

## KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS

### A 2001. évi minimálbér-emelés foglalkoztatási következményei

---

A cikk a 2001. évi minimálbér-emelés rövid távú foglalkoztatási hatását vizsgálja három olyan, erősen érintett területen, ahol az elemzéshez szükséges adatok rendelkezésre állnak. A számítások szerint az emelés hatására 2000–2001-ben éves összehasonlításban legalább 3,5 százalékkal csökkent a foglalkoztatás az 5-20 fős kisvállalatok körében; a minimálbéren (túl)fizetett munkavállalók kétszer olyan valószínűséggel veszítették el az állásukat 2001 második–negyedik negyedévében – átlagosan hétéves folyamatos munkaviszonyt követően –, mint a náluk kicsit jobban fizettek; és 2001-ben, majd 2002-ben is erőteljesen romlott az alacsony bérű segélyezett munkanélküliek elhelyezkedési esélye.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J38, P23, R23.

---

A kormányzat 2001 januárjában 25 500 forintról 40 000 forintra, egy évvel később pedig 50 000 forintra növelte a minimálbért. E döntés foglalkoztatási következményei legalább három okból érdemelnek figyelmet. A közgazdaságtan alapmodelljei éppen az exogén árváltozások keresleti és kínálati következményeit vizsgálják, ám előrejelzéseik ellenőrzésére – ilyen árváltozások hiányában – igen ritkán kerülhet sor. Másodsorban, a minimálbér foglalkoztatási hatásával kapcsolatban, mint arra később kitérünk, világszerte éles viták folytak az elmúlt években. Végül, de nem utolsósorban itt és most fontos kérdés, hogy hozzájárult-e a minimálbér emelése a hazai foglalkoztatásnövekedés – éppen 2001 januárjában bekövetkezett – megtorpanásához. Tanulmányunk a minimálbér-emelés *első* hullámának foglalkoztatási következményeit vizsgálja. A *második* (2002. évi) lépcső elemzéséhez egyelőre nem rendelkezünk megfelelő adatokkal, és ha lennének is adatok, akkor sem lenne könnyű elválasztani a minimálbér-emelés hatását más természetű, egyidejűleg bekövetkezett sokkok következményeitől, mint a 2001 ősztől fokozatosan kibontakozó gazdasági recesszió vagy a 2002. évi parlamenti választásokat megelőző és követő bőkezű osztogatás.

A hatás felmérését több körülmény is könnyíti, a feltételek mégsem tekinthetők ideálisnak. A döntés váratlanul érte a gazdasági szereplőket (egy olyan kormánytól, amely mindaddig a középosztály relatív jólétének emelése, valamint a hazai termelők versenyképessé tétele mellett tört lándzsát). Az emelés mértéke rendkívüli volt, hasonlóra csak néhány fejlődő országból hozhatunk példát. (Lásd *Rama* [2000], illetve *Atalas–Cameron* [2003] tanulmányait Indonéziáról, valamint *Freeman–Castillo–Freeman* [1992] cikkét Puerto Ricóról.) A magyar munkaerőpiacot megrázó sokk mértékét tovább növelte az a

---

\* Köszönettel tartozunk az MTA-FMM Humán Erőforrás-fejlesztési Operatív Programnak, illetve az OTKÁ-nak (T042707 sz. téma) kutatásunk támogatásáért.

körülmény, hogy a minimálbér-szabályozás minden munkaszerződésre kiterjed, nem állapít meg kivételeket a fiatal munkavállalókra, kisvállalatokra, elmaradott régiókra vagy alacsony bérű iparágakra – eltérően az Európai Unió országainak általános gyakorlatától (*Dolado és szerzőtársai* [1996]). Ugyanakkor az elemzést nehezíti – a „különbség a különbségben” (*difference in difference*) megközelítés alkalmazását pedig kizárja –, hogy az érintettséget az emelés előtti tényleges bérek, nem a minimálbér(ek) varianciája határozta meg. A programértékelés nyelvén fogalmazva, nincs mód különböző dózissal „kezelt” – minden egyéb tekintetben, így az induló bérszintjükben is hasonló – egyének, csoportok vagy vállalatok összehasonlítására, csak arra, hogy az *eltérő bérszintekből fakadó eltérő érintettség* függvényében vizsgáljuk a döntés következményeit. Ez az eljárás téves következtetésekre vezethet, ha a gazdaságban egyidejűleg más bérspecifikus tényezők is hatnak a foglalkoztatásra. A kockázatot az elemzés terepétől függően megválasztott kiegészítő próbákkal igyekszünk mérsékelni.

Először azt a kérdést vizsgáljuk, hogy miért tekinthető elméletileg nyitott kérdésnek a minimálbér-emelés foglalkoztatási hatása. Majd a 2001. évi minimálbér-emelés által kiváltott bérsokk mérésével próbálkozunk, kitérve arra a kérdésre is, vajon az emelés effektív volt-e, a munkáltatók eleget tettek-e a szabályozás rendelkezéseinek. Ezt követően megnézzük, hogy az aggregált és csoportosított adatok egyáltalán indokolják-e, hogy energiát pazaroljunk a foglalkoztatási hatás felmérésére, s ha igen, mely területeken célszerű részletesebb elemzést végezni. A tanulmány voltaképpeni elemző részei a kisvállalati szektorra, valamint a foglalkoztatottak állásvesztési, illetve a munkanélküliek elhelyezkedési esélyeire összpontosítva érvelnek legfontosabb állításunk – a minimálbér-emelés foglalkoztatáscsökkentő hatása – mellett.

### Minimálbér és foglalkoztatás

A minimálbér negatív foglalkoztatási hatását megkérdőjelező modellek elvetik a kompetitív elmélet azon feltevését, hogy az egyes vállalatok számára megnyilvánuló munkakínálat végtelenül rugalmas. A pozitív hajlású kínálati görbét feltételező elméletek ősforrása a helyi monopszónium modellje. Mivel a vállalat az egyetlen vásárló a piacon, csak akkor bővítheti a foglalkoztatást, ha emeli a bért. Ha – mint általában feltételezik – a határmunkás bére csak akkor emelkedhet, ha mindenki más bérét is emelik, a vállalat munkaerő-határkiadási görbéje (*ME*) meredekebb, mint az *S* kínálati görbe (*I. ábra*).<sup>1</sup>

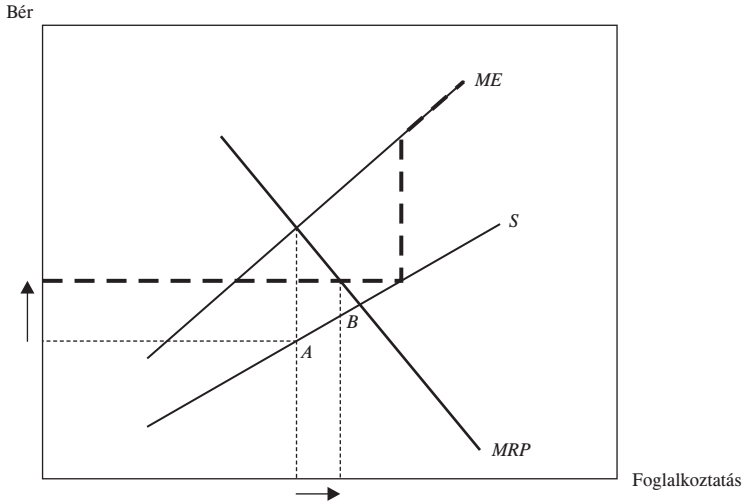
A minimálbér-emelés előtt a foglalkoztatás és a bér szintje az *A* pontban van, ahol a vállalat a kínálat által megengedett legalacsonyabb bért fizeti a határkiadás és határbevétel egyenlőségét (*ME=MRP*) biztosító foglalkoztatás mellett. A minimálbér emelése után a határkiadási görbét a kétszer megtört szaggatott görbe jelzi, és az új helyzetben (*B* pont) mind a foglalkoztatás, mind a bér magasabb. Ez addig igaz, amíg a minimálbér nem túlságosan magas: ha az emelés után a minimálbér szintjét jelző egyenes (*ME* vízszintes szakasza) *A*-tól balra metszi a határbevételi görbét, akkor a bér nő, de a foglalkoztatás csökken.

További, pozitív foglalkoztatási hatást is megengedő modellek már több évtizeddel azelőtt is ismertek voltak, hogy néhány tanulmány empirikusan is igazolta volna ilyen esetek létezését. *Mincer* [1976] parciális egyensúlyi modellje, amely a kínálati hatásokat és a munkaerő-forgalmat is figyelembe veszi a minimálbér-emelés hatásának tanulmá-

<sup>1</sup> Az érvelés és a közölt ábra is fellelhető a bevezető munkagazdaság-tani tankönyvek többségében, például *Ehrenberg–Smith* [2003] magyarul most kiadott könyvében.

1. ábra

Kismértékű minimálbér-emelés hatása monopozónium esetén



nyozásakor, megmutatja, hogy a keresleti és kínálati rugalmasság, valamint a fluktuációs (munkaerő-cserélődési) ráta egymáshoz való viszonyának függvényében a foglalkoztatás és a munkanélküliség csökkenhet, növekedhet vagy változatlan maradhat. *Pettengil* [1981] felhívta a figyelmet arra, hogy a foglalkoztatás növekedhet, ha érvényesek a hatékonyság-elmélet feltevései. *Mortensen* [1986] és *Burdett–Mortensen* [1989] keresési modelljeiben a minimálbér-emelés a keresési súrlódás csökkenésén keresztül vezethet a foglalkoztatás bővítéséhez. Az igazi áttörést *Card* [1992a], [1992b], *Katz–Krueger* [1992] és *Card–Krueger* [1994] tanulmányai jelentették, amelyek kvázikísérleti helyzetekben empirikusan is alátámasztották ezeket az előrejelzéseket. E tanulmányok – melyekről áttekintést ad *Card–Krueger* [1995] könyve a „minimálbér új közgazdaságtanáról” – továbbá Európában *Machin–Manning* [1994] és *Dolado és szerzőtársai* [1996] eredményei – gyenge negatív, zérus vagy pozitív hatásra engedtek következtetni. Az ebben az időszakban becsült longitudinális modellek szintén gyengébb negatív hatást jeleztek, mint a korábbiak (*Brown* [1999]). Ez a kihívás mind az elméleti, mind az empirikus kutatásnak új lendületet adott, és hatással volt a minimálbér-politikára is.

A minimálbér foglalkoztatási hatásának modern elméletei így vagy úgy a monopozónium-modell alapvető megfontolását általánosítják, és tehetik is, mert a modell logikája széles körben alkalmazható. Ha az egymunkáltatós települések ritkák is, számos vállalat egyedüli vásárló egy-egy foglalkozás helyi piacán. Még a nagy, versengő munkaerőpiacokon is igaz, hogy a mobilitási költségek bizonyos fokú monopozon hatalommal ruházzák fel a vállalatokat. Az állás-, illetve munkáskeresés súrlódásai korlátozzák a foglalkoztatást – ha a minimálbér emelése képes csökkenteni ezeket a súrlódásokat az álláskeresés ösztönzésén és a munkahelyekért folyó verseny bátorításán keresztül, akkor nőhet az egyensúlyi foglalkoztatás, még akkor is, ha néhány vállalatot be kell zárni (*Ahn–Arcidiacono* [2003]). A bérek, a foglalkoztatás és a termelékenység egyidejűleg növekedhet, ha a munkások szorgalmasabban dolgoznak a magasabb minimálbér és ehhez képest alacsonyabb segélyek mellett (*Rebitzer–Taylor* [1995]). További, a monopozónium esetéhez áttételesen kapcsolódó modellek arra hívják fel a figyelmet, hogy a foglalkoztatási hatás függ a munkaerő fix és változó költségének arányától (*Bashkar–To* [1999]), illetve az

érintett és nem érintett (béralkut folytató) munkavállalók közötti helyettesíthetőségtől (*Cahuc és szerzőtársai* [2001]).

A kompetitív elméletet nem döntötték meg ezek a teoretikus újítások, és az sem állítható, hogy az empirikus eredmények megkérdőjeleznék a versenyzői modell központi előrejelzését. Card és Krueger eredményeit számos, részben az adataik megbízhatóságára vonatkozó bíráló érte (Neumark–Wascher [1994] és mások), és egy sor tanulmány mutató ki azóta is negatív foglalkoztatási hatást, többek között *Deere–Murphy–Welch* [1995] és *Neumark–Wascher* [2002] az Egyesült Államokban; *Abowd–Kramarz–Margolis* [1999] amerikai–francia összehasonlításban; *Bell* [1997] és *Maloney–Mendez* [2003] Kolumbiában; *Freeman–Castillo–Freeman* [1992] Puerto Ricóban; *El Hamidi–Terrell* [1997] Costa Ricában (magas foglalkozási minimálbérek esetén); *Pereira* [1999] Portugáliában a tizenévesek körében, valamint *Rama* [2000] és *Alatas–Cameron* [2003] Indonéziában a kisvállalatok körében. A talált hatások gyakran gyengék, vagy a piacnak csupán egy-egy szegmensére korlátozódnak, de az ortodox megközelítést támogatják, míg a „minimálbér új közgazdaságtanát” alátámasztó érvek – a már idézett Card, Krueger és Katz jegyezte tanulmányoktól eltekintve – zömmel elméletiek vagy kísérletiek (*Falk és szerzőtársai* [2003]).

Nem valószínű, hogy a magyar kormányt a monoposzóniummodellek vagy a Card–Krueger-könyv bátorították volna a minimálbér példátlan mértékű emelésére, de kétségtelen, hogy a sajtótájékoztatókon és szónoklatokban elhangzott legfontosabb érvek – közgazdasági lényegükre csupaszítva – nem álltak távol az új iskola szellemiségétől: a minimálbér felemelésére azért van szükség, mert ettől egy sor igen kedvező munkapiaci hatás remélhető: a magasabb minimálbér fokozza a munkateljesítményeket; növeli a termelékenységet; a vállalkozók számára megkönnyíti új alkalmazottak felvételét; a csökkenő segély-bér arány pedig intenzívebb álláskeresésre ösztönzi a munkanélkülieket. A nyilatkozatokban természetesen szó esett a munkaerő-keresletről is, a kereslet visszaeséséből adódó lehetséges veszélyeket azonban általában elhanyagolható mértékűnek ítélték. Jóllehet az érvek többnyire nem közgazdasági terminusokban fogalmazódtak meg – a megemelt minimálbér „helyreállítja a munka becsületét”; „segít leküzdeni a segélyekkel való visszaélést”; „kifehérti a szürkegazdaságot” stb. –, nem nehéz észrevenni bennük a rokonságot a minimálbér új közgazdaságtanának fontosabb állításaival.<sup>2</sup>

Az a feltételezés, hogy a keresleti oldalról jövő hatásoktól nem kell tartani, erőteljesen (és indokolatlanul) derülátó volt. A munkaerő-kereslet bérrugalmasságával kapcsolatos mérések szerint a magyar vállalatok érzékenyek a bérköltségek alakulására, s ez különösen igaz az alacsony bérű, alacsony iskolázottságú munkaerő iránti keresletre. *Kőrösi* [1998], [2000] *homogén* munkát feltételező dinamikus munkaerő-keresleti modelljei viszonylag alacsony, de szignifikánsan negatív távú keresleti rugalmasságokat határoztak meg az átmenet utáni periódus valamennyi évére: a szerző által megfelelőnek ítélt modellváltozat szerint a bérrugalmasságok az 1992–1995 közötti időszakban  $-0,55$  és  $-0,65$  között, 1996–1997-ben pedig  $-0,31$  és  $-0,33$  között mozogtak. *Köllő* [2001] tanulmányban közölt, a transzlog költségfüggvényből származtatott, *heterogén* munkát feltételező, tényezőkeresleti modellen alapuló becslések arra utaltak, hogy a képzetlen munka iránti kereslet az átlagosnál rugalmasabb.

