen akkor, ha egyszermind az ágazati dolgozók nagy részét átfogó formális bérmegállapodásokat is kötöttek.

*Közüzemi ágazatok.* Minden becslésünk azt támasztja alá, hogy az állami szabályozás alatt álló ágazatok dolgozói a hozzájuk hasonlóan koncentrált és szervezett ágazatok hasonló dolgozóihoz viszonyítva 25-30 százalékkal kevesebbet kerestek 1998-ban. (E szempontból a versenyszféra, illetve a termelőágak *összes dolgozóinak* ágazatközi bérszóródására vonatkozó becslések a mérvadók, mert a szóban forgó ágazatokban viszonylag kevés a kis- és közepes vállalat.) Ez igazolódik a termelőágazatok körén belül is, amikor a szélsőségesen koncentrált és magas fokon szervezett „közüzemi” ágazatok (vasút, posta, helyi közlekedés, hulladékkezelés) kívül maradnak az elemzés körén.

### Az eredmények értékelése

A bérek, a koncentráció és a szervezettség közötti kapcsolatokra kapott eredmények összhangban vannak az előző fejezetben bemutatott alkumodell előrejelzéseivel, de ahhoz, hogy elfogadjuk őket, alaposabb értékelésre van szükség. Ebben az alfejezetben először a becslési maradéktagokat vesszük szemügyre. Ezt követően ellenőrizzük, hogy a különböző specifikációkból származó eredmények összhangban vannak-e egymással. Harmadikként a modellbeli magyarázó változók, a becslési maradéktagok és néhány kihagyott változó kapcsolatát vizsgáljuk, hogy megállapítsuk: vajon nem estünk-e abba hibába, hogy a koncentráció és a szervezettség mutatóin (proxy változóin) keresztül más, ezeknél fontosabb változók hatását mértük meg. Végezetül a (3) egyenletet az instrumentális változók módszerével is megbecsüljük, és összevetjük a kétféle eljárás során kapott eredményeket.

*Kihagyott változók – Ramsey-próbák.* A Zellner-féle regressziókban a két egyenlet hibatagjai közötti alacsony korreláció jelzi, hogy a (3) egyenlet önállóan is becsülhető a klasszikus legkisebb négyzetek módszerével. Az így becsült, különféleképpen specifikált egyenletekre elvégzett Ramsey-próbák nem utalnak arra, hogy szisztematikusan ható, fontos változók maradtak volna ki a modellből.

*Becsült értékek és maradéktagok.* A becsült bérek és a maradéktagok kapcsolatában semmilyen szisztematikus összefüggésnek nem találtuk nyomát (lásd 7. ábra). Ezt példaképpen arra a specifikációra mutatjuk be, amely a Ramsey-próba során a legrosszabb (de még mindig igen jó) minősítést kapta (lásd a 4. táblázat bal alsó sarkában szereplő becslést).

#### 4. táblázat

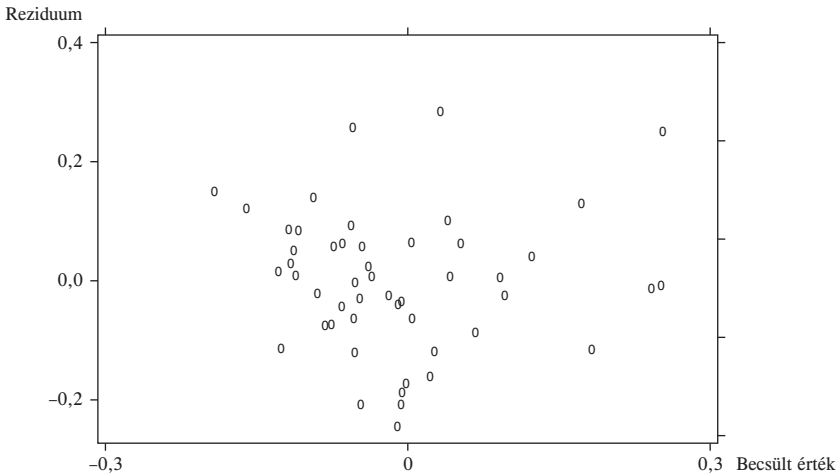
Ramsey-próbák a (3) egyenlet KLMN becsléseire

A szervezettségi változó típusa	A teljes minta		A mezőgazdaság, ipar, építőipar	
	összes vállalatára	301 főnél kisebb vállalataira	összes vállalatára	301 főnél kisebb vállalataira
Nyers	1,31 (0,2844)	0,42 (0,7382)	0,99 (0,4059)	0,50 (0,6814)
Relatív	2,33 (0,0803)	0,73 (0,5406)	1,67 (0,1884)	0,73 (0,5373)

A kis elemszám előnye, hogy a becsült és a tényleges béreket tételesen, ágazatonként is összevethetjük egymással. Maradva az előbb említett specifikációnál, vegyük fel a becsült ágazati béreket a 8. ábra vízszintes tengelyére, majd ennek függvényében rajzoljuk ki az egyes ágazatok becsült és tényleges bérét! Az ágazatok a tényleges béreiktől

## 7. ábra

A becslt értékek és a maradéktagok összefüggése

(Függő változó:  $\mu^2$ ; relatív szervezetségi mutató; összes ágazat; valamennyi méretkategória)

függően a becslt értékeket jelző  $45^\circ$ -os egyenes felett vagy alatt helyezkednek el. Fel-tüntetünk egy, a  $45^\circ$ -os egyenes körüli sávot is, amelynek teljes szélessége a becslés átlagos négyzetes hibájának kétszerese. Az e sávon belül elhelyezkedő ágazatokat – amelyek tényleges bére közel áll a becslükhöz – körök jelzik, a többi a rövid nevük azonosítja.

