

KÖLLŐ JÁNOS

## Vállalati reakciók a gazdasági válságra, 2008–2009

---

A tanulmány azt vizsgálja, hogy a válság első évében a magyar vállalatok milyen mértékben nyúltak a tömeges elbocsátások mellett vagy helyett olyan puhább módszerekhez, mint amilyen a munkaidő rövidítése vagy a bérek csökkentése. A 2008 és 2009 májusára vonatkozó vállalati és egyéni paneladatokat szerint a bérelosztás – a minimálbérek emelésének hatását leszámítva – alig változott, a munkaidő-csökkentések pedig valószínűleg nem terjedtek túl a munkahelymegtartó támogatásokkal megsegített vállalati körön. A versenyszférában az alkalmazkodás terhét alapvetően a foglalkoztatás viselte – az ebben meglévő vállalkozói különbségeket a tanulmány a munkaerő-összetétel változásait is figyelembe véve vizsgálja. Az extenzív alkalmazkodás túlsúlya összefügghet a puha megoldásokat ösztönző intézmények hiányával, a minimálbér-szabályozással, valamint azzal, hogy számos vállalat a munkaerő-felvétel visszafogásával is csökkenteni tudta a létszámát.\*

*Journal of Economic Literature (JEL) kód: E3, J2, J3, J5.*

---

Hogyan alkalmazkodtak a magyar vállalatok a pénzügyi és gazdasági válsághoz annak első évében? Milyen mértékben nyúltak az elbocsátásoknál puhább módszerekhez, mint amilyen a munkaidő rövidítése és a bércsökkentés? Vajon a magyarországi alkalmazkodás a nagyfokú belső rugalmasságot felmutató német vagy a szélsőséges mértékű külső rugalmassággal jellemezhető spanyol mintához állt közelebb?<sup>1</sup>

A fenti kérdésekre egy 5173 vállalatra vonatkozó paneladatbázis segítségével keressük választ, a jelenleg elérhető információk szabta, szűk korlátok között. Előbb megvizsgáljuk a rendelkezésre álló vállalati jellemzők kapcsolatát a foglalkoztatás-, munkaidő- és bérváltozásokkal. Ezután egy, a kapott eredmények alapján megválasztott parciális munkaerőkereslet egyenlet becsülésével választ keresünk arra a kérdésre, hogy milyen forrásokból eredt a foglalkoztatási szint rég nem látott mértékű visszaesése.

### Puha és kemény alkalmazkodás

Negatív termékpiaci sokk esetén azt várjuk egy súrlódásmentes versenyzői munkapiacon – ha mind a munkakereslet, mind a munkakínálat korlátozottan rugalmas –, hogy a bér és

\* A szerző köszönetet mond a tanulmány különböző változatainak vitái során Budapesten (MTA KTI), Genfben (ILO) és Pekingben (SEBA, Beijing Normal University) kapott segítő és bíráló megjegyzésekért, valamint Reizer Balázs (CEU) asszisztensi munkájáért.

<sup>1</sup> Németországban a GDP 5 százalékos visszaesése mellett a munkanélküliség 0,2 százalékponttal nőtt, Spanyolországban 3,6 százalékos visszaesés mellett 6,7 százalékponttal emelkedett a munkanélküliség (Verick–Islam [2010] 25. o.).

a foglalkoztatás egyaránt csökken. A makrogazdasági és munkapiaci elemzés régi kérdése, hogy a tankönyvi előrejelzéssel szemben miért figyelünk meg nagy konjunkturális hullámzásokat a foglalkoztatásban és viszonylag kicsiket a reálbérben. Az elmélet számos kísérletet tett a jelenség megmagyarázására, és több modell is rámutatott, hogy nem csak a nominális bérek munkajogi és talán lélektani érvekkel is könnyen indokolható „lefelé merevsége” járhat ilyen következményekkel.

Ha a béreket a szakszervezetek (vagy valamilyen érdekegyeztető fórum, esetleg a kormány) határozzák meg, a foglalkoztatást pedig ennek figyelembevételével az egyes munkáltatók, akkor a munkakeresleti görbe bér rugalmasság-megtartó (izoelasztikus) eltolódása a foglalkoztatás csökkenésével jár, miközben a reálbér nem változik. Az ilyen helyzeteket leíró „monopolszakszervezet-modellekben” a bérek a munkakereslet bér rugalmasságától függenek, a foglalkoztatás szintjétől vagy annak változásától nem (*McDonald–Solow* [1981]).

Hasonló eredményeket jeleznek előre a *hatékony alku* modelljei is, melyekben a munkáltatók a bérek és a foglalkoztatás szintjére egyaránt érzékeny szakszervezetekkel alku-doznak. Az alkumegoldások ilyenkor egy, a bér és a foglalkoztatás síkjában potenciálisan (bár nem feltétlenül) emelkedő szerződési görbén helyezkednek el. *McDonald–Solow* [1981], illetve egy későbbi formális levezetésben például *Brueckner* [2001] megmutatta: a piaci kilátások romlása a szerződési görbét felfelé tolja, míg a rezervációs bér csökkenése ezzel ellentétes hatást vált ki. Gazdasági visszaeséskor, amikor az üzleti kilátások és a munkavállalók alternatív jövedelmei egyidejűleg romlanak, az alkalmazkodási folyamat egyes lépései egymást erősítve csökkentik a foglalkoztatást, míg a bérekre gyakorolt ellentétes irányú hatások gyengítik vagy akár teljesen ki is olthatják egymást. Miként a monopolszakszervezet-modellekben, itt is azt várjuk, hogy az alkalmazkodás terhe nagyrészt vagy teljesen a foglalkoztatásra terhelődik.

A foglalkoztatás volatilitását növelik az *implicit szerződések* (*Azariadis* [1975], *Rosen* [1985]) és a munkanélküli-segélyezés által nyújtott rejtett támogatások is, ez utóbbiak az *ideiglenes elbocsátások* magas szintjét ösztönzik (*Feldstein* [1976], [1978]). A reálbér merevségét és a foglalkoztatás erőteljes hullámzását vetítik előre a gazdasági reálciklusok modelljei (*real business cycle model*) is, amelyek feltételezik, hogy a munkavállalók rendkívül érzékenyen reagálnak a kereseti lehetőségeikben beálló átmeneti változásokra. Ezt csupán a teljesség kedvéért említjük, mert a kínálatoldali intertemporális helyettesítés hipotézise (*Lucas–Rapping* [1969]) aligha szolgálhat támpontként a jelenlegi pénzügyi és gazdasági válság munkapiaci következményeinek – a gyors, sok országban a foglalkoztatáscsökkenést meghaladó mértékű munkanélküliség-növekedés – megértéséhez.

Miközben számos érv szól a mellett, hogy erős ciklikusságot tételezzünk fel a foglalkoztatás és gyengébbet a reálbér esetében, ezt az elmúlt néhány évtizedre vonatkozó európai tapasztalat már nem mindig támasztotta alá. *Messina–Strozzi–Turunen* [2009] a feldolgozóipari foglalkoztatás és bérek ciklikusságát vizsgálta 1960 és 2004 között. Gyenge pozitív kapcsolatot találtak ugyan a létszám és a bér ciklikusságát mérő mutatók között, de erősen eltérő helyzetű országcsoportokat azonosítottak a két vizsgált dimenzió mentén. A jelenlegi válságra vonatkozó első adatok is az országok között nagyfokú eltérésekre utalnak egyfelől a foglalkoztatás kibocsátás rugalmasságában, másrészt a foglalkoztatás- és a munkaidő-csökkentés relatív nagyságában (*Verick–Islam* [2010] 25–27. o.).

A zömmel képzett munkaerőt alkalmazó, erős állami szabályozás és szakszervezeti befolyás alatt álló modern munkaerőpiacokon egy átmenetinek ígérkező válság esetén a puha alkalmazkodás számos okból kedvezőbb megoldást jelenthet, mint a tömeges elbocsátás. Ilyen ok lehet, ha magasak az elbocsátási, felvételi és betanítási költségek, vagy ha az elbocsátások veszélyeztetik a vállalat-specifikus tudás megszerzéséhez nyújtott munkáltatói támogatások megtérülését is. Ráadásul éppen az alacsony kapacitáskihasználás időszakában érdemes elbocsátás helyett *képezni* a munkásokat.

A vállalatok érdekeltségét adottnak véve, a puha megoldások valószínűsége függ attól, hogy azok milyen hasznosságvesztéseket okoznak a szakszervezetek által képviselt munkavállalóknak és hogy a szakszervezet milyen nyomást képes gyakorolni a vállalatvezetésre. Mint *Cahuc–Zylberberg* [2004] (416–417. o.) megmutatja: a munkáltatók és a munkavállalói érdekképviseltek nagyobb valószínűséggel bocsátkoznak alkuba a munkaidő csökkentéséről, ha a pénzjövedelem határhaszna kicsi, és a szakszervezetek erősek. Egyszerűbben fogalmazva: leginkább a gazdag országok erősen szervezett munkapiacain számíthatunk puha megoldásokra, annál is inkább, mert ott idővel számos, a belső rugalmasságot segítő intézmény alakul ki. Ilyen megoldás például a *munkaidőszámla* (*working time account*), amit Magyarországon „csúsztatásként” ismerünk, de mint formális munkaügyi jogintézmény csak szűk körben terjedt el, szemben például Németországgal vagy Csehországgal, ahol a nagyvállalatok több mint felében alkalmazzák (*Bellmann–Gerner* [2010] 4. o.). A német feldolgozóiparban számos vállalatnál kötnék *foglalkoztatási és versenyképességi megállapodásokat*, amelyek értelmében a munkavállalók krízishelyzetben hajlandók elfogadni alacsonyabb béreket és rövidebb munkaidőt, míg a vállalatok a munkahelyek garانتálása mellett képzést és egyéb – például a belső mobilitást segítő – támogatásokat nyújtanak (*Bellmann–Gerlach–Meyer* [2008]). A formális *nyereségrészesedés* is segíti a belső rugalmasságot azáltal, hogy automatikus kapcsolatot teremt az üzleti szerencse hullámcázásai és a munkavállalók javadalmozása között.