A klasszikus keresleti hatást ellensúlyozó erőkre mindazonáltal lehetett számítani, kü-

<sup>2</sup> Említést érdemel továbbá az az érv, amely szerint a magasabb minimálbérekre azért van szükség, mert ezt a túlságosan alacsony bérekből adódó „jogosulatlan versenylőny” mérséklése miatt, illetve a társadalmi kohézió elősegítése érdekében az Európai Közösség „elvárja” tőlünk. Noha az állítást semmilyen ismert dokumentum nem támasztja alá, bizonyos mértékig hihetőnek tűnik – a hasonló mértékű indonéziai és Puerto Ricó-i emelésekben is szerepet játszott az Egyesült Államok, illetve egyes kereskedelmi szervezetek nyomása.

lönösen az ország elmaradott régióiban, ahol alacsony a foglalkoztatás és a bér, a munkakeresés hozama viszonylag szerény, a keresés és a munkavállalás fix költsége viszonylag magas; és az országosan egységes segélyek viszonylag bőkezűen kompenzálják a munkanélkülieket. Ezekben a régiókban az alkalmi munkákra és segélyekre támaszkodó családi stratégiák terjedtek el, és ezek vonzerejét növeli, hogy a gyakran monoposzícióhelyzetben levő munkáltatók alacsonyban tarthatják a béreket – olyan „rossz egyensúly” látszik kialakulni, amelyet alacsony munkapiaci részvétel, foglalkoztatás, bérek és alacsony álláskeresési intenzitás jellemez.

A segélyek és bérek közötti távolság megnövelésével a kormányzat esetleg kibillentheti a piacot az alacsony szintű egyensúly állapotából.<sup>3</sup> Látni kell azonban, hogy a kínálatserkentő politika kockázatos: a segélyek csökkentése vagy a minimálbér emelése a piaci súrlódások növekedéséhez, a foglalkoztatás csökkenéséhez és a szegénység súlyosbodásához vezethet, ha alapvetően keresleti okok vagy mobilitási korlátok állnak az alacsony foglalkoztatási szint hátterében. A minimálbér példátlan mértékű emelése mögött a kormányzatnak az a várakozása állt, hogy az alkalmazkodási mechanizmusokat alapvetően jelentős mértékű, pozitív előjelű kínálati hatások határozzák meg, melyeket csak elhanyagolható mértékű, negatív előjelű keresleti hatások tompítanak majd.

### A minimálbér-emelésből származó bérsokk

A mindenkire nézve kötelező, országosan egységes minimálbért Magyarországon közvetlenül a rendszerváltás megelőzően, 1989-ben vezették be. (Implicit módon, a bértarifa-szabályozás keretében korábban is létezett legkisebb törvényes bér.) A szabályozás a túlóra-, műszak- és egyéb pótlékoktól, valamint a jutalmaktól és prémiumoktól megtisztított bruttó havi keresetre vonatkozott; jogilag kötelező érvényű volt; valamennyi munkaadóra és teljes munkaidőben alkalmazott foglalkoztatottra kiterjedt. Ezek az alapelvek azóta sem változtak. Az 1990 és 1998 közötti időszakban a mindenkori minimálbér szintjét a háromoldalú érdekegyeztetés mechanizmusán keresztül határozták meg, s ennek nyomán került be a költségvetésbe. Az 1998–2002 közti időszakban a minimálbért egyoldalúan a kormány állapította meg.

Bevezetésének első évében a minimálbér az országos átlagbér 34,6 százalékát tette ki. Ez az érték jóval az Európai Unióhoz tartozó országok kilencvenes évek közepi átlaga alatt – jöllehet az EU-országok hasonló adatainak sávján belül, hajszálnyival Spanyolország adata fölé – helyezkedett el. Az átmenet éveiben a minimálbér relatív szintje csaknem folyamatosan csökkent: 2000-re az országos átlagbérenek már csak 29,1 százalékát tette ki.<sup>4</sup> Ez azonban nem jelentette, hogy a minimálbér veszített volna hatékonyságából. A minimálbér közeli béren (a minimálbér  $\pm 5$  százalékos sávjában) fizetettek aránya 1989-ben 1 százaléknál, 1997-ben 3 százaléknál is kisebb volt, 2000-ben azonban már elérte az 5 százalékot (*Kertesi-Köllő* [2003a]). Az, hogy a minimálbér-átlagbér arány 1991 és 2000 között folyamatosan csökkent, miközben a minimálbér körül fizetett dolgozók részaránya folyamatosan emelkedett, egy számarányában mindinkább növekvő alacsony bérű népesség létrejöttére utalt.

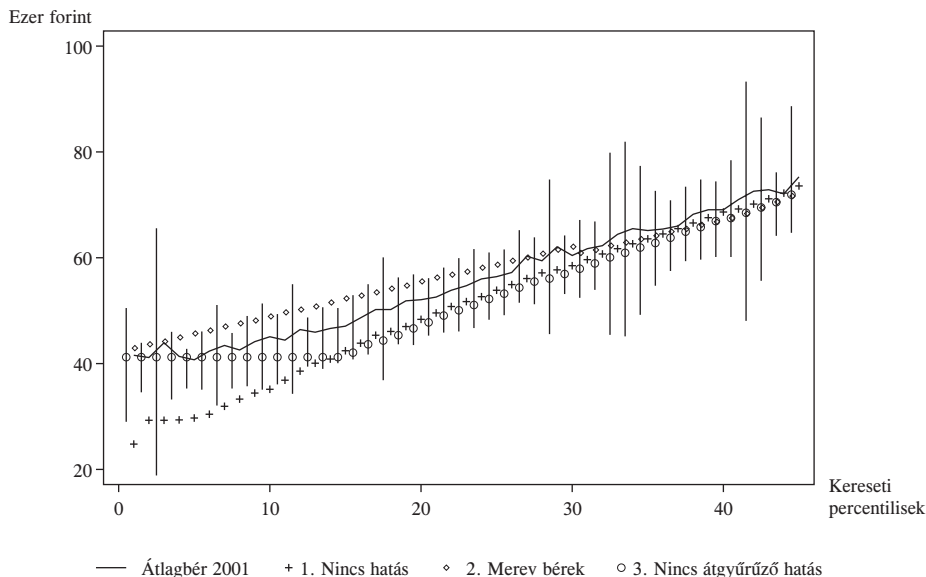
A minimálbér-átlagbér arány 2001-re 29 százalékról 39 százalékra, majd 2002-re 43 százalékra szökött. Még a 2002. évi arány is alatta maradt a OECD-országok átlagának,

<sup>3</sup> Az 1998 és 2002 között hivatalban volt kormány megelőzően már kísérletet tett arra, hogy erőteljes munkára ösztönzéssel növelje a foglalkoztatást. A munkanélküli-segélyek 2000. január-májusi szigorítása azonban nem hozta meg a várt eredményt (*Galasi-Nagy* [2001a], *Galasi-Nagy* [2001b], *Fazekas* [2001]).

<sup>4</sup> Hasonló irányú változásról számolt be más közép-kelet-európai országok tekintetében *Standing-Vaughan-Whitehead* [1995] tanulmánykötete.

## 2. ábra

2001. májusi havi bérek a 2000. májusi béreloszlás mentén  
(egyéni panel a Bértarifa-felvétel 2000. és 2001. évi hullámaiból)



de már meghaladta az angol, amerikai, portugál és spanyol szintet. Ugyanakkor a minimálbér közelében foglalkoztatottak részaránya már a 2001. évi emeléssel kiugrott az OECD-országok adatainak sávjából, amikor a 2000. év 5 százalék körüli értékéről 2001-re 10 százalék fölé emelkedett, 2002-re pedig 17 százalékos, az OECD-ben példa nélkül álló arány alakult ki.

A minimálbér-emelés által kiváltott bérsokk mértékéről önmagában nem sokat mond magának a minimumnak az emelkedése, a hatás függ a tovagyrűző hatásoktól. Longitudinális kereseti adatok hiányában egy, a Bértarifa-felvétel 2000. és 2001. évi hullámaiból létrehozott kvázipanel segítségével vizsgáltuk a keresetek emelkedését a teljes béreloszlás mentén. A 2000. évi hullámban szereplő egyéneket nemük, koruk, iskolázottságuk, vállalatuk, telephelyük és négyjegyű foglalkozási kódjuk alapján próbáltuk megtalálni a 2001. évi mintában. A többszörös találatok kizárása után 52 057 nagy biztonsággal azonosítható egyént találtunk, majd őket a 2000. évi béreik alapján kereseti percentilisekbe rendezve megvizsgáltuk, mennyit kerestek 2001-ben. Az egyes percentilisekbe tartozók 2001. évi béreinek átlagát és szórását a 2. ábra jelöletlen görbéje mutatja.

A tényadatokat három olyan „forgatókönyvvel” vetettük össze, amelyek egyszerű szabályait akár kisebb csoportok vagy vállalatok szintjén is alkalmazhatjuk a minimálbér-emelés okozta átlagbérsokk becslésére. A három forgatókönyv közös abban, hogy a 40. percentilis fölött a nominális GDP-emelkedéssel megegyező ütemű bérnövekedést feltételeznek – az így készült becslés szinte tökéletesen illeszkedik az adatokhoz. Az *első* forgatókönyv az 1–40. percentilisben is ezzel a növekedési ütemmel számol, azaz feltételezi, hogy a minimálbér-emelésnek nem volt hatása. A *második* merev béreket tételez fel: a minimálbér szintjére emelik a legalacsonyabb keresetű dolgozó bérét, a 40. percentiliséig pedig lineárisan közelíthető átgyűrűző hatás érvényesül. Végül, a *harmadik* forgatókönyv azzal számol, hogy a közvetlenül érintett munkavállalók (1–16.



percentilis) bérét januárban 40 000 forintra emelik, és semmi más nem történik, az 1–16. percentilisben januártól, a 17–100. percentilisben pedig mindvégig a főszabály szerint nőnek a bérek.<sup>5</sup>

Látható, hogy a *harmadik* egyszerű forgatókönyv adja a legpontosabb becslést a teljes eloszlás mentén végbement bérnövekedésre, azaz nem járunk messze az igazságtól annak feltételezésével, hogy a vállalatok az új minimum szintjére emelték a közvetlenül érintettek bérét, és rövid távon nem érvényesült erőteljes átgyűrűző hatás.<sup>6</sup> Ilyen esetben a minimálbér-emelés által kiváltott *azonnali* bérsokk mértékére az (1) formula segítségével adhatunk becslést:

$$\omega = \frac{w^*F + w_H(1-F)}{w_F F + w_H(1-F)}, \quad (1)$$

ahol  $F$  jelöli a megemelt minimálbér alatt fizetett dolgozók részarányát a bázisidőszakban,  $w_F$  ezeknek a dolgozóknak az átlagbérét a minimálbér-emelés pillanatában,  $w_H$  a többi dolgozó átlagbérét,  $\omega^*$  pedig az újonnan bevezetett minimálbért. A bérsokk mérésére alkalmazott  $\omega$  mutatót azért részesítjük előnyben a minimálbér alatti béren foglalkoztatottak arányával ( $F$ ) szemben, mivel az előbbi – az utóbbival ellentétben – használható az emelés előtti bérek *színvonalával* kapcsolatos információt is.

### 1. táblázat

Az alacsony bérűek aránya ( $F$ ) és a minimálbérsokk ( $\omega$ ) átlagos értéke 2000 májusában

A) Az alacsony bérűek aránya (alapbér < 38,685 forint), százalék

Régió kvartilisei	A teljes munkaidőben foglalkoztatottak életkora					Összesen
	15–24 éves	25–34 éves	35–44 éves	45–54 éves	55+ éves	
	Általános iskola					38,4
1. kvartilis	34,7	30,3	31,9	28,0	33,1	
2. kvartilis	45,3	35,5	34,1	36,6	38,6	
3. kvartilis	57,9	46,8	44,3	43,3	42,4	
4. kvartilis	58,5	52,9	54,5	49,9	50,6	
	Szakmunkásképző					27,5
1. kvartilis	32,7	29,6	21,0	18,2	14,8	
2. kvartilis	42,3	29,8	24,0	21,2	17,7	
3. kvartilis	51,3	35,4	30,3	23,8	19,0	
4. kvartilis	52,5	39,4	33,6	22,9	22,5	
	Érettségi, diploma					11,3
1. kvartilis	22,9	12,8	9,2	6,7	5,8	
2. kvartilis	28,9	16,0	9,9	6,7	5,2	
3. kvartilis	35,9	17,7	9,9	7,5	5,4	
4. kvartilis	38,1	18,7	9,6	6,7	4,3	
Összesen	36,0	24,5	20,1	17,6	16,2	21,7

<sup>5</sup> A számítások során mindvégig csak a szabályozás alá kerülő kereseti részt vettük tekintetbe, azaz figyelmen kívül hagytuk a pótlékokat és a nem rendszeres kifizetéseket.

<sup>6</sup> Kísérleteink szerint a történeteket legpontosabban egy olyan forgatókönyv írta le, amelyben az 1–10. percentilisben az új minimálbért fizetik, a 11–40. percentilisben fokozatosan csökkenő ütemű átgyűrűző hatás érvényesül, e felett pedig a „főszabály” szerint nőnek a bérek. Ez a szabályhármas azonban nem alkalmazható kisebb csoportok vagy vállalatok érintettségének közelítésére.

Az 1. táblázat folytatása  
B) A minimálbérsokk ( $\omega$ ) átlagos értéke, százalék

Régió kvartilisei	A teljes munkaidőben foglalkoztatottak életkora					Összesen
	15–24 éves	25–34 éves	35–44 éves	45–54 éves	55+ éves	
	Általános iskola					6,0
1. kvartilis.	7,1	5,3	5,0	4,2	5,4	
2. kvartilis	10,2	7,2	6,2	5,5	6,2	
3. kvartilis	13,2	9,7	7,9	6,9	7,0	
4. kvartilis	16,7	13,1	10,1	8,8	10,3	
	Szakmunkásképző					4,1
1. kvartilis	5,5	4,3	3,0	2,3	1,9	
2. kvartilis	8,7	4,9	3,6	2,8	2,5	
3. kvartilis	12,8	6,4	4,8	3,9	3,2	
4. kvartilis	12,4	7,4	5,1	3,4	2,8	
	Érettségi, diploma					1,0
1. kvartilis	2,4	0,9	0,6	0,4	0,4	
2. kvartilis	4,3	1,4	0,8	0,5	0,4	
3. kvartilis	6,5	2,2	1,0	0,6	0,5	
4. kvartilis	5,8	2,1	0,9	0,6	0,3	
Összesen	6,1	2,6	2,1	1,0	1,0	2,3

C) A teljes munkaidőben foglalkoztatottak megoszlása

A munkavállalók életkora szerint					Összesen
15–24 év	25–34 év	35–44 év	45–54 év	55+ év	
10,0	24,0	26,6	31,4	7,9	100,0
A munkavállalók iskolai végzettsége szerint					Összesen
általános iskola	szakmunkásképző		érettségi, diploma		
20,1	30,7		49,2		100,0
A régiók kvartilisei szerint					Összesen
1. kvartilis	2. kvartilis	3. kvartilis	4. kvartilis		
46,5	20,8	21,8	10,8		100,0

Forrás: Saját számítás, 2000. májusi Bértarifa-felvétel.  $N = 179\ 177$ .

Az 1. táblázatban öt életkori, három iskolázottsági, valamint négy regionális csoportra<sup>7</sup> nézve adunk becslést a minimálbér-emelés által kiváltott bérsokk mértékére, egyaránt alkalmazva az  $F$ , illetve az  $\omega$  mutatót, értékeiket a 2000. évi Bértarifa-felvétel egyéni adatai alapján számítva.<sup>8</sup> A 2001. évi minimálbér-emelés által kiváltott bérsokk átlagos

<sup>7</sup> A régiócsoportokat a 151 kistérségre számított helyi munkanélküli-ráta kvartilisek alapján alakítottuk ki, ahol az 1. kvartilis tartalmazza azokat a kistérségeket, ahol a legalacsonyabb, a 4. pedig azokat, ahol a legmagasabbak voltak a helyi munkanélküliségi ráták.

<sup>8</sup> A minta reprezentatív a öt foglalkoztatottnál több dolgozót alkalmazó vállalati szektorra, valamint a közszféra egészére. Mivel a bértarifa-felvétel adatai 2000. májusi béradatokat tartalmaznak, ezeket oly módon hoztuk összhangba a 2001. január 1-jén érvénybe lépő új minimálbér ( $\omega^*$ ) értékével, hogy ez utóbbit



mértéke a gazdaság egészében a havi átlagbér 2,33 százalékát tette ki. (A hasonló módon számított mutató értéke a 2002. évi, második minimálbér-emelés esetében a népgazdaság egészére nézve 1,78 százalékos béremelkedést jelzett előre.) A csoportszintű  $\omega$  értékek meglehetősen széles sávban szóródnak: az érettségivel vagy felsőfokú végzettséggel rendelkezők körében mért 1 százaléktól az általános iskolánál nem magasabb végzettségűek körében mért 6 százalékgig; a 45 évnél idősebb dolgozók esetében mért 1 százaléktól a 25 évnél fiatalabb dolgozók körében mért 6,1 százalékgig, valamint a „legjobb” régiótípusban mért 1,7 százalékos értéktől a legrosszabb foglalkoztatási helyzetű régiótípusban mért 3,6 százalékgig terjednek. Ha a minimálbér-növelés által vélhetően leginkább érintett a kombinált típusra – az általános iskolai vagy szakmunkás végzettséggel rendelkező, 35 évnél fiatalabb, magas munkanélküliség által sújtott (3. és 4. kvartilishez tartozó) régiókban élő dolgozókra – számoljuk ki a bérsokk mértékét kifejező  $\omega$  mutatót, akkor a minimálbér-emelés által kiváltott azonnali átlagbér-növekedés mértékére igen magas, 9,7–16,7 százalék közötti értékeket kapunk.

Tényleg kifizették-e a vállalatok a megemelt minimálbért? Ezt a kérdést mindenképpen empirikusan is meg kell vizsgálni egy olyan országban, ahol a szabályszegő és jogelkerülő viselkedésnek erős hagyománya, és változatos formakészlete alakult ki. A 2. táblázatban összefoglalt adatok és becslési eredmények arra utalnak, hogy nyílt szabályszegésre csak kivételes esetekben került sor. A minimálbér alatti béren foglalkoztatott teljes munkaidősök aránya 2001 májusában a Bértarifa-felvétel *vállalati* adatai szerint 1,9 százalék alatt volt. A *lakossági* felmérések ehhez igen hasonló mértékekre utalnak. Az OMK elhelyezkedő munkanélküliekre kiterjedő 2001. áprilisi adatfelvétele szerint (*Köllő* [2001]) a teljes munkaidős foglalkoztatottként elhelyezkedő munkanélküliek mindössze 1,4 százalékát foglalkoztatták minimálbér alatt. A KSH Munkaerő-felvételében a megkérdezett teljes munkaidőben dolgozóknak csupán 3,6 százaléka számolt be arról, hogy a 2001. április–június közötti időszakban 40 000 forintnál alacsonyabb bruttó keresettel rendelkezett.<sup>9</sup> Mindezek a százalékarányok felső becslésnek tekinthetők, hiszen fizetetlen hiányzások és más véletlenszerű tényezők következtében is előfordulhat, hogy a havi fizetés átmenetileg alatta marad a minimálbéreknél.

A szabályok kijátszásának azonban lehetnek más, rejtettebb formái is. Előfordulhat, hogy a vállalat részmunkaidősként regisztrál, valójában azonban teljes munkaidőben alkalmaz valakit, ekképpen jogszerűnek tűnő módon fizet minimálbér alatti bért. A 2. táblázatban ennek az anomáliának az előfordulási valószínűségére is adunk becsléseket. Az a tény, hogy a részmunkaidős foglalkoztatottakat egyaránt magában foglaló *teljes* alkalmazotti kör esetében is a KSH Munkaerő-felvételben (2001. 2. negyedév) mindössze 5,5 százalékot, a OMK elhelyezkedő munkanélkülieket vizsgáló felvételében (2001. április) pedig mindössze 2,6 százalékot tesz ki a minimálbér alatti béreken foglalkoztatottak részaránya, arról tanúskodik, hogy szabályok kijátszásának ez a módja nem lehetett túlságosan gyakori.

A munkaadók oly módon is kijátszhatják a szabályozás előírásait, hogy formálisan

a KSH havi bérnövekedési adatai alapján 2000. májusi értéken vettük számításba. A KSH 2000. évi havi kereseti adatait felhasználva, május és november között  $r = 0,32$  százalékos havi átlagos béremelkedési mutatót számoltunk. A decemberi adatot figyelmen kívül hagytuk, mivel az aránytalanul nagy mértékben tartalmaz év végi prémiumokat és jutalmakat, valamint év végi szabadságolásokat, csupa olyan tényezőt, amely a minimálbér értékét nem befolyásolja.  $w^*$  értékét így a következő korrekcióval számoltuk ki:  $w^* = 40\,000 / (1 + r)^8$ , ahol  $r = 0,0032$ .

<sup>9</sup> Az abból adódó torzítás, hogy az utóbbi adatfelvételek esetében nem tudunk különbséget tenni alapbér és kereset között, megítélésünk szerint a kereseti eloszlás alsó szegmensében nem lehet túlságosan nagy. A Bértarifa-felvétel adatai szerint 2001 májusában a 40 000 forint alatti keresetűek körében az átlagkereset 35 025 forint, az átlagbér pedig alig kevesebb: 34 736 forint volt.

## 2. táblázat

Adatok a minimálbérszabályok betartásáról

Megnevezés	Mutató	Forrás, időpont, megfigyelési egység
<i>A minimálbérnél kevesebbet keresett (százalék)</i>		
Teljes munkaidős	1,9	Béttarifa-felvétel, 2001. május, vállalati közlés
Teljes munkaidős	3,6	Munkaerő-felvétel, 2001. április–június, egyéni kikérdezés
Teljes munkaidősként elhelyezkedő	1,4	OMK, 2001. április, egyéni kikérdezés
Összes alkalmazásban álló	5,5	Munkaerő-felvétel, 2001. április–június, egyéni kikérdezés
Összes elhelyezkedő	2,6	OMK, 2001 április, egyéni kikérdezés
Vállalkozási szerződéssel dolgozik (százalék)	1,5	OMK, 2001 április, egyéni kikérdezés
<i>Becsült rugalmasságok</i>		
$\partial(\text{alapbér})/\partial\omega$	0,96	Béttarifa-felvétel, 2001. május/2000. május; 60 csoport, kor $\times$ iskolázottság $\times$ régió <sup>1</sup>
$\partial(\text{kereset})/\partial\omega$	1,00	Béttarifa-felvétel, 2001. május/2000. május; 60 csoport, kor $\times$ iskolázottság $\times$ régió <sup>1, 2</sup>
$\partial(\text{bérköltség} + \text{járadékok})/\partial\omega$	1,00	vállalati mérlegek, 2001/2000, 432 szakágazat <sup>1</sup>
$\partial(\text{bérköltség} + \text{járadékok} + \text{egyéb})/\partial\omega$	0,95	vállalati mérlegek, 2001/2000, 432 szakágazat <sup>1, 3</sup>

<sup>1</sup> Lásd a *Függelék*et.<sup>2</sup> A kereset magában foglalja a túlóra- és műszakpótlékot, valamint a jutalmakat.<sup>3</sup> Magában foglalja az „egyéb személyi kifizetéseket”.

elbocsátják egyes dolgozóikat, majd alvállalkozói szerződést kötnek velük. Ennek a fajta manipulációnak a mértékére nehéz általános érvényű becslést adni, az elhelyezkedő munkanélküliekre vonatkozó OMK adatfelvétel azonban az alacsony bérű dolgozók almintájára nézve ad bizonyos támpontokat. E szerint a 2001 áprilisában frissen munkába állt alacsony bérű segélyezettnek<sup>10</sup> mindössze 1,5 százaléka jutott vállalkozói szerződéses díjazás formájában keresethez, a munkába állók zöme havidíjasként (64,7 százalék), illetve órabéresként (33,8 százalék) állt munkába. Az alacsony bérű frissen elhelyezkedtek 3157 fős mintájában mindössze egyetlen olyan személyt találtunk, aki vállalkozói szerződésből 40 000 forintnál alacsonyabb havi bruttó jövedelemre számított.

Végül a vállalatoknak elvileg az is módjukban áll, hogy a szabályozás előírásaival összhangban emeljék az alapbéreket, de ezzel egyidejűleg csökkentsek az egyéb járandóságok és pótlékok összegét. Ennek a gyakorlatnak az elterjedtsége az alapberek és a keresetek közötti kapcsolat vizsgálatával állapítható meg. Mivel a nem szabályozott kereseti összetevők többnyire bérarányosak (a legnagyobb súlyt képviselő túlóra- és műszakpótlékok mellett egyes jutalmak is) a *keresetnek* a havi *alapbérrel* nagyjából azonos arányban kellett emelkednie, amennyiben a munkaadók eleget tettek a szabályozás előírásainak. Mint a 2. táblázat alsó blokkjában látható, a csoportosított, illetve ágazati becslések (előzők a Munkaerő-felvétel és a Béttarifa-felvétel alapján, utóbbiak a vállalati mérlegek alapján, szakágazati szinten) egyöntetűen magas, 1-hez közeli elaszticitásokat mutatnak: az átlagos alapbérnek a minimálbér-emelés által kiváltott 1 százalékos emelkedése 1 szá-

<sup>10</sup> Azokról van szó, akik a munkanélküliséget megelőzően 2001. márciusi értéken számítva 40 000 forintnál kevesebbet kerestek, azaz a közvetlenül érintettek csoportjába tartoztak.

zalékos teljes kereset-, illetve munkaerőköltség-emelkedést valószínűsített. A részletekről a *Függelék* számol be.

Összességében azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a minimálbér-emelés 2001. évi első hulláma effektív volt, és mértékénél fogva súlyos megrázkódtatást jelentett a munkaerőpiac szereplői számára.

### Foglalkoztatás a minimálbér-emelés előtt és után – néhány megjegyzés

A közmegegyezés szerint a 2001. évi minimálbér-emelés nem csökkentette a foglalkoztatást, csak a második emelés után, a sűrűsödő vállalati panaszok és néhány nagyvállalat kitelepülése nyomán szólaltak meg aggodalmaskodó hangok. Ezt a véleményt alátámasztani látszik a kérdésben folytatott kutatás (*Berki* [2003]), amely szerint az első emelés nem igazolta a munkanélküliség növekedésével kapcsolatos aggodalmakat. Mi úgy látjuk, hogy már az aggregált és csoportosított adatok sem támasztják alá ezt a következtetést.

Az 3. *ábra* szezonálisan kiigazított havi adatok alapján mutatja a foglalkoztatást 1998–2002-ben, és világosan jelzi, hogy a növekedés 2001 januárjában letért a korábban követett pályájáról.<sup>11</sup> Ha a trend folytatódott volna (amint azt az görbe extrapolált szakasza jelzi), akkor az aggregált foglalkoztatásnak 2001 januárja és decembere között további 2,8 százalékkal növekednie kellett volna. A növekedési pályáról való letérés éppen 2001 januárjában vette kezdetét. (Ezt jelzi a 1998–2002 közti időszak 36. hónapjához – 2001 januárjához – behúzott függőleges vonal.)

A trend megtörését látjuk akkor is, ha a foglalkoztatásnak a GDP-hez való viszonyát vizsgáljuk. A 4. *ábra* vízszintes tengelyére a GDP-t, függőleges tengelyére a foglalkoztatást mértük. A gazdasági növekedés ütemét az éveket elválasztó függőleges vonalak távolsága, a GDP-növekedés és foglalkoztatás-növekedés viszonyát pedig a görbe, illetve a görbéhez illesztett trend meredeksége mutatja. (Mivel a GDP-ről nem állnak rendelkezésre havi adatok, itt a foglalkoztatást is negyedéves sűrűséggel mérjük). Ebben az esetben is jól látható a trend megtörése 2001 első negyedévében, tehát jóval azelőtt, hogy a recesszió – a nyár derekától – elérte volna a magyar gazdaságot. A 2001 januárját megelőző időszakban a magyar gazdaság olyan pályán mozgott, amelyen 1 százalék gazdasági növekedést 1/2 százalék foglalkozásnövekedés kísért. Ha ez a trend 2001 januárja után is folytatódott volna, akkor – még a lelassult GDP-növekedési ütem mellett is – 2001-ben 1,7 százalékos, 2002-ben pedig 1,8 százalékos foglalkoztatásnövekedésnek kellett volna bekövetkeznie.

Természetesen az aggregált adatok legfeljebb annyit mutatnak, hogy a foglalkoztatás 1997–1998 táján elkezdődött növekedése valamilyen okból megtört, ám legfeljebb gyanút ébreszthetnek a minimálbér-emelés esetleges szerepét illetően. A gyanút azonban tovább táplálják a Munkaerő-felvételből és a Bértarifa-felvételből származó csoportosított adatok. Az 5. *ábrán* a már korábban definiált 60 munkaerőcsoport foglalkoztatási rátájának változását ábrázoltuk 2000 és 2001 negyedik negyedéve között (függőleges tengely) annak függvényében, hogy a minimálbér-emelés milyen mértékben érintette az adott csoport átlagkeresetét (vízszintes tengely). Jól látható, hogy az erősen érintett csoportok foglalkoztatása kedvezőtlenebbül alakult.

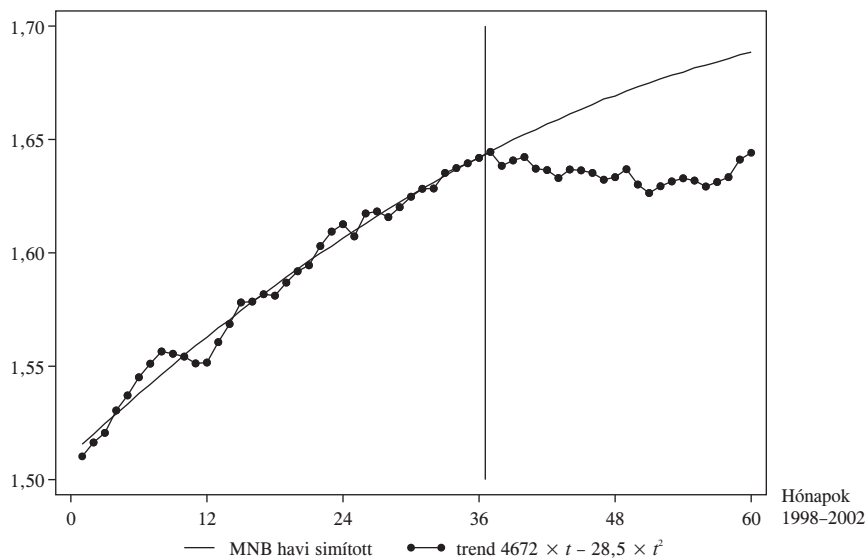
A minimálbér-emelést megelőzően, 1998–1999-ben, illetve 1999–2000-ben az alacsony bérű – ennél fogva 2001-ben erősen érintett – csoportok foglalkoztatási rátája más csoportokéhoz hasonlóan vagy annál kedvezőbben alakult. Ezt világosan mutatják a 3. *táblázat* regressziós becslései.

<sup>11</sup> A MNB által simított adatok hozzáférhetővé tételéért ezúton mondunk köszönetet *Ferenczi Barnabás*nak.

## 3. ábra

Foglalkoztatás 1998 és 2002 között

(szezonálisan kiigazított havi szintek, millió fő, a mezőgazdaság és a közszféra nélkül)

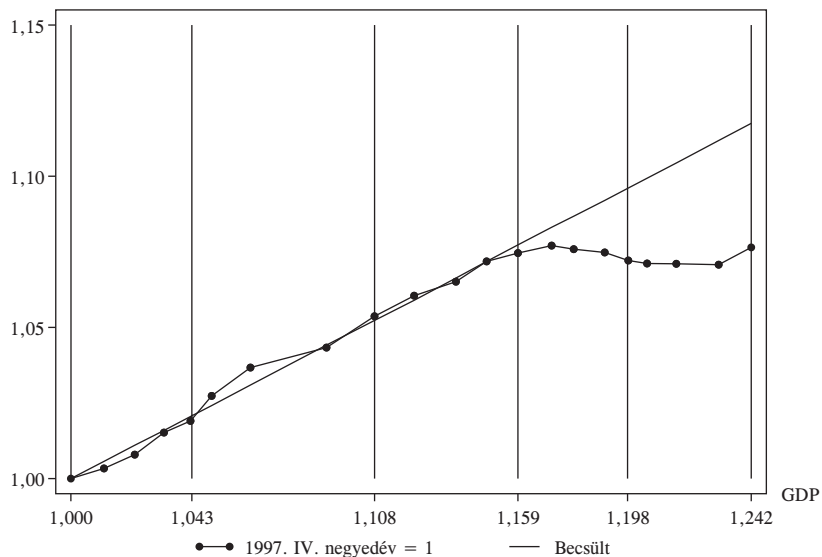


Forrás: KSH munkaerő-felvételek, MNB általi szezonális kiigazítás.

## 4. ábra

Negyedéves GDP- és szezonális kiigazított foglalkoztatási adatok, 1998–2002

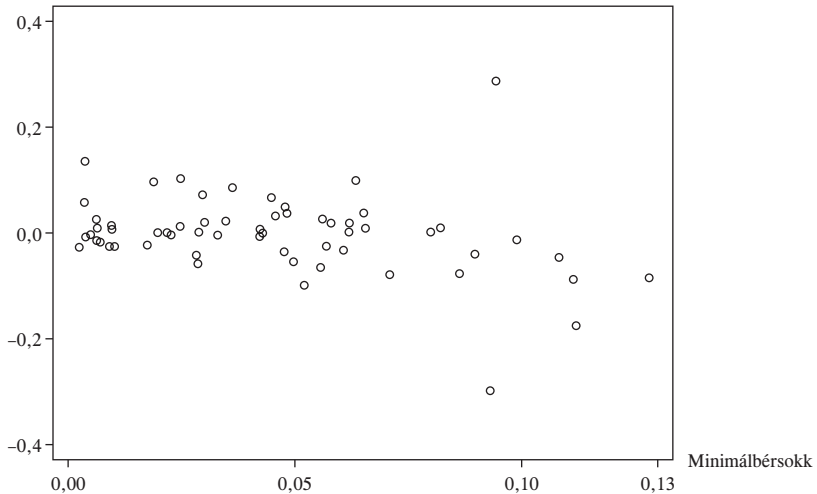
(szezonálisan kiigazított havi szintek, millió fő, a mezőgazdaság és a közszféra nélkül)

Forrás: KSH munkaerő-felvételek, MNB általi szezonális kiigazítás; GDP: KSH, [www.ksh.hu/stadat](http://www.ksh.hu/stadat).

## 5. ábra

A minimálbérsokk és a foglalkoztatás változása 60 demográfiai csoportban  
(2000 IV. és 2001 IV. negyedéve között)

A foglalkoztatási ráta  
változása 2000 és  
2001 IV. negyedéve  
között (log)



Forrás: KSH Munkaerő-felvételek (foglalkoztatás), Bértarifa-felvétel, 2000 (bérek).

Úgy tűnik, a legalapvetőbb nyers adatok sem támasztják alá azt az elterjedt nézetet, hogy az első minimálbér-emelést követően nem történt érdemleges változás a foglalkoztatás szintjében és szerkezetében. A tanulmány további részében megpróbálunk megalapozottabb modellek segítségével érvelni amellyel, hogy a nyers adatok alapján megfigyelt összefüggések más tényezőket azonosnak tekintve is érvényesek: a minimálbér-emelés számottevő foglalkoztatási veszteségekhez vezetett.

Az empirikus kutatások érdeklődésének homlokterében mind az Egyesült Államokban, mind Nyugat-Európában a fiatal munkavállalók – elsősorban a tizenévesek –, illetve az alacsony bérű iparágakban dolgozók állnak, mi azonban úgy találtuk, hogy a magyarországi eset releváns szempontjai másutt keresendők. Magyarországon a minimálbérhez közeli béreken foglalkoztatottak túlnyomó többsége (háromnegyede) 25–54 év közötti, csak 1/5-ük fiatalabb 25 évnél, a tizenévesek részaránya pedig a 2 százalékot sem éri el. Ezzel szemben a minimálbérhez közeli béreken foglalkoztatottak erős koncentrációját figyelhetjük meg az *alacsony vállalati szolgálati idővel* rendelkező dolgozók körében. Az alacsony bérű dolgozók 20-25 százaléka egy évnél rövidebb ideje, 38 százaléka két évnél rövidebb ideje, 60 százaléka pedig öt évnél rövidebb ideje van a vállalatánál (miközben csak 4-5 százalékuk van öt évnél rövidebb ideje jelen a munkaerőpiacon).<sup>12</sup> További sajátosság, hogy minimálbérhez közeli keresetek elsősorban a kisvállalati szférában fordulnak elő. A Munkaerő-felvétel, illetve a Bértarifa-felvétel alapján úgy becsülhetjük, hogy 2001 tavaszán a minimálbéresek 15–20 százaléka 5 főnél, nagyjából 60

<sup>12</sup> Az adatok a Munkaerő-felvétel 2001. II. negyedévi hullámából származnak, és a minimálbér tiszszázalékos környezetében keresőkre vonatkoznak (lásd *Kertesi-Köllő* [2003a]).

## 3. táblázat

A 2001. évi minimálbér-emelésben eltérően érintett csoportok foglalkoztatásának alakulása, 1998–2001

[függő változó: log(foglalkoztatottak arányának változása), megfigyelési egység: az 1. táblázatban szereplő 60 (40) csoport]

	1998–1999		1999–2000		2000–2001	
	összes	alacsony iskolázottságúak	összes	alacsony iskolázottságúak	összes	alacsony iskolázottságúak
Legkisebb négyzetek módszere						
$\ln(\omega)$	-0,0936 (0,24)	-0,3682 (0,58)	0,9986 (3,32)	0,9987 (2,52)	-0,5431 (1,89)	-0,9566 (2,04)
Kor > 55	0,1601 (5,05)	0,1572 (3,53)	0,2574 (10,76)	0,3294 (11,83)	0,0596 (2,60)	0,0626 (1,90)
Konstans	0,0086	0,0319	-0,0291	-0,0396	0,0096	0,0396
$F$	13,77	7,52	58,4	70,2	6,6	5,32
Sign $F$	0,0000	0,0018	0,0000	0,0000	0,0026	0,0093
$N$	60	40	60	40	60	40
Robusztus regresszió						
$\ln(\omega)$	0,2962 (1,39)	0,7803 (1,82)	0,3809 (2,35)	0,5619 (2,42)	-0,5880 (2,69)	-1,249 (3,76)
Kor > 55	0,1381 (8,07)	0,2693 (8,91)	0,2019 (15,50)	0,2437 (14,93)	0,0253 (1,42)	0,0036 (0,15)
Konstans	-0,0024	-0,0325	-0,0015	-0,0164	0,0182	0,0674
$F$	32,7	39,9	120,6	112,9	6,28	8,39
Sign $F$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0035	0,0010
$N$	60	40	60	40	59	39

*Megjegyzés:* a foglalkoztatást a Munkaerő-felvétel módszertana szerint mérjük. A foglalkoztatási ráta a nappali tagozatos tanulók és öregségi nyugdíjasok kizárásával számított munkavállalási korú népességre vonatkozik 1999–2000 és 2000–2001-ben. 1998–1999-ben a munkavállalási korú népességre, mert a tanuló-státus számbevételének változása (1999) miatt a későbbi években alkalmazott szűkítésre nincs mód.

*Forrás:* KSH munkaerő-felvételek (foglalkoztatás és népesség) és Bértarifa-felvétel, 2001 (bérsokk).

százaléka 20 főnél, hozzávetőlegesen 70 százaléká pedig 50 főnél kevesebb alkalmazottat foglalkoztató vállalkozásoknál dolgozott (Kertesi–Köllő [2003a]).

A minimálbér foglalkoztatási következményeit tárgyaló vizsgálódásnak tehát Magyarországon nem a legfiatalabb foglalkoztatottakat és az alacsony iskolázottságúakat kell az elemzés központjába helyezni, hanem a kisvállalati szektort, valamint a belső munkaerőpiacok nagy forgalmú belépési és kilépési kapuit. A rendelkezésünkre álló adatok alapján három különböző oldalról tudjuk ezt a nagyobb kérdéskört alaposabban megvizsgálni. Először egy kisvállalatokból álló, 2000–2001. évi panelmintán megvizsgáljuk, hogy a minimálbér 2001. évi felemelése milyen bér- és foglalkoztatási alkalmazkodással járt. A következő pontokban a minimálbér-emelésnek a munkapiaci áramlásokra gyakorolt hatását vesszük szemügyre. Előbb a minimálbérhez közeli, illetve a némileg magasabb béreken alkalmazott foglalkoztatottak állásvesztési esélyeit vetjük össze, majd az

ellentétes irányú áramlást, az alacsony bérű munkanélküliek elhelyezkedési esélyeit vizsgáljuk. Mivel e három elemző fejezet más-más adatbázisokból von le a következtetéseket, a megfelelő helyen adunk teret a módszertani megjegyzéseknek.

### Foglalkoztatás a kisvállalati szektorban, 2000–2001

A minimálbér-emelés a magyar kisvállalatok többségét az elé a választás elé állította, hogy vagy magasabb béreket fizet alacsony bérű dolgozóinak, vagy elbocsát közülük egyeseket. Az alternatíva természetesen nem kizárólagos: egy vállalat egyszerre élhet az alkalmazkodás mindkét módjával, sőt az is elképzelhető, hogy ha az elbocsátás eszközzel él, az nem hagyja érintetlenül a magasabb bérű alkalmazottainak foglalkoztatását sem.

Várakozásunk szerint a minimálbér-emelést követő bérnövekedés – minthogy kétség-telenül exogén hatásra következett be – a szokásosnál erősebb foglalkoztatási reakciót vált ki. Ezt a hatást a (2) feltételes tényezőkeresleti egyenlet révén ragadhatjuk meg:

$$\Delta \ln(L)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(q)_i + \alpha_2 \Delta \ln(w)_i + \alpha_3 Z_i + \alpha_4 Y_i + v_i, \quad (2)$$

ahol  $L$ ,  $q$ ,  $w$  képviseli a létszámot, az outputot és a vállalati reálátlagbért,  $Z$  és  $Y$  a kontrollváltozókat,  $\alpha_2$  pedig az érdeklődésünk tárgyát képező foglalkoztatási bérrugalmasságot. Ha nem állnak rendelkezésre közvetlen információk arról, hogy a vállalatok a minimálbér-emelés következtében milyen mértékű bérsokknak lettek kitéve, akkor a kutató nem nagyon tehet mást, mint hogy a (2) egyenletnek megfelelő módon, a megfigyelt bérváltozások hatását vizsgálja időben. (Ezt az eljárást követi például *Kim-Taylor* [1995] tanulmánya a kaliforniai kiskereskedelemről.) Megbízhatóbb mérés végezhető akkor, ha valamilyen közvetlen információ ( $F$ ,  $\omega$  vagy valamilyen más mérőszám) is rendelkezésre áll arról, hogy a gazdaság szereplőit mekkora bérsokk érte a minimálbér-emelés következtében. Ezt az eljárást követi például *Machin-Manning-Rahman* [2003] tanulmánya, amely a (2) egyenlethez hasonló modellt becslő oly módon, hogy  $\Delta w$  instrumentumaként a minimálbérsokk egy mérőszámát használja fel (egy, a mi  $\omega$ -ánkhoz hasonló változót).

A minimálbérsokk hatását a *bérek* változására explicit módon is modellezhetjük:

$$\Delta \ln(w)_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(\omega)_i + \beta_2 X_i + \beta_3 Y_i + u_i, \quad (3)$$

és többféle módon is beépíthetjük a keresleti egyenletbe. Az egyik lehetőség, hogy a (3) béregyenlet regresszorait *exogénként* kezeljük, és a béregyenletet behelyettesítjük a (2) keresleti egyenletbe. Az így becsülhető paraméter  $\partial L / \partial \omega = \alpha_2 \beta_1$ , egyszerre tükrözi a kereslet rugalmasságát és a minimálbér-rendelkezés végrehajtását a vállalatok részéről.

Végezetül, a (2) és a (3) egyenletekből álló rendszer szimultán is becsülhető, amennyiben eleget tesz az identifikációs feltételeknek. Ezt a megoldást választjuk a (4) specifikáció becsülésével:

$$\Delta \ln(w)_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_{1j} \{ \ln(\omega)_i \cdot U_{ij} \} + \beta_2 \pi_i^0 + u_i, \quad (4)$$

$$\Delta \ln(L)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(q)_i + \alpha_2 \Delta \ln(w)_i + \alpha_3 \ln(K/L)_i^0 + \alpha_4 X_i + v_i, \quad (5)$$

ahol  $\Delta \ln(L)$  a létszám,  $\Delta \ln(w)$  és  $\Delta \ln(q)$  pedig a munkaerőköltség, illetve az anyagmentes árbevétel logaritmikus (nagyjából: százalékos) változása reálértéken számolva, azaz termelői árindekszel diszkontálva,  $\mathbf{X}$  pedig regionális és iparági dummy változók vektora.

A béregyenlet specifikációjának megválasztásakor feltételeztük, hogy a bérek (a mini-



málbársokk adott értéke mellett) a nyereségesebb cégek esetében gyorsabban nőnek, mivel ezek inkább képesek jövedelmükön osztozni alkalmazottaikkal. Arra számítottunk, hogy a rossz foglalkoztatási helyzetű régiókban inkább eleget tesznek a minimálbér-szabályozás rendelkezéseinek, mert a bérek ott általában alacsonyabbak, s ezért a kötelező emelés elmulasztása a törzsállomány elvesztésével fenyegetne. Hogy e lehetséges nemlinearitást megragadjuk, a minimálbársokk változóját a helyi munkanélküli-ráták alapján megkülönböztetett régiócsoportok dummy változóival interaktív módon szerepeltetjük a béregyenletben. Előrejelzésünk szerint a  $\beta_{ij}$  paramétereknek – az alacsonytól a magas munkanélküliségű régiók felé haladva – emelkedniük kell. A foglalkoztatási egyenletben a munkakínálati hatásokat regionális dummy változókkal, a minimálbársokkal össze nem függő konjunkturális tényezőket pedig ágazatváltozókkal ellenőrizzük. A bázisidőszaki tőke–munka arány változóját azért vontuk be, mert a tőkeintenzív vállalatokról feltételeztük, hogy azok – legalábbis rövid távon – kevésbé hajlamosak elbocsátani dolgozóikat.

A bér, illetve az output exogenitását Durbin–Wu–Hausmann-próbával, a túlidentifikáltságot Sargant-próbával, a kizárási korlátozásokat pedig a foglalkoztatási egyenletről kizárt exogén változók együttes szignifikanciáját vizsgáló  $F$ -próbával vizsgáltuk. A próbák alapján a bért endogénként, a kibocsátást pedig exogénként kezelve, a háromlépcsős legkisebb négyzetek módszerével (3SLS) becsültük a rendszert.