A becsltnél lényegesen magasabb béreket a bankokban (pontosabban: a kiegészítő szolgáltatásokat is magában foglaló pénzügyi szektorban), az olajbányászatban és a do-hányiparban fizetnek. A kereseti többletek forrásairól a rendelkezésre álló adatok alapján semmi érdemlegeset nem tudunk mondani. Lefelé négy ágazat lóg ki a sorból. A biztosít-ás és a vendéglátás esetében mérési hibáról van szó: az itt dolgozók keresetét a megfi-gyelt adat, amely nem tartalmazza sem az ügynöki jutalékot, sem a borraalót, nyilván-valóan alábecsüli. Az erdőgazdaság és a vízi közlekedés esetére nem tudunk magyarázat-tal szolgálni.

*A különféle becslések összhangja.* Mivel becsléseinkben a termelőágazatokon kívül sajátos – éppen a koncentráció, a szervezetség és az állami befolyásolás szempontjából különleges – ágazatok (vasút, posta, és a többi) is szerepelnek, fontosnak tartjuk bizonyít-tani, hogy nem ezeknek az ágazatoknak a befolyása határozza meg az eredményeket.

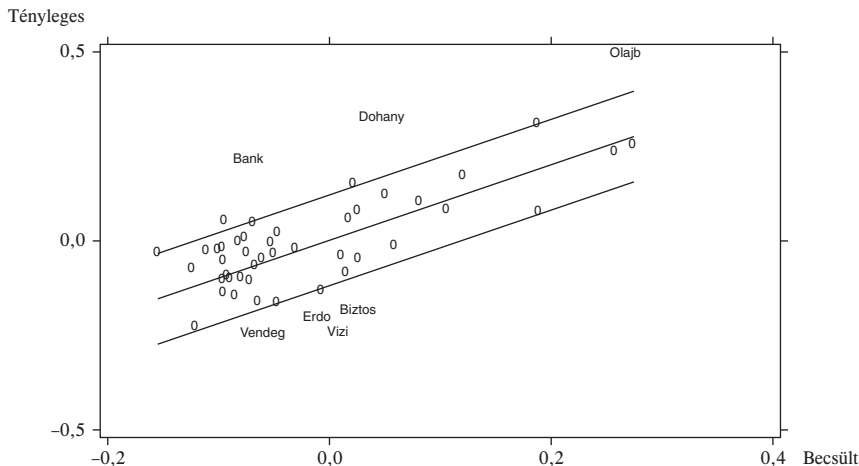
Ha a termelőágazatokra kapott eredmények alapján pontosan előre tudjuk jelezni a többi ágazat bérét – felhasználva a becslés paramétereit és a nem termelő ágazatok tén-yleges  $K$  és  $S$  értékeit –, és megfordítva: a teljes gazdaságra elvégzett vizsgálat eredményei hasonló bért jeleznek előre a termelőágazatokra, mint a saját mintájukon elvégzett számítás, akkor kizárhatjuk azt a lehetőséget, hogy az eredményeket néhány sajátos ága-zat befolyása „mozgatná”.<sup>6</sup>

Számításaink igazolták, hogy a fenti kritériumok viszonylag pontosan teljesülnek. A teljes gazdaságra illetve a termelőágazatokra becslt paraméterek nagyjából hasonló ke-reseti szintet jeleznek előre a *termelőágazatokban*: a 33 szektor közül 28 esetében a

<sup>6</sup> A strukturális törések vizsgálata a szokásos módon, a nem termelő ágazatok mintájára történő külön becsléssel, az adott méretek mellett nem jöhet szóba.



8. ábra  
Becsült és tényleges ágazati bérek



becslési hibahatáron belül mozognak az eltérések. Ami ennél fontosabb: a *nem termelő ágazatok* keresetei is abban a sávban mozognak, amelyben a termelőágakra kapott paraméterek alapján mozogniuk „kell”. Csupán a számítástechnikai szolgáltatásokban és – sokkal kisebb mértékben – a távközlésben, valamint a légi közlekedésben tapasztalunk magasabb béreket, mint amekkorát hasonló koncentrátságú és szervezetségű ipari ágazatokban várnánk. Úgy tűnik, hogy a terciér szektorban hasonló összefüggések érvényesülnek, mint a mezőgazdaságban, iparban és építőiparban, nincs arról szó, hogy néhány sajátos szektor magas koncentrátsága, szervezetsége és (esetenként) magas bére dominálja az eredményeket.

Hasonlóképpen megköveteljük, hogy a nyers és a relatív szervezetségi mutatóval végzett becslések hasonló bért jelezzenek előre. Ez a feltétel is teljesül.

Itt térünk vissza az irodagépgyártás esetére. A becslést együtthatók alapján ebben az iparágban a gépipartól 45 százalékkal elmaradó kereseteket várnánk, miközben a tényleges érték –4,5 százalék. Ennek oka, hogy az irodagépgyártás rendkívül koncentrált, és a bérmegállapodás hiánya éppen az ilyen piacokon jár együtt komoly bérvesztéssel. Az eredmény utólagosan igazolja, hogy helyesen jártunk el, amikor ezt az ágazatot kizártuk a mintából.

*Koncentráció, szervezetség és munkaerő-összetétel.* Noha a becsléseinkben szereplő függő változó az egyéni iskolázottság és az életkor hatásaitól megtisztítva méri az ágazatok közötti bérkülönbségeket, elképzelhető, hogy az ágazati szintű összetétel-különbségek mégiscsak hatnak. Az sem zárható ki, hogy a koncentráció és a szervezetség foka összefügg az alkalmazott munkaerő minőségével. Ha ez igaz, elképzelhető, hogy a  $K$  és az  $S$  változókkal egészen mást mérünk, mint amit szeretnénk, és az eredmények valójában a munkaerő-minőség és a bérek közötti összefüggést tükrözik.

Magyarázó változóink, illetve a becslési maradéktag lineáris korrelációi néhány, a munkaerő összetételét mérő változóval (átlagos iskolázottság, átlagos munkaerő-piaci tapasztalat, 40 évesnél fiatalabb, legalább középiskolát végzett dolgozók aránya, 40 évesnél fiatalabb diplomások aránya) csupán két esetben mutattak értékelhető (0,08 szinten szignifikáns, pozitív) összefüggést: az átlagos gyakorlati idő és a bérmegállapodások aránya, illetve a fiatal, legalább érettségizett munkaerő és a koncentráció között. (A korrelációk

értéke azonban kicsi volt.) Tapasztalatból is tudjuk, hogy a felfutó ágazatok jó része a fiatal és iskolázott munkaerőt keresi, e szektorok egy része kevésbé koncentrált, és sokukban jelentéktelen a szakszervezeti aktivitás.

A kérdés csak az, hogy e kétségkívül létező tendenciák milyen erővel hatnak, figyelembe vételük befolyásolja-e a koncentráció, a szervezettség és a bérek között – eredményeink szerint – érvényesülő összefüggéseket. Ennek ellenőrzésére megvizsgáltuk, hogyan viselkednek a modellünkben becsült paraméterek, ha bevonjuk a fent említett két változó egyikét és másikat, továbbá, hogy mi történik, ha a béreket  $K$  és  $S$  helyett ezekkel a változókkal próbáljuk előre jelezni.

### 5. táblázat

A (3) egyenlet paramétereinek változása munkaerő-összetétel változók bevonása esetén  
KLNМ becslések, robusztus standard hibákkal  
(relatív szervezettségi mutató, összes ágazat, valamennyi méretkategória, függő változó:  $\mu^2$ )

Változók	Specifikációk				
	1.	2.	3.	4.	5.
$\ln(K)$	0,1201 (4,78)	0,1216 (4,5)	0,1139 (4,31)	0,1144 (4,35)	–
$\ln(S^*)$	0,1522 (2,66)	0,1493 (2,54)	0,1462 (2,39)	0,1325 (1,87)	–
$\ln(K) \times \ln(S^*)$	0,0844 (2,76)	0,0851 (2,72)	0,0792 (2,34)	0,0777 (2,21)	–
Közüzemi ágazatok (0/1)	–0,2465 (4,51)	–0,2499 (4,33)	–0,2367 (4,00)	–0,2413 (4,12)	–0,0370 (0,91)
$\ln(\text{munkaerő-piaci tapasztalat})$	–	0,0620 (0,25)	–	0,2059 (0,65)	0,4591 (1,65)
$\ln(\text{fiatal iskolázott dolgozók aránya})$	–	–	0,0238 (0,65)	0,0411 (0,91)	0,1215 (2,93)
Konstans	0,1631	–0,0340	0,1929	–0,4119	–1,2211
$F$ -próba	7,94 (0,0000)	6,60 (0,0001)	6,72 (0,0001)	6,00 (0,0001)	3,42 (0,0249)
Kiigazított $R^2$	0,4344	0,4354	0,4404	0,4481	0,1396

Látható, hogy sem a koncentráció, sem a szervezettség paramétereinek nem változnak a bevont mutatók jelenlétében, utóbbiak pedig nem hatnak a bérekre. (A 4. oszlopban szereplő egyenletben a szervezettség paraméterének szignifikanciája romlik, de maga az együttható alig változik.) A regresszorainkkal korreláló két „gyanús” változó önmagában alig magyarázza a bérek ágazatközi szóródását.

Felvethető, hogy a koncentráció és a szervezettség nem az itt megfigyelt, hanem további, rejtett minőségi jegyekkel áll szoros összefüggésben. A szaktudást igénylő ágazatok nem törekszenek arra, hogy tanoncképző helyett érettségizett szakmunkásokat vagy érettségizettek helyett diplomásokat alkalmazzanak; arra sem, hogy az idős dolgozóikat korszerűen kiképzett fiatalokra cseréljék, hanem az egyes iskolázottsági és életkori kategóriákon belül próbálják kiválogatni az arra érdemeseket, és annál inkább követik e sajátos eljárást, minél koncentráltabbak vagy szervezettebbek. Vagy fordítva, ha a formális iskolázottság és az átlagéletkor szerint két ágazat nem különbözik, de az egyikben

– rejtett minőségi jegyeit tekintve – jobb munkaerő dolgozik, akkor ott nagyobb valószínűséggel szerveződik szakszervezet, és az ilyen iparágak éppen az erősebben koncentráltak közül kerülnek ki. Azt gondoljuk, hogy ezek a felvetések – melyek kapcsolatot teremthetnének a „rejtett minőségi különbségek” teóriája és a megfigyelhető tények között – aligha állják meg a helyüket, legalábbis, amikor ágazatokról (és nem azonos szektoron belül működő, hasonló technológiájú vállalatokról) van szó.

*Instrumentális becslések.* Ha a bérek és a bérmegállapodások között rekurzív összefüggést feltételező modellben gondolkodunk, a KLNМ (vagy Zellner-féle) becslés helyett az endogenitás kezelésére alkalmas eljáráshoz kell folyamodnunk. Megengedve, hogy ilyen összefüggés létezhet, a (3) egyenletet az instrumentális változók módszerével is megbecsültük.

Az instrumentumok kiválasztásakor az alapvető hüvelykujjszabály betartása mellett (korreláljanak a regresszorokkal, de legyenek függetlenek a KLNМ becslés maradéktagjától) arra is törekedtünk, hogy legyenek függetlenek a feltételezhető mérési hibáktól is. A legsúlyosabb mérési hibák az ágazatok *méretével* (bérek), illetve az ágazaton belüli szakágazatok *számaival* (koncentráció) függenek össze,<sup>7</sup> ezért ezekkel korrelálatlan, ugyanakkor a koncentrációval és a bérmegállapodásokkal korreláló instrumentumokat kerestünk.<sup>8</sup>

Mint a 6. táblázat alapján megállapítható, a termelőágazatokban a LFRM és IV becslések lényegében azonosnak tekinthetők, a teljes gazdaságra vonatkozó számítások azonban erősebbnek mutatják a bérmegállapodások hatását, és valamivel erősebbnek a koncentrációét, mint korábban láttuk. A bérmegállapodás  $\alpha_2$  paramétere, amely a 100 százalékos koncentráció mellett érvényes bérrugalmasságot mutatja, a 0,14–0,19 sávban szóródik az LFRM becslés különféle specifikációiban, de 0,22 és 0,32 között az IV becslésben. Az eltérés – a fentebb említettekből adódik – a nem termelő ágazatok köréből származik. A koncentráció hatása a nyolc specifikáció közül kettőben (összes ágazat – valamennyi méretkategória; illetve termelőágazatok – kis és közepes vállalatok esetében) mutatkozik erősebbnek.

Mivel egy szimultán modellnek nincs kitüntetett szerepet játszó függő változója (a bérmegállapodás és a bér között kölcsönös a kapcsolat), az eredményt nem értékelhetjük úgy, mint a korábban bemutatottnál erősebb ok-okozati kapcsolat bizonyítékát. A mintán kívüli információk hiányában legfeljebb feltételezhetjük, hogy a viszonylag szoros kapcsolat egy vagy néhány látens változó szimultán hatását tükrözi: a jó fizetőképességét, amely magas bérben és/vagy élénk szakszervezeti aktivitásban érezteti hatását, vagy a szakszervezeti fenyegetését, amely más utakon vezet hasonló következményekre. A szimultaneitást figyelembe nem vevő becslési módszereket mindkét esetben „becsapja”, hogy az  $S$  és  $\mu$  közötti átváltás miatt a megfigyelt, *ex post* értékek között viszonylag laza a korreláció.

Az IV eredmények értékelésekor óvatosságra intenek a viszonylag rossz teszt-statisztikák. Az illeszkedés több specifikációban gyengébb, mint a Zellner-modellekben. A KLNМ maradéktagok normális eloszlásúak [a közös csúcosság-ferdeség teszt a teljes gazdaságra, nyers szervezetségi mutatóval számolva 1,17 (0,55 szinten szignifikáns), az IV maradéktagok eloszlása szonban nem normális (5,59, 0,06)]. A becslött értékek és a maradéktagok függetlenek a KLNМ, de nem azok az IV modellben ( $r = -0,44$ ).

<sup>7</sup> Minél több piacot vontunk össze akkor, amikor a viszonylag pontos alágazati koncentrációs mutatók helyett ágazatiakra térünk át, valószínűleg annál pontatlanabbá vált a mérésünk.

<sup>8</sup> A feltételeknek a következő változók felelték meg: a férfiak aránya az ágazatban, átlagos munkaerőpiaci tapasztalat, egy főre jutó ágazati nettó árbevétel, export, összes költség, aktivált saját teljesítmény, eladott anyagok beszerzési értéke és alvállalkozói teljesítmény, rendkívüli eredmény, egyéb tulajdonú jegyzett tőke.

Ebben a tanulmányban, melynek célja az volt, hogy megállapítsa, alkalmazható-e a hagyományos nem kompetitív alkumodell a magyar gazdaságban kialakult ágazati járadékok magyarázatára, a fontos üzenet az, hogy az IV becslések ismeretében nem kell elvetnünk e modellt, bízhatunk abban, hogy az előzőekben használt közvetlen eljárással nem becsültük túl a koncentráció és a szervezettség, valamint a bérek közötti kapcsolat erejét.

## 6. táblázat

## LFRM és IV becslések összehasonlítása

(függő változó:  $\mu^2$ )

## a) Nyers szervezettség, összes ágazat, valamennyi méretkategória

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1840	4,80	0,2737	3,35
$\ln(S)$	0,1309	3,83	0,2739	4,02
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0694	3,52	0,1426	3,18
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,2470	3,81	-0,3555	3,97
Konstans	0,2745	5,45	0,4276	4,97
<i>F</i> -próba	9,48	0,0000	8,17	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1188		0,1385	
Kiigazított $R^2$	0,4638		0,2060	
Ágazatok száma	50		50	

## b) Nyers szervezettség; ipar, építőipar, mezőgazdaság; valamennyi méretkategória

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,2740	5,20	0,2794	2,68
$\ln(S)$	0,1446	3,95	0,1642	3,78
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0983	3,49	0,1566	3,12
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,3067	3,54	-0,1711	1,96
Konstans	0,3721	6,61	0,3338	4,96
<i>F</i> -próba	13,76	0,0000	15,08	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1054		0,0997	
Kiigazított $R^2$	0,6592		0,5908	
Ágazatok száma	33		33	

## c) Nyers szervezettség, összes ágazat, kis- és közepes vállalatok

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1622	3,98	0,2019	2,54
$\ln(S)$	0,1362	3,74	0,2381	3,58
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0691	3,29	0,1107	2,53
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,0960	1,38	-0,1651	1,89
Konstans	0,1763	3,29	0,2777	3,28
<i>F</i> -próba	8,13	0,0000	7,19	0,0001
Átlagos négyzetes hiba	0,1263		0,1353	
Kiigazított $R^2$	0,4280		0,2861	
Ágazatok száma	50		50	

6. táblázat (folytatás)  
LFRM és IV becslések összehasonlítása  
(függő változó:  $\mu^2$ )

d) Nyers szervezettség; ipar, építőipar, mezőgazdaság; kis- és közepes vállalatok

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,2206	4,91	0,3304	3,77
$\ln(S)$	0,1782	5,72	0,2235	3,11
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0944	3,93	0,1566	3,11
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,1210	1,63	-0,1711	1,93
Konstans	0,2599	5,42	0,3338	
<i>F</i> -próba	17,69	0,0000	15,08	
Átlagos négyzetes hiba	0,0899		0,0997	
Kiigazított $R^2$	0,7085		0,5908	
Ágazatok száma	33		33	

e) Relatív szervezettség, összes ágazat, valamennyi méretkategória

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1245	5,22	0,1642	4,05
$\ln(S)$	0,1404	3,37	0,3532	3,71
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0840	3,24	0,2151	3,07
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,2419	3,62	-0,3868	3,78
Konstans	0,1634	4,41	0,2104	4,04
<i>F</i> -próba	8,41	0,0000	6,79	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,1219		0,1537	
Kiigazított $R^2$	0,4344		0,1023	
Ágazatok száma	50		50	

f) Relatív szervezettség; ipar, építőipar, mezőgazdaság, valamennyi méretkategória

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1595	5,74	0,1513	3,64
$\ln(S)$	0,1509	3,00	0,1739	2,59
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,1006	2,27	0,0887	3,64
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,2820	2,99	-0,2851	2,77
Konstans	0,2309	5,41	0,2289	4,77
<i>F</i> -próba	10,33	0,0000	9,60	
Átlagos négyzetes hiba	0,1159		0,1203	
Kiigazított $R^2$	0,5881		0,5568	
Ágazatok száma	33		33	

6. táblázat (folytatás)  
LFRM és IV becslések összehasonlítása  
(függő változó:  $\mu^2$ )

g) Relatív szervezettség, összes ágazat, kis- és közepes vállalatok

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1036	4,12	0,1200	3,20
$\ln(S)$	0,1441	3,22	0,2792	3,17
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,0838	3,00	0,1513	2,33
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,0903	1,23	-0,1764	1,88
Konstans	0,1001	2,73	0,0858	1,75
<i>F</i> -próba	6,95	0,0002	6,19	0,0005
Átlagos négyzetes hiba	0,1309		0,1421	
Kiigazított $R^2$	0,3861		0,2116	
Ágazatok száma	50		50	

h) Relatív szervezettség; ipar, építőipar, mezőgazdaság, kis- és közepes vállalatok

Változók	LFRM becslés		IV becslés	
$\ln(K)$	0,1264	5,31	0,1315	3,65
$\ln(S)$	0,1943	4,51	0,2479	4,26
$\ln(K) \times \ln(S)$	0,1031	2,75	0,1315	3,65
Közüzemi ágazatok (0/1)	-0,1065	1,33	-0,1264	1,41
Konstans	0,1002	2,73	0,1073	2,58
<i>F</i> -próba	13,45	0,0000	12,91	0,0000
Átlagos négyzetes hiba	0,0996		0,1042	
Kiigazított $R^2$	0,6424		0,5526	
Ágazatok száma	33		33	

### Összegzés

Az ágazati bérjárdék képződésének modellezéséhez a szakszervezeti alkumodellek egy sajátos típusát választottuk támpontul, amelyben kizárólag a bérekről folyik az alkudozás a munkavállalók és a munkáltató között, s a foglalkoztatás szintjét és összetételét egyoldalúan a munkáltató határozza meg. A modellválasztást a szakszervezeti viselkedés európai modelljének sajátosságai indokolták: Európában (és Magyarországon is) kevés nyomát látjuk annak, hogy a szakszervezetek a tagságukhoz tartozónak tekintenek az alkalmazásban nem levő vagy állásukat veszített egyéneket, s így a szimultán foglalkoztatási és béralku inkább a kivételt, mint a szabályt jelentheti.

A béralku modelljei az ágazati járadékok problémáját a munkavállalók és a munkáltatók közötti járadékmegosztás (*rent sharing*) problémájaként tárgyalják. A munkavállalók annál nagyobb bérjárdékokat érhetnek el saját maguknak, minél nagyobbak azok a vállalati vagy iparági szintű járadékok, amelyeket a monopolerővel rendelkező ágazatok képesek realizálni. A modellnek két elméleti kulcsváltozója van: a vállalat piaci monopoleréből származó járadékok nagysága, illetve a munkavállalók alkuereje (a „szakszervezeti fenyegetés” mértéke). A munkavállalók által realizált bérjárdékok – az „ága-

zati” járadék – nagysága annál nagyobb, minél nagyobb a torta, amelyen az osztozkodás folyik, s minél többet képesek – alkuerejüknel fogva – ebből a munkavállalók kiharítani. A két tényező egymás hatását fölerősítheti: jelentős mértékű monopoljáraadékok léte ösztönzőleg hathat az érdekképviseletek szerveződésére, s ezen keresztül a munkavállalói oldal alkuerejére; a magasabb szervezetség közegében pedig a munkáltatók relatíve többet kénytelenek monopolista járadékaikból a dolgozóknak juttatni, mint ott, ahol kisebb nyomásra számíthatnak.

Az elméleti modelltől levezethető, tesztelésre alkalmas modellváltozat a vállalati monopolero, a szakszervezeti fenyegetés és a két utóbbi változó interakciójának mérhető ismerveit igényli. A vállalati monopolero nagyságát az ágazat piaci koncentrációs együtt-hatójával (az ágazat három legnagyobb vállalatának piaci részesedésével) mértük. A koncentráció mérőszáma annál pontosabb, minél homogénebb tevékenységi kört tudunk vele lehatárolni. Az empirikus becslésekben egy 50 ágazatra kiterjedő, ágazatszintű (NACE2) mutatót használtunk. Az érdekképviseletek erejét kétféle mutatóval (és két különböző szinten) mértük: a kollektív szerződés vagy a bérmegállapodás létezésével vállalati szinten, illetve a kollektív szerződések vagy bérmegállapodások által lefedett dolgozói kör arányával ágazati szinten.

A monopolista járadékokon való osztozkodás modelljét kétféle empirikus becslési eljárás segítségével igyekeztünk tesztelni. Az egyik mérési módszer *egyéni bérfüggvényeket* használt, amelyek a kiegyenlítő bérkülönbségek megfigyelhető változókkal megragadható komponenseit egyéni, regionális és vállalati változókkal próbálják kiszűrni, a nem megfigyelhető tényezőkre visszavezethető, ágazatspecifikus tényezőket pedig ágazati dummy változók segítségével szűrik ki. A bérek heterogenitásának azokat az elemeit, amelyek a járadékmegosztás modelljének feltételezett mechanizmusaira vezethetők vissza, a modell kulcsváltozói (a piaci koncentráció, a munkavállalói szervezetség, valamint a koncentráció és szervezetség interaktív változói) *közvetlenül egyéni szinten* próbálják megragadni. Ez a mérési eljárás nagyméretű – százezres esetszámon lefutott – egyéni bérregressziók paramétereit értelmezi. A másik *(kétlépcsős) mérési módszer* a becslést két lépésben végezte el: első lépésben egyéni bérfüggvényeket becsültünk a kiegyenlítő bérkülönbségek mérhető elemeinek megragadásával és ágazati dummy változókkal, de kihagytuk e becslésekből a járadékmegosztási modell kulcsváltozóit. Így arra számíthatunk, hogy az ágazati dummy paramétere a kiegyenlítő bérkülönbségek nem mérhető elemei mellett az ágazatspecifikus járadékelsajátítás hatásait is magukba olvasztották. Ezért tehetjük meg azt, hogy a második lépésben ezeknek az (50 ágazat esetére kiszámított) *ágazati szintű paramétereknek a szóródását* vizsgáltuk az elméleti modell változóival, a koncentráció és a szervezetség ismerveivel.

Az egyéni szintű becslésekben nem sikerült a koncentráció (a monopolhelyzetek) keresetalakító hatását igazolnunk, és nem tudtuk a koncentráció és a szervezetség interaktív – egymást erősítő – hatását sem kimutatni. A mérés részleges sikertelensége minden bizonnyal a függő változó és a szervezetségi mutató közti szimultaneitási problémákból adódott. Ezek megoldását a kétlépcsős eljárás alkalmazásától reméltük.

A kétlépcsős eljárás számottevően javította a becslési eredményeket. Az ötven ágazatra vonatkozó becslési eredmények szerint az ágazati béreket a koncentráció, a szervezetség és a kettő összefonódása is erőteljesen befolyásolta. A szervezetség egy százalékkal magasabb szintje közepes koncentráció esetén 0,07-0,08 százalékkal, magas szervezetség esetén azonban 0,14-0,15 százalékkal emelte az ágazati bért. A szervezetség szerinti különbségek lényegében semmilyen hatást nem gyakoroltak a bérekre, ha a piac dekoncentrált. Ugyanakkor a 20 százalékos, illetve 80 százalékos szervezetségi ágazatok között több mint 20 százalékos kereseti különbség képződött abban az esetben, ha termékpiacon szempontból mindketten erősen koncentráltak voltak.

A kis- és közepes vállalatok (300 fősnél kisebb létszámú cégek) körében megfigyelt ágazatközi kereseti differenciákat a szervezettség ugyanolyan mértékben befolyásolta, mint a teljes vállalatkörre számított különbségeket. Ha egy ágazatban magas volt a „lefedettség”, azoknál a vállalatoknál is magasabbak voltak a bérek – méghozzá lényegében azonos mértékben –, amelyek maguk nem kötöttek bérmegállapodásokat. A kisvállalatok körében az ágazati bérkülönbségek ugyanúgy reagáltak az ágazati szervezettség és az ágazati koncentráció együttesen magas szintjére is, ahogyan azt az teljes vállalati mezőny adatai alapján láttuk.

A mezőgazdaságra, iparra, energiatermelésre és építőiparra (termelőágak) kapott rugalmasságok magasabbak: 0,15 körüliek voltak közepes koncentráció esetén, és megközelítették a 0,2 értéket, ha a koncentráció 100 százalék körüli volt. E szektorokon belül a kisvállalatok közötti ágazati bérkülönbségekre tett hatás valamivel gyengébb volt.

A koncentráció hasonló módon hatott a keresetekre, mint a szervezettség. A becslült rugalmasság 0,05 körüli alacsony szervezettség mellett, valamivel 0,15 alatt van közepes szint esetén, és közel jár a 0,2 értékhez, ha teljes a szakszervezeti „lefedettség”. Itt is erőteljesebbek a termelőágakban mért hatások: a rugalmasság zérus közeli értékről indulva 0,3 magasságába emelkedik. Minél magasabb a szervezettség, annál erőteljesebb a koncentráció hatása: a 80 százalékos „lefedettségű” ágazatokban 100 százalékot elérő koncentráció esetén a reziduális kereset 25 százalékkal múlja felül a 20 százalék szervezettségű ágazatokét, míg alacsony szervezettség esetén a piaci koncentrációban mutatkozó különbségekhez nem tapadnak kereseti differenciák.

A közvetlen állami szabályozás alatt álló ágazatok (hulladékkezelés, vízgazdálkodás, energiaszolgáltatás, posta, vasúti és helyi közlekedés) dolgozói a hozzájuk hasonlóan koncentrált és szervezett ágazatok hasonló dolgozóikhoz viszonyítva 25-30 százalékkal kevesebbet kerestek 1998-ban az ágazati szintű becslés szerint. Úgy tűnik, a „puha költségvetési korlát” járadékokat növelő hatását más tényezők ellensúlyozták, illetve hiányoztak azok a feltételek, amelyek az erősen koncentrált, de állami kontroll nélkül működő ágazatokban különösen magasra hajtják a béreket.

A termelőágazatokban az eredmények nem voltak érzékenyek a választott becslési eljárásra, a teljes gazdaságra vonatkozó szimultán becslések – melyek számolnak azzal a lehetőséggel, hogy egyes ágazatokban a magas vállalati járadékokból éppen a szakszervezeti szervezkedés elhárítására fizetnek magas béreket – a fent említetteknél erősebbnek mutatták a bérmegállapodások hatását, és valamivel erősebbnek a koncentrációét. További kutatásra (és megfelelő statisztikai adatokra) vár annak eldöntése, hogy ebben milyen szerepet játszik a „szakszervezeti fenyegetés” tényezője, és milyen az a fajta vállalati „jóléti politika”, amelyben a nagyvonalú fizetésekhez különféle – a jövedelemhullámszűrés korlátok közé szorító, vagy az állásvesztési kockázatot mérséklő – írásban is rögzített megállapodások társulnak. A szimultán becslések ismeretében fenntartható a kutatásunkban alkalmazott megközelítés, és bízhatunk abban, hogy nem becsültük túl a koncentráció és a szervezettség, valamint a bérek közötti kapcsolat erejét. Legfontosabb következtetésünk fenntartható: Magyarországon, 1998-ban a magas piaci koncentráció és a szakszervezeti aktivitás *egybefonódásának* esetében alakultak ki különösen magas ágazati bérek.



## Hivatkozások

- AKERLOF, G. A. [1982]: Labor contracts as partial gift exchange. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97. 543–569. o.
- ATROSTIC, B. K. [1982]: The demand for leisure and nonpecuniary job characteristics, *American Economic Review*, Vol. 72. június, 428–440. o.
- BARTEL, A. P.–LICHTENBERG, F. [1987]: The comparative advantage of educated workers in implementing new technology. *Review of Economics and Statistics*, február.
- BLANCHARD, P.–SEVESTRE, P. [2000]: Is maximal efficiency necessarily optimal for firms? A panel data analysis of firms technical efficiency within an efficiency wage framework. *Universite Paris XII – Val de Marne*, kézirat.
- BLANCHFLOWER, D.–OSWALD, A. [1995]: *The wage curve*. MIT Press.
- BLANCHFLOWER, D.–OSWALD, A.–SANFELY, P. [1996]: Wages, profits, and rent-sharing, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 86. 226–251. o.
- BROWN, C.–MEDOFF, J. [1989]: The employer size – wage effect. *Journal of Political Economy*, Vol. 97. 1027–1059. o.
- CARRUTH, A.–OSWALD, A. [1987]: On union preferences and labour market models: insiders and outsiders. *The Economic Journal*, június, 431–445. o.
- DICKENS, W.T.–KATZ, L. F. [1987]: Inter-industry wage differences and industry characteristics. Megjelent: *Lang, K.–Leonard, J. S.* (szerk.): *Unemployment and the structure of labour markets*. Basil Blackwell, Oxford, 17–45. o.
- FILER, R. K.–HAMERMESH, D. S.–REES, A. [1996]: *The economics of work and pay*. 6. kiadás, Harper Collins, New York.
- GREENE, W. H. [1993]: *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 2. kiadás.
- GRILICHES, Z. [1969]: Capital – skill complementarity. *Review of Economics and Statistics*, november.
- HALPERN LÁSZLÓ–KÖRÖSI GÁBOR [1996]: Market power and firm size effects in transition. (Econometric analysis of Hungarian exporting firms, 1985–93) *Institute of Economics Discussion Papers*, No. 27. Budapest.
- HICKS, J. R. [1935]: *Annual Survey of economic theory: the theory of monopoly*. Megjelent: *Sigler G. J.–Boulding, K. E.* (szerk.): *Reading in price theory*. Irwin. Homewood (Ill), 1952.
- HILDRETH, A.K.G.–OSWALD, A. J. [1997]: Rent-sharing and wages: evidence from company and establishment panels. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15. 318–337. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1997]: Reálbérek és kereseti egyenlőtlenségek, 1986–1996. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1998]: Regionális munkanélküliség és bérek az átmenet időszakában, 1986–1996. *Közgazdasági Szemle*, 6. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése. *Közgazdasági Szemle*, 11. szám.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2003]: Ágazati bérkülönbségek Magyarországon, I. rész: Az ágazati járadékképződés alternatív modelljei. *Közgazdasági Szemle*, 11. szám.
- KÖLLŐ JÁNOS [1999]: Átalakulás az „átalakulás” előtt. Megjelent: *Gács János–Köllő János* (szerk.): *A túlzott központosítástól az átmenet stratégiáig – Tanulmányok Kornai Jánosnak*. *Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó*, Budapest.
- KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA [1996]: Earnings gains and losses from insured unemployment in Hungary. *Labour Economics*, 3. 279–298. o.
- KÖRÖSI GÁBOR [2000]: A vállalatok munkaerő-kereslete. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, Budapest Working Papers on the Labour Market, 2000/3. MTA KTI–BKE, Budapest.
- KRUEGER, A. B.–SUMMERS, L. H. [1987]: Reflections on the inter-industry wage structure. Megjelent: *Lang, K.–Leonard, J. S.* (szerk.): *Unemployment and the structure of labour markets*. Basil Blackwell, Oxford, 17–45 o.
- KRUEGER, A. B.–SUMMERS, L. H. [1988]: Efficiency wages and the inter-industry wage structure. *Econometrica*, Vol. 56. No. 2. március, 259–293. o.
- LILLARD, L. A.–TAN, H. W. [1992]: Private sector training. who gets it and what are its effect? Megjelent: *Ehrenberg, R. G.* (szerk.): *Research in Labor Economics*, Vol 13, JAI Press.

- McDONALD, I.–SOLOW, R. [1982]: Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, 71. 896–908. o.
- MURPHY, K. M.–TOPEL, R. H. [1987]: Unemployment, risk, and earnings: Testing for equalizing wage differences in the labor market. Megjelent: *Lang, K.–Leonard, J. S.* (szerk.): *Unemployment and the structure of labour markets*. Basil Blackwell, Oxford, 17–45. o.
- NEUMANN LÁSZLÓ [2000]: A vállalati kollektív szerződések munkaerőpiaci hatásai a versenyszférában. Munkaügyi Kutatóintézet, Budapest, kézirat.
- OI, W. Y. [1990]: Employment relations in dual labor markets („its nice work if you can get it). *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, S124–S149.
- POLACHEK, S. W.–SIEBERT, W. S. [1993]: *The economics of earnings*. Cambridge University Press.
- REDOR, D. [1988]: *Les inégalités de salaires à l’Est et à l’Ouest*. Economica, Párizs.
- REES, A. [1989]: *The economics of trade unions*. 3. kiadás, The University of Chicago Press.
- ROSE, N. L. [1987]: Labor rent sharing and regulation: evidence from the trucking industry. *Journal of Political Economy*, Vol. 95. 1146–1178. o.
- ROSEN, S. [1986]: The theory of equalizing differences. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.): *Handbook of Labor Economics*, 1. kötet.
- SHAPIRO, C.–STIGLITZ, J. E. [1984]: Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *American Economic Review*, 75, 5. 1215–1227. o.
- THALER, R.–S. ROSEN [1975]: The value of saving a life: evidence from the labor market. Megjelent: *Terleckyj, N.* (szerk.): *Household Production and Consumption*. NBER–Columbia University Press, New York.
- VINCZE JÁNOS [1990]: Az információ közgazdaságtanáról, I–II. *Közgazdasági Szemle*, 10, 11. sz.
- VOOS, P. B. [1983]: Union organizing: costs and benefits. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 36. 576–591. o.
- WEISS, A. [1990]: *Efficiency wages – Models of unemployment, layoffs and wage dispersion*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- YELLEN, J. [1984]: Efficiency wage models of unemployment. *American Economic Review*, Vol. 74. 200–205 o.