



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA  
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

---

**BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**  
**BWP – 2010/5**

## **Vállalati reakciók a gazdasági válságra**

**2008-2009**

**KÖLLŐ JÁNOS**

Budapest Working Papers On The Labour Market  
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek  
BWP – 2010/5

Vállalati reakciók a gazdasági válságra, 2008-2009

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerző:

Köllő János  
tudományos főmunkatárs  
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
E-mail: [kollo@econ.core.hu](mailto:kollo@econ.core.hu)

2010. október

ISBN 978 615 5024 18 4  
ISSN 1785 3788

Kiadja

a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

# Vállalati reakciók a gazdasági válságra 2008-2009

Köllő János

## Összefoglaló

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

**Tárgyszavak:** válság, foglalkoztatás, bérek, munkaidő, Magyarország

**JEL kódok:** E3, J2, J3, J5

## Köszönetnyilvánítás

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.

# **Firm-level responses to the economic crisis 2008-2009**

János Köllő

## **Summary**

Using firm-level and individual panel data from 2008-2009, the paper looks at how Hungarian firms combined employment reduction with 'softer' measures like short-work and wage cuts, in response to the crisis. The data suggest that the wage distribution remained practically unchanged while hours reductions did not extend beyond the scope of a government-supported job retention scheme (requiring that the subsidized workers are reclassified as part-timers). In the private sector, the burden of adjustment fell entirely on employment. Variations in the changes of employment are studied using firm-level longitudinal data and controlling for the changes in the composition of the workforce. The dominance of adjustment on the extensive margin is explained, among others, by the lack of institutions encouraging soft adjustment, minimum wage regulations, and the fact that firms brought hiring to a halt rather than engaging in mass dismissals.

**Keywords:** crisis, employment, wages, working hours, Hungary

**JEL:** E3, J2, J3, J5

## 1. BEVEZETÉS

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 bércsökkenés? Vajon a magyarországi alkalmazkodás a nagyfokú belső rugalmasságot felmutató német, vagy a szélsőséges mértékű külső rugalmassággal jellemezhető spanyol mintához állt-e közelebb?<sup>1</sup>

A tanulmány a fenti kérdésekre egy 5173 vállalatra vonatkozó panel adatbázis segítségével keres választ, a jelenleg elérhető információk szabta, szűk korlátok között. Előbb megvizsgálja a rendelkezésre álló vállalati jellemzők kapcsolatát a foglalkoztatás-, munkaidő- és bérváltozásokkal. Ezután egy, a kapott eredmények alapján megválasztott parciális munkakeresleti egyenlet becsülésével próbál választ kapni arra a kérdésre, hogy milyen forrásokból eredt a foglalkoztatási szint rég nem látott mértékű visszaesése.

## 2. PUHA ÉS KEMÉNY ALKALMAZKODÁS

Egy súrlódásmentes versengő munkaerőpiacon a foglalkoztatás és a bér egyidejű csökkenését várjuk negatív termékpiaci sokk esetén, ha a munka kereslete és kínálata is korlátozottan rugalmas. 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 (valamilyen érdekegyeztető fórum, esetleg a kormány) határozzák meg, a foglalkoztatást pedig ennek figyelembevételével az egyes munkáltatók, akkor a munkakeresleti görbe izoelasztikus eltolódása a foglalkoztatás csökkenésével jár, miközben a reálbér nem változik. Az ilyen helyzeteket leíró *monopolszakszervezet* modellekben a bérek a munkakereslet bérrugalmasságától függenek, a foglalkoztatás szintjétől vagy annak változásától nem (McDonald - Solow 1981). Hasonló kimenetet jeleznek előre a *hatékony alku* modellek is, melyekben a munkáltatók a bérek és a foglalkoztatás szintjére egyaránt érzékeny szakszervezetekkel alkudoznak. Az alku kimenetei

---

<sup>1</sup> Németországban a GDP 5 százalékos visszaesése mellett a munkanélküliség 0,2 százalékponttal nőtt, Spanyolországban 3,6 százalékos visszaesés mellett 6,7 százalékpontos munkanélküliség-emelkedésre került sor (Verick-Islam 2010, 25)

ilyenkor egy, a bér és a foglalkoztatás síkjában potenciálisan (bár nem feltétlenül) emelkedő szerződési görbén helyezkednek el. Mint McDonald-Solow (1981), illetve egy későbbi formális levezetésben például Brueckner (2001) megmutatták, a piaci kilátások romlásával a szerződési görbe felfelé tolódik, 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-modellben, 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 segélyrendszer által nyújtott rejtett támogatások is, mely utóbbiak az *ideiglenes elbocsátások* magas szintjét eredményezik (Feldstein 1976, 1978). A reálbér merevségét és a foglalkoztatás erőteljes hullámozását vetítik előre a *reál üzleti ciklus* modellek is, melyek feltételezik, hogy a munkavállalók rendkívül érzékenyen reagálnak a kereseti lehetőségeikben beálló átmeneti változásokra. Ez csupán a teljesség kedvéért említendő, mert a kínálati oldali intertemporális helyettesítés hipotézise (Lucas – Rapping 1969) aligha szolgálhat támpontként a jelenlegi pénzügyi és gazdasági válság munkapiaci következményeinek – a gyors, sok országban a foglalkoztatáscsökkenést is meghaladó mértékű munkanélküliség-növekedésnek – a 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 vizsgálja 1960 és 2004 között. Gyenge pozitív kapcsolatot találnak ugyan a létszám és a bér ciklikusságát mérő mutatók között, de erősen eltérő helyzetű országcsoportokat azonosítanak a két vizsgált dimenzió mentén. A jelenlegi válságra vonatkozó első adatok (Verick - Islam 2010, 25-27) is nagyfokú országhözi eltérésekre utalnak egyfelől a foglalkoztatás kibocsátás-rugalmasságában, másrészt a foglalkoztatás- és a munkaidő-csökkentés relatív nagyságában.

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. Továbbá, 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 hasznosságvesztést okoznak a szakszervezetek által képviselt munkavállalóknak, és hogy a szakszervezet milyen nyomást tud gyakorolni a vállalatvezetésre. Cahuc – Zylberberg

(2004, 416-417) megmutatják, hogy nagyobb valószínűséggel kerül sor munkaidőcsökkentésre, ha a pénzjövedelem határhaszna alacsony 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 *munkaidő-számla* (working time account), amit „csúsztatás” néven ismer az informális magyar gyakorlat is, de mint formális munkaügyi jogintézmény csak szűk körben terjedt el, szemben például Németországgal vagy Csehországgal, ahol a nagyvállalatok több mint felében alkalmazzák (Bellmann-Gerlach 2010). A német feldolgozóiparban számos vállalatnál kötnek „*foglalkoztatási és versenyképességi megállapodásokat*”, melyek értelmében a munkavállalók krízishelyzetben hajlandóak elfogadni alacsonyabb béreket és rövidebb munkaidőt, míg a vállalatok a munkahelyek garantálása 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 hullámzásai és a munkavállalók javadalmazása 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-es pénzügyi és gazdasági válság átmenetinek ígérkező sokkjára. A magyar munkapiaci szabályozás sem a foglalkoztatás, sem a munkaidő, sem a bérek esetében nem szab kemény alkalmazkodási korlátokat (a minimálbérszabályozást 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 ösztönözhettek, ugyanakkor nálunk fejletlenek a belső rugalmasságot kikényszeríteni képes szakszervezetek, és kialakulatlanok a munkaidőcsökkentést, 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.

### 3. BECSLÉS

A tanulmányban a létszám, a fizetett munkaórák és a vállalati átlagbér változásait – valamint ezek egymáshoz való viszonyát – fogjuk megvizsgálni egy 5173 vállalatból álló panelmintán, melynek tagjait 2008 és 2009 májusában is megfigyelték a Foglalkoztatási és Szociális Hivatal Bértarifa-felvételében. Különös figyelmet szentelünk az alkalmazkodás módját potenciálisan befolyásoló vállalati jellemzőknek, mint a munkaerő-állomány képzettség szerinti összetétele, a szakszervezet jelenléte, az állami tulajdon vagy a minimálbérszabályozásnak való kitettség.

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* árbevételváltozással mérhetjük.<sup>2</sup> További problémát jelent, hogy nem állnak rendelkezésre olyan változók, amelyek hatnak egy adott kimenetre (például a bérváltozásra), de nem hatnak a többire (a foglalkoztatás- és munkaidő-változásra). Ilyen változók hiányában a becült hatásparaméterek egyszerre tükröznek oksági kapcsolatokat és olyanokat, amik a foglalkoztatás-, bér- és munkaidő-változások kölcsönkapcsolatából vagy közös októl függésből adódnak. Végezetül, az adatbázisnak csak a nagyvállalati része lenne alkalmas a *különböző munkafajták* iránti kereslet változásának elemzésére, és az is csak akkor, ha lennének adataink a kibocsátás és a tőkehasználati díjak alakulásáról.

Első lépésben, a fenti korlátokat figyelembe véve, az alábbi leíró modellt becüljük:

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

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

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

---

<sup>2</sup> Összesen 82 ágazatot különböztetünk meg, az árbevételváltozást a termelő ágazatokban az értékesítési árindex segítségével, másutt a fogyasztói árindexet felhasználva defláljuk.



Az (1a) – (1c) egyenletek bal oldalán rendre a vállalati létszám ( $L$ ), a havi átlagos fizetett munkaórák ( $h$ ) és az átlagos órakereset ( $\bar{w}$ ) logaritmus pontban 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 indikátorok várakozásunk szerint egyidejűleg hatnak a létszámra, a bérre és a munkaidőre - e hatások a  $\beta$ ,  $\gamma$  és  $\delta$  együtthatók összehasonlításával vizsgálhatók. Az  $u$ ,  $v$  és  $\omega$  reziduumok az  $X$ -ekkel meg nem magyarázott vállalati létszám-, bér- és munkaidő-változásokat ragadják meg, a korrelációjuk pedig rámutathat a vizsgált kimenetek közötti átváltásokra. (Ha például az  $u$  és  $v$  reziduumokat erősen és negatívan korrelálnak találnánk, az arra utalna, hogy a munkaidőt különösen gyorsan csökkentő vállalatok az  $X$ -ek alapján vártnál magasabb foglalkoztatási szintet tudtak fenntartani).<sup>4</sup>

A fenti becslés 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 becsülünk, ami 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 (2), aminek bal oldalán a vállalati panelben 2008-ban foglalkoztatott egyének havi keresetének logaritmusai áll, jobb oldalán pedig a nem, valamint az iskolában és a munkában töltött évek száma, továbbá az utóbbi négyzete, összefoglalóan a  $Z$  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  $\varphi_i$  hányados az  $i$ -ik vállalat munkaerőállományának átlagos termelékenységnövekedését méri, egyszersmind azt is, mennyivel növekedett volna a vállalati átlagbér, ha minden egyén bérét rögzítették volna, de megváltozott volna a munkaerőállomány összetétele és mérete.

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

<sup>4</sup> Az egyenleteket a látszólagosan független regressziók módszerével (SURE) becsülöm. 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 tesztelhető az egyenletek egymástól való függetlensége.

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

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

A (3) egyenletben a jelölés egyszerűsítésére bevezetett  $\Omega_i$  index a hatékonysági egységekben mért foglalkoztatásváltozást ( $L^H$ ) méri, azaz, miként azt a (4) egyenlet mutatja:

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

Másik kulcsváltozónk, az összetételhatásoktól megtisztított *reziduális bérváltozás* nem más, mint a megfigyelt átlagbérváltozás és a munkaerő-összetétel módosulása alapján várt átlagbérváltozás ( $\varphi_i$ ) különbözete:

$$\Delta \ln w_i^R = \Delta \ln w_i - \ln \varphi_i \quad (5)$$

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 (melyeknek változása összefüggött az induló szintjükkel, erősen befolyásolva  $\varphi$  értékét) csak a minimálbéres arány bizonyult szignifikánsnak a  $\Delta \ln w$ -t magyarázó egyenletben. Ennek alapján megengedhetőnek látszik, hogy a reziduális bért – exogénként kezelve – 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>

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

<sup>6</sup> Felmerülhet, hogy mivel  $\Delta \ln L_i^H = \Delta \ln L_i + \ln \varphi_i$  és  $\Delta \ln w_i^R = \Delta \ln w_i - \ln \varphi_i$ , a két változó szükségképpen összefügg egymással. Ez nem feltétlenül igaz. Az összefüggvények kovarianciájára vonatkozó általános képletet alkalmazva:

$$Cov(\Delta \ln L + \ln \varphi, \Delta \ln w - \ln \varphi) = Cov(\Delta \ln L, \Delta \ln w) + Cov(\Delta \ln L, -\ln \varphi) + Cov(\ln \varphi, \Delta \ln w) + \sigma_{\ln \varphi}^2$$

(kihasználva, hogy:  $Cov(\ln \varphi, -\ln \varphi) / \sigma_{\ln \varphi}^2 = Corr(\ln \varphi, -\ln \varphi) = 1$ ). A teljes kifejezés előjele bizonytalan, mert a létszám és a termelékenység, illetve a létszám és a bér változásainak kapcsolata negatív és pozitív is lehet.

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

#### 4. ADATOK

Vajon a vizsgált minta megfelelően reprezentálja-e a 2008-ban és 2009-ben folyamatosan működő magyar vállalatokat? A Bértarifa-felvétel az összes 20 főnél nagyobb vállalkozásra, valamint az 5-20 fős cégek egy véletlenszerűen kiválasztott, nagyjából 20 százalékos mintájára terjed ki. A cégre vonatkozó adatok 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 2008-ban megfigyelt vállalat bekerült, amely 2008-ban és 2009-ben is 20 főnél nagyobb volt. Nem szerepelnek a panelben a megszűnt vagy más cégbe beolvadt vállalatok, azok, amelyek a 20 fős határ alá buktak és nem kerültek be a 2009. évi véletlen kisvállalati mintába, továbbá a 2009-es válaszmegtagadók. Ezzel szemben a 2008-as felvételben szereplő kis cégek eleve csak nagyjából 20 százalékos eséllyel kerülhettek be a 2009-es felvételbe. A panelminta tehát vállalatméret szerint elkerülhetetlenül torzított, de a szerkezete más (például válaszmegtagadásra hajlamosító) ismérvek szerint is eltérhet a tényleges vállalati populációtól.

A 2008. évi felvételben 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 számításokban a becslt bekerülési esély reciprokát használom súlyként a mintatorzítás kiküszöbölésére.

A létszámadat vállalati szintű adatközlésből származik, a munkaidő és a béradat viszont a vállalaton belüli egyéni mintákból. Az órakereset a havi kereset és a fizetett munkaórák hányadosa. A legszélesebb kereset-fogalmat használjuk: a kereset tartalmazza az alaphéren felül a május havi rendszeres pótlékokat és jutalmakat-prémiumokat, nem tartalmazza a

---

<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 átlagnál lényegesen kisebb eséllyel szolgáltatottak adatot 2009-ben.

május havi nem rendszeres kifizetéseket, de magába foglalja az előző évi nem rendszeres kifizetések egy hónapra számított értékét.

A számítások előtt ellenőrizzük külső adatforrásokból származó információk segítségével, hogy a mintában megfigyelt változások összhangban állnak-e a statisztikai kiadványok jelzéseivel, továbbá, vizsgáljuk meg, hogy a mintabeli eredményeket nem torzítja-e egy vagy néhány „outlier”, szélsőségesen viselkedő vállalat!

1.táblázat:

**Változások a panelmintában és a KSH Statinfo adatai szerint (százalék)**

	Legalább 5 főt foglalkoztató vállalatok		
	Magánszektor	Vállalati panel	
	2008. II. negyedév- 2009. II. negyedév	2008. május- 2009. május	
	(KSH Statinfo)	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.			

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 százalék). Ebben két tényező is szerepet játszhatott. Egyfelől, a mintára vonatkozó adat a fizetett munkaórákra vonatkozik, míg a KSH által közölt „teljesített munkaórák” 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 keresetfoglalomtól 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.

2. táblázat

### Néhány mutató változása a szélsőségesnek minősített esetekben

	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 <i>hadimvo</i> eljárásával azonosítottuk a létszám, a munkaórák és a bér változásainak terében.			

A mintabeli átlagértékeket befolyásoló szélsőséges esetek kiszűrésére Hadi (1992) algoritmusát használva 255 „outliert” sikerült azonosítani  $\Delta \ln L$ ,  $\Delta \ln H$  és  $\Delta \ln w$  terében.<sup>9</sup> Szélsőséges esetek az átlagosnál nagyobb valószínűséggel fordultak elő az építőiparban és az adminisztratív szolgáltatásokban, kisebb eséllyel a mezőgazdaságban és az állami vállalatoknál, de az esemény a többi megfigyelt változóval 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, melyek 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 számítások a szélsőséges esetek leválasztásával kialakult 5173 elemű vállalati mintára vonatkoznak, melyben 862 957 főt foglalkoztattak 2008-ban, és 810 155 főt 2009-ben. A becslésben használt változók átlagait és szórásait lásd az F2. táblázatban!

Bizonyos kérdések részletesebb vizsgálatához a vállalati mellett egy egyéni panelt is használok. A Bértarifa-felvétel 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 kvázi-panel 52 409 egyéni megfigyelés-párt tartalmaz. Az egyéni panelmintát súlyozás nélkül, ellenőrzési célokra használom.

<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, melyekben a változók közötti kapcsolatok a populáció egészétől élesen elütő mintázatot követnek.

#### 4. A VÁLLALATI LÉTSZÁM, MUNKAIDŐ- ÉS BÉRVÁLTOZÁSOK VISZONYA

Az (1a)-(1c) modell becslései eredményei (3. táblázat) szerint az *iparági kibocsátásváltozás* szignifikáns hatást gyakorolt a vállalati foglalkoztatás- és munkaidőváltozásokra, de nem befolyásolta a bér alakulását. A vállalati foglalkoztatásnak az iparági kibocsátásra mért rugalmassága 0,055-nek adódik. Ez igen alacsony érték, amiben két tényező is szerepet játszhat. Egyfelől, az *iparági árbevételváltozás* 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 külpiaci várakozások, a készletre termelés költségei, a hitelhez jutás feltételei vagy a vevők fizetési késedelmei.

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

A létszámváltozások igen erősen (a munkaidőváltozások pedig szerény mértékben) függtek a *vállalatmérettől*, míg a bérekre tett hatás ebben az esetben sem bizonyul szignifikánsnak. A 10 fősnél kisebb, illetve 11-20 fős cégek minden egyebet azonosnak véve 8, illetve 4 százalékkal kevesebb munkahelyet veszítettek mint a 300 fősnél nagyobbak. Ez az eredmény részben az exportkeresletnek való kitettség különbözőségét tükrözheti. Erre utal, hogy a feldolgozóiparban, ahol a nagyobb cégek jellemzően exportőrök vagy exportőrök beszállítói, a húsz fősnél kisebb vállalatok relatív foglalkoztatási előnye sokkal (12 százalékkal) nagyobb volt, mint másutt (5 százalék). Szerepet játszhatott továbbá az

---

<sup>10</sup> Az átlagéletkor illetve az iskolázottság és az átlagbérváltozás közötti szignifikáns kapcsolatok mögött azonban összetételváltozások húzódnak meg: a szintek és a változások közötti korreláció ugyanis -0.36 illetve -0.33 erejű volt a két esetben.

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 húsz százalékos létszámcsökkenés esetleg „csak” egy műszak leállítását vagy egy terméksor elhagyását jelenti.

Az építőipar és az ingatlanügyletek létszámváltozásai 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 százaléknival kisebb mértékben esett vissza. Három ágazatcsoport esetében látunk az átlagosnál sokkal kedvezőbb létszámalakulást: (a) vízgazdálkodás, energia, közlekedés (b) pénzügyi közvetítés, személyi szolgáltatások, magán egészségügy (c) mezőgazdaság. Ezekben a szektorokban a foglalkoztatás 5-9 százalékkal kisebb mértékben esett vissza, mint a feldolgozóiparban, az iparági árbevételváltozásra való kontrollálás után is. Egyes ágazatokban a piaci erő, másokban, mint a mezőgazdaság és a személyi szolgáltatások 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 foglalkoztatás, a munkaidő és a bérek között. Több, a foglalkoztatási lista élén álló ágazatban a munkaidő is kedvezően alakult, míg az iparági bérhatások csupán két esetben (szakmai, tudományos és műszaki tevékenység, magán egészségügy) bizonyult szignifikánsak.

Az *állami vállalatok* a hazai magánvállalatokhoz képest 3,6 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 paraméterbecslések nem utalnak érdemleges eltérésre a hazai tulajdonú magánvállalatoktól.

3. táblázat:

**A foglalkoztatás, a munkaidő és a bérek változásai –  
Több függőváltozós regresszió**

(vállalati panel, az F1 táblázatban szereplő probit alapján súlyozott minta)

	Függő változók (logaritmus változás):					
	Létszám		Munkaidő		Órakereset	
	$\beta$	T	$\beta$	T	$\beta$	T
Iparági kibocsátásváltozás (log)	.0551	2.06	.0265	4.00	-.0198	-1.17
Férfiak aránya	-.0289	-2.23	.0029	0.91	-.0256	-3.11
Átlagos iskolázottság (években)	.0047	1.69	.0008	1.23	-.0069	-3.90
Átlagos munkapiaci tapasztalat	-.0002	-0.45	-.0001	-0.83	-.0009	-2.58
Minimálbért keresők aránya	.0039	0.22	-.0054	-1.22	.0418	3.65
Szakmai bérminimumot keresők aránya	-.0400	-2.67	-.0112	-3.03	.0003	0.04
Van kollektív szerződés 2009-re	.0196	2.24	-.0003	-0.18	.0081	1.46
Állami	.0361	2.24	.0057	1.44	.0001	0.04
Külföldi	-.0027	-0.24	-.0049	-1.77	.0030	0.42
0-10 alkalmazott	.0845	5.27	.0069	1.76	-.0007	-0.07
11-20 alkalmazott	.0431	2.59	.0027	0.67	.0161	1.53
21-50 alkalmazott	.0235	1.47	.0068	1.73	.0036	0.35
51-300 alkalmazott	.0188	1.33	.0071	2.05	-.003	-0.42
Mezőgazdaság	.0692	4.40	.0122	3.15	-.0058	-0.59
Bányászat	.0568	1.28	.0069	0.63	.0380	1.35
Energia	.0594	2.08	.0127	1.79	.0155	0.86
Víz	.0836	3.69	.0072	1.30	.0025	0.18
Építőipar	.0129	0.91	.0060	1.71	-.0075	-0.84
Kereskedelem	.0225	2.01	.0057	2.10	-.0108	-1.53
Közlekedés	.0428	2.50	.0026	0.63	-.006	-0.64
Vendéglátás	.0299	1.49	.0088	1.78	-.0066	-0.52
Telekommunikáció	.0513	2.13	.0075	1.26	.0213	1.40
Pénzügyi közvetítés	.0535	2.35	.0175	3.12	.0050	0.35
Ingatlanügyek	.0227	0.89	.0034	0.54	-.0032	-0.20
Szakmai szolgáltatás	.0529	2.57	.0093	1.84	.0240	1.85
Adminisztratív szolgáltatás	-.0016	-0.09	-.0011	-0.25	-.0042	-0.36
Oktatás (magán)	-.0807	-2.26	.0098	1.12	.0313	1.38
Egészségügy (magán)	.0758	3.38	.0202	3.65	-.0275	-1.93
Kultúra (magán)	.0346	1.06	-.0243	-3.00	.0202	0.98
Egyéb szolgáltatás	.1004	3.07	.0028	0.35	-.0165	-0.80
Konstans	-.1336	-2.99	-.0248	-2.25	.1606	5.68
“R-négyzet”	.0376		-.0072		.0173	

A reziduumok közötti korreláció: Létszám-munkaidő: 0.0117. Létszám-órakereset: -0.0072.  
Munkaidő-órakereset: -0.3107.  
Breusch-Pagan teszt:  $\chi^2=500.185$  (0.0000)  
Megfigyelések száma: 5,173  
Referencia-ágazat: feldolgozóipar



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 vállalatnál, 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 becsült paraméterek negatívnak mutatják, de a hatás csak a szakmunkás bérminimumon fizetettek esetében szignifikáns. Ebből arra következtetünk, hogy a bázis minimálbér *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 implikált az érintett vállalatoknál. A kérdésre még visszatérünk.

Azok a vállalatok, melyek 2009-re érvényes *kollektív szerződéssel* rendelkeztek, más tényezőket azonosnak véve 2 százalékkal kisebb mértékben csökkentették a létszámot és a le nem fedett vállalatoknál 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 (a 3. táblázat alján) arra utalnak, hogy a *foglalkoztatás és az órabér*, illetve a *foglalkoztatás és a munkaórák* vállalat-specifikus változásai egymástól függetlenek voltak. A korrelációk negatívak, de nem szignifikánsak és nulla körüliek (-0,02 és 0,01 közé esnek). Ezzel szemben a vállalat-specifikus *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 nyomósabb ok,  $\Delta w$  és  $\Delta H$  között

---

<sup>11</sup> Minimálbéresnek illetve szakmunkás minimálbéresnek tekintettem azokat, akiknek a havi alapbére a minimálbér illetve a szakmunkás bérminimum 1000 Ft-os 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.

látszólagos negatív korreláció alakulhat ki, ha a munkaidőt ténylegesen csökkentő vállalatoknak csak egy része jelenti be a fizetett órákban bekövetkezett változást.<sup>13</sup>

## 5. MÉRÉSI HIBA? A BÉRELOSZLÁS ÉS A MUNKAI DŐ VÁLTOZÁSAI EGYÉNI ADATOK ALAPJÁN

Az eddig bemutatott számítások értékelésekor nem feledkezhetünk meg arról, hogy a vállalati átlagbér- és átlagos munkaóra-adatok a vállalaton belüli egyéni mintákból származnak. Az ötven fősnél 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 zérus felé torzítja a munkaóra- és béregyenletek  $\gamma$  és  $\delta$  paramétereit, és tévesen kelthet olyan látszatot, hogy a vállalati munkaidő- és béralakulás független volt az (1a) – (1c) modellekben figyelembe vett alapvető vállalati jellemzőktől. Az alábbiakban az egyéni panelt hívjuk segítségül annak érzékeltetésére, hogy a munkaidő- és béreloszlás 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 percentilis csoportokban. Az egyes ábrák vízszintes tengelyén a percentilis csoportok 2008. évi átlagkeresetei láthatók, a függőleges tengelyen pedig a 2008. és 2009. évek. 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 láthatóak legyenek, különválasztottam az 1.-75. percentilisére és a 76.-100. percentilisére vonatkozó ábrákat, és a szélsőséges értékekre kevésbé érzékeny, logaritmikus skálát alkalmaztam. A bruttó keresetekre vonatkozó 2/a

---

<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.

ábrán a függőleges vonalak a 2008. évi minimálbér és a szakmunkás bérminimum értékeit jelzik.

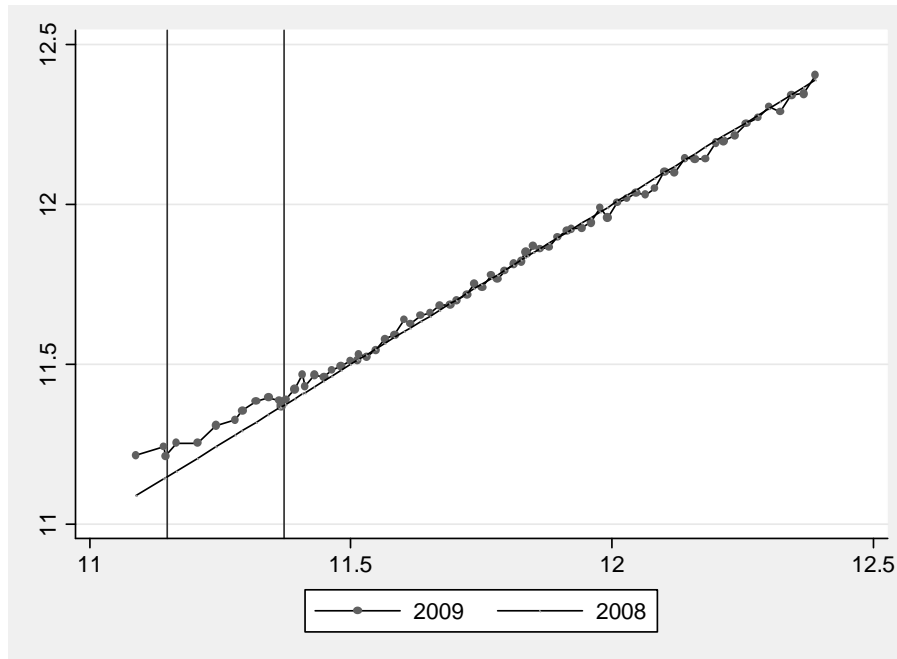
Az ábrák szerint a minimálbérszabályozás által nem érintett percentilisekben a reálbérek alig változtak. A 12.-100. percentilisben a bruttó reálkereset 0,4 százalékkal csökkent, a nettó reálkereset 1 százalékkal nőtt. Ezzel szemben az 1.-11. percentilis csoportokban a bruttó reálkereset 6,9, a nettó 6,6 százalékkal nőtt. E növekedések felülmúlják a minimálbéremelések által indokolt mértéket, hiszen a bázis minimálbér reálértéke lényegében nem változott 2008 és 2009 májusa között, a szakmunkás bérminimumé pedig csökkent. Összetételváltozásokra 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. percentilisben a *medián kereset* 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 szereplők egy részét 2008 májusában vették fel (erről nincs személyre szóló információnk), míg a 2009. májusi adat mindig a teljes hónapra vonatkozik.

---

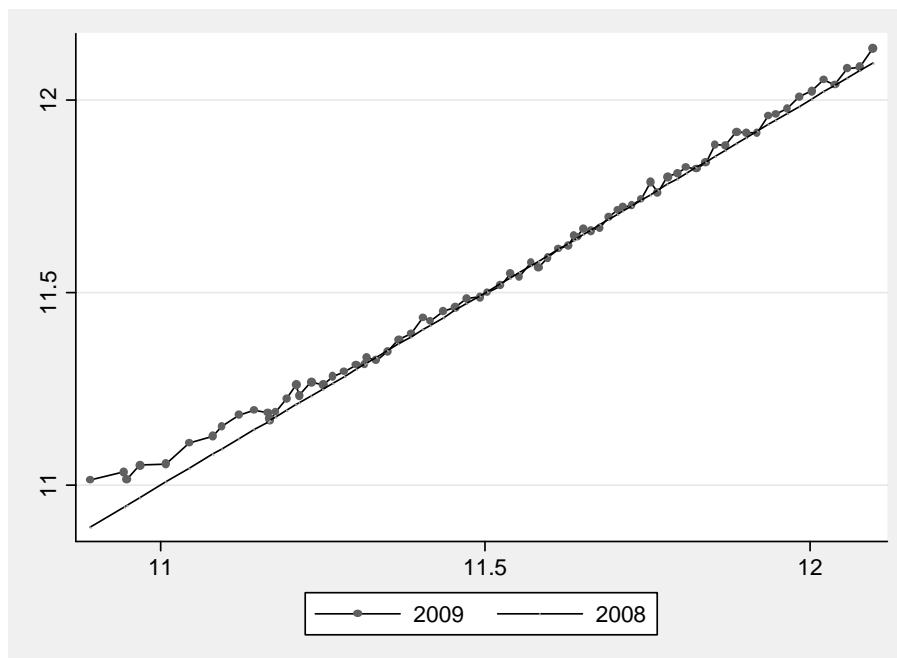
<sup>14</sup> Ha a 2008. és 2009. évi béreket is hibával figyeljük meg (az aktuális bér véletlen okok miatt eltér a permanens bértől) és a hibák együttes normális eloszlásúak, akkor az átlagnál kisebb bérek esetében bérnövekedést, az átlagnál nagyobbak esetében bércsökkenést figyelünk meg, miközben az átlag alatt keresők továbbra is átlag alattiak maradnak és fordítva. Az átlaghoz húzásra, a középszer felé haladásra vonatkozó – a fenti megfigyelésből levont - tévkövetkeztetés ‘regression to the mean’ vagy ‘Galton’s regression fallacy’ néven ismert. Lásd például Maddala (2001, 104), Keuzenkamp (2000).

### Reálkeresetek 2008-ban és 2009-ben az egyéni panelben

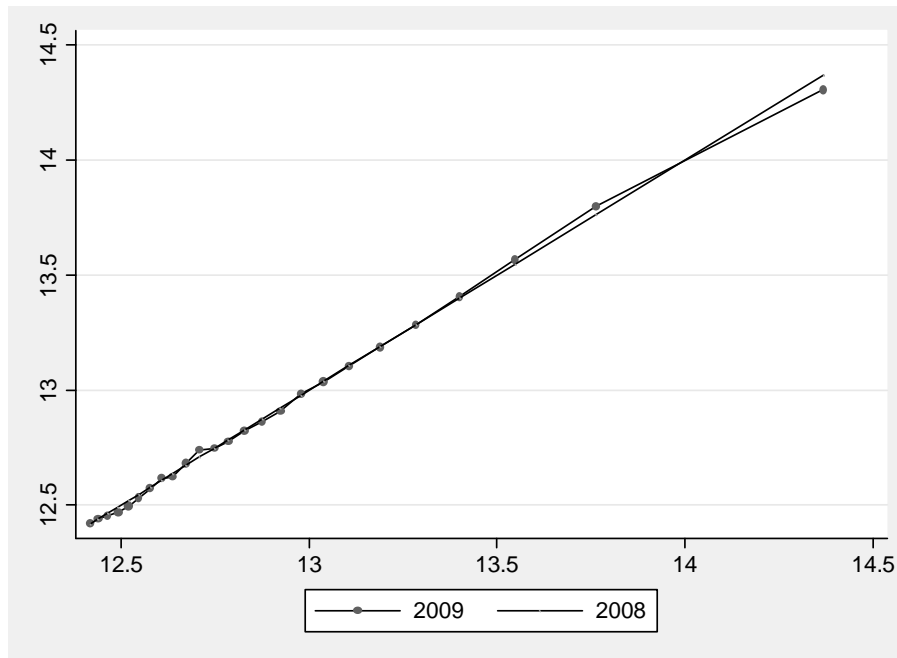
**(a) Bruttó havi kereset a 2008-as kereseteloszlás 1.-75. percentilisében**



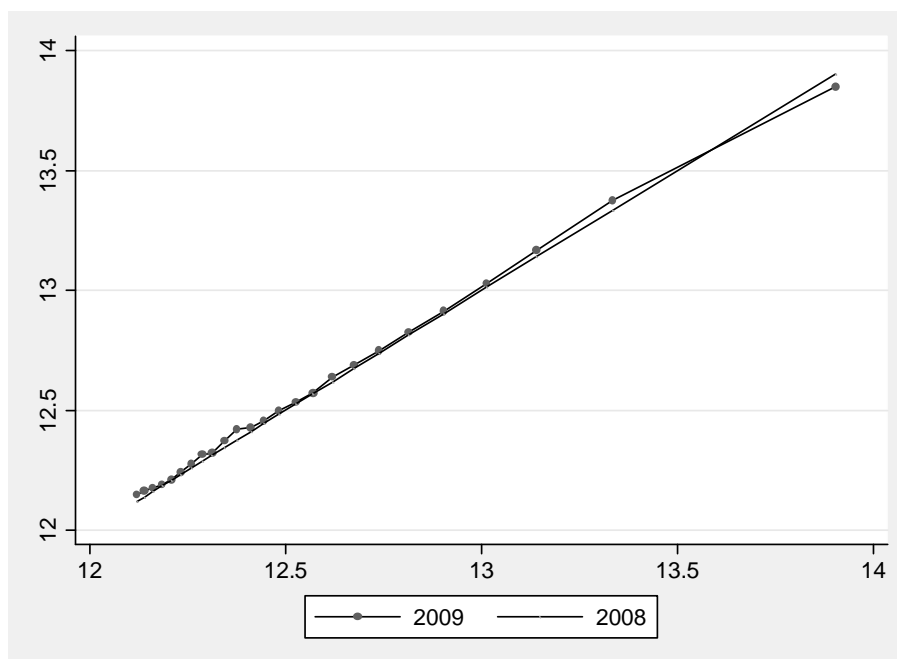
**(b) Nettó havi kereset a 2008-as kereseteloszlás 1.-75. percentilisében**



**(c) Bruttó havi kereset a 2008-as kereseteloszlás 76.-100. percentilisében**



**(d) Nettó havi kereset a 2008-as kereseteloszlás 76.-100. percentilisében**



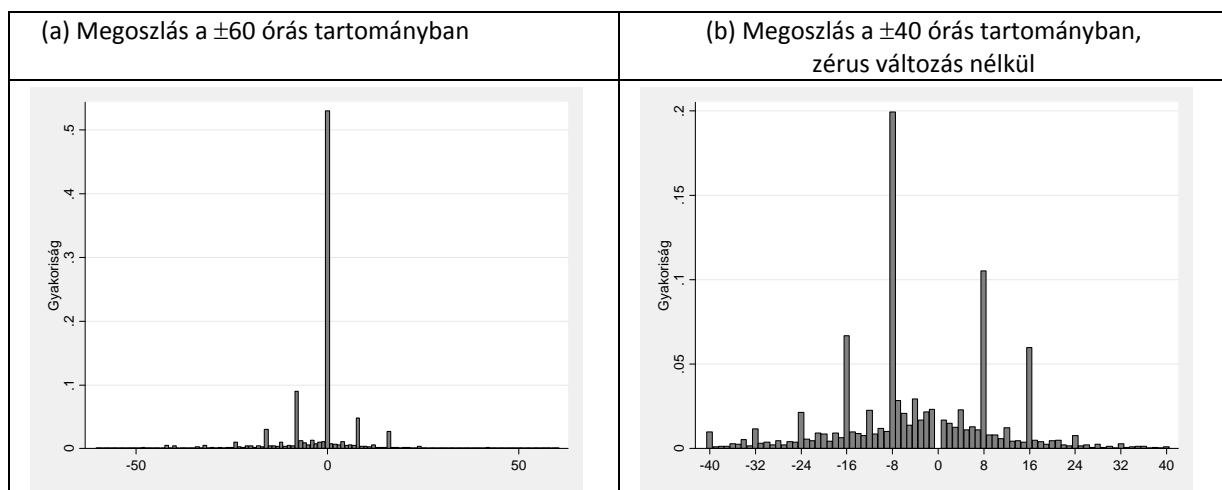
Úgy tűnik, a vállalati átlagbér változásait magyarázó regressziókban nem a kétségkívül meglévő mérési hiba miatt kapunk zérus közeli, inszignifikáns hatásokat, hanem a bérek tényleges, nagyfokú stabilitása miatt. A válság első évében a versenyszféra vállalatai lényegében nem nyúltak a bérekhez, illetve, 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 inszignifikáns eredmények. Ezért ebben az esetben is megvizsgáljuk, hogyan változtak a havi fizetett munkaórák egyéni szinten.

*2. ábra*

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



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) panelje a  $\pm 60$  órás tartományban bekövetkezett elmozdulásokat mutatja (ide tartozik 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  $\pm 40$  órás tartományban végbement változásokat ábrázolja, figyelmen kívül hagyva a zérus értéket. Látható, hogy mindkét tartományban gyakoriak voltak a 8, 16, 24, 32 és 40 órás (havi 1, 2, ..., 5 napos) változások, de a csökkenéseket jelző oszlopok valamivel magasabbak, a havi 8 órás munkaidőcsökkenést elszenvedők száma pedig jelentősen felülmúlja a 8 órás növekedést elkönyvelőket. A különbség nagyjából a teljes minta 5 százalékára rúg: a véletlen hatásokat figyelembe véve a minta ekkora részében beszélhetünk havi egynapos, heti nagyjából 2 órás munkaidő-csökkenésről, és a minta egy további, igen kis részénél – legfeljebb egy-két százalékánál - ennél nagyobb mértékű visszaesésről.

A munkaidő alakulásával kapcsolatos megfigyelések mellé két kiegészítő megjegyzés kívánkozik: az egyik a fizetett munkaidő, a normál munkaórák és a részmunkaidős státusz fogalmainak viszonyáról, a másik az intézményi adatokon és a lakossági kikérdezésen nyugvó szám adatok közötti eltérésről 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 8 órás – munkaidő után, míg 2009 májusában az arány 26,1 százalékra rúgott. Ez nem jelenti, hogy ennyivel szaporodott volna a *szerződés szerint* napi 8 óránál rövidebb munkaidőben foglalkoztatottak száma: a 40 órásnál 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, melyek szerint az 5 fősnél nagyobb vállalkozásoknál éves szinten 1,7 százalékkal (8,7 százalékról 10,4 százalékra) nőtt a *reszmunkaidősként 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 hajtott végre, de az alpbér időarányos csökkentését is

---

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

jelentő, részmunkaidős foglalkoztatásra szóló új munkaszerződést nem köt a munkavállalóval. A munkaidő-adatok nem csak a fogalmi eltérések miatt, hanem az adatszolgáltató személye szerint is eltérnek egymástól. A KSH Munkaerő-felmérésében magukat részmunkaidősnek mondók száma 0,9 százalékkal (a 4 fősnél 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 munkaidőscsökkentések nem terjedtek túl a munkahelymegtartó támogatásokkal szubvencionált vállalati körön. Az intézményi munkaügyi statisztika szerint<sup>17</sup> a 4 fősnél nagyobb vállalkozásokban a részmunkaidősök állománya éves szinten 36 800 fővel nőtt, míg a támogatások – melyek megkövetelték a 4 nap munka + 1 nap képzés programban támogatottak részmunkaidőssé minősítését – 52 000 főt érintettek a KSH (2010) kiadvány szerint. Ez egyben megmagyarázhatja a MEF és az intézményi statisztika jelzései közötti különbséget is, amennyiben igaz, hogy az érintett dolgozók az ötödik napon látogatandó „képzést” munkának tekintették, ami több mint valószínű.

## 7. A FOGLALKOZTATÁSCSÖKKENÉS FORRÁSAI

Az áttekintett adatok alapján megvédélmezhetőnek látszik a (6) egyenlet specifikációja, melyben a reziduális bérváltozás egzogén magyarázó változóként szerepel. Az eredmények a 4. táblázatban láthatók, két változatban: csak a túlélési probit alapján súlyozva (első oszlop), illetve a bázisidőszaki létszámmal is súlyozva (második oszlop): 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 összfoglalkoztatására 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 vétetik számításba, mint egy fiatal segédmunkásé!

Az első oszlop számai csak néhány ponton mondanak újat a 3. táblázatban látott mintához képest. Ismét igen alacsony, és ezúttal nem is szignifikáns kibocsátásrugalmasságot kapunk, de abszolút értékben viszonylag magas, -0.25 értékű berrugalmasságot. Összehasonlításképpen, Kőrösi (2005, 56-57) a kétezres évek elején 0.4 körüli,

---

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



az évek során csökkenő termelésrugalmasságokat és -0.3 körüli, időben ugyancsak gyengülő bérrugalmasságokat becsült az itt használthoz hasonló vállalati adatokból. A kapott eredmények ennek fényében – figyelembe véve, hogy a kibocsátási adat nem a vállalatra, hanem az ágazatra vonatkozik – nem tűnnek irreálisnak.

4. táblázat

### A (8) egyenlet becslése súlyozatlan és súlyozott mintán

Függő változó: A hatékonysági egységekben mért munkatömeg változása (log)

Súlyozás a szelekciós probit alapján Súlyozás a bázisidőszaki létszámmal	Igen Nem	Igen Igen
Iparági kibocsátásváltozás (log)	0.039 (1.03)	0.168*** (3.55)
Reziduális bérváltozás (log)	-0.250*** (8.93)	-0.202*** (5.05)
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)
Minimálbért keresők aránya	-0.015 (0.49)	-0.101*** (2.76)
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)

<sup>17</sup> [http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat\\_eves/tabl2\\_01\\_20\\_02ib.html](http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/tabl2_01_20_02ib.html)

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)
Ingatlanügyek	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-négyzet	0.07	0.08
<i>Specifikációs tesztek</i>		
Link: a négyzetes becslt tag T-értéke (szignifikancia)	1.66 (0.10)	1.49 (0.14)
Ramsey F-teszt (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)

Szignifikáns \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1% szinten. Robosztus standard hibák.

Referencia-kategóriák: több, mint 300 fős, nem többségi állami vagy külföldi, feldolgozóipar

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

A súlyozott mintára vonatkozó együttthatók számos helyen különböznek a súlyozatlan mintára kapottaktól, ami természetes következménye annak, hogy a nagyobb vállalatoknál lezajlott változások az átlagnál erősebben érintik az eredményeket. A termelésrugalmasság itt 0.168-nak adódik, a bérrugalmasság pedig -0.202-nak, ami az előjelek és a nagyságrendek alapján is megfelel a vártaknak. 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, melyek kevesebb minimálbérest foglalkoztatnak ugyan, de azok nagy része valódi minimálbéres. A magas minimálbéres arány ugyanakkor technológiai sajátosságokra, erősebb piaci megrázkódtatásokra is utalhat, gondoljunk az alacsony bérű összeszerelő üzemek példájára. Az ágazati paraméterek szerint a munkahelyvesztést érdemben fékezte, hogy az átlagosnál sokkal kisebb mértékben esett vissza a létszám a mezőgazdaságban, a bányászatban, az energiaszektorban, a vízgazdálkodásban és a kereskedelemben.

## **8. 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 igényelhettek, amit a sajtónak a közpénzek felhasználását figyelemmel kísérő 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 mikro-adatok jelzései alapján, és nem a kérdés sajtóbeli súlyával mérni. 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 létszámcsökkentéssel történő alkalmazkodásra kényszeríti a gazdaság érintett részében a minimálbérszabályozás. Az első eredmények alapján nem zárható ki, de nem is bizonyítható, hogy ez befolyásolta a versenyszféra 2008-2009-es létszámalakulását.

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 foglalkoztatottaknak például a 15 százaléka 2007 januárja után lépett be a munkahelyére. A nagyságrendek világosan jelzik, hogy a vállalati létszám technikai értelemben akár kétszámjegyű 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
- Bellmann, Lutz - Hans-Dieter Gerner (2010): Reversed Roles? Wage Effects of the Current Crisis, Paper prepared for the IZA/OECD Workshop: Economic Crisis, Rising Unemployment and Policy Responses, Paris, 8./9. February 2010.
- Bellmann, Lutz; Knut Gerlach and Wolfgang Meyer (2008): Company-Level Pacts for Employment. *Journal of Economics and Statistics* 228, 533-553.
- Brueckner, Jan K., (2001): Prior Restrictions on Bargaining Contract Curves, *Economics Bulletin*, Vol. 10, No. 1 pp. 1-7
- Cahuc, Pierre and André Zylberberg (2004): *Labor Economics*, The MIT Press
- Cazes, Sandrine and Alena Nesporova (2007): Flexicurity – A relevant Approach in Central and Eastern Europe, International Labour Office, Geneva
- Feldstein, M., (1976), Temporary layoffs in the theory of unemployment, *Journal of Political Economy*, 84:937-957
- Feldstein, M., (1978), The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment, *American Economic Review*, 68: 834-846
- Hadi, A. S. (1992), "Identifying Multiple Outliers in Multivariate Data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series (B)*, 54, 761-771.
- 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, in Fazekas Károly és Molnár György (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör, 2010*, MTA KTI és OFA, Budapest, megjelenés alatt
- Kőrösi, Gábor (2005): *A versenyszféra munkaerőpiacának működése*, KTI Könyvek, Budapest
- KSH (2010): A válság hatása munkaerőpiacra. Letölthető az alábbi linken: <http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/valsagmunkaeropiacra.pdf>
- Lucas, E. R. and L. A. Rapping (1969): Real Wages, Employment and Inflation, *Journal of Political Economy*, 77, 721-757
- Maddala, G. S. (2001): *Introduction to Econometrics*, John Wiley and Sons
- McDonald, I. and R. Solow (1982): Wage bargaining and employment, *American Economic Review*, 71, pp. 896-908.
- Messina, Juián, Chiara Strozzi and Jarkko Turunen (2009): OECD Evidence from the time and frequency domains, European Central Bank Wage Dynamics Network, WP 1003 /FEBRUARY 2009
- Rosen, S. (1985): Implicit Contracts: A Survey, [NBER Working Paper No. W1635](#), June
- Verick, Sher and Iyanatul Islam (2010): The Great Recession of 2008-2009: Causes, Consequences and Policy Responses, IZA Discussion Paper No. 4934, May 2010

Vállalati panel – Mintaszelekciós probit

Minta: 9045 vállalat a 2008. évi Bértarifa-felvételben Függő változó=1 ha szerepelt 2009-ben is, 0 egyébként		
	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	-.8584	-1.79
301-1000 alkalmazott	-.6946	-1.43
1001-3000 alkalmazott	-.3292	-0.64
Férfiak aránya	.1538	2.88
Átlagéletkor	-.0004	-0.20
Átlagos iskolázottság (években)	.0173	1.38
Vállalati átlagkereset	.0000	0.71
Magán	.4209	6.26
Külföldi	.4744	6.17
Van kollektív szerződés 2009-re	.3500	9.84
Mezőgazdaság	.0948	1.36
Bányászat	-.0116	-0.06
Energia	.9735	6.18
Víz	.2538	2.68
Építőipar	-.0567	-0.99
Kereskedelem	-.0752	-1.68
Közlekedés	-.0573	-0.81
Vendéglátás	-.1164	-1.42
Telekommunikáció	-.1098	-1.11
Pénzügyi közvetítés	.2384	2.31
Ingatlanügylek	-.0550	-0.53
Szakmai szolgáltatás	-.1708	-2.03
Adminisztratív szolgáltatás	-.2526	-3.41
Oktatás (magán)	-.5735	-3.88
Egészségügy (magán)	-1.0271	-8.94
Kultúra (magán)	-.2876	-2.26
Egyéb szolgáltatás	.1122	0.86
Kistérségi munkanélküli ráta (log)	.00119	0.05
Konstans	.97675	1.91
Megfigyelések száma	9045	
LR chí2 (32)	2121.17	0.0000
Pszeudo R2	0.1739	
Minden változó 2008-ra vonatkozik, ha másként nem jelezzük		

**Vállalati panel – A becsléshez használt változók átlagai és szórásai**

**(N=5173, súlyozatlan minta)**

Változó	Átlag	Szórás
Létszámváltozás (log)	-.0578	.2333
Átlagbérváltozás (log)	.0199	.1538
Átlagos munkaidő változása (log)	-.0131	.0579
Férfiak aránya	.6169	.3071
Átlagos munkapiaci tapasztalat (év)	23.47	6.78
Átlagos iskolázottság (években)	11.61	1.548
1-10 alkalmazott	.1348	
11-20 alkalmazott	.1125	
21-50 alkalmazott	.1239	
51-300 alkalmazott	.5210	
Mínimálbért keresők aránya	.0996	
Szakmai bérminimumot keresők aránya	.1065	
Van-e kollektív szerződés 2009-re	.2754	
Állami	.0734	
Külföldi	.2028	
Állami	.0641	
Mezőgazdaság	.0567	
Bányászat	.0060	
Energia	.0223	
Víz	.0310	
Építőipar	.0891	
Kereskedelem	.2214	
Közlekedés	.0492	
Vendéglátás	.0344	
Telekommunikáció	.0259	
Pénzügyi közvetítés	.0278	
Ingatlanügyek	.0200	
Szakmai szolgáltatás	.0370	
Adminisztratív szolgáltatás	.0431	
Oktatás (magán)	.0094	
Egészségügy (magán)	.0370	
Kultúra (magán)	.0123	
Egyéb szolgáltatás	.0121	

A sorozat korábban megjelent kötetei

2009

- Istvan Gábor R.: Experience-earnings profile and earnings fluctuation: a missing piece in some labour market puzzles? BWP 2009/01
- Anna Lovász – Mariann Rigó: Who Earns Their Keep? An Estimation of the Productivity-Wage Gap in Hungary 1986-2005. BWP 2009/02
- Köllő János: Miért nem keresnek állást a magyar munkanélküliek? Hipotézisek az Európai Munkaerőfelvétel adatai alapján. BWP 2009/03
- Bálint Mónika - Köllő János - Molnár György: Összefoglaló jelentés a KSH-ONYP adatfelvételről. BWP 2009/04
- Gábor R. István: "Minimálbér-paradoxon" - versenyzői munkaerőpiacon? Egy gondolat kísérlet tanulságai. BWP 2009/05
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. BWP 2009/06
- Szilvia Hámori: Employment convergence of immigrants in the European Union. BWP 2009/07
- Gábor Kőrösi: Innovation and Rent Sharing in Corporate Wage Setting in Hungary. BWP 2009/08

2010

- Surányi Éva - Kézdi Gábor: Nem kognitív készségek mérése az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában. BWP 2010/01
- Kézdi Gábor - Surányi Éva: Mintavétel és elemzési módszerek az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában, és a hatásvizsgálatból levonható következtetések. BWP 2010/02
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában. Beszámoló az Educatio Életpálya-felvételének 2006 és 2009 közötti hullámaiból. BWP 2010/03
- Cseres-Gergely Zsombor: Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai. BWP 2010/04

---

**A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek** a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg. A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>