

KÖLLŐ JÁNOS

Hozzászólás az elmaradt minimálbérvitához

A magyar kormány 2001-ben 57 százalékkal emelte a minimálbért, e sorok írásakor pedig újabb 25–44 százalékos emelésről tárgyal az immár egyetértő szakszervezetekkel. A tanulmány e lépés foglalkoztatási következményeinek felméréséhez szeretne támpontokat nyújtani. Az elemzés a tranzlog költségfüggvényből származtatott, heterogén munkát feltételező tényezőkeresleti függvényeken alapul. A becslések szerint a nagyvállalatok képzetlen munkaerő iránti keresletét magas saját bér rugalmasság jellemzi, továbbá nagyfokú helyettesíthetőség a képzetlen munka és a tőke között. Az eredmények alapján valószínűtlennek tűnik, hogy a minimálbér megduplázása ne csökkentse az alacsony bérű munkavállalók iránti keresletet, még ha igaz is, hogy e hatást (elvileg) különböző kereslet-, illetve kínálatoldali tényezők ellensúlyozhatják.*

Vannak-e támpontjaink egy olyan merész társadalmi kísérlet hatásainak megítéléséhez, mint a minimálbér (több mint) megduplázása 366 nap alatt? A szerteágazó témán belül egyetlen részkérdés – a lehetséges munkaerő-keresleti hatások – megvitatásához szeretne hozzájárulni a tanulmány, mely eredetileg nem alkalmi cikknek íródott, hanem a magyar nagyvállalatok különböző munkafajták iránti keresletének visszatekintő elemzéséhez (Kőrösi [1998], [2000], Kertesi–Köllő [2001a], [2001b]) próbált adalékokkal szolgálni.

Egy hirtelen, jelentős minimálbér-emelés akár érintetlenül is hagyhatja a foglalkoztatást, ha a negatív keresleti és pozitív kínálati hatások éppen kiegyenlítik egymást. Elképzelhető, hogy a keresleti hatások nehezen megfigyelhető utakon: a munkaidő csökkenésén, a szezonális és konjunkturális alkalmazkodás felerősödésén keresztül jutnak érvényre. A hatást szétterítheti a kormányzati beavatkozást követő spontán bér-alkalmazkodás, melynek következtében (mint a későbbiekben kitérünk rá), még növekedhet is a képzetlen munka iránti kereslet. Csak az nem képzelhető el, amiben 2001 őszén egyetérteni látszik a kormány, a szakszervezet és a sajtó (továbbá, hallgatásából ítélve, a közgazdász szakma is): hogy semmi sem történik, ami nem csak hihetetlen, hanem fölöttébb nyugtalanító hír is lenne, hiszen egy erőforrás árának kétszámjegyű emelkedése csak rosszul működő – rugalmatlan, árakra érzéketlen – gazdaságokban maradhat következmény nélkül. A magyar gazdaság nem ilyen, ezért hasznosabb, ha energiánkat eleve a lehetséges következmények feltérképezésére összpontosítjuk.

* Az elhelyezkedő munkanélküliekre vonatkozó adatok A munkanélküli ellátó rendszer 2000. évi átalakításának hatásvizsgálata című kutatásból származnak, amelyet a Munkaerő-piaci Alap irányítótestülete finanszírozott. A keresleti becslések a PHARE-ACE P98-1150 R számú, Kőrösi Gábor vezette kutatás keretében készültek. A szerző köszönetet mond Kertesi Gábornak és Kőrösi Gábornak a kutatáshoz nyújtott segítségükért.

A cikk bevezető része felhívja a figyelmet, hogy a 2001. évi minimálbér-emelés effektív volt, érzékelhető befolyást gyakorolt a munkaerőpiac alsó szegmensének kereseteloszlására. Ennek bemutatására egy, az elhelyezkedő járadékos munkanélküliekre vonatkozó 2001. évi felvétel adatait használjuk. A második rész ismerteti a különböző munkafajták iránti keresletet elemző modellt, melyet 1996–1999. évi nagyvállalati adatokat használva becslünk. A rövid záró rész az alacsony bérű munkaerő foglalkoztatására ható egyéb tényezőket tárgyalja.

A minimálbér-emelés hatásáról

2001. március 18. és április 7. között teljes körű kérdőíves adatfelvétel készült az állásba lépő járadékos munkanélküliekről: a segélymegszüntető határozatokat kiállító munkaügyi kirendeltségek rövid interjút készítettek mindenkivel, aki ebben az időszakban létesített munkaviszonyt. A gépi nyilvántartás szerint elhelyezkedettek 88 százalékával, 8339 fővel sikerült a kérdőívet kitölteni, a sikeres megkérdezések 87 százaléka esetében áll rendelkezésre az elfogadott bérre vonatkozó teljes értékű adat. Az elemzésben felhasználjuk egy korábbi, 1994. március 22. és április 21. között, azonos módszerrel lefolytatott vizsgálat eredményeit (*Köllő-Nagy* [1995]).

A március–áprilisban állásba lépett munkanélküliektől megkérdeztük, mekkora bruttó keresetre számítanak az elhelyezkedést követő hónapokban minimálisan és maximálisan. A munkanélküliség előtti keresetről két adat állt rendelkezésre: a segélyszámfejtés alapján szolgáló bér (átlagos bruttó kereset az utolsó négy negyedévben), valamint a kérdezett saját közlése az utolsó havi bruttó keresetről. Megkérdeztük továbbá, hogy az elhelyezkedő hogyan értékeli a keresetének *változását* egy egyszerű háromelemű skálán (nőtt, nem változott, csökkent). A *Függelék 1. részében* tárgyaljuk, hogy az így nyert adatok mennyire megbízhatók. Az elhelyezkedőknek fizetett bérek eloszlását iskolai fokozatonként az *1. ábra* mutatja. (A bért a közölt maximum és minimum átlagaként határoztuk meg). Az 1994. évi ábrákon függőleges vonal jelöli a minimálbért – a 2001. éveiken erre nem volt szükség.

A hisztogramokból kibontakozó kép önmagért beszél: a 2001. évi eloszlások balról csontoltak, az alacsonyabb iskolai fokozatok esetében olyan mértékig, hogy az „eloszlás” kifejezés nem is igazán illik rájuk. A vizsgált időszakban elhelyezkedettek 31,2 százalékát fix minimálbéren, további 17,6 százalékát a minimálbért alig meghaladó kereset ígéretével vették fel. (Azok, akik keresetük alsó határaként 40 ezer forintot jelöltek meg, átlagosan 42,3 ezer forintos havi keresetre számítottak.) A legfeljebb általános iskolát végzettek 35 százalékát, a szakmunkások 33 százalékát, az érettségizettek és diplomások 25 százalékát a vállalatok fix minimálbéren alkalmazták.¹ 1994-ben, noha a minimálbéren felvettek aránya magasabb volt, mint amit a szabad piacokat jellemző (lognormális) béreloszlás esetében várnánk, a torzulás sokkal kisebb fokú volt.