**Adatok.** A létszám-, a bérköltség- és az outputadatok a 5–20 fős vállalatok mérlegadataiból származnak. A mintát a 2000. és 2001. évi Bértarifa-felvételben egyaránt szereplő vállalatokra korlátoztuk. A minimálbársokk ( $\omega$ ) változóját a 2000. májusi Bértarifa-felvétel vállalati szintre aggregált egyéni béradataiból számítottuk ki. Ezt azért tehettük meg, mert a 5–20 fős kisvállalati kategóriában – a Bértarifa-felvétel általános szabályaitól eltérően – az adatfelvétel minden dolgozóra kiterjed, ami lehetővé tette  $F$ , illetve  $\omega$  megbízható mérését.

**Mintaszelekció.** A kisvállalatok a Bértarifa-felvétel keresztmetszeti mintáiba a négyjegyű szakágazati besorolás kategóriáin belüli véletlen kiválasztás útján kerülnek be. Durván 12 százalékos mintavételi arányt alapul véve, a felvétel célsokaságának ismeretében arra számítottunk, hogy egy körülbelül 350 vállalatból álló mintát tudunk kétéves panelmintában nyomon követni. Valójában a 2000. és a 2001. évben egyaránt megfigyelt kisvállalatok száma a mintában 2008 volt. Ez megkérdőjelezi az egymást követő keresztmetszeti minták függetlenségét, azonban – jelen elemzés szempontjából szerencsés módon – a vártnál lényegesen nagyobb esetszámú mintát bocsát a rendelkezésünkre. A 2008 kisvállalat közül 1818 olyan vállalatot találtunk, amelyre nézve rendelkezünk az előbbiekből ismertett modell becsléséhez szükséges összes változóval. A 4. táblázat alapján képet alkothatunk arról, hogy panelminta összetétele milyen irányban és mértékben tér el a bázisidőszak keresztmetszeti mintájának összetételétől.

A bázisidőszakban 2874 kisvállalatot figyeltünk meg a Bértarifa-felvételben. Ezekhez a vállalatokhoz képest a kisvállalati panelbe bekerült 1818 vállalat létszám tekintetében átlagosan nagyobb volt, bázisidőszaki profitját tekintve, átlagosan nyereségesebb volt, és a bázisidőszakban kevesebb minimálbér alatti béren foglalkoztatott dolgozóval rendelkezett. Mindez arra utal, hogy modellünk *alulbecsüli* a minimálbársokk által kiváltott esetlegesen kedvezőtlen foglalkoztatási következményeket.

**Leíró statisztikák.** A becslésünk alapjául szolgáló minta medián vállalatának 2000-ben 13 alkalmazottja volt; közülük nagyjából 5-nek volt a bére alacsonyabb a bázisidőszakban a 40 000 forintra megemelt minimálbérnél. Mint az 5. táblázat mutatja, a minimálbársokk erősségének függvényében meredeken emelkedtek a reálbérköltségek: (6,2, 9,1, 17,7 és 30,5 százalék), ugyanakkor az átlagos vállalati létszám meredeken csökken (+4,5, -0,7, -5,4 és -9,0 százalék).

4. táblázat  
Kisvállalati panel, 2000–2001\* (mintaszekleciót mérő probit becslések)

Minta	Függő = 1, ha	Foglalkoztatottak száma	Alacsony bértűk aránya	Veszteséges 2000-ben	Pszéudo R <sup>2</sup>	Esetszám
2000-ben megfigyelték	2001-ben is megfigyelték	0,0012 (2,43)	-0,1074 (4,96)	-0,1239 (5,93)	0,0209	2874
2000-ben és 2001-ben megfigyelték	valamennyi adattal rendelkezik (1818)	0,0036 (2,51)	-0,0099 (0,60)	-0,0581 (3,17)	0,0166	2008

\* A táblázat a marginális hatásokat mutatja.

5. táblázat  
Évi átlagos teljesítménymutatók – kisvállalati panel, 2000–2001

Minimálbér-sokk ( $\omega$ ) (százalék)	Alacsonybértűk aránya 2000. májusában (százalék)	Átlagos $\omega$ (százalék)	Átlagos logaritmikus változás (a bázisidőszaki létszámmal súlyozva)		A vállalatok száma		
			átlagos bértököltség/termelői árindex kereset	létszám		termelés	állóeszközök
0	0,0	0,0	0,125	0,062	0,045	0,132	468
0–10	27,4	3,2	0,158	0,091	-0,007	0,047	632
10–25	74,1	16,6	0,279	0,177	-0,054	0,148	319
25–100	95,9	35,9	0,399	0,305	-0,090	0,119	399
	43,5	11,9	0,224	0,146	-0,020	0,108	1,818

Forrás: Vállalati mérlegállomány, 2000, 2001, éves adatok.

**Becslési eredmények.** A becslési eredményeket a 6. táblázat mutatja be. A bérköltségeknek a minimálbérsokkra mért rugalmassága a 0,65 és 0,77 közötti tartományban mozog, a munkáltató régiójának foglalkoztatási helyzetétől függően. A magasabb helyi munkanélküliségi rátájú kistérségekben magasabb elaszticitásokat kapunk. A bázisidőszaki nyereség hatásiránya a várttal egyező. A munkaerő-keresleti egyenletben 0,25 értékű termelési, illetve  $-0,41$  értékű bérköltség-rugalmassági értéket kaptunk. A tőkeintenzív vállalatok, a vártak megfelelő módon, az átlagnál kevésbé csökkentették létszámukat.

6. táblázat

A (4)–(5) egyenletrendszer 3SLS becslése – kisvállalati panel

	Koefficiens	Standard hiba
<i>Függő: reál-munkaerőköltség változása (log)</i>		
Log minimumbérsokk $\times$ 1. Régiókvartilis	0,6554 ***	0,0537
Log minimumbérsokk $\times$ 2. Régiókvartilis	0,7071 ***	0,0674
Log minimumbérsokk $\times$ 3. Régiókvartilis	0,7629 ***	0,0678
Log minimumbérsokk $\times$ 4. Régiókvartilis	0,7703 ***	0,1049
Profit 2000	0,0003 **	0,0001
Konstans	0,1247	
$\chi^2$	305,861	0,0000
<i>Függő: foglalkoztatásváltozás (log)</i>		
Log outputváltozás	0,2522 ***	0,0242
Log reál-munkaerőköltség változás	$-0,4089$ ***	0,1029
Tárgyi eszközök/dolgozó 2000	0,0006 *	0,0004
Iparági dummy változók <sup>4</sup> (10)	igen	0,0794 <sup>4</sup>
Regionális dummy változók <sup>4</sup> (17)	igen	0,3322 <sup>4</sup>
Konstans	0,1299	
$\chi^2$	140,125	0,0000
Specifikációs próbák		
Exogenitás: munkaerőköltség ( $P >  t $ ) <sup>1</sup>	0,001	
Exogenitás: output ( $P >  t $ ) <sup>1</sup>	0,272	
Túlidentifikáltság ( $P(\chi^2)$ ) <sup>2</sup>	0,051	
Kizárási restriktciók ( $P > F$ ) <sup>3</sup>	0,002	

<sup>1</sup> Durbin–Wu–Hausmann-próba.<sup>2</sup> Sargent-próba.<sup>3</sup> A kizárt exogén változók együttes szignifikanciája.<sup>4</sup>  $F$ -próba az együttes szignifikanciára. Az eseteket a bázisidőszaki foglalkoztatással súlyoztuk.

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

Az alternatív specifikációk hasonló eredményeket adtak. A Machin–Manning–Rachman-féle eljárást követve a bérelaszticitás  $-0,43$ -nak adódik. A béregyenletet a keresletibe helyettesítve az OLS becslés  $\partial L / \partial \omega = -0,31$ , ami nem különbözik érdemben a 3SLS eredmények alapján számított regionális rugalmasságok kicsivel  $-0,3$  alatti átlagától.

Mit mondhatunk ezeknek a becsléseknek az alapján a minimálbérsokk foglalkoztatási hatásának nagyságáról? Az ország legrosszabb foglalkoztatási helyzetű régióiban a minimálbérsokk által indukált 1 százalékos bérnövekedés 0,32 százalékos létszámcsökkenéshez vezetett. A munkanélküli ráta alacsonyabb kvartilisei felé haladva, a megfelelő elaszticitások értékei rendre csökkennek:  $-0,31$ ,  $-0,29$ ,  $-0,27$ . Egy 20 főt foglalkoztató alacsony bérű vállalat ( $F > 0,25$  és  $\bar{\omega} = 0,36$ ), ha alacsony munkanélküliségű régióban volt a telephelye, átlagban 1,9 állást veszített, ha magas munkanélküliségű régióban akkor 2,4-et. Az alacsony bérű dolgozók 10–25 százalékos részaránya mellett ( $\bar{\omega} = 0,165$ ) ezek a

régióspecifikus veszteségek alacsonyabbak: átlagban 0,6, illetve 0,7 állás megszűnésével számolhatunk. A minimálbársokk átlagos értékén mérve, és az átlagos elaszticitással számolva, a húszfős cégekben átlagosan 0,7 állás szűnt meg. A KSH adatközlése szerint az 5–20 főt alkalmazó kisvállalati szférának a bázisidőszakban összességében 328 000 foglalkoztatottja volt. Ha adatainkat erre a bázisra vetítjük, akkor arra az eredményre jutunk, hogy a 2001. évi minimálbér-emelés következtében a kisvállalati szektorban mintegy 12 000 állás szűnt meg – zömében éppen azokban a kistérségekben, amelyek amúgy is szűkében voltak a munkahelyeknek. Természetesen mindez csak a rövid távú hatást érzékelteti, és alsó becslésnek tekinthető, mert mintánk a viszonylag jól működő, magas bérű cégek javára torzított.

A zsebbe fizetés gyakorlata nem torzítja az eredményeinket. Amennyiben a vállalatok egy része csupán papíron alkalmazta a dolgozóit minimálbéren, az azt jelentené, hogy a minimálbéren bejelentett dolgozók egy részének munkaerőköltsége nagymértékben, másoké kismértékben – csupán a két minimálbér adóteher-különbözetével – emelkedett. Ha azonban nem a  $\omega$ , hanem a pontosan mért  $F$  mutatót szerepeltetjük a modellben, hasonló nagyságrendű munkahely-veszteséget becslünk.

A hatás felülbecslésére akkor kell számítanunk, ha az erősen érintett vállalatok a minimálbér-emelés hatására formálisan elbocsátották dolgozóik egy részét, majd szolgáltatásaikat vállalkozási szerződéses formára áttérve vásárolták meg. Ilyen esetben a munkainput kisebb mértékben csökken, mint amit a mérlegadatok mutatnak, igaz, valószínűleg a munka díjazása sem nő olyan mértékben, mint amit az alkalmazottként ottmaradtak bérnövekedése jelez, illetve amire az alacsony bérű dolgozók bázisidőszaki aránya alapján számítanánk. Az ilyen manipuláció azonban kimutatható, mivel a nem bérjellegű költségek emelkedésével jár. Előfordulását a (6) és (7) egyenlet becslésével vizsgáljuk:

$$\Delta \ln(W)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(q)_i + \alpha_2 \ln(\omega)_i + u_i, \quad (6)$$

$$\Delta \ln(C)_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(q)_i + \beta_2 \ln(\omega)_i + v_i, \quad (7)$$

ahol  $W$  a bértömeg,  $C$  pedig a nem bér jellegű költségek összege (anyagköltség, eladott áruk beszerzési értéke, egyéb),  $q$  továbbra is a reálkibocsátást,  $\omega$  pedig a minimálbársokkot jelöli. A munkainput fenti értelemben vett „formaváltozására” egyfelől  $\beta_2$  magas értéke utalna, másfelől pedig  $E(\mathbf{uv}) < 0$ , a reziduumok negatív korrelációja. (Utóbbi azt jelezné, hogy azokban a vállalatokban, ahol a bértömeg nem emelkedett az „elvárható” mértékben, azaz  $u_i$  negatív volt, viszonylag gyorsan nőttek a nem bér jellegű költségek, azaz,  $v_i$  pozitív volt). Mint a 7. táblázatban látható,  $\beta_2 = -0,0183$  ( $t = 0,42$ ), azaz a minimálbér-emeléssel erősen sújtott cégeknél *nem* növekedtek gyorsabban a nem bér jellegű költségek, a maradéktagok pedig  $-0,0108$  szinten korreláltak, azaz a bértömeg tipikusan lassabb növekedése *nem* járt együtt a nem bér jellegű költségek tipikusan gyorsabb növekedésével. Hasonló eredményt kapunk, ha a (6) egyenletben nem a bértömeget, hanem a létszámot szerepeltetjük.

Végezetül ki kell térnünk arra a kérdésre, vajon nem áll-e fenn valamiféle általánosan érvényes kapcsolat az alacsony kereseti *szint* és a foglalkoztatás *változása* között. (Ha igen, akkor az alacsony bérű vállalatoknál végbement 2001. évi foglalkoztatáscsökkenést tévesen tulajdonítjuk a minimálbér-emelés hatásának.) Ilyen kapcsolatot teremthet, ha az alacsony kereseti szint a gyenge vállalati teljesítmény jele – és a fenyegető leépülés előjele. Elképzelhető az is, hogy a bérkiigazítás késedelmességéről van szó: a  $t$ -edik évi alacsony bérszintet a  $(t + 1)$ -edik évben gyors bérnövekedés és foglalkoztatáscsökkenés követi.

Mivel az 5–10 fős vállalatokat a Bértarifa-felvételben csak 1999-től kezdve figyelték meg, csupán két évpárt tudunk összehasonlítani (8. táblázat). Látható, hogy az induló

7. táblázat

A (6)–(7) egyenletrendszer OLS becslése – kisvállalati panel

Függő változó:	$\Delta \ln(W)$		$\Delta \ln(C)$	
$\Delta \ln(q)$	0,2747	(9,80)	0,8608	(58,7)
$\ln(\omega)$	0,4527	(5,38)	-0,0183	(0,42)
Konstans	0,0915		-0,0009	
$R^2$	0,0644		-0,6552	

A maradékok korrelációja -0,0103, Breusch–Pagan  $\chi^2 = 0,191$  (0,662)

bérszint és a foglalkoztatásváltozás között 1999–2000-ben negatív és nem szignifikáns, 2000–2001-ben viszont pozitív és szignifikáns kapcsolat volt. Hasonlóképpen, az alacsony bérű munkavállalók aránya és a foglalkoztatásváltozás között pozitív és nem szignifikáns, a minimálbéremelés évében viszont negatív és szignifikáns kapcsolat állt fenn.

8. táblázat

Bérszint és foglalkoztatásváltozás (OLS) – kisvállalati panel

Függő változó: a létszám változása (log)	1999–2000		2000–2001	
Átlagkereset a bázisidőszakban (log)	-0,014	0,40	0,056	3,49
Alacsonybérűek aránya 2000-ben ( $w < 38,685$ forint $\rightarrow$ 1–16. percentilis)			-0,121	4,51
Alacsony bérűek aránya 1999-ben (1–16. percentilis $\rightarrow w < 34,953$ forint)	0,004	0,06		

### Állásvesztési esélyek 2001-ben

Ebben a pontban abból a tényből indulunk ki, hogy a kormányzat döntése véletlenszerűen osztja két részre az alacsony bérű populációt. Azok, akik kicsivel az új minimálbér felett kerestek, képzettség és munkafajta tekintetében erősen hasonlítanak a közvetlenül érintetteknek, de a foglalkoztatási esélyük nem romlik, sőt a helyettesítés miatt még javulhat is.<sup>13</sup> Erre építünk, amikor a *minimálbéren fizettek* és a *kicsit többet keresők* állásvesztési valószínűségét tanulmányozzuk a Munkaerő-felvétel 2001 I–IV. negyedévi adatai alapján.

Megközelítésünk hasonló a *Currie–Fallick* [1996] és *Abowd és szerzőtársai* [1997] tanulmányokban alkalmazotthoz: egy „kezelésben részesült” és egy „kontrollcsoportot” különböztetünk meg, az előbbibe azok tartoznak, akik 2001 első negyedévében a bruttó minimálbér 90–110 százalékát keresték, utóbbiba azok, akik 110–125 százalékot. Azt várjuk, hogy az előbbi csoport tagjai nagyobb valószínűséggel veszítették el az állásukat, mint az utóbbiak. Mivel az alacsony bérek és a magas állásvesztési (kilépési) esély együttesen jellemző a munkaerőpiac alsó szegmensében, a vizsgálatot azokra korlátozzuk, akik 2001 tavaszán már legalább két éve dolgoztak az állásukban.

<sup>13</sup> Ez csak akkor nincs így, ha az ő béreik is emelkednek, például azért, mert a vállalat fenn kívánja tartani a megfelelő ösztönzés érdekében kialakított bérskáláját. Mint tárgyaltuk, a 2001. évi minimálbér-emelést követően a bérek az átlagosnál gyorsabban emelkedtek egészen a 40. kereseti percentilisig, miközben a közvetlenül érintettek a 2000. évi eloszlás 1–16. percentilisben foglaltak helyet, az emelkedés azonban sokkal nagyobb mértékű volt a közvetlenül érintettek körében.

**Modell.** Mint *Jenkins* [1995] megmutatta, amennyiben megfigyelési egységnek az egyének adott hosszúságú (esetünkben negyedéves) foglalkoztatási periódusait választjuk, akkor az állásvesztés feltételes valószínűsége egy időfüggvénnyel kiegészített logit modellel becsülhető:

$$h(t \mid X, t, w) = \text{Prob}(t < \tau < t + 1 \mid X, w) = \frac{1}{1 + e^{-[\alpha + \beta w + X\gamma + f(t)]}}, \quad (8)$$

ahol  $t$  az állásban eltöltött idő,  $\tau$  a munkaviszony hossza annak megszakadásakor,  $w$  a bér (melyet dummy változókkal írunk le),  $X$  a kontrollváltozók vektora,  $f(t)$  pedig a kilépési esélynek az időtől való függését ragadja meg.

**Minta és adatok.** A mintában azok, a munkahelyükön legalább két éve dolgozó, teljes munkaidős alkalmazottak szerepelnek, akiket a KSH a 2001 II. negyedévi Munkaerő-felvételben (kivételesen) megkérdezett a keresetükről. A mintába tartozókat 2001 végéig követtük. Azért nem használtuk ki a Munkaerő-felvételben lehetséges leghosszabb követési időszakot (5 negyedév), mert 2002 januárjában a kontrollmintát ugyanolyan jellegű hatás érte, mint a „kezelt csoportot” 2001 januárjában. Ily módon a becslési minta 22 315 negyedéves foglalkoztatási periódusból áll.

A Bértarifa-felvétel adatait felhasználva, megvizsgáltuk, helytálló-e az a feltevés, hogy a minimálbér 90–110 százalékát keresők korábban a minimálbér alatt kerestek, a kontrollcsoport tagjai pedig nem. Itt ismét a bérváltozások elemzésében már felhasznált kvázipanelre támaszkodunk. A 2001-ben a minimálbér 90–110 százalékát keresők zöme (83,6 százalék) valóban az új minimálbér szintje alatt keresett 2000-ben, ugyanakkor a kontrollmintába tartozóknak csak 54,4 százaléka keresett a minimálbér felett.<sup>14</sup> Mivel a rosszul osztályozott esetek nagy része a kontrollmintában van, eljárásunk alábecsüli a minimálbér esetleges hatását.<sup>15</sup>

A kontrollváltozók között a nem, az életkor, a foglalkozás jellege, a szakszervezeti tagság, a munkaszerződés jellege, a kistérségi munkanélküliség, egy ágazati változó és a naptári időt mérő dummy szerepelnek. Az alaphazardot leíró függvényt [ $f(t) = e^{-t}$ ] úgy választottuk meg, hogy érzékeny legyen az állásvesztési esély különbségeire a viszonylag rövid munkaviszonyok tartományában.<sup>16</sup> A becslést elvégeztük úgy is, hogy a helyi munkanélküliségi rátát összeszoroztuk a bérszintet jelző dummy változókkal. Az interaktív változók paramétereiből következtethetünk arra, hogy a minimálbér-emeléssel közvetlenül érintett csoportban erősebbek-e vagy gyengébbek a regionális különbségek. Ha a hatások alapvetően keresletiek, akkor az állásvesztési esélyek munkanélküli-rátával növekvő különbségeit várjuk az érintett csoportban.

**Eredmények.** A minimálbéren fizetett, munkahelyükön legalább két éve dolgozó munkavállalók esélye arra, hogy állásukat elveszítsék, és *munkanélkülivé* váljanak (azaz: a kikerülés után állást keressenek) 2001 folyamán szignifikánsan magasabb volt, mint a kicsivel a minimálbér felett fizetetteké – ahogy azt a paraméterek egyenlőségét vizsgáló  $F$ -próba mutatja a 9. táblázat alján. Az inaktívvá válás valószínűsége tekintetében a két csoport nem különbözött egymástól.

<sup>14</sup> Az érintettség meghatározásában a 2000. májusi kereset év végi értékét vettük figyelembe az átlagbér-index alapján.

<sup>15</sup> Itt említjük, hogy a minimálbér 90 százalékánál kevesebbet keresőket kizártuk a mintából, mert számításaink szerint e csoportban sok nyugdíj előtt álló ember van, akiknek kilépési esélye ennél fogva magas, továbbá erős mobilitást tapasztalunk e bérkategória és a többi között az említett bértarifapanelben, ami arra utal, hogy a minimálbértől elmaradó kereset gyakran átmeneti okokra vezethető vissza.

<sup>16</sup> Az esetszám nem engedi meg rugalmas alapesély feltételezését, mert a szolgálati év több kategóriájában zérus vagy 100 százalék a kilépők aránya.

## 9. táblázat

Kilépés a foglalkoztatásból 2001 II–IV. negyedében  
(diszkrét időtartam modell, multinomiális logit forma, a mintát a 2001 második negyedében  
megfigyelt keresők negyedéves foglalkoztatási periódusai alkotják)

Kiléptettek vagy elbocsátottak jellemzői	Munkanélkülivé vált		Inaktívvá vált	
	együttható	Z	együttható	Z
Férfi	-0,0948	-0,31	-0,5614	-3,10
Életkor	0,5115	3,39	-0,3338	-6,75
Életkor négyzete	-0,0063	-3,38	0,0041	7,01
Segéd munkás	-0,1559	-0,32	-0,4750	-1,20
Betanított munkás	0,1277	0,33	0,0850	0,34
Szakmunkás	0,2456	0,64	-0,0043	-0,02
Kistérségi munkanélküli ráta (log)	-0,0166	-0,08	0,3708	2,54
Költségvetési szektor	-0,9144	-1,65	-0,0598	-0,22
Szakszervezeti tag	-0,7294	-1,82	0,1420	0,63
Határozatlan idejű munkaszerződés	-0,3426	-0,62	-0,6559	-2,08
Bér 36 000–44 000 forint (kezelt)	1,0592	3,00	0,1078	0,44
Bér 44 000–50 000 forint (kontroll)	0,1494	0,31	0,0600	0,19
Bér 75 000–100 000 forint	-0,5535	-1,14	-0,4572	-1,63
Bér > 100 000 forint	-0,0494	-0,10	-0,3114	-0,97
2001 negyedik negyedév	0,3108	1,09	0,3152	1,79
Exp (–évek a vállalatnál)	4,4246	2,61	-0,2657	-0,09
Konstans	-15,5633	-5,06	2,8677	2,50
Megfigyelések száma		22 315		
–log likelihood		1302,12		
Pszedo $R^2$		0,0525		
$F$ -próba $b_{\text{kezelt}} = b_{\text{kontroll}}$ (munkanélküliség)		4,13 (0,0421)		
$F$ -próba $b_{\text{kezelt}} = b_{\text{kontroll}}$ (inaktivitás)		0,02 (0,8906)		
Együtthatók más specifikációból:				
Bér 36 000–44 000 forint (kezelt) $\times U$	3,9671	2,13	3,6431	2,37
Bér 44 000–50 000 forint (kontroll) $\times U$	-1,3663	-0,38	2,3481	1,27
Bér 50 000–75 000 forint $\times U$	-3,8709	-0,93	3,9035	2,68
Bér 75 000–100 000 forint $\times U$	-10,5781	-1,56	-0,76228	-0,29
Bér > 100 000 forint $\times U$	-8,7551	-1,55	3,2095	1,20

Referenciakategóriák: nem fizikai, bére 75 000–100 000 forint. A standard hibák az egyénekre mint klaszterekre kiigazítottak.

Adatforrás: Munkaerő-felvételek 2001. második, harmadik, negyedik negyedév + második negyedévi kiegészítő felvétel.

A minimálbéren fizettek munkanélkülivé válási esélye erősebben növekedett a kistérségi munkanélküliség szintjével, mint amit a kicsivel többet keresőknel tapasztalunk, de a regionális hatás erőssége csak 0,09 szignifikanciaszinten tekinthető eltérőnek. Az inaktívvá válás esélye ebben az esetben is azonos volt.

A két csoport közötti minimális összetételbeli eltérés nem magyarázhatja az állásvesztési esélykülönbségeket: a kezelt csoport, illetve kontrollcsoport átlagos életkora (39,2 és 40 év) és átlagos szolgálati ideje (6,67 és 7,33 év) a megfigyeltnél nagyságrendileg kisebb különbséget implikálna.



Egy 25 éves, munkahelyén öt éve dolgozó férfi állásvesztési esélye minimálbér esetén (és más változók átlagértéke mellett) éves szinten 0,972 százalékra, kicsivel magasabb bér esetén 0,476 százalékra becsülhető. A példában szereplő két dolgozó esélye arra, hogy nyugdíjig sikerül elkerülnie a munkanélkülivé válást – ilyen kilépési ráta mellett – 67,5, illetve 82,6 százaléknak adódik konstans kilépési valószínűség feltételezésével. [A bennmaradási esély  $(1 - h)^{40}$ ]. Ez a különbség nem elhanyagolható, statisztikailag szignifikáns, és olyanokra vonatkozik, akik a megfigyelt időszakot megelőzően legalább két éve (átlagosan pedig hét éve) stabil állásban dolgoztak. Míg a közvetlenül nem érintett csoportokban semmilyen regionális különbséget sem észleltünk az állásvesztési esélyben (negatívak és nem szignifikánsak a paraméterek), a közvetlenül érintett csoportban a munkanélküli-rátával növekvő kilépési esélyeket figyeltünk meg.

### Elhelyezkedési esélyek 1998–2002-ben

Az ortodox elmélet alapján azt várjuk, hogy a minimálbér-emelést követően nehezebben helyezkednek el azok a munkanélküliek, akik a korábbi állásukban kevesebbet kerestek, mint a megemelt bérküszöb. Ez az egyszerű séma azonban nem veszi tekintetbe, hogy a megemelt minimálbér intenzívebb keresésre ösztönözheti a munkanélkülieket, az álláskeresőként folyó erősebb verseny pedig olcsóbbá teszi a munkaerőt – ezért megnő a munkanélküliek és az üres állások sikeres találkozásának esélye. Különösen igaz lehet ez az elmaradott térségekben, ahol a keresési intenzitás hagyományosan alacsony, és a megemelt minimálbér sokak számára teszi kifizetődővé az álláskeresőt és a munkát.

A bérspecifikus elhelyezkedési esélyek vizsgálatára a Munkaerő-felvétel – béradatak hiányában – nem alkalmas, ezért a kérdést a Foglalkoztatási Hivatal munkanélküliségnyeregiszterének adataira támaszkodva elemezzük. Ezek 172 munkaügyi kirendeltségben, 54 hónapon keresztül (1998. január–2002. június) mutatják a hó eleji állományban levők és az elhelyezkedés miatt kilépők számát iskolai végzettség (három kategória) és bérszint (két kategória) szerint. Csak a peremgyakoróságokat ismerjük, azt tehát nem, hogyan oszlottak meg a segélyezetttek, illetve kilépők bérszint szerint az egyes iskolázottsági kategóriákon *belül*. A következőkben azt vizsgáljuk, hogyan alakult az *alacsony bérű* munkanélküliek kilépési esélye az *alacsony iskolázottságú* (érettségivel nem rendelkező) munkanélküliek kilépési esélyéhez képest.

**Modell.** Eljárásunk hasonló ahhoz, amit *Deere–Murphy–Welch* [1995] követtek, amikor a tizenévesek kilépési esélyét vizsgálták a felnőttekhez képest az amerikai szövetségi minimálbér emelését követően. A (9) panelmodellt becsüljük:

$$\ln(h^{AB})_{it} = \beta_1 \ln(h^{AI})_{it} + \beta_2 \ln(U)_{it} + \beta_3 HD + \beta_4 EVD + c_i + v_{it}, \quad (9)$$

ahol  $h_{it}$  a havi kilépési esély az  $i$ -edik irodában a  $t$ -edik hónapban,  $U$  az irodakörzet munkanélküli rátája,  $HD$  és  $EVD$  hónap és évdummy, az  $AB$  index az alacsony bérűekre, az  $AI$  index az alacsony iskolázottságúakra utal. Mivel  $h^{AB}$  és  $h^{AI}$  viszonya irodáról irodára különbözhet a regionális bérszint függvényében (ahol az átlagbér magas, ott a valamely országos mutató alapján meghatározott „alacsony bérűek” aránya kisebb és átlagos kilépési esélye várhatóan alacsonyabb), az ebből eredő tartós különbségeket a  $c$  fix egyedhatásokkal ragadjuk meg. Várakozásunk szerint  $\beta_1 = 1$ ,  $\beta_2 < 0$  (a munkanélküli-ráta emelkedése, illetve süllyedése esetén az alacsony bérűek relatív elhelyezkedési rátája romlik, illetve javul), és  $\beta_4 = 0$ , azaz bérspecifikus sokkok hiányában az évhatások nem szignifikánsak.

A (9) egyenletet a nyilvánvaló endogenitás miatt, továbbá azért is célszerű instrumen-

tális változókkal (IV) becsülni, mert bizonyos típusú regionális sokkok korrelációt teremthetnek a  $v$  maradéktag és  $h^{AI}$  között. Ha egész gyárakat nyitnak (zárnak be), akkor az alacsony iskolázottságúak elhelyezkedési esélye javul (romlik), az alacsony bérűeké pedig várhatóan kisebb mértékben javul (nagyobb mértékben romlik), mert ilyen esetekben a szokásosnál inkább számíthatunk a bérszint – mint minőségjelzés – szerinti szűrésre. Az ebből eredő korreláció előjele *a priori* nem határozható meg, ezért az OLS együttható torzításának irányát sem ismerjük. Instrumentumként  $h^{AI}$  egy időszakkal késleltetett értékét használjuk azon feltételezés alapján, hogy az említett sokkok jellemzően rövid lefutásúak, ezért miközben  $h^{AI}_{it}$  és  $h^{AI}_{i,t-1}$  korrelált,  $v_{it}$  és  $h^{AI}_{i,t-1}$  nem korrelált.

**Adatok és minta.** A magas és alacsony bérű segélyezett munkanélkülieket a kapott segély alapján különböztetjük meg. Bár a segélyezettek korábbi bére ismert, a jelenértékek számításához több millió egyedi béradatot kellett volna diszkontálni, ennek költsége meghaladta a rendelkezésünkre álló források szabta korlátokat. A munkanélküliség-egysíztart felhasználva azonban megállapíthatjuk, hogy a segély alapján pontosan következtethetünk a munkanélküliség előtti bérrre. A 2001. márciusi segélyes állományban az átlagosnál kisebb segélyt kapók 98,7 százaléka a mediánnál (40 000 forint) kevesebbet keresett, az átlagosnál nagyobb segélyben részesülők 87,9 százaléka pedig a mediánnál többet. Összességében a segély alapján az esetek 92,3 százaléka helyesen osztályozható alacsony vagy magas bérűként.

Alacsony iskolázottságúnak azokat tekintettük, akik nem rendelkeztek érettségivel. Az idézett adatbázisból megállapítható, hogy az alacsony bérűek zöme (81,4 százaléka) alacsony iskolázottságú, az alacsony iskolázottságúaknak azonban csak a fele (48,8 százalék) alacsony bérű, ezért  $h^{AB}$  és  $h^{AI}$  viszonya alapján következtethetünk az alacsony iskolázottságúak csoportján belüli  $h^{AB}|h^{AI}$  bérspecifikus elhelyezkedési esélyekre.

A vizsgált időszakban három irodát érintettek szervezeti változások – ezeket kihagytuk az elemzésből. Az alacsony iskolázottságú kilépők száma néhány esetben zérus volt, ezért a modellt megbecsültük ezen esetek kihagyásával, valamint úgy is, hogy ezekben az időszakokban és irodákban 1/2 fő kilépését feltételeztük – a választás az eredményeket nem érinti.

A regionális különbségeket úgy próbáljuk megragadni, hogy a (9) egyenletet a (10) formában írjuk fel:

$$\ln(h^{AB})_{it} = \beta_1 \ln(h^{AI})_{it} + \beta_2 HD + \sum_{k=1}^4 \beta_3 (U \times T)_{ki} + c_i + v_{it}, \quad (10)$$

ahol  $U$  a munkanélküliségre,  $T$  a minimálbér-emelés utáni időszakra utal.  $(U \times T)_{ki} = 1$  a munkanélküliség alapján képzett  $k$ -adik régiókvartilisbe tartozó  $i$ -edik irodában 2001–2002-ben, egyébként pedig 0. Ez a specifikáció a  $h^{AB}$  és  $h^{AI}$  viszonyában beállott regionális változásokat igyekszik megragadni.

**Eredmények.** A 10. táblázatban közölt becslési eredmények mindenekelőtt azt jelzik, hogy a nem instrumentált modellben  $\beta_1$  lefelé torzított, értéke szignifikánsan kisebb 1-nél, míg az instrumentális változós modellekben egyenlő 1-gyel, azaz a várakozásnak megfelelően, azt jelzi, hogy az alacsony iskolázottságú segélyezettek kilépési rátájának 1 százalékos emelkedése 1 százalékkal növeli az alacsony bérű (és zömmel alacsony iskolázottságú) segélyezettek kilépési rátáját. Ezért a továbbiakban az instrumentális változós eredményeket értékeljük.

A bennünket érdeklő évhathások egyértelműek: míg 1999–2000-ben az alacsony bérűek relatív elhelyezkedési esélye azonos volt a referenciaként szolgáló 1998. évvel, addig 2001-ben 7-8 százalékos romlás, 2002 első félévében pedig újabb 2-3 százalékos romlás következett be. Az évhathások páronkénti egyenlőségének vizsgálata (11. táblázat) arra utal, hogy valóban „rezsímváltás” következett be, a 2000–2001-es évhathások erőteljesen

## 10. táblázat

Az alacsony bérű segélyezett munkanélküliek állásba lépési rátája, 1998–2002

[irodai szintű havi adatok 1998. január–2002. június, fix egyedhatásokat feltelező (FE) panelbecslések, függő változó: az alacsony bérű segélyezettek havi elhelyezkedési rátájának logaritmusai]

Megnevezés	FE – instrumentális becslés		FE	
	a hiányzó értékek helyettesítésével	a hiányzó értékek kihagyásával	a hiányzó értékek helyettesítésével	a hiányzó értékek helyettesítésével
Alacsony iskolázottságúak elhelyezkedési rátája (log): $\beta_1$	1,0242	17,13	0,9560	15,96
Kistérségi munkanélküliség (log)	-0,0191	0,64	-0,0224	0,82
1999	-0,0199	1,80	-0,0199	1,97
2000	-0,0062	0,48	0,0051	0,41
2001	-0,0883	5,88	-0,0742	5,26
2002	-0,1173	6,56	-0,0960	5,83
Konstans	-0,0150	0,007	-0,2346	1,08
Belső $R^2$	0,7190		0,7363	
Általános $R^2$	0,7773		0,7846	
Megfigyelések száma	9116		8975	
Wald $\chi^2$ , illetve $F$ -próba	$\chi^2 = 738,744$		$\chi^2 = 890,437$	
$F$ -próba. $H_0: \beta_1 = 1$	0,16		0,47	
Egyútharók alternatív specifikációkból:				
1.		0,6857		0,4909
				$F = 1502,44$
				591,96
2.	-0,0871	8,42	-0,0778	8,07
				-0,0536
	-0,0863	5,31	-0,0782	5,37
2001–2002 × első kistérségi kvartilis	-0,0548	3,15	-0,0563	3,60
2001–2002 × második kistérségi kvartilis	-0,0967	5,69	-0,0873	5,63
2001–2002 × harmadik kistérségi kvartilis	-0,0992	5,21	-0,0819	4,58
2001–2002 × első kistérségi kvartilis				
	átlag		szórás	
Az alacsony bérű segélyezettek havi elhelyezkedési rátája	0,0658		0,0415	
Az alacsony isk. segélyezettek havi elhelyezkedési rátája	0,0622		0,0381	

Megjegyzés: a munkanélküli-ráta a regisztrált munkanélküliség és a továbbvezetett aktív korú népesség hányadosa, a ráta az irodák által kiszolgált körzetre vonatkozik, Budapest egy körzet. A hónapváltások egyútharóit nem közöljük.

Instrumentum:  $h^{it}$  egy hónappal késleltetett értéke.

## 11. táblázat

Az alacsony bérű segélyezett munkanélküliek állásba lépési rátája, 1998–2002  
(*F*-próba az évvhatások egyenlőségére)

	1999	2000	2001	2002
1998	3,25	0,22	34,5**	43,1**
1999		0,89	17,8**	27,3**
2000			58,5**	63,1**
2001				4,66*

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

különböznek a korábbi évekéitől, egymástól azonban csak 5 százalékos szignifikancia-szinten térnek el.<sup>17</sup>

Az alacsony bérűek relatív elhelyezkedési esélye valamivel nagyobb mértékben romlott azokban a régiókban, ahol magas a munkanélküliség, azaz a harmadik és felső kvartilisben. A regionális hatás nem erős (az interaktív változók együtthatói egymástól nem különböznek szignifikánsan), az azonban kizárható, hogy a minimálbér-emelés után *javult* volna az elesett régiók munkanélkülieinek relatív állástalálási esélye. Ez annál is kevésbé valószínű, mert modellünk alábecsüli az elmaradott és fejlett régiók közötti különbséget. Egy pozitív bérspecifikus sokkal nagyobb mértékben emeli  $h^{AB}$ -t  $h^{AI}$ -hez képest ott, ahol kevés az alacsony bérű munkanélküli, tehát a fejlett térségekben. Ha mégis azt tapasztaljuk, hogy  $h^{AB}$  inkább az elmaradott régiókban esett vissza, az *a fortiori* érv a pozitív hatás feltételezése ellen.

A segélyezett munkanélküliek a munkavállalási korú nem foglalkoztatott népességnek csupán 1/7-ét tették ki a minimálbér-emelés időszakában. Sajnos, adatok hiányában nem végezhető hasonló elemzés szélesebb körre – azonban azt sincs okunk feltételezni, hogy a segélyezett munkanélküliek helyzete különleges lenne az itt vizsgált szempontból, s hogy az itt megfigyelt jelentős változás erre a szűk körre korlátozódna.

## Összegzés

A tanulmányunkban bemutatott elemzés nem nyújt átfogó képet a minimálbér megduplázásának következményeiről. Csak az első emelés hatását vizsgáltuk, azt is csak rövid távon, és elemzésünk nem terjedt ki a nagyobb vállalatokra és a költségvetési szférára.<sup>18</sup> Annyit azonban megállapíthatunk, hogy *a*) a legerősebben érintett kisvállalati szférának abban a részében, amelyről rendelkezésre állnak elemzésre alkalmas adatok, a minimálbér-emelés hatására 2000–2001-ben éves összehasonlításban legalább 3,5 százalékkal csökkent a foglalkoztatás; *b*) a minimálbéren (túl)fizetett munkavállalók kétszer olyan valószínűséggel veszítették el az állásukat 2001 második–negyedik negyedévében – átlagosan hétéves folyamatos munkaviszonyt követően –, mint a náluk kicsit jobban fizettek és *c*) erőteljesen

<sup>17</sup> A szezonális hatások erőteljesek, és jelzik az alacsony bérű állományban bekövetkező időszakos változásokat: augusztustól decemberig a képzetlen munka iránti kereslet alacsony, ugyanakkor a nyáron „munkanélküli-szabadságra” távozott fiatalok egy része ismét munkát keres, ilyenkor  $h^{AB}$  viszonylag magas  $h^{AI}$ -hez képest.

<sup>18</sup> A közepes méretű vállalatokról nem állnak rendelkezésre az *F* vagy  $\omega$  mutatók kiszámításához szükséges adatok. A 300 főnél többet foglalkoztató cégek esetében a (4)–(5) modell negatív, de nem szignifikáns foglalkoztatási hatásra engedett következtetni.

romlott az alacsony bérű segélyezett munkanélküliek elhelyezkedési esélye. Mindez még inkább így történt az elmaradott régiókban.

A minimálbér-emelés tapasztalatainak értékelése a rendelkezésre álló kutatási eredmények birtokában nem könnyű, de nem is reménytelen feladat. A mérleg egyik serpenyőjében a legalacsonyabb bérek növekedése, a kereseti egyenlőtlenség csökkenése áll, amelyet azonban nem tanácsos túlértékelni. A Bértarifa-felvétel adatai szerint a bruttó keresetek d10/d1 decilis rátája a 2000. évi 4,86 értékről 4,18-ra, majd 4,1-re csökkent – ez utóbbi érték azonban még mindig magasabb volt, mint a Bokros-csomag végére (1996) kialakult szint (4,08), és természetesen sokkal magasabb mint az 1986-os (2,6) vagy 1989-es (3,12) érték.

A mérleg másik serpenyőjében először is az azonnali foglalkoztatási veszteség áll, amelynek mértékét néhány kulcsfontosságú területen sikerült kimutatni. Ha a közepes méretű és nagyvállalatokban, továbbá a költségvetésben egyáltalán nem esett vissza a munkaerő-kereslet (amit kétlünk), akkor sem állítható, hogy az emelést sikerült foglalkoztatási veszteség nélkül végrehajtani. Igaz, a munkaerő-kereslet bérelaszticitását egy ségnyinél jóval kisebbre becsülhetjük – az érintett népesség összjövedelme még segélyek hiányában is nagy valószínűséggel növekedett –, ám ez nem feltétlenül jelent *jóléti* nyereséget, mert a munkanélküliség a tárgyban végzett kutatások szerint nagyon súlyosan rontja az érintettek elégedettségét.

A költségek között kell elszámolnunk a minimálbér-emelés tovagyrűző bérhatását, amelynek jelei már 2001-ben is megmutatkoztak, 2002-ben pedig felerősödtek (*Palócz-Tóth [2003]*). Nem ismert ugyan, hogy a gazdasági növekedés lelassulásáért és a versenyképesség csökkenéséért milyen mértékben felelős a hazai bérek gyors növekedése, de ha ez a hatás szerény lenne is, a minimálbér-emelésnek része van benne. Végül, *Halpern és szerzőtársai [2004]* szimulációs kísérletei szerint – amelyek a foglalkoztatási hatást és a szürkegazdaság „kifehéredéséből” eredő esetleges adótöbbletet is figyelembe veszik – az emelések nem csökkentették, hanem növelték a költségvetési hiányt.

Az Orbán-kormány döntése különleges kísérleti helyzetet teremtett annak tanulmányozására is, hogy az elmaradott térségek alacsony foglalkoztatási arányáért milyen mértékben felelősek az alacsony bérekből (és ennél fogva magas segélyekből) eredő ösztönzési problémák. A tanulmányban megvizsgált adatok nem támasztják alá, hogy elsősorban ilyen okok állnának az alacsony foglalkoztatás háttérében. A pozitív hatást eredményező piaci feltételeknél minden régióban erősebbnek bizonyultak a negatív keresleti reakciók. Az egymáshoz hasonló *fajlagos* regionális hatások azt jelentik, hogy az erősebb bérsokk miatt az elmaradott régiók amúgy is alacsony foglalkoztatási szintjére különösen kártékony befolyást gyakorolt a 2001. évi minimálbér-emelés.

### Hivatkozások

- ABOWD, J.–KRAMARZ, F.–LEMIEUX, TH.–MARGOLIS, D. [1997]: Minimum wages and youth employment in France and the US. NBER Working Paper, No. 6111, Cambridge, MA.
- ABOWD, J.–KRAMARZ, F.–MARGOLIS, D. [1999]: Minimum wages and employment in France and the United States. NBER Working Paper, No. W6996.
- AHN, T.–ARCIDIACONO, P. [2003]: Minimum wages and positive employment effects in general equilibrium. Duke University, Department of Economics. [www.econ.duke.edu/~psarcidi](http://www.econ.duke.edu/~psarcidi), március.
- ALATAS, V.–CAMERON, L. [2003]: The impact of minimum wages on employment in a low-income country: an evaluation using the difference-in-difference approach. The World Bank Group Policy Research Working Paper No. 2985, Washington D.C., február.

- BASHKAR, V.–T. To [1999]: Minimum wages in a symmetric model of monopsonistic competition. Kézirat.
- BELL, L. [1997]: The impact of minimum wages in Mexico and Columbia, *Journal of Labor Economics*, 15. 103–105. o.
- BERKI ERZSÉBET [2003]: A 2001–2002. évi minimálbéremelés. OFA, Budapest.
- BROWN, CH. [1999]: Minimum wages, employment, and the distribution of income. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Card, D.* (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3. Elsevier Science B.V.
- BURDETT, K.–MOSTENSEN, D. T. [1989]: Wage differentials, employer size, and unemployment. *International Economic Review*, 39. 257–273. o.
- CAHUC, P.–SAINT-MARTIN, A.–ZYLBERBERG, A. [2001]: The consequences of the minimum wage when other wages are bargained over. *European Economic Review*, 45. 337–352. o.
- CARD, D. [1992a]: Using regional variation in wages to measure the effect of the federal minimum wage, *Industrial and Labor Relations Review*, 46. 22–37. o.
- CARD, D. [1992b]: Do minimum wages reduce employment? A Case study of California. *Industrial and Labor Relations Review*, 46. 38–54. o.
- CARD, D.–KRUEGER, A. B. [1994]: Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry. *American Economic Review*, 84. 772–793. o.
- CARD, D.–KRUEGER, A. B. [1995]: Myth and measurement: The new economics of the minimum wage. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- CARBEIRO, F. G. [2000]: Time series evidence on the employment effect of minimum wages in Brazil. *Economics Research Network Working Paper*, 1–20. o.
- CURRIE, J.–FALLICK, B. [1996]: The minimum wage and the employment of youth. *Journal of Human Resources*, 31. 404–428. o.
- DEERE, D.–MURPHY K.–WELCH, F. [1995]: Employment and the 1990–1991 minimum wage hike. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 85. 232–237. o.
- DOLADO, J.–KARAMARZ, F.–MACHIN, S.–MANNING, A.–MARGOLIS, D.–COEN, T. [1996]: The economic impact of minimum wages in Europe. *Economic Policy*, 23. 319–372. o.
- EHRENBERG, R. G.–SMITH, R. S. [2003]: *Korszerű munkagazdaságtan. Elmélet és közpolitika.* Panem, Budapest.
- EL HAMIDI, F.–TERRELL, K. [1997]: The impact of minimum wages on wage inequality and employment in the formal and informal sector in Costa Rica. *William Davidson Working Paper*, No. 479. The William Davidson Institute, Ann Arbor, MI.
- Falk, A.–E. Fehr–C. Zender [2003]: The behavioral economics of the minimum wage, IZA, Bonn, Kézirat.
- FAZEKAS Károly [2001]: Az aktív korú állástalanok rendszeres szociális segélyezésével és közcélú munkavégzésével kapcsolatos önkormányzati tapasztalatok, *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2001/8.
- FREEMAN, R.–CASTILLO-FREEMAN, A. J. [1992]: When the minimum wage really bites: the effect of the US-level minimum on Puerto Rico. Megjelent: *Borjas, G.–Freeman, R.* (szerk.): *Immigration and the work force.* The University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA [2001a]: Járadékjogosultság és elhelyezkedési esélyek. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2001/8.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA [2001b]: A munkanélküli-ellátás változásának hatása a munkanélküliek segélyezésére és elhelyezkedésére. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2001/8.
- GALASI PÉTER–NAGY GYULA [2002]: Járadékjogosultsági időtartam és elhelyezkedés. *Közgazdasági Szemle*, 2. sz.
- HALPERN LÁSZLÓ–KERTESI GÁBOR–KOREN MIKLÓS–KÖLLŐ JÁNOS–KÖRÖSI GÁBOR–VINCZE JÁNOS [2003]: A bérpolitika és a foglalkoztatáspolitikai nemzetgazdasági összefüggéseinek makrogazdasági elemzése a kelet-európai új piacgazdasági körülmények között. FMM–MTA KTK, Budapest.
- HALPERN LÁSZLÓ–KOREN MIKLÓS–KÖRÖSI GÁBOR–VINCZE JÁNOS [2004]: A minimálbér költségvetési hatásai. *Közgazdasági Szemle*, 4. sz. 325–345. o.
- JENKINS, S. [1993]: Easy estimation methods for discrete-time duration data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 129–138. o.



- KAITZ, H. [1970]: Experience of the past: the national minimum, in: Youth unemployment and minimum wages. Bulletin No. 1657, US department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Washington, DC. 30–54. o.
- KATZ, L.–KRUEGER, A. B. [1992]: The effect of the minim wage on the fast-food industry. *Industrial and Labor Relations Review*, 46. 6–21. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2002]: Ágazati bérkülönbségek Magyarországon. OFA, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2003a]: The implications of nearly doubling the minimum wage, *Budapest Working Papers on the Labour Market*, 6. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2003b]: Ágazati bérkülönbségek Magyarországon, I–II. rész. *Közgazdasági Szemle*, 11. és 12. sz.
- KIM, T.–TAYLOR, L.J. [1995]: The employment effect in retail trade of California's 1988 minimum wage increase, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13. 175–182. o.
- KÖLLŐ JÁNOS [2001a]: Hozzászólás az elmaradt minimálbérvitához. *Közgazdasági Szemle*, 12. sz.
- KÖLLŐ JÁNOS [2001b]: A segélyezett munkanélküliek álláskilátásai 1994-ben és 2001-ben. *Budapest Working Papers on the Labour Market*, 6. sz.
- KÓRÖSI GÁBOR [1998]: Labour demand during transition in Hungary. *Econometric analysis of Hungarian firms 1986-1995*. *Budapest Working Papers on the Labour Market*, 5. sz. Institute of Economics – Budapest University of Economics, Budapest.
- KÓRÖSI GÁBOR [2000]: A vállalatok munkaerőkereslete. *Budapest Working Papers on the Labour Market*, 3. sz. Institute of Economics–Budapest University of Economics, Budapest.
- MALONEY, W. F.–MENDEZ, J. N. [2003]: Measuring the impact of minimum wages: evidence from Latin America. NBER Working Paper, 9800. NBER, Cambridge, MA
- MACHIN, S.–MANNING, A. [1994]: The effects of minimum wages on wage dispersion and employment: Evidence from UK wages councils. *Industrial and Labor Relations Review*, 47. 319–329. o.
- MACHIN, S.–MANNING, A.–RAHMAN, L. [2003]: Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages in a low wage sector. *Journal of the European Economic Association*, 1(1) 154–180. o.
- MINCER, J. [1976]: Unemployment effect of minimum wages. *Journal of Political Economy*. 84. 87–104. o.
- MORTENSEN, D. [1986]: Job search and labor market analysis. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. North Holland.
- NEUMANN LÁSZLÓ [2001]: Van-e munkaerő-piaci hatása a decentralizált kollektív alknak Magyarországon? *Közgazdasági Szemle*, 5. sz.
- NEUMARK, D.–WASCHER, W. [1994]: Employment effects of minimum and subminimum wages: Reply to Card, Katz and Krueger. *Industrial and Labor Relations Review*, 47. 497–512. o.
- NEUMARK, D.–WASCHER W. [2002]: State-level estimates of minimum wage effects. *The Journal of Human Resources*, 37. 35–62. o.
- PALÓCZ ÉVA–TÓTH ISTVÁN JÁNOS [2003]: A 2002. évi bérnövekedés okai. MKIK GVI Kutatási Füzetek, 1. sz.
- PEREIRA, S. C. [1999]: The impact of minimum wages on youth employment in Portugal. Onderzoekcentrum Financieel Economisch Beleid, OCFEB Research Memorandum 0004, Rotterdam.
- PETTENGIL, J. [1981]: The long-run impact of a minimum wage on employment and the wage structure. Report of the Minimum Wage Study Commission, Vol. VI. US Government Printing Office, Washington, DC. 63–104. o.
- RAMA, M. [2000]: The consequences of doubling the minimum wage: the case of Indonesia. *Industrial and Labor Relations Review*, 54. 864–881. o.
- REBITZER, J.–TAYLOR, L. [1995]: The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas. *Journal of Public Economics*, 56. 245–255. o.
- STANDING, G.–VAUGHAN-WHITEHEAD, W. [1995]: Minimum wages in Central and Eastern Europe: From protection to destitution. CEU Press, Budapest–London–New York.



## Függelék

### 1. A 2001. évi minimálbér-sokk és a tényleges bérek emelkedése

A minimálbér-emelés előírásainak végrehajtását legegyszerűbben az 1. táblázat csoportjait alapul véve ellenőrizhetjük. A  $\Delta \ln(w) = b \ln(\omega) + cX + u$  típusú egyszerű leíró regressziók<sup>19</sup> alapján – amelyeknek eredményeit az *F1. táblázatban* közöljük – azt látjuk, hogy egy 1 százalékkal magasabb minimálbér-sokk nagyjából 1 százalékkal magasabb átlagos javadalmazásban öltött testet 2001 májusában 2000 májusához képest, akár alapbérben, akár teljes keresetben mérjük a javadalmazást.

*F1. táblázat*

A bérsokk ( $\omega$ ) által kiváltott tényleges bérnövekedés regressziós becslése, 2000–2001 (60 csoport, robusztus regressziók)

Függő változó	$\ln(\omega)$	FELSŐFOK	Konstans	$F$	$F$ -próba: $b = 1$
$\Delta \ln(\text{alapbér})$	0,9598 (9,05)	0,0180 (2,49)	0,1283	49,37 (0,0000)	0,14 (0,71)
$\Delta \ln(\text{teljes kereset})$	0,9988 (8,37)	0,0073 (0,90)	0,1093	50,73 (0,0000)	0,00 (0,99)

Megfigyelési egység: három iskolázottsági szintet, öt korcsoportot és négy helyi munkanélküli-ráta kvartilist tartalmazó 60 kombinált csoport. A helyi munkanélküli-ráták kvartilisei 151 kistérség 2000. májusi adatain alapulnak.

Előtte/utána: 2000. május/2001. május. *Forrás:* 2000., 2001. évi Bértarifa-felvételek.

Megbízhatóbb eredményeket kapunk, ha a mérést vállalati vagy iparági szinten végezzük el, és azt ellenőrizzük, hogy a bérsokk milyen mértékben hatott a reálbérköltségekre vagy a teljes reál-munkaerőköltségekre, amennyiben a termelékenységnövekedés értékét és egyéb bér meghatározó tényezők értékét rögzítjük. *Béreköltségen* (BK) a bérjellegű kifizetések (a pótlékok és prémiumok összegével megnövelt alapbér) és a tb-járulékok együttes összegét értjük. *Teljes munkaerőköltségen* (TMK) pedig az egyéb személyi kifizetésekkel (szerződéses díjakkal, honoráriumokkal, illetve egyéb eseti kifizetésekkel) megnövelt bérköltséget. Az egyes munkaerőköltség-komponensek részarányai 2000-ben a következők voltak: a bérjellegű kifizetéseké 64,0 százalék, a tb-járulékoké 24,4 százalék, illetve az egyéb személyi kifizetéseké 20,6 százalék. Mivel az egyéb személyi kifizetések részben nyereségrészesedési jellegű keresetelemeket is tartalmaznak, illetve olyan kifizetéseket is, amelyeket nem az adott vállalatban dolgozó személyek kapnak kézhez, ezért úgy gondoljuk, hogy a bérköltségmutató (BK) jobban közelíti annak az elméleti mérőszámnak (a vállalati munkaerőköltségnek) az értékét, amely a vállalat erőforrásokkal való gazdálkodását végül is meghatározza, mint az egyéb személyi kifizetésekkel megnövelt teljes munkaerőköltség (TMK) mutatója. Ennek ellenére a számításokat mindkét függő változóra (BK, TMK) nézve elvégezzük.

A Pénzügyminisztérium 2000. és 2001. évi mérlegadataira (melyek 2000-ben 20 601 vállalat, 2001-ben pedig 21 722 vállalat adatait tartalmazták), illetve az OMK bértarifa-felvételeinek egyéni adatfájljaira támaszkodva végeztük el a számításokat. Minthogy a

<sup>19</sup> Az egyenletek kontrollként tartalmaznak egy dummy változót, mellyel megkülönböztettük az érettségi-vel vagy felsőfokú végzettséggel rendelkező csoportokat a többitől abból a célból, hogy kontrolláljuk az abból adódó különbségeket, nevezetesen: ezekben a csoportokban az egyéb kereseti összetevők aránya az alaphérekhez képest csökkent, ami a bérsokkhoz képest gyorsabb alaphér-emelkedést eredményezhet. (Ez a teljes keresetre nem érvényes.)

Bértarifa-felvétel mintavételi eljárásából adódóan a bérsokk mértékét kifejező  $\omega$  mutatót megbízható módon egyedül a kisvállalatok esetében tudnánk csak megbecsülni, négyjegyű szakágazati szintre aggregált adatokkal dolgoztunk. A modellt, amelynek révén megbecsültük, milyen mértékben hajtották végre a vállalatok a minimálbér-emeléssel kapcsolatos szabályozás előírásait, (11)–(12) szimultán egyenletrendszer írja le:

$$\Delta \ln(w)_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(q)_i + \beta_2 \Delta \ln(q/L)_i + \beta_3 FU_i + \beta_4 X_i + u_i, \quad (11)$$

$$\Delta \ln(L)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(q)_i + \alpha_2 \Delta \ln(w)_i + \alpha_3 Z_i + v_i, \quad (12)$$

ahol  $w$  képviseli a szakágazati bérköltséget vagy a teljes munkaerőköltséget;  $\omega$  jelenti a minimálbér-emelés által kiváltott azonnali bérsokk mértékét;  $q$  és  $L$  jelölik a szakágazati output-, illetve létszámadatokat,  $FU$  a szakszervezeti szervezettség egy mutatója (a kollektív szerződés által lefedett dolgozók aránya a szakágazaton belül),<sup>20</sup>  $X$  és  $Z$  kontrollváltozók,<sup>21</sup> a  $\Delta$ -k pedig 2000 és 2001 közötti változásokra utalnak. A pénzben kifejezett adatokat két-, három- vagy négyjegyű ágazati termelői árindex adatokkal (35 különböző értékkel) diszkontáltuk. A modell figyelembe veszi, hogy a termelékenység változását részben a foglalkoztatás alakulása befolyásolja, a termelékenység azonban a béreken keresztül visszahat a foglalkoztatásra. A béregyenletet a feltételes tényezőkeresleti egyenlettel szimultán becsültük. Érdeklődésünk tárgya a  $\beta_1$  paraméter, amelynek előre jelzett értéke 1 abban az esetben, ha a vállalatok maradéktalanul eleget tettek a minimálbér-emelés előírásainak.

Az *F2. táblázat* a modell kétfajta (SURE és 3SLS) becslési eredményeit tartalmazza. A 3SLS becslésekben a foglalkoztatást és a bért (s így a termelékenységet) endogén változóként kezeltük. A bérváltozást ( $w$ -t) bérköltséggel (BK) mérő modellváltozatban az érdeklődésünk tárgyát képező  $\beta_1$  paraméter erősen szignifikáns, és értéke – várakozásainkkal egyező módon – közel van 1-hez: a SURE becslés paramétere 0,94, a 3SLS-becslés paramétere pedig éppen 1. A bérváltozást ( $w$ -t) a teljes munkaerőköltséggel (TMK) mérő változatban a bérsokk ( $\omega$ ) hatására alacsonyabb értékű paramétereket kaptunk – 0,87-et SURE becslés, illetve 0,95-öt a 3SLS becslés esetében –, ami arra utal, hogy azok a szakágazatok, amelyeket a minimálbér-emelés által az átlagnál erősebb bérsokk ért, az egyéb személyi kifizetések bizonyos komponenseit erőteljesebben megkurtíthatják.

<sup>20</sup> A szervezettségi adatok forrása az OMK 1998. évi adatfelvétele a kollektív szerződésekről. Lásd erről: Neumann [2002] és Kertesi–Köllő [2002] tanulmányát.

<sup>21</sup> A béregyenlet kontrollváltozója a helyi munkanélküli-ráták szakágazati szintre átlagolt értéke, amelyet az adott szakágazat foglalkoztatottjainak regionális eloszlása alapján számítottunk ki. A tényezőkeresleti egyenlet kontrollváltozója pedig a kisvállalatoknál (5–25 fő) foglalkoztatottak aránya a szakágazatban.

## F2. táblázat

A 2001. évi minimálbér-emelés bérhatása

[a (11)–(12) egyenletrendszer becslése, megfigyelések száma: 432 szakágazat]

Megnevezés	SURE		3SLS	
	Béreköltség		Teljes munkaerőköltség	
Minimálbérsokk	0,9442 (7,26)	1,0049 (7,57)	0,8650 (5,65)	0,9530 (6,06)
Termelékenység	0,2150 (7,08)	0,0492 (1,13)	0,2919 (8,14)	0,0627 (1,22)
Szervezettség	0,0451 (2,56)	0,0366 (2,02)	0,0832 (4,01)	0,0771 (3,59)
Átlagos log munkanélküli-ráta	0,0091 (0,48)	0,0132 (0,69)	-0,0071 (0,32)	-0,0043 (0,19)
Konstans	0,0863	0,1161	0,0469	0,0783
$R^2$	0,1599	0,1442	0,1300	0,1083
	Létszám		Létszám	
Termelés	0,4914 (7,57)	0,4733 (17,87)	0,4956 (19,06)	0,4701 (17,77)
Béreköltség (teljes munkaerőköltség)	-0,4335 (8,88)	-0,2678 (2,09)	-0,4186 (10,01)	-0,1377 (1,15)
Kisvállalatok (5–25) részaránya	0,0374 (1,31)	0,0350 (1,21)	0,0832 (1,82)	0,0505 (1,63)
Konstans	-0,0407	-0,0512	-0,0341	-0,0600
$R^2$	0,4523	0,4597	0,4530	0,4530

Megfigyelési egység: négy számjegyű szakágazatok, 2000/2001. A pénzbeli aggregátumok termelői árindexszel korrigált adatok, és a két év közötti változások logaritmusában vannak megadva. Bázisidőszaki létszámmal súlyozott adatok. A SLS egyenletek exogén regresszorokként 9 szektordummit is tartalmaznak.

*Forrás:* Vállalati mérlegadatok, kivéve: minimálbérsokk (Bértarifa-felvétel), szervezettség (Bértarifa-felvétel, 1998) és termelői árindex (KSH STADAT).