Az elméleti megfontolások alapján és a hazai intézményekre vonatkozó ismereteinket bevetve sem lett volna könnyű előre jelezni, hogyan reagálnak a magyar vállalatok a 2008–2009. évi pénzügyi és gazdasági válság súlyos, de átmenetinek ígérkező sokkjára. A magyar munkapiaci szabályozás sem a foglalkoztatás, sem a munkaidő, sem a bérek esetében nem szab kemény alkalmazkodási korlátokat (a minimálbér-szabályozást leszámítva). A meglévő munkahelyeket a nemzetközi összehasonlító indexek szerint igen kevésbé védi a szabályozás (*Cazes–Nesporova* [2007]). Az alkalmazkodási költségek számos vállalatot külső nyomás nélkül is puha megoldásokra ösztönözhetek ugyan, de Magyarországon fejletlenek a belső rugalmasságot kikényszeríteni képes szakszervezetek, és kialakulatlanok a munkaidő-csökkentést, munkakörmegosztást és bérengedményeket ösztönző formális intézmények. Hogy a gyakorlatban nem működnek-e mégis a puha megoldásokat megkönnyítő informális megegyezések, annak felderítéséhez éppen a válság tapasztalatainak feldolgozása vihet közelebb.

## A becslési eljárás

A tanulmányban a létszám, a fizetett munkaórák és a vállalati átlagbér változásait – és ezek egymáshoz való viszonyát – fogjuk megvizsgálni egy 5173 vállalatból álló panelmintán, amelynek tagjai 2008 és 2009 májusában is szerepeltek a Foglalkoztatási és Szociális Hivatal bértarifá-felvételeiben. Különös figyelmet szentelünk az alkalmazkodás módját potenciálisan befolyásoló vállalati jellemzőknek: a munkaerő-állomány képzettség szerinti összetételének, a szakszervezet jelenlétének, az állami tulajdonnak vagy a minimálbér-szabályozásnak való kitettségnek.

Az elemzés több okból sem lehet teljes és pontos. Nem ismerjük a vállalatokat ért sokk mértékét, nem rendelkezünk ennek leírására alkalmas közelítő változókkal sem, mint amilyen az árbevétel változása, az exporthányad vagy a banki hitelek szerepe a vállalat finanszírozásában. A keresleti sokk mértékét jobb híján az *ágazati* árbevétel-változással mérhetjük.<sup>2</sup> További problémát jelent, hogy nem állnak rendelkezésre olyan változók,

<sup>2</sup> Összesen 82 ágazatot különböztetünk meg, az árbevétel-változást a termelőágazatokban az értékesítési árindex segítségével, másutt a fogyasztói árindexet felhasználva defláljuk.

amelyek hatnak egy adott kimenetre (például a bérváltozásra), de nem hatnak a többire (a foglalkoztatás- és munkaidő-változásra). Ilyen változók hiányában a becsült hatásparaméterek egyszerre tükröznék oksági kapcsolatokat és olyanokat, amelyek a foglalkoztatás-, a bér- és a munkaidő-változások kölcsönkapcsolatából adódnak, vagy közös októl függenek. Végezetül, az adatbázisnak csak a nagyvállalati része lenne alkalmas a *különböző munkafajták* iránti kereslet változásának elemzésére, és ez is csak akkor, ha lennének adataink a kibocsátás és a tőkehasználati díjak alakulásáról.

Első lépésben, az említett korlátokat figyelembe véve, a következő leíró modellt becsüljük:

$$\Delta \ln L_i = \beta X_i + u_i \quad (1a)$$

$$\Delta \ln H_i = \gamma X_i + v_i \quad (1b)$$

$$\Delta \ln \bar{w}_i = \delta X_i + \omega_i \quad (1c)$$

Az (1a)–(1c) egyenletek bal oldalán rendre a vállalati létszám ( $L$ ), a havi átlagos fizetett munkaórák ( $h$ ) és az átlagos órakereset ( $\bar{w}$ ) logaritmuspontban kifejezett változásai állnak. A jobb oldalon mindhárom egyenletben ugyanazok a magyarázó változók ( $X$ ) szerepelnek: kétjegyű ágazati kibocsátásváltozás, vállalatméret, ágazati és tulajdoni hovatartozás, kötöttek-e 2009-ben érvényes kollektív szerződést, a minimálbéres létszám aránya, az alkalmazottak átlagos munkapiaci tapasztalata, iskolázottsága és a férfiak részaránya.<sup>3</sup> A figyelembe vett mutatók várakozásunk szerint egyidejűleg hatnak a létszámra, a bérré és a munkaidőre – e hatások a  $\beta$ ,  $\gamma$  és  $\delta$  együtthatók összehasonlításával vizsgálhatók. Az  $u$ ,  $v$  és  $\omega$  reziduumok az  $X_i$ -vel meg nem magyarázott vállalati létszám-, bér- és munkaidő-változásokat ragadják meg, a korrelációjuk pedig rámutathat a vizsgált eredmények közötti átváltásokra. (Ha például az  $u$  és  $v$  reziduumok erősen és negatívan korrelálnak egymással, az arra utalna, hogy a munkaidőt különösen gyorsan csökkentő vállalatok az  $X_i$ -k alapján vártnál magasabb foglalkoztatási szintet tudtak fenntartani).<sup>4</sup>

A becslési eljárás számos hiányosságának egyike, hogy vállalati átlagadatokkal dolgozik, figyelmen kívül hagyva, hogy az *átlagbért* és a *hatékonysági egységekben mért foglalkoztatást* is erőteljesen befolyásolja, ha módosul a munkaerő összetétele. Ezért második lépésben egy olyan modellt becslünk, amely figyelembe veszi az összetétel-változásoknak a vállalati átlagértékeket torzító hatását, és hasznosítja az (1a)–(1c) egyenletek vizsgálatából levonható következtetéseket.

Kiindulópontunk egy 2008. évi egyéni adatokat használó klasszikus Mincer-egyenlet: a (2) egyenlet bal oldalán a vállalati panelben 2008-ban foglalkoztatott egyének havi keresetének logaritmusa áll, jobb oldalán pedig a nem, valamint az iskolában és a munkában töltött évek száma, továbbá ez utóbbi négyzete, összefoglalóan a  $Z_{ij}$  mátrix.<sup>5</sup> A 0 felső index 2008-ra, a  $j$  alsó index az egyénekre,  $i$  a vállalatokra utal.

$$\ln w_{ij}^0 = \beta^0 Z_{ij}^0 + v_{ij}^0 \quad (2)$$

Feltételezve, hogy a bázisidőszakban a bérek megfeleltek a határtermelékenységeknek, a (3) egyenletben definiált  $\phi_i$  hányados az  $i$ -edik vállalat munkaerő-állományának átlagos termelékenységnövekedését méri, egyszerismind azt is, hogy mennyivel növekedett volna

<sup>3</sup> A számítások során különféle regionális változókat is bevontunk a modellbe, de ezek egyike sem bizonyult szignifikánsnak, ezért elhagytuk őket.

<sup>4</sup> Az egyenleteket a látszólagosan független regressziók módszerével (SURE) becsüljük. Mivel a magyarázó változók azonosak, ugyanilyen együtthatókat és standard hibákat kapnánk, ha az egyenleteket egyenként, a legkisebb négyzetek módszerével becsülnénk. A szimultán becslés előnye, hogy vizsgálható az egyenletek egymástól való függetlensége.

<sup>5</sup> Rövidesen kitérünk arra, hogy itt miért a havi keresetet használjuk az órakereset helyett.

a vállalati átlagbér, ha minden egyén bérét rögzítették volna, de megváltozott volna a munkaerő-állomány összetétele és mérete.

$$\phi_i = \frac{\sum_{j=1}^{L_i^1} \beta^0 Z_{ij}^1 / L_i^1}{\sum_{j=1}^{L_i^0} \beta^0 Z_{ij}^0 / L_i^0} = \frac{L_i^0}{L_i^1} \cdot \frac{\sum_{j=1}^{L_i^1} \beta^0 Z_{ij}^1}{\sum_{j=1}^{L_i^0} \beta^0 Z_{ij}^0} = \frac{L_i^0}{L_i^1} \cdot \Omega_i \quad \rightarrow \quad \ln \phi_i = -\Delta \ln L_i + \ln \Omega_i. \quad (3)$$

A (3) egyenletben a jelölés egyszerűsítésére bevezetett  $\Omega_i$  a hatékonysági egységekben mért foglalkoztatásváltozást ( $L^H$ ) méri:

$$\Delta \ln L_i^H = \Delta \ln L_i + \ln \phi_i = \ln \Omega_i. \quad (4)$$

A másik kulcsváltozó, az összetételhatásoktól megtisztított *reziduális bérváltozás* nem más, mint a megfigyelt átlagbérváltozás és a munkaerő-összetétel módosulása alapján várt átlagbérváltozás ( $\phi$ ) különbözete:

$$\Delta \ln w_i^R = \Delta \ln \bar{w}_i - \ln \phi_i. \quad (5)$$

Ezen a ponton előre kell bocsátani két eredményt (forrásuk a 3. táblázat), amivel alátámasztható a két kulcsváltozót felhasználó munkakeresleti függvény specifikációjának megválasztása. Egyfelől, a vizsgált mintában a vállalati átlagbérváltozások függetlenek voltak a rendelkezésünkre álló vállalati indikátoroktól. A munkaerő-összetételt mérő mutatók mellett (amelyeknek változása összefüggött az induló szintjükkel, erősen befolyásolva  $\phi$  értékét) csak a minimálbéres arány bizonyult szignifikánsnak a  $\Delta \ln w$ -t magyarázó egyenletben. Ennek alapján megengedhetőnek látszik, hogy a reziduális bért – exogénnek véve – magyarázó változóként bevonjuk egy, a (6)-hoz hasonló parciális munkakeresleti függvénybe. Másfelől, jó okunk van azt gondolni, hogy a munkaórákra vonatkozó adat megbízhatatlan, ezért azt célszerű figyelmen kívül hagyni és havi bér adatokkal dolgozni.<sup>6</sup>

$$\Delta \ln L_i^H = b_1 \Delta \ln Q_i + b_2 \ln w_i^R + b_3 X_i' + \eta_i. \quad (6)$$

A becslt egyenlet tehát azt vizsgálja, hogyan változott a hatékonysági egységekben mért foglalkoztatás az ágazati kibocsátásváltozásnak ( $Q$ ), a munkaerő árváltozásának ( $w_i^R$ ) és egyéb vállalati ismérveknek ( $X_i$ ) a hatására.

### A felhasznált adatok

Vajon a vizsgált minta megfelelően reprezentálja-e a 2008-ban és 2009-ben folyamatosan működő magyar vállalatokat? A Foglalkoztatási és Szociális Hivatal bértarifa-felvétele az összes 20 főnél nagyobb vállalkozásra, valamint az 5–20 fős cégek egy véletlenszerűen kiválasztott, nagyjából 20 százalékos mintájára terjed ki. A cégszámok mellett az 50 főnél kisebb vállalkozások minden dolgozóról küldenek egyéni adatokat, míg a nagyobb cégek csak a dolgozók egy véletlenszerűen kiválasztott, nagyjából 10 százalékos mintájáról szolgáltatnak egyéni szintű információt. Az itt vizsgált panelmintába elvileg minden olyan

<sup>6</sup> Felmerülhet, hogy mivel  $\Delta \ln L_i^H = \Delta \ln L_i + \ln \phi_i$  és  $\Delta \ln w_i^R = \Delta \ln w_i - \ln \phi_i$ , a két változó szükségképpen összefügg egymással. Ez nem feltétlenül igaz. Az összefüggvények kovarianciájára vonatkozó általános képletet alkalmazva:  $\text{Cov}(\Delta \ln L + \ln \phi, \Delta \ln w - \ln \phi) = \text{Cov}(\Delta \ln L, \Delta \ln w) + \text{Cov}(\Delta \ln L, -\ln \phi) + \text{Cov}(\ln \phi, \Delta \ln w) + \sigma_{\ln \phi}^2$  [kihasználva, hogy  $\text{Cov}(\ln \phi, -\ln \phi) / \sigma_{\ln \phi}^2 = \text{Corr}(\ln \phi, -\ln \phi) = -1$ ]. A teljes kifejezés előjele bizonytalan, mert a létszám és a termelékenység, illetve a létszám és a bér változásainak kapcsolata negatív és pozitív is lehet.

2008-ban megfigyelt vállalat bekerült, amely 2008-ban és 2009-ben is 20 fősnél nagyobb volt. Nem szerepelnek a panelben a megszűnt vagy más cégbe beolvadt vállalatok: azok, amelyek a 20 fő határ alá kerültek, és nem kerültek be a 2009. évi véletlen kisvállalati mintába, továbbá a 2009-es válaszmegtagadók. Ezzel szemben a 2008. évi felmérésben szereplő kis cégek eleve csak nagyjából 20 százalékos eséllyel kerülhettek be a 2009. évi felmérésbe. A panelminta tehát vállalatméret szerint elkerülhetetlenül torzított, de a szerkezete más (például válaszmegtagadásra hajlamosító) ismérvek szerint is eltérhet a tényleges vállalati populációétól.

A 2008. évi felmérésben szereplő 9045 vállalat közül 5428 került be a panelmintába, az arány a 20 főnél többet foglalkoztató cégek esetében 71,7 százalékos volt, a kisebbeknél 39,5 százalékos. A bekerülési esélyt probit modellel becsülve (függelék *F1. táblázat*) azt látjuk, hogy a vállalatméret erős hatása mellett más tényezők is befolyásolták a bekerülést: tulajdon, nemek szerinti összetétel és egyes ágazati változók.<sup>7</sup> A mintatorzítás kiküszöbölésére a számításokban a becsült bekerülési esély reciprokát használjuk súlyként.

A létszámadat vállalati szintű adatközlésből származik, a munkaidő és a béradat viszont a vállalatban belüli egyéni mintákból. Az órakereset a havi kereset és a fizetett munkaórák hányadosa. A legszélesebb keresetfogalmat használjuk: a kereset tartalmazza az alapbéren felül a május havi rendszeres pótlékokat és jutalmakat-prémiumokat, nem tartalmazza a május havi nem rendszeres kifizetéseket, de magában foglalja az előző évi nem rendszeres kifizetések egy hónapra számított értékét.

A számítások előtt külső adatforrásokból származó információk segítségével ellenőrizzük, hogy a mintában megfigyelt változások összhangban állnak-e a statisztikai kiadványok jelzéseivel, továbbá megvizsgáljuk, hogy a mintabeli eredményeket nem torzítja-e egy vagy néhány szélsőségesen viselkedő (kiugró, *outlier*) vállalat.

Az *1. táblázat* szerint a mintában 2008 és 2009 májusa között megfigyelt változások – a súlyozástól függetlenül – nem tértek el jelentősen a KSH Statinfo adatai alapján várttól. A foglalkoztatás mindkét forrás szerint rendkívül nagy mértékben (8-9 százalékkal) csökkent. A munkaidő a súlyozott panelben 2,0 százalékkal rövidült, kisebb mértékben, mint a Statinfo-adatok szerint (2,6 százalékkal). Ebben két tényező is szerepet játszott. Egyfelől, a mintára vonatkozó adat a fizetett munkaórákra vonatkozik, míg a KSH által közölt „teljesített munkaóra” között nem számolható el a munkáltató gazdasági körülményei miatt átmeneti kényszerszabadságra küldött, illetve csökkentett napi munkaidőben foglalkoztatott dolgozók fizetett, de le nem dolgozott, nem a munkahelyen töltött munkaideje.<sup>8</sup> Másfelől, a két index eltérő időpontokat hasonlít össze (május/május, illetve a második negyedévek).

A bruttó reálkereset mindkét forrás szerint kismértékben változott. A KSH-adatok 1,4 százalékos reálkereset-növekedést jeleztek, a mintabeli dolgozóknál pedig 1,5 százalékos növekedés és 1,2 százalékos csökkenés közötti értékeket látunk az alkalmazott keresetfogalomtól és kisebb mértékben a súlyozástól függően. Ha a részletekben vannak is eltérések, a mintabeli és a „hivatalos” adatok ugyanolyan mintázatra utalnak: nagyfokú létszámcsökkenésre, szerény mértékű munkaidő-rövidülésre és lényegében stabil bérekre.

A mintabeli átlagértékeket befolyásoló szélsőséges esetek kiszűrésére *Hadi* [1992] algoritmusát használva, 255 kiugró (*outlier*) értéket sikerült azonosítani a  $\Delta \ln L$ , a  $\Delta \ln H$  és a  $\Delta \ln w$  által meghatározott térben.<sup>9</sup> Szélsőséges esetek az átlagosnál nagyobb

<sup>7</sup> Sajátos és nehezen megmagyarázható jelenség, hogy az állami tulajdonú cégek, valamint az állami intézmények által dominált ágazatokban (oktatás, egészségügy, kultúra) működő vállalkozások az átlagosnál lényegesen kisebb eséllyel szolgáltattak adatot 2009-ben.

<sup>8</sup> [http://portal.ksh.hu/pls/ksh/ksh\\_web.meta.objektum?p\\_lang=HU&p\\_menu\\_id=120&p\\_almenu\\_id=201&p\\_ot\\_id=200&p\\_level=1&p\\_session\\_id=25746853&p\\_obj\\_id=533](http://portal.ksh.hu/pls/ksh/ksh_web.meta.objektum?p_lang=HU&p_menu_id=120&p_almenu_id=201&p_ot_id=200&p_level=1&p_session_id=25746853&p_obj_id=533).

<sup>9</sup> A cél olyan csoportok azonosítása, amelyekben a változók közötti kapcsolatok a populáció egészétől élesen eltérő mintázatot követnek.

## 1. táblázat

Változások a panelmintában és a KSH Statinfo adatai szerint  
(legalább öt főt foglalkoztató vállalatok, százalék)

Megnevezés	Magánszektor 2008. II. negyedév– 2009. II. negyedév (KSH Statinfo)	Vállalati panel 2008. május–2009. május	
		súlyozatlan	súlyozott
Foglalkoztatottak száma	-7,6	-8,9	-8,9
Átlagos havi munkaidő	-2,6	-1,9	-2,0
Havi bruttó reálkereset	1,4	..	..
Havi bruttó alapbér	..	1,4	1,5
– rendszeres pótlékokkal, jutalmakkal együtt	..	-0,2	0,0
– előző évi nem rendszeres jutalmak havi értékével együtt, nem rendszeres május havi jutalmak nélkül	..	-1,2	-0,9

A magánszektor egészére vonatkozó adatok az intézményi munkaügyi statisztikából származnak, és a KSH Statinfo rendszerének 2010. május eleji állapotát tükrözik.

valószínűséggel fordultak elő az építőiparban és az adminisztratív szolgáltatásokban, kisebb eséllyel a mezőgazdaságban és az állami vállalatoknál, de az esemény más változókkal nem állt kapcsolatban. A 2. táblázatban látható, hogy a szélsőségesnek minősíthető esetekben a létszám majdnem 50 százalékkal csökkent, a munkaidő tízszer olyan ütemben rövidült, mint a többségnél, a nominális átlagbér pedig 16,5 százalékkal növekedett. Nyilvánvaló, hogy itt alapvetően összeomló cégekről van szó, vagy olyanokról, amelyek szerkezete összeolvadások, kiválások vagy radikális profilváltás miatt nagymértékben módosult. Akármi legyen is az ok, e cégek bevonása inkább zavarná, mint segítené a határon történő alkalmazkodás megismerésére irányuló elemzést. Ezért a további számításaink a szélsőséges esetek leválasztásával kialakult 5173 elemű vállalati mintára vonatkoznak, amelyben 862 957 főt foglalkoztattak 2008-ban, és 810 155 főt 2009-ben. A becslésben használt változók átlagait és szórásait lásd az F2. táblázatban.

## 2. táblázat

Néhány mutató változása a szélsőségesnek minősített esetekben

Megnevezés	Átlagos logaritmikus változás		
	létszám	munkaórák	órakereset
Nem szélsőséges (5173)	-0,058	-0,013	0,038
Szélsőséges (255)	-0,467	-0,136	0,165

*Megjegyzés:* a szélsőséges eseteket a Stata *hadimvo* eljárásával azonosítottuk a létszám, a munkaórák és a bér változásainak terében.

Bizonyos kérdések részletesebb vizsgálatához a vállalati mellett egy egyéni panelt is használunk. A bértarifa-felvételnek egymást követő hullámaiban megfigyelt egyének közvetlenül nem azonosíthatók, de a feladat közvetett úton elvégezhető úgy, hogy két, azonos vállalatnál, azonos telephelyen, ugyanolyan munkakörben dolgozó, azonos nemű, születési idejű és iskolázottságú egyént azonosnak tekintünk és az adataikat összekötjük. Az így kialakított kvázipanel 52 409 egyéni megfigyeléspárt tartalmaz. Az egyéni panelmintát súlyozás nélkül, ellenőrzési célokra használjuk.

### A vállalati létszám, munkaidő- és bérváltozások viszonya

Az (1a)–(1c) modell becslései eredményei (3. táblázat) szerint az *iparági kibocsátás változása* szignifikáns hatást gyakorolt a vállalati foglalkoztatás- és munkaidő-változásokra, de nem befolyásolta a bér alakulását. A vállalati foglalkoztatásnak az *iparági kibocsátásra* mért rugalmassága 0,55-nek adódik. Ez igen alacsony érték, amiben két tényező is szerepet játszhat. Egyfelől, az *iparági árbevétel-változás* nagy zajjal méri az egyes vállalatokat ért keresleti sokkot, és ez a mérési hiba lefelé torzítja a becsült paramétert. Másfelől, a vállalatok üzleti kilátásait és foglalkoztatási hajlandóságát még adott *vállalati kibocsátás* mellett is erősen befolyásolhatták további, itt meg nem figyelt tényezők, mint a külpiazi várakozások, a készletre termelés költségei, a hitelhez jutás feltételei vagy a vevők fizetési késedelmei.

A zömmel *férfiakat* foglalkoztató vállalatok létszáma és bérei az átlagosnál erőteljebben csökkentek. Azok a cégek, amelyekben a férfiak aránya egy szórásenessel (31 százalékponttal) magasabb volt, 1 százalékkal több munkahelyet és 0,7 százalékkal több bért veszítettek, más tényezőket azonosnak véve. A férfiarány eltérései minden bizonynyal technológiai különbségeket tükröznek, a regressziós eredmény pedig azt, hogy a több férfit foglalkoztató *termelő*vállalatok foglalkoztatásban és bérben mérve is rosszabul jártak az átlagnál. A dolgozók átlagos *életkora* csak a bérekre hatott, és arra sem erősen: az egy szórásenessel (6,3 évvel) idősebb munkaerő-állományt foglalkoztató cégek bérszintje, más tényezőket azonosnak véve, 0,6 százalékkal gyorsabban csökkent. Az átlagos *iskolázottság* hatása megfelel a vártnak: egy szórásenessnyivel (1,5 iskolában töltött évvel) magasabb iskolázottsági szint nagyjából egy százalékkal magasabb foglalkoztatást és egy százalékkal alacsonyabb átlagbért valószínűsített 2009-ben 2008-hoz képest.<sup>10</sup>

A létszám-változások igen erősen (a munkaidő-változások pedig szerény mértékben) függtek a *vállalatmérettől*, míg a bérekre tett hatás ebben az esetben sem bizonyult szignifikánsnak. A 10 főnél kisebb, illetve 11–20 fő cég minden egyebet azonosnak véve 8, illetve 4 százalékkal kevesebb munkahelyet veszítettek, mint a 300 főnél nagyobbak. Ez az eredmény részben az exportkeresletnek való kitettség különbözőségét tükrözheti. Erre utal, hogy a feldolgozóiparban, ahol a nagyobb cégek jellemzően exportörök vagy exportörök beszállítói, a húszfőnél kisebb vállalatok relatív foglalkoztatási előnye sokkal (12 százalékkal) nagyobb volt, mint másutt (5 százalék). Szerepet játszhatott továbbá az oszthatatlanság: az, hogy egy kicsi – mondjuk ötfős – cégnél a létszám egyfős csökkentése is könnyen folytathatatlaná teszi a vállalat tevékenységét, míg egy nagy cég esetében a húszszázalékos létszámcsökkenés esetleg „csak” egy műszak leállítását vagy egy termék sor elhagyását jelenti.

Az építőipar és az ingatlanügyletek létszám-változásai nem különböztek szignifikánsan a feldolgozóiparétól, ahol a foglalkoztatás átlagosan 12,2 százalékkal csökkent. A nagy ágazatok közül a kereskedelem és a vendéglátás létszáma ennél 2,5–3 százaléknnyival kisebb mértékben esett. Három ágazat csoportjában látunk az átlagosnál sokkal kedvezőbb létszám alakulást: 1. vízgazdálkodás, energia, közlekedés, 2. pénzügyi közvetítés, személyi szolgáltatások, magánegészségügy, 3. mezőgazdaság. Ezekben a szektorokban a foglalkoztatás 5–9 százalékkal kisebb mértékben esett vissza, mint a feldolgozóiparban, az *iparági árbevétel-változásra* való kontrollálás után is. Egyes ágazatokban a piaci erő, másokban – például a mezőgazdaság és a személyi szolgáltatások esetében – az önkormányzó *kisvállalkozások* (családi vállalatok, rokonokat-barátokat foglalkoztató kis cégek, tulajdonosi és munkaközösségek) nagy súlya játszhatott szerepet. Az adatok nem utalnak ágazati szintű átváltásra a

<sup>10</sup> Az *átlagéletkor*; illetve az *iskolázottság* és az *átlagbérváltozás* közötti szignifikáns kapcsolatok mögött azonban összetétel-változások húzódnak meg: a szintek és a változások közötti korreláció ugyanis  $-0,36$ , illetve  $-0,33$  erejű volt a két esetben.



## 3. táblázat

A foglalkoztatás, a munkaidő és a bérek változásai – több függőváltozós regresszió  
(vállalati panel, az *F1. táblázatban* szereplő probit alapján súlyozott minta)  
Függő változó: a változás logaritmus

Változó	Létszám		Munkaidő		Órakereset	
	$\beta$	<i>T</i>	$\beta$	<i>T</i>	$\beta$	<i>T</i>
Iparági kibocsátásváltozás (log)	0,0551	2,06	0,0265	4,00	-0,0198	-1,17
Férfiak aránya	-0,0289	-2,23	0,0029	0,91	-0,0256	-3,11
Átlagos iskolázottság (években)	0,0047	1,69	0,0008	1,23	-0,0069	-3,90
Átlagos munkapiaci tapasztalat	-0,0002	-0,45	-0,0001	-0,83	-0,0009	-2,58
Minimálbért keresők aránya	0,0039	0,22	-0,0054	-1,22	0,0418	3,65
Szakmai bérminimumot keresők aránya	-0,0400	-2,67	-0,0112	-3,03	0,0003	0,04
Van kollektív szerződés 2009-re	0,0196	2,24	-0,0003	-0,18	0,0081	1,46
Állami	0,0361	2,24	0,0057	1,44	0,0001	0,04
Külföldi	-0,0027	-0,24	-0,0049	-1,77	0,0030	0,42
0–10 alkalmazott	0,0845	5,27	0,0069	1,76	-0,0007	-0,07
11–20 alkalmazott	0,0431	2,59	0,0027	0,67	0,0161	1,53
21–50 alkalmazott	0,0235	1,47	0,0068	1,73	0,0036	0,35
51–300 alkalmazott	0,0188	1,33	0,0071	2,05	-0,0030	-0,42
Mezőgazdaság	0,0692	4,40	0,0122	3,15	-0,0058	-0,59
Bányászat	0,0568	1,28	0,0069	0,63	0,0380	1,35
Energia	0,0594	2,08	0,0127	1,79	0,0155	0,86
Víz	0,0836	3,69	0,0072	1,30	0,0025	0,18
Építőipar	0,0129	0,91	0,0060	1,71	-0,0075	-0,84
Kereskedelem	0,0225	2,01	0,0057	2,10	-0,0108	-1,53
Közlekedés	0,0428	2,50	0,0026	0,63	-0,006	-0,64
Vendéglátás	0,0299	1,49	0,0088	1,78	-0,0066	-0,52
Telekommunikáció	0,0513	2,13	0,0075	1,26	0,0213	1,40
Pénzügyi közvetítés	0,0535	2,35	0,0175	3,12	0,0050	0,35
Ingtatlanügyek	0,0227	0,89	0,0034	0,54	-0,0032	-0,20
Szakmai szolgáltatás	0,0529	2,57	0,0093	1,84	0,0240	1,85
Adminisztratív szolgáltatás	-0,0016	-0,09	-0,0011	-0,25	-0,0042	-0,36
Oktatás (magán)	-0,0807	-2,26	0,0098	1,12	0,0313	1,38
Egészségügy (magán)	0,0758	3,38	0,0202	3,65	-0,0275	-1,93
Kultúra (magán)	0,0346	1,06	-0,0243	-3,00	0,0202	0,98
Egyéb szolgáltatás	0,1004	3,07	0,0028	0,35	-0,0165	-0,80
Konstans	-0,1336	-2,99	-0,0248	-2,25	0,1606	5,68
$R^2$	0,0376		-0,0072		0,0173	

A reziduumok közötti korreláció: létszám–munkaidő: 0,0117, létszám–órakereset: -0,0072, munkaidő–órakereset: -0,3107.

Breusch–Pagan-próba:  $\chi^2 = 500,185$  (0,0000).

Megfigyelések száma: 5173.

Referenciaágazat: feldolgozóipar.

foglalkoztatás, a munkaidő és a bérek között. Több, a foglalkoztatási lista élén álló ágazatban a munkaidő is kedvezően alakult, míg az iparági bérfatások csupán két esetben (magán-egészségügy és szakmai, tudományos és műszaki tevékenység) bizonyult szignifikánsak.

Az *állami vállalatok* a hazai magánvállalatokhoz képest 3-4 százalékkal kisebb mértékben csökkentették a létszámot, és a munkaórák is kevésbé estek (a különbség 0,6 óra/hónap), míg a bérek tekintetében semmilyen különbség nem mutatkozik. A *külföldi vállalatokra* vonatkozó hat paraméterbecslés közül öt nem szignifikáns, és egyik sem utal érdemleges eltérésre a hazai tulajdonú magánvállalatoktól.

Azokban a vállalatokban, ahol 2008-ban magasabb volt a *minimálbéren fizetett* dolgozók aránya,<sup>11</sup> más tényezőket azonosnak véve gyorsabban nőttek a bérek, míg a *szakmunkás-bérminimumon* fizetettek aránya nem hatott a vállalati átlagbér változására. Ez összhangban áll a várakozással, mert a minimálbér 2009-ben 3,6 százalékkal emelkedett, míg a szakmunkás-bérminimum csak 0,8 százalékkal nőtt.<sup>12</sup> Az (1c) egyenlet megfelelő  $\delta$  paramétere szerint egy olyan vállalat esetében, ahol csak minimálbéresek dolgoztak, a vállalati átlagbér 4,2 százalékkal gyorsabban nőtt, mint egy olyan cégnél, ahol egy minimálbérest sem alkalmaztak. A minimálbéres arányoknak a *foglalkoztatásra*, illetve a *munkaórákra* gyakorolt befolyását a becslült paraméterek negatívnak mutatják, de a hatás csak a szakmunkások bérminimumán fizetettek esetében szignifikáns. Ebből arra következtetünk, hogy a bázisminimálbér *emelése* nem befolyásolta érdemben a vállalati létszámalakulást 2008–2009-ben. Ugyanakkor nem zárható ki, hogy a szakmunkás-bérminimum akadályozta a bérek visszafogását és az átlagosnál nagyobb foglalkoztatási veszteséget okozott az érintett vállalatokban. A kérdésre még visszatérünk.

Azok a vállalatok, amelyek 2009-re érvényes *kollektív szerződéssel* rendelkeztek – más tényezőket azonosnak véve – 2 százalékkal kisebb mértékben csökkentették a létszámot. Azok, amelyekben nem volt kollektív szerződés, valamivel gyorsabban emelték a bért – bár ez utóbbi hatás statisztikailag nem szignifikáns.

Általánosságban elmondható, hogy az (1a)–(1c) modellben szereplő magyarázó változók többsége szignifikánsan és gyakran erősen hatott a *foglalkoztatásra*. A munkaórákra gyakorolt befolyásuk sokkal gyengébb, a bérváltozások pedig lényegében függetlennek mutatkoznak a modellben figyelembe vett tényezőktől.

Az (1a)–(1c) egyenletek  $u$ ,  $v$  és  $\omega$  reziduumaik közötti alacsony korrelációk (lásd a 3. táblázat alatt) arra utalnak, hogy a *foglalkoztatás és az órabér*, illetve a *foglalkoztatás és a munkaórák* vállalatspecifikus változásai egymástól függetlenek voltak. A korrelációk negatívak, de nem szignifikánsak és nulla körüliek. Ezzel szemben a vállalatspecifikus *munkaóra- és órakereset-változások* között viszonylag erős (–0,3 körüli) korreláció figyelhető meg. Ez az eredmény valószínűleg két oknak tudható be. Egyfelől, a havi kereset nem csökken és nő arányosan a havi munkaidő változásaival. Az egyéni panel adatai szerint a havi keresetnek ( $W$ ) a havi munkaidőre mért rugalmassága ( $\Delta \ln W / \Delta \ln H$ ) csupán 0,3 volt. Másfelől, és valószínűleg ez a nyomosabb ok,  $\Delta w$  és  $\Delta H$  között látszólagos negatív korreláció alakulhat ki, ha a munkaidőt ténylegesen csökkentő vállalatoknak csak egy része jelenti be a fizetett órákban bekövetkezett változást.<sup>13</sup>

<sup>11</sup> Minimálbéresnek, illetve szakmunkás-minimálbéresnek tekintettük azokat, akiknek a havi alapbére a minimálbér, illetve a szakmunkás-bérminimum 1000 forintos környezetébe esett 2008-ban.

<sup>12</sup> A szakképzett pályakezdekők bérminimumának 2009. januári eltörlése miatt a fiatal, iskolázott dolgozók minimálbére 5,1 százalékkal emelkedett, ez azonban az összes szakképzett dolgozóra számított minimálbér-növekedési rátát csak kismértékben, 0,9 százalékra módosítja.

<sup>13</sup> Ebben a vállalati körben – ha a tényleges órabér konstans – a havi kereset várhatóan mindenütt csökken, de a *megfigyelt* órakereset eltérően alakul: a „csalóknál” erőteljesebben esik vissza, mint a pontosan jelentőknél. Mivel a megfigyelt munkaórák száma az előbbieknél nem változik, az utóbbiaknál pedig visszaesik, a *megfigyelt órakereset-változások és megfigyelt munkaóra-változások* között negatív korreláció alakul ki.

### Mérési hiba?

#### A bérelőzlás és a munkaidő változásai egyéni adatok alapján

Az eddig bemutatott számítások értékelésekor nem feledkezhetünk meg arról, hogy a vállalati átlagbér- és átlagmunkaóra-adatok a vállalatban belüli egyéni mintákból származnak. Az ötvenfősnél kisebb cégek esetében az így számított átlagok pontosak (a megfigyelés minden egyes dolgozóra kiterjed), és a nagyvállalatok esetében sincs ok aggodalomra (a cégen belüli véletlen minták elég nagyok), a közepes vállalkozásoknál azonban kisszámú egyéni megfigyelésből generáljuk a cégszintű változókat. Az ebből eredő véletlen mérési hiba nulla felé torzítja a munkaóra- és béregyenletek  $\gamma$  és  $\delta$  paramétereit, és tévesen kelthet olyan látszatot, hogy a vállalati munkaidő- és beralakulás független volt az (1a)–(1c) modellekben figyelembe vett alapvető vállalati jellemzőktől. A következőkben az egyéni panelt hívjuk segítségül annak érzékeltetésére, hogy a munkaidő- és bérelőzlás 2008–2009-ben valóban rendkívül stabil volt – a regressziókból kibontakozó kép valószínűleg hiteles, nem a mérési hibák hatását tükrözi.

#### Bérek

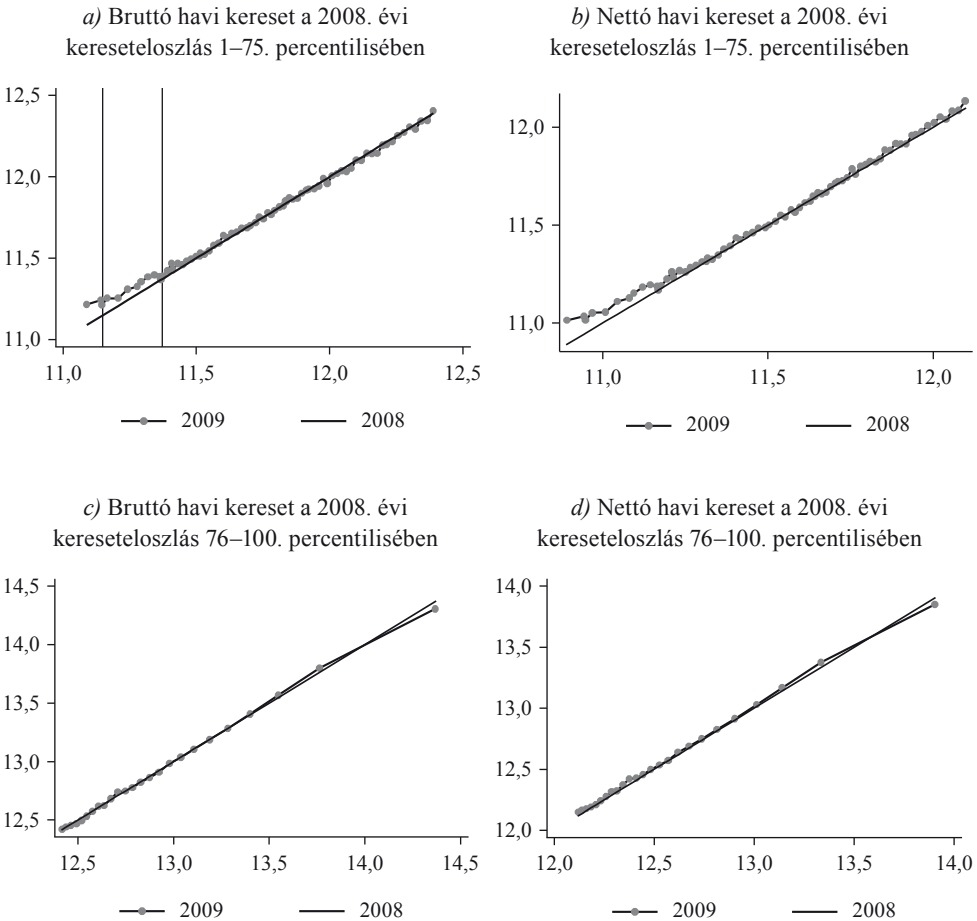
Az 1. ábra paneljei a 2008. és 2009. évi átlagkereseteket mutatják a 2008. évi kereset alapján képzett percentiliscsoportokban. Az egyes ábrák vízszintes tengelyén a percentiliscsoportok 2008. évi átlagkeresetei láthatók, a függőleges tengelyen pedig a 2008. és 2009. éviéek. Minél közelebb esnek a pontok a 45 fokos egyeneshez, annál kisebb mértékben változott az adott csoport bére 2008 és 2009 között. A számítások a havi bruttó és a nettó reálkeresetre vonatkoznak, 3,6 százalékos fogyasztói árnövekedéssel számolva a két megfigyelési időpont között. Hogy a pontok jól láthatók legyenek, különválasztottam az 1–75. percentilire és a 76–100. percentilire vonatkozó ábrákat, és a szélsőséges értékekre kevésbé érzékeny, logaritmusos skálát alkalmaztam. A bruttó keresetekre vonatkozó 1. a) ábrán a függőleges vonalak a 2008. évi minimálbér és a szakmunkás bérminimum értékeit jelzik.

A 1. ábra szerint a minimálbér-szabályozás által nem érintett percentilisekben a reálbérek alig változtak. A 12–100. percentilisen a bruttó reálkereset 0,4 százalékkal csökkent, a nettó reálkereset 1 százalékkal nőtt. Ezzel szemben az 1–11. percentiliscsoportokban a bruttó reálkereset 6,9, a nettó 6,6 százalékkal nőtt. E növekedések felülmúlják a minimálbér-emelések által indokolt mértéket, hiszen a bázisidőszaki minimálbér reálértéke lényegében nem változott 2008 és 2009 májusa között, a szakmunkás-bérminimum pedig csökkent. Összetétel-változásokra itt nem kell gyanakodnunk, hiszen rögzített összetételű csoportok 2008. és 2009. évi kereseteit hasonlítjuk össze. A jelenség egy lehetséges magyarázata a galtoni átlaghoz húzás,<sup>14</sup> ami mellett és ellen is szólnak érvek. Ellene szól, hogy az átlaghoz húzásnak a 2008-ban magas keresetű csoportok bércsökkenésében is éreztetnie kellene a hatását, aminek nem látjuk nyomát. Mellette szól, hogy az 1–11. percentilisen a mediánkereset nominálisan is csak 3,6 százalékkal nőtt, reálértékben tehát éppen szinten maradt, ami arra utal, hogy ebben a tartományban az átlagkereset változását olyanok nyomták magasra, akik 2008 májusában valamilyen okból mélyen a megszokott szintjük alatt kerestek. További, kiküszöbölhetetlen torzítás forrása, hogy a mintában sze-

<sup>14</sup> Ha a 2008. és 2009. évi béreket is hibával figyeljük meg (az aktuális bér véletlen okok miatt eltér a permanens bértől) és a hibák együttes normális eloszlásúak, akkor az átlagnál kisebb bérek esetében bérnövekedést, az átlagnál nagyobbak esetében bércsökkenést figyelünk meg, miközben az átlag alatt keresők továbbra is átlag alattiak maradnak, és fordítva. Az átlaghoz húzásra, a középster felé haladásra vonatkozó – a fenti megfigyelésből levont – tévkövetkeztetés a galtoni regressziós torzítás vagy átlaghoz húzás (*regression to the mean*) néven ismert. Lásd például Maddala [2004] 94. o., Keuzenkamp [2000].

1. ábra

Reálkeresetek 2008-ban és 2009-ben az egyéni panelben



replők egy részét 2008 májusában vették fel (erről nincs személyre szóló információnk), míg a 2009. májusi adat mindig a teljes hónapra vonatkozik.

Ugy tűnik, a vállalati átlagbér változásait magyarázó regressziókban nem a kétségtől megkérdőjelezhető mérési hiba miatt kapunk nulla közeli, nem szignifikáns hatásokat, hanem a bérek tényleges, nagyfokú stabilitása miatt. A válság első évében a versenyszféra vállalatai lényegében nem nyúltak a bérekhez, illetve ha előfordultak is változások a vállalati átlagbérekben, azok nem függték össze szisztematikusan az ágazati és regionális hovatartozással, a vállalatmérettel, a tulajdonnal és a szakszervezeti jelenléttel.

### Munkaidő

A bérekhez hasonlóan, a munkaidőre vonatkozó vállalati szintű becsléseknél is felmerül, hogy mérési hibák miatt adódnak gyenge, gyakran nem szignifikáns eredmények. Ezért ebben az esetben is megvizsgáljuk, hogyan változtak a havi fizetett munkaórák egyéni szinten.

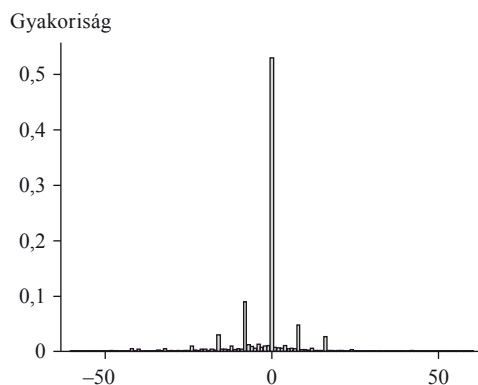
Az egyéni panelben a fizetett munkaórák száma 1,6 százalékkal csökkent 2008 és 2009 májusa között, kisebb mértékben, mint amit a keresztmetszeti átlagok összehasonlítása jelez (2 százalék), amit megmagyarázhat, hogy a mintában nem szerepelnek a vizsgált 12 hónap folyamán újonnan felvettek.<sup>15</sup> Egyéni szinten különféle okok, például hiányzás, betegség, munkaszünetek miatt a fizetett órák száma tág határok (–160 és +120 óra) között változott. A változások átlaga –2,7 óra, a szórása 15 óra volt.

A 2. ábra az egyéni panelben szereplő 52 409 fő megoszlását mutatja a munkaórák változása szerint. Az ábra *a)* része a  $\pm 60$  óras tartományban bekövetkezett elmozdulásokat mutatja (idetartozik a minta 98,5 százaléka) feltüntetve azokat a dolgozókat is, akiknek a munkaideje nem változott (az esetek 52,2 százaléka). Az ábra *b)* része a jobb láthatóság érdekében csak a  $\pm 40$  óras tartományban végbement változásokat ábrázolja, figyelmen kívül hagyva a nulla értéket. Látható, hogy mindkét tartományban gyakoriak voltak a 8, 16, 24, 32 és 40 óras (havi 1, 2, ..., 5 napos) változások, de a csökkenéseket jelző oszlopok valamivel magasabban, a havi nyolcórás munkaidő-csökkenést elszenvedők száma pedig jelentősen felülmúlja a nyolcórás növekedést elkönyvelőkéét. A különbség nagyjából a teljes minta 5 százalékára rúg: a véletlen hatásokat figyelembe véve a minta ekkora részében beszélhetünk havi egynapos, heti nagyjából kétórás munkaidő-csökkenésről, és a minta egy további, igen kis részében – legfeljebb egy-két százalékaiban – ennél nagyobb mértékű visszaesésről.

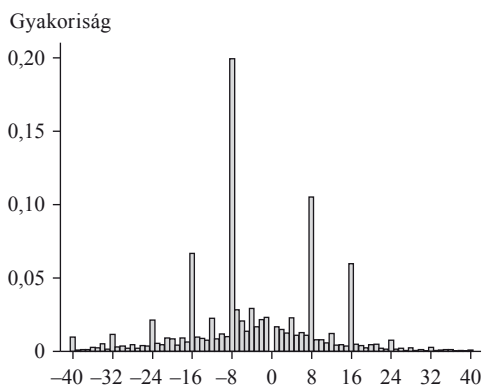
## 2. ábra

Az egyéni panel tagjainak megoszlása a havi fizetett munkaórák változása szerint, 2008. május–2009. május

*a)* Megoszlás a  $\pm 60$  óras tartományban



*b)* Megoszlás a  $\pm 40$  óras tartományban, nulla változás nélkül



A munkaidő alakulásával kapcsolatos megfigyelések mellé két kiegészítő megjegyzés kívánkozik: az egyik a fizetett munkaidő, a normál munkaórák és a részmunkaidős státus fogalmainak viszonyáról, a másik az intézményi adatokon és a lakossági kikérdezésen nyugvó számadatok közötti eltérésekről szól.

Noha a fizetett munkaórák száma csak keveseknél és kevéssel esett vissza, ez is elegendő ahhoz, hogy viszonylag nagy változásokat idézzon elő a *fizetett órák alapján részmunkaidősnek tekinthető* létszámban. 2008-ban az egyéni panel tagjainak 20,6 százaléka kapott fizetést havi 168 órát el nem érő – kevesebb mint napi nyolcórás – munkaidő után,

<sup>15</sup> Itt jegyezzük meg, hogy 2008 és 2009 májusában a munkaszüneti napok száma azonos volt.

míg 2009 májusában az arány 26,1 százalékra rúgott. Ez nem jelenti, hogy ennyivel szaporodott volna a *szerződés szerint* napi nyolc óránál rövidebb munkaidőben foglalkoztatottak száma: a 40 óránál rövidebb heti normál munkaidőben foglalkoztatottak száma csak 3,4 százalékkal nőtt (10,8 százalékról 14,2 százalékra). Még ennél is kisebb növekedést mutatnak a KSH részmunkaidősökre vonatkozó adatai, amelyek szerint az ötfősnél nagyobb vállalkozásoknál éves szinten 1,7 százalékkal (8,7 százalékról 10,4 százalékra) nőtt a *részmunkaidősként foglalkoztatottak* aránya (KSH [2010]). A KSH intézményi munkaügyi statisztikája ugyanis teljes munkaidőben foglalkoztatottként veszi számba azokat a munkavállalókat is, akik esetében a munkáltató – gazdasági nehézségek miatt – átmeneti munkaidő-csökkentést hajt végre, de az alapbér időarányos csökkentését is jelentő, részmunkaidős foglalkoztatásra szóló új munkaszerződést nem köt a munkavállalóval. A munkaidőadatok nemcsak a fogalmi eltérések miatt, hanem az adatszolgáltató személye szerint is eltérnek egymástól. A KSH munkaerő-felmérésében magukat részmunkaidősnek vallók száma 0,9 százalékkal (a négyfősnél nagyobb magáncégeknél dolgozók körében 1,2 százalékkal) nőtt. A referenciahéten 40 óránál kevesebbet dolgozóké 1,3 százalékkal emelkedett, a héten ledolgozott munkaidejük pedig 0,4 órával (1 százalékkal) rövidült.<sup>16</sup> Ezek a számok még alacsonyabbak, mint az intézményi statisztikában, illetve a bértarifa-felvételben szereplők.

Az elérhető adatokkal nem bizonyítható, de valószínűsíthető, hogy a munkaidő-csökkentések nem terjedtek túl a munkahelymegtartó támogatásokkal szubvencionált vállalati körön. Az intézményi munkaügyi statisztika szerint<sup>17</sup> a négyfősnél nagyobb vállalkozásokban a részmunkaidősök állománya éves szinten 36 800 fővel nőtt, míg a támogatások (melyek megkövetelték a négy nap munka + egy nap képzés típusú programban támogatottak részmunkaidőssé minősítését) 52 000 főt érintettek a KSH [2010] kiadvány szerint. Ez egyben megmagyarázhatja a KSH munkaerő-felmérésének és az intézményi statisztika jelzései közötti különbséget is, amennyiben igaz, hogy az érintett dolgozók az ötödik napon látogatandó „képzést” munkának tekintették.

### A foglalkoztatáscsökkenés forrásai

Az áttekintett adatok alapján megvédhetőnek látszik a (6) egyenlet specifikációja, amelyben a reziduális bérváltozás exogén magyarázó változóként szerepel. Az eredmények két változatban láthatók a 4. táblázatban: csak a túlélési probit alapján súlyozva (1. számoszlop), illetve a bázisidőszaki létszámmal is súlyozva (2. számoszlop): a súly az első esetben  $1/p$ , a másodikban  $L^0/p$  volt. Az eredmények az első esetben a vállalati magatartás változatairól, a másodikban a versenyszféra összefoglalkoztatására gyakorolt hatásokról adnak képet.

Ne feledjük, hogy a magyarázott változó a hatékonysági egységekben mért foglalkoztatás változása, ami azt jelenti, hogy egy jól fizetett idősebb mérnök elbocsátása sokkal nagyobb (nagyjából négyszeres) súllyal kerül számításba, mint egy fiatal segédmunkásé!

Az 1. számoszlop elemei csak néhány ponton mondanak újat a 3. táblázatban látott min-tárhoz képest. Ismét igen alacsony és ezúttal nem is szignifikáns kibocsátásrugalmasságot kapunk, de abszolút értékben viszonylag magas,  $-0,25$  értékű bérrugalmasságot. Összehasonlításképpen, Kőrösi [2005] (56–57. o.) a kétezres évek elején  $0,4$  körüli, az évek során csökkenő termelésrugalmasságokat és  $-0,3$  körüli, időben ugyancsak gyengülő bérrugalmasságokat becslött az itt használható hasonló vállalati adatokból. A kapott eredmények

<sup>16</sup> A szerző számításai a KSH munkaerő-felmérésének 2008–2009. évi hullámai alapján. A negyedévi értékek súlyozatlan átlagaként számított éves átlagok.

<sup>17</sup> [http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat\\_eves/tab12\\_01\\_20\\_02ib.html](http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tab12_01_20_02ib.html).

## 4. táblázat

A (6) egyenlet becslése súlyozatlan és súlyozott mintán  
 Független változó: A hatékonysági egységekben mért munkatömeg változása (log)

Súlyozás a szelekciós probit alapján	Igen	Igen
Súlyozás a bázisidőszaki létszámmal	Nem	Igen
Iparági kibocsátásváltozás (log)	0,039 (1,03)	0,168*** (3,55)
Reziduális bérváltozás (log)	-0,250*** (8,93)	-0,202*** (5,05)
A férfiak aránya	-0,042** (2,45)	-0,037 (1,64)
Átlagos munkapiaci tapasztalat (években)	-0,002*** (2,78)	-0,001 (1,33)
Átlagos iskolázottság (években)	-0,022*** (5,84)	-0,008* (1,71)
A minimálbért keresők aránya	-0,015 (0,49)	-0,101*** (2,76)
A szakmai bérminimumot keresők aránya	-0,056*** (2,71)	-0,071*** (2,94)
Van kollektív szerződés 2009-re	0,026*** (2,89)	0,010 (0,74)
1–10 alkalmazott	0,094*** (5,56)	0,034 (1,61)
11–20 alkalmazott	0,061*** (3,77)	0,020 (0,97)
21–50 alkalmazott	0,036** (2,20)	-0,000 (0,01)
51–300 alkalmazott	0,022* (1,95)	-0,006 (0,45)
Állami	0,038* (1,82)	0,036* (1,77)
Külföldi	0,013 (1,32)	-0,006 (0,43)
Mezőgazdaság	0,051*** (3,44)	0,090*** (5,28)
Bányászat	0,067** (2,10)	0,098*** (2,75)
Energia	0,082*** (3,12)	0,077*** (3,76)
Víz	0,081*** (3,75)	0,088*** (3,43)
Építőipar	-0,005 (0,24)	-0,007 (0,30)
Kereskedelem	0,027** (1,99)	0,066*** (2,90)
Közlekedés	0,043** (2,06)	0,023 (1,12)

## A 4. táblázat folytatása

Súlyozás a szelekciós probit alapján	Igen	Igen
Súlyozás a bázisidőszaki létszámmal	Nem	Igen
Vendéglátás	0,017 (0,81)	0,026 (1,19)
Telekommunikáció	0,103*** (3,26)	0,011 (0,40)
Pénzügyi közvetítés	0,085*** (3,88)	0,027 (0,75)
Ingtatlanügylek	0,030 (0,75)	0,046 (1,39)
Szakmai szolgáltatás	0,087*** (3,08)	0,021 (0,58)
Adminisztratív szolgáltatás	-0,001 (0,04)	-0,026 (0,87)
Oktatás (magán)	-0,020 (0,25)	-0,050 (0,71)
Egészségügy (magán)	0,052 (1,50)	0,070* (1,92)
Kultúra (magán)	0,059 (1,30)	0,026 (0,91)
Egyéb szolgáltatás	0,090** (2,28)	0,047* (1,68)
Konstans	0,231*** (4,21)	0,101 (1,37)
Megfigyelések száma	5173	5173
$R^2$	0,07	0,08
<i>Specifikációs tesztek</i>		
A négyzetes becslt tag $T$ -értéke (szignifikancia)	1,66 (0,10)	1,49 (0,14)
Ramsey-féle $F$ -próba (szignifikancia)	1,64 (0,18)	1,25 (0,29)
A függő változó átlaga (szórása)	-0,043 (0,26)	-0,055 (0,21)
A reziduális bérváltozás átlaga (szórása)	0,027 (0,18)	0,019 (0,16)

\* 0,1, \*\* 0,05, \*\*\* 0,01 szinten szignifikáns.

ennek fényében – figyelembe véve, hogy a kibocsátási adat nem a vállalatra, hanem az ágazatra vonatkozik – nem tűnnek irreálisnak.

A férfiak arányára, a minimálbéresekre, a szakszervezeti jelenlétre, a vállalatméretre és az ágazatokra kapott paraméterek hasonlóak az (1a) egyenletben becsültekhez, de az átlagos életkorra és iskolázottságra kapottak eltérnek tőle. Ennek oka, hogy a sok idősebb és iskolázottabb – magas bérű – dolgozót foglalkoztató cégek által elbocsátottak is közülük kerültek ki, ami a hatékonysági egységekben mért foglalkoztatást nagymértékben csökkentette.

A súlyozott mintára vonatkozó együtthatók számos helyen különböznek a súlyozatlan mintára kapottaktól, ami természetes következménye annak, hogy a nagyobb vállalatoknál lezajlott változások az átlagnál erősebben érintik az eredményeket. A termelésrugalm



masság itt 0,168-nak adódik, a bérugalmasság pedig  $-0,202$ -nak, ami az előjelek és a nagyságrendek alapján is megfelel a vártnak. Azt látjuk, hogy a szakszervezeti jelenlét, a vállalatméret és a munkaerő-összetétel eltérései – melyek az egyes vállalatok összehasonlításakor erősen látszottak hatni a kimenetekre – nem befolyásolták szignifikánsan az összfoglalkoztatást. Figyelmet érdemelnek a minimálbéres arányokra kapott magas és erősen szignifikáns paraméterek ( $-0,101$  és  $-0,071$ ): ezek erősödése valószínűleg összefügg azzal, hogy ezúttal nagyobb súlyt kapnak a nagyvállalatok, amelyek kevesebb minimálbérest foglalkoztatnak ugyan, de azok nagy része valódi minimálbéres. A magas minimálbéres arány ugyanakkor technológiai sajátosságokra, erősebb piaci megrázódásokra is utalhat, gondoljunk az alacsony bérű összeszerelő üzemek példájára. Az ágazati paraméterek szerint a munkahelyvesztést érdemben fékezte, hogy az átlagosnál sokkal kisebb mértékben esett a létszám a mezőgazdaságban, a bányászatban, az energia-szektorban, a vízgazdálkodásban és a kereskedelemben.

### Záró megjegyzések

A médiában 2008–2009-ben rendszeresen hallhattunk-olvashattunk a puha alkalmazkodásról szóló beszámolókat, nyilvánvalóan nem függetlenül attól, hogy az átmeneti munkaidő-csökkentéshez a vállalatok munkahelymegtartó támogatást igényelhetek, amit a sajtónak a közpénzek felhasználását figyelemmel kíséző része nagy terjedelemben tárgyalt. Ezek a támogatások 20 ezernél valószínűleg több, azonban a pályázó vállalatok ígéretei alapján készíthető legoptimistább és legnaivabb becslés szerint is 90 ezernél kevesebb munkahelyet menthettek meg közvetlenül és közvetve (*Köllő* [2010]), ami nem elhanyagolható, de a válság előtti 3,9 milliós összfoglalkoztatáshoz képest mégiscsak szerény mérték. A puha alkalmazkodás tényleges szerepét ezért célszerű a mikroadatok jelzései alapján mérni, nem pedig a kérdés sajtóbeli súlyával. Az áttekintett adatok szerint a magyar vállalatok a válság első évében alapvetően a foglalkoztatás leépítésével reagáltak a kereslet csökkenésére, a hitelezés szűkülésére és az üzleti bizalom megingására.

Az „extenzív határon történő alkalmazkodás” túlsúlyának egyik oka lehet, hogy kialakulatlanok és szűk körre korlátozódnak a puha megoldásokat, eljárásokat rögzítő kollektív megállapodások. A becslési eredmények arra utaltak, hogy a szakszervezeti jelenlét fékezte ugyan a munkahelyrombolást, de a hatása összgazdasági szinten elhanyagolható volt. Annak sem láttuk nyomát, hogy a kisebb létszámcsökkenést komolyabb bérengedmények vagy nagyobb mértékű munkaidő-csökkentés ellensúlyozta volna. Elképzelhető, bár adatokkal ma még alá nem támasztható, hogy az elmaradt alkalmazkodás költségei a profitot csökkentették, vagy az árakat növelték, de az is, hogy a szakszervezet által állított korlátok újabb piaci lehetőségek felkutatására ösztönözték a cégvezetést. Akármilyen áll is az eredmények hátterében, az adatok arra utalnak, hogy a kollektív alkudozás sajátosságaira építő modellek magyarázó ereje a magyar esetben igen csekély lehet.

A vállalatokat létszámcsökkenéssel történő alkalmazkodásra kényszeríti a gazdaság érintett részében a minimálbér-szabályozás. Az első eredmények alapján nem zárható ki, de nem is bizonyítható, hogy ez befolyásolta a versenyszféra 2008–2009 közötti létszámalkulását.

Szerepet játszhatott az egyoldalú alkalmazkodásban egy további, az itt elemzett adatokkal nem vizsgálható tényező: az, hogy a vállalati létszám a megürült munkahelyek betöltésének elhalasztásával is csökkenthető. A bértarifa-felvétel adatai szerint a mindenkori májusi létszám 15–17 százalékát a megelőző naptári évben veszik fel a vállalatokhoz, és ha a létszámfelvételek megoszlása időben egyenletes, akkor nagyjából ugyanekkora lehet a felvételt megelőző 12 hónapban belépettek aránya is. Hasonló nagyságrendre utalnak a munkaerő-felmérés adatai is: a 2008. január–márciusban megkérdezett foglalkoztatottak-

nak például a 15 százaléka 2007 januárja után lépett be a munkahelyére. A nagyságrendek világosan jelzik, hogy a vállalati létszám technikai értelemben akár két számjegyű százalékkal is csökkenthető egy éven belül, egyetlen régi dolgozó elbocsátása nélkül is. A KSH munkaerő-felmérésnek adatai szerint 2008 végén nem a munkájukat elvesztők száma ugrott magasra, hanem az elhelyezkedőké zuhant – tartósan – nagyon alacsony szintre (Köllő [2010]). Mindez további magyarázatot nyújthat arra, hogy miért nem alkalmaztak puha módszereket a magyar vállalatok a válság első évében. Nagyobb eséllyel indulnak formális vagy informális tárgyalások a bérek visszafogásáról, illetve a munkaidő csökkentéséről akkor, ha a vállalat tömeges létszámleépítést fontolgat, mint akkor, ha a megürült munkahelyek be nem töltésével próbálja visszafogni a létszámát. Ennek a választásnak is vannak a termelékenység csökkenéséből és a belső átcsoportosítások szükségességéből adódó költségei, de esetleg olcsóbb és mindenképpen kevésbé konfliktusos megoldást jelenthet, mint a létszámleépítés, illetve a bércsökkentés.

### Hivatkozások

- AZARIADIS, C. [1975]: Implicit contracts and Underemployment Equilibria. *Journal of Political Economy*, 83. 1183–1202. o.
- BELLMANN, L.–GERLACH, K.–MEYER, W. [2008]: Company-Level Pacts for Employment. *Journal of Economics and Statistics*, 228. 533–553. o.
- BELLMANN, L.–GERNER, H.-D. [2010]: Reversed Roles? Wage Effects of the Current Crisis. IZA–OECD Workshop: Economic Crisis, Rising Unemployment and Policy Responses, Párizs, február 8–9.
- BRUECKNER, J. K. [2001]: Prior Restrictions on Bargaining Contract Curves. *Economics Bulletin*, Vol. 10. No. 1. 1–7. o.
- CAHUC, P.–ZYLBERBERG, A. [2004]: *Labor Economics*. The MIT Press, Cambridge, MA.–London.
- CAZES, S.–NESPOROVA, A. [2007]: Flexicurity – A relevant Approach in Central and Eastern Europe. *International Labour Office*, Genf.
- FELDSTEIN, M. [1976]: Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment. *Journal of Political Economy*, 84. 937–957. o.
- FELDSTEIN, M. [1978]: The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment. *American Economic Review*, 68. 834–846. o.
- HADI, A. S. [1992]: Identifying Multiple Outliers in Multivariate Data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series (B)*, 54. 761–771. o.
- KEUZENKAMP, H. A. [2000]: *Probability, Econometrics, and Truth: The Methodology of Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KÖLLŐ JÁNOS [2010]: Foglalkoztatás, munkanélküliség és bérek a válság első évében. Megjelenik: *Fazekas Károly–Molnár György* (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör*, 2010. MTA KTI–OFA, Budapest, megjelenés alatt.
- KÖRÖSI GÁBOR [2005]: A versenyszféra munkaerőpiacának működése. *KTI Könyvek*, 4. sz. Budapest.
- KSH [2010]: A válság hatása munkaerőpiacra. Internetes kiadvány – [www.ksh.hu](http://www.ksh.hu), április, <http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/valsagmunkaeropiaca.pdf>.
- LUCAS, E. R.–RAPPING, L. A. [1969]: Real Wages, Employment and Inflation. *Journal of Political Economy*, 77. 721–757. o.
- MADDALA, G. S. [2004]: *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest.
- MCDONALD, I.–SOLOW, R. [1982]: Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, 71. 896–908. o.
- MESSINA, J.–STROZZI, C.–TURUNEN, J. [2009]: Real Wages over the Business Cycle: OECD Evidence from the time and frequency domains. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33. No. 6. 1183–1200. o.
- ROSEN, S. [1985]: *Implicit Contracts: A Survey*. NBER Working Paper, No. W1635.
- VERICK, S.–ISLAM, I. [2010]: The Great Recession of 2008–2009. Causes, Consequences and Policy Responses. IZA Discussion Paper, No. 4934. május.

## Függelék

## F1. táblázat

Vállalati panel – mintaszelekciós probit

Minta: 9045 vállalat a 2008. évi bértarifa-felvételeiben<sup>a</sup>

Függő változó = 1, ha szerepelt 2009-ben is, 0 egyébként

Változó	Együttható	Z
0–4 alkalmazott	-2,7848	-5,68
5–10 alkalmazott	-1,9286	-4,00
11–20 alkalmazott	-1,7690	-3,67
21–50 alkalmazott	-1,8509	-3,84
51–300 alkalmazott	-0,8584	-1,79
301–1000 alkalmazott	-0,6946	-1,43
1001–3000 alkalmazott	-0,3292	-0,64
Férfiak aránya	0,1538	2,88
Átlagéletkor	-0,0004	-0,20
Átlagos iskolázottság (években)	0,0173	1,38
Vállalati átlagkereset	0,0000	0,71
Magán	0,4209	6,26
Külföldi	0,4744	6,17
Van kollektív szerződés 2009-re	0,3500	9,84
Mezőgazdaság	0,0948	1,36
Bányászat	-0,0116	-0,06
Energia	0,9735	6,18
Víz	0,2538	2,68
Építőipar	-0,0567	-0,99
Kereskedelem	-0,0752	-1,68
Közlekedés	-0,0573	-0,81
Vendéglátás	-0,1164	-1,42
Telekommunikáció	-0,1098	-1,11
Pénzügyi közvetítés	0,2384	2,31
Ingyanügylek	-0,0550	-0,53
Szakmai szolgáltatás	-0,1708	-2,03
Adminisztratív szolgáltatás	-0,2526	-3,41
Oktatás (magán)	-0,5735	-3,88
Egészségügy (magán)	-1,0271	-8,94
Kultúra (magán)	-0,2876	-2,26
Egyéb szolgáltatás	0,1122	0,86
Kistérségi munkanélküli-ráta (log)	0,00119	0,05
Konstans	0,97675	1,91
Megfigyelések száma	9045	
LR $\chi^2$ (32)	2121,17	0,00
Pszeudo $R^2$	0,17390	

<sup>a</sup> Minden változó 2008-ra vonatkozik, ha másként nem jelezzük.

## F2. táblázat

Vállalati panel – a becsléshez használt változók átlagai és szórásai  
( $N = 5173$ , súlyozatlan minta)

Változó	Átlag	Szórás
Létszámváltozás (log)	-0,0578	0,2333
Átlagbértváltozás (log)	0,0199	0,1538
Átlagos munkaidő változása (log)	-0,0131	0,0579
Férfiak aránya	0,6169	0,3071
Átlagos munkapiaci tapasztalat (év)	23,4700	6,7800
Átlagos iskolázottság (években)	11,6100	1,5480
1–10 alkalmazott	0,1348	
11–20 alkalmazott	0,1125	
21–50 alkalmazott	0,1239	
51–300 alkalmazott	0,5210	
Minimálbért keresők aránya	0,0996	
Szakmai bérminimumot keresők aránya	0,1065	
Van-e kollektív szerződés 2009-re	0,2754	
Állami	0,0734	
Külföldi	0,2028	
Állami	0,0641	
Mezőgazdaság	0,0567	
Bányászat	0,0060	
Energia	0,0223	
Víz	0,0310	
Építőipar	0,0891	
Kereskedelem	0,2214	
Közlekedés	0,0492	
Vendéglátás	0,0344	
Telekommunikáció	0,0259	
Pénzügyi közvetítés	0,0278	
Ingatlanügyek	0,0200	
Szakmai szolgáltatás	0,0370	
Adminisztratív szolgáltatás	0,0431	
Oktatás (magán)	0,0094	
Egészségügy (magán)	0,0370	
Kultúra (magán)	0,0123	
Egyéb szolgáltatás	0,0121	