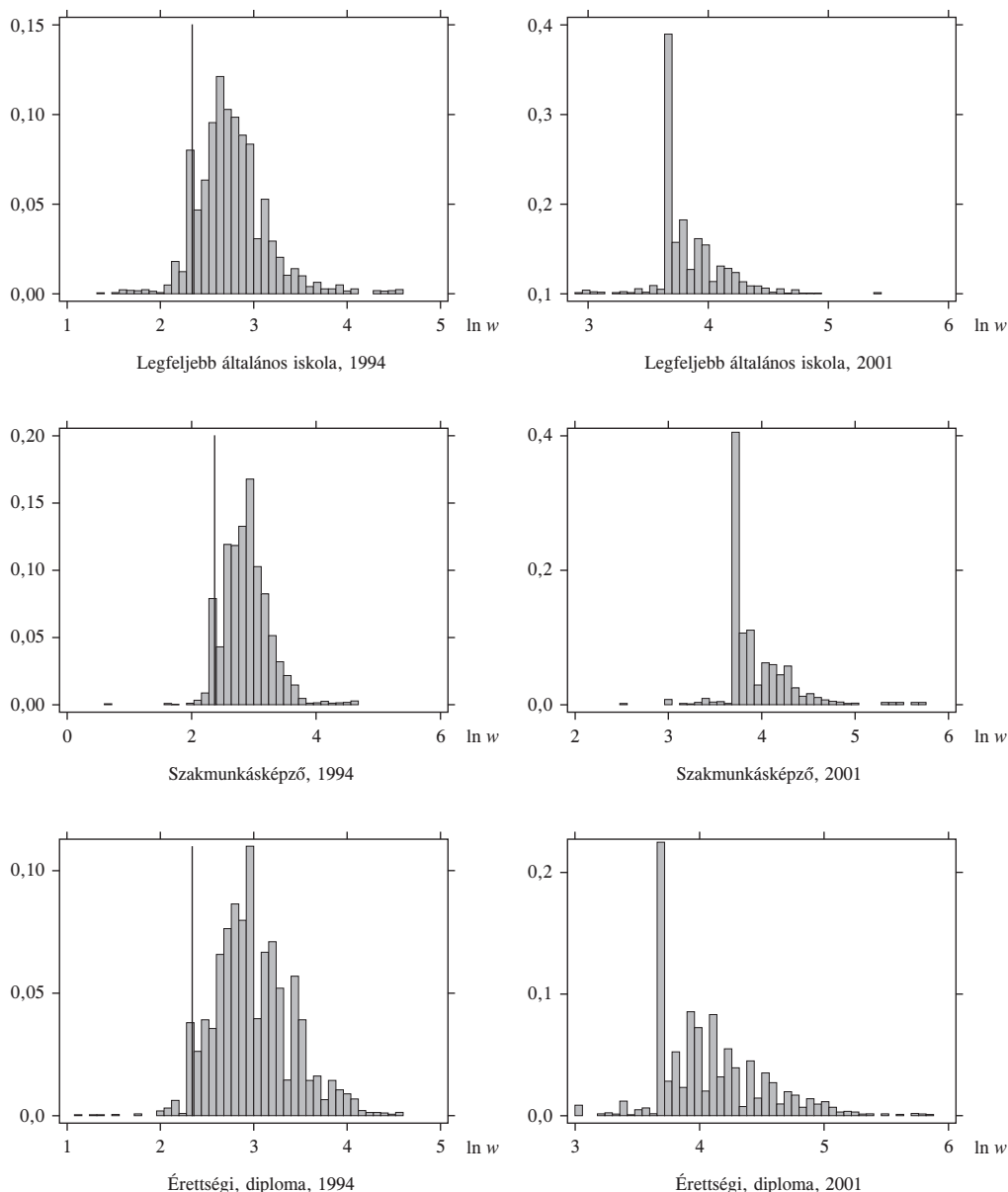
Hogy valami történt, azt az 1994. évi és 2001. évi reálkereset-változások összehasonlítása is jelzi. Az *1. táblázatban* a munkanélküliség előtti és utáni bért hasonlítjuk össze, reálértékben. Látható, hogy az 1994. és 2001. évi bérváltozások lényegében egybeesnek közepes vagy magas korábbi kereset esetén, de 2001-ben sokkal erősebb növekedést figyelhetünk meg a 40. percentilis alatti tartományban. (A 2001. márciusi járadékos állomány szinte pontosan ekkora részének, 1–37. percentilis csoportjának a korábbi keresete maradt el reálértékben a megemelt minimálbértől.²)

¹ A minimálbérnél kisebb összeget a teljes munkaidőben felvettek közül csupán 102 fő jelölt meg.

² Az *1. táblázatban* megfigyelhető az a sajátosság, hogy a magas keresetűek veszítenek, az alacsonybérű-

1. ábra

A munkanélküliség utáni bruttó kereset logaritmusának eloszlása, 1994, 2001



ek pedig nyernek, amikor hosszabb-rövidebb munkanélküliség után újból állásba lépnek. Ennek legfőbb oka az úgynevezett átlaghoz húzás. Ha a régi és az új bér (x és y) is véletlen változó, együttes eloszlásuk normális, m^x és m^y az átlaguk, s^x és s^y a szórásuk, továbbá r az x és y közötti korreláció, akkor az új kereset várható értéke a régire mint feltételre vonatkoztatva: $E(y|x) = m^y + r(x - m^x)(s^y/s^x)$. Mivel $r < 1$, a bérek befelé húznak. (Lásd *Keuzenkamp* [2000] 124–125. o.) A galtoni „*regression to the mean*” jelensége mögött meghúzódó esetleges további, szisztematikus munkaerő-piaci okokról lásd például *Burda–Mertens* [2001], illetve *Köllő–Nagy* [1995].

1. táblázat

Az elhelyezkedő munkanélküliek munkanélküliség utáni keresete a munkanélküliség előtti kereset százalékában, reálértékben,* alacsony és magas korábbi bér esetén

Megnevezés	Korábbi keresete alapján			
	1–40. percentilis		41–100. percentilis	
	1994	2001	1994	2001
Új kereset/régi (reál), átlag	128,1	148,6	89,3	88,1
Új kereset/régi (reál), medián	118,7	144,9	90,1	87,8
Keresete nőtt**	56,4	70,3	34,2	34,6
Keresete csökkent**	16,1	9,9	29,4	31,1

*A régi keresetet az országos nominálbér index felhasználásával hoztuk 2001. márciusi értékre.

**A válaszadó értékelése szerint.

Nem kerülhetjük meg az örökzöld kérdést, hogy a „minimálbéren bejelentetteknek” tényleg a minimálbért fizetik-e. A felhasznált adatok a *munkavállalók* – semmilyen adó-kötelezettséggel nem járó – bevállalásán alapulnak, mégis elképzelhető, hogy torzítottak, hiszen hivatalban, a hivatalosság képviselői előtt adott válaszokból származnak.

Itt vesszük hasznát annak a kérdésnek, amellyel a bérváltozás szubjektív értékelését tudakoltuk. Feltesszük, hogy amikor arra a kérdésre felelt a válaszadó, hogy saját megítélése szerint nőtt-e vagy csökkent a bére, a valóságnak megfelelő véleményt közölt – legalábbis nem állt érdekében, hogy ne ezt tegye. Abban az almintában, amelyet a következőkben részletesen megvizsgálunk, a kérdezettek 48,6 százaléka számolt be nyereségről. Azoknak a száma, akiknél reálbéryanereséget *mértünk*, összehasonlítva az új bért a segélymeghatározás alapjául szolgáló hivatalos (diszkontált) régi bérrel, ehhez nagyon közel állt: 50,6 százalék volt. Ha azonban azt vizsgáljuk, hogyan viszonyult egymáshoz a kétféleképpen definiált nyertesek száma a kis- és nagyvállalatok között mozgó csoportokon *belül*, akkor érdekes részletek tárulnak fel (2. táblázat).

A mikrovállalatok között mozgó 82,7 százaléka esetében mértünk nyereséget az új és a hivatalos régi bér összehasonlításával, de csak 64 százaléka számolt be bérnövekedésről. Két eset lehetséges: vagy az „igazi” régi bérük volt magasabb, mint a hivatalosan nyilvántartott, vagy az „igazi” új bérük alacsonyabb, mint amennyit a kérdezőnek mondtak. Melyik esetről lehet szó?

A mikrovállalatokból nagyvállalatokhoz átkerülők esetében 9,3 százalékkal mérjük magasabbnak a nyertesek arányát, ha inkább a béradatoknak hiszünk, mint maguknak az elhelyezkedőknek. A fordított irányban – nagyvállalatokból mikrovállalatokba tartók esetében – a két arányszám majdnem megegyezik (a differencia 2,1 százalék). Ugyanezt az aszimmetriát látjuk a kis- és a nagy-, illetve a mikro- és kisvállalatok között mozgó munkaerőnél, bár az eltérések kisebbek. Ha a mikrovállalatok esetében látott diszparitás oka az lenne, hogy a belépőket alacsonyabb béren alkalmazzák, mint amennyit ők a kérdezéskor mondtak, akkor elsősorban az oda *belépők* körében lenne alacsonyabb a bérnövekedésről beszámoló aránya a kereseti adatok alapján mért arányhoz képest. Nem ez a helyzet: az onnét *kikerülők* esetében látunk különösen éles ellentmondást a kétféle adat között. Ennek nemigen lehet más oka, mint hogy sokan többet kerestek a *munkanélküliség előtt*, mint amennyi a papírjaikon szerepelt. 2001 tavaszán a fordított irányú torzítás (a bemondottnál kisebb tényleges kereset) valamivel ritkábban fordulhatott elő.

Az 5–50 fős vállalatok adatai lényegesen kisebb torzításra utalnak, az ötven fősnél nagyobbaknál pedig csupán néhány százalékponttal tér el egymástól a kétféleképpen kalkulált adat. A különböző méretkategóriák között mozgó munkanélküliek számát is figye-

2. táblázat

Bérnyereség az elhelyezkedő munkanélküliek értékelése szerint, illetve a megfigyelt béradatok alapján, 2001

A régi munkahely mérete	Az új munkahely mérete			Összesen
	< 5 fő	5–50 fő	> 50 fő	
Az adott méretkategóriák között mozgók száma (fő)				
< 5 fő	300	129	118	547
5–50 fő	141	2265	498	2904
> 50 fő	94	566	2500	3160
Összesen	535	2960	3116	6611
(1) Bérnövekedésről beszámolók aránya (százalék)				
< 5 fő	64,0	76,7	69,5	68,2
5–50 fő	55,3	55,2	64,9	56,9
> 50 fő	27,7	39,9	37,3	37,5
Összesen	55,3	53,2	42,9	48,6
(2) Az új bér nagyobb a régi (hivatalos) bérnél (reál, százalék)				
< 5 fő	82,7	85,3	78,8	82,4
5–50 fő	60,3	61,2	68,1	62,4
> 50 fő	29,8	38,0	33,5	34,2
Összesen	67,5	57,8	40,7	50,6
(2)–(1) A két arány eltérése százalékpontban				
< 5 fő	18,7	8,6	9,3	14,2
5–50 fő	5,0	6,0	3,2	5,5
> 50 fő	2,1	–1,9	–3,8	–3,3
Összesen	12,2	4,6	–2,2	2,0

Megjegyzés: a mintát azok alkotják, akik a táblázatban szereplő kérdésekre határozott választ adtak, és a fenti méretkategóriájú vállalatokban alkalmazottként dolgoztak, illetve dolgoznak.

lembe véve (lásd 1. táblázat felső blokkja), az a következtetés adódik, hogy az elhelyezkedők nagyobb részének béradatai megbízhatók, az 1. ábra hisztogramjai a valós helyzetet tükrözik.

Noha a járadékos munkanélküliek kisebbséget alkotnak a minimálbér-emelés által érintett népességen belül, az áttekintett adatok a kereseteloszlásuk olyan súlyos torzulására – továbbá 1994-hez képest olyan látványos változásra – utalnak, hogy nem vállalunk különösebb kockázatot, ha kijelentjük: a 2001. évi minimálbér-emelés ténylegesen, nagymértékben beavatkozott a munkaerőpiac alsó szegmensében kialakult árviszonyokba.

A képzetlen munkaerő iránti kereslet sajátosságai

Abból, hogy a képzetlen munkaerő értéke mélyre süllyedt az átmenet során, nem következik, hogy a gazdaság ne tudná az alacsony iskolázottságú népességet gazdaságosan alkalmazni. Ennek esélye a tőke és a különböző munkafajták relatív termelékenységének és relatív használati díjának viszonyától függ, valamint attól, hogy az egyes munkafajták milyen eredménnyel és költséggel kombinálhatók egymással és a tőkével. Ha a képzetlen munkaerő elég olcsó, ha költségnövekedést nem okozva képes helyettesíteni a tőkét vagy a szakképzett munkát – vagy éppen a többi erőforráshoz társítva megnöveli azok termelékenységét –, akkor a vállalatok keresni fogják.

A keresletet meghatározó különféle tényezők jelentőségéről akkor tudunk képet alkotni, ha meg tudjuk állapítani, hogy a piaci egyensúlyban a vállalatok az árakhoz milyen erőforrás-mennyiségeket illetve erőforrás-kombinációkat rendelnek. Feltételezve, hogy a vállalatok az egyes erőforrások foglalkoztatását a határkötség és a határbevétel egyenlőségének pontjáig terjesztik ki – figyelembe véve az erőforrások kombinálásából eredő összkötség- és összbevétel-hatásokat is –, megbecsülhető az egyes erőforrások saját- és kereszt-árrugalmassága. Ezzel próbálkozunk a következő fejezetben.

Az elemzéshez többtényezős erőforrás-keresleti modellt használunk. Az ilyen típusú modellek igen termékenynek bizonyultak a társadalmi csoportok közötti konfliktus és versengés gazdasági hátterének elemzésében. Tipikus példája az ilyen irányú alkalmazásnak *Borjas* [1983] tanulmánya, amely a fehérek, illetve afro- és spanyol-amerikaiak munkaerő-piaci esélyeit vizsgálta, vagy *Grant–Hamermesh* [1981] cikke, amely a fehér nők, a képzetlenek és más csoportok közötti helyettesítést elemezte. Az érdeklődés másik területe: a műszaki haladás hatása a munkaerő-keresletre. Az úttörő tanulmányok között említendő *Griliches* [1969], *Berndt–Christensen* [1973], *Freeman* [1979], *Freeman–Medoff* [1982]. Európában, ahol a kereslet szerkezetét átrendező műszaki haladás (*skill-biased technological change*) a viszonylag merev bérarányok miatt különösen súlyos foglalkoztatási következményeket vont maga után, számos tanulmány vizsgálta a kérdést, például *Steiner–Wagner* [1997], *Steiner–Mohr* [1998], *Falk–Koebel* [2000] Németországot elemző kortárs kutatásaira hívnám fel a figyelmet.

A többtényezős statikus keresleti modellek háromféle információval szolgálnak. Az első az erőforrás keresletének rugalmassága *saját* árára mérve, ami azt mutatja meg, hány százalékkal változna az adott tényező kereslete az árának 1 százalékos megváltozása esetén, más tényezőket azonosnak véve. A második a kereszt-árrugalmasság, avagy parciális helyettesítési rugalmasság, annak mértéke, hogy hány százalékkal változik az *i*-edik erőforrás kereslete a *j*-edik erőforrás árának 1 százalékos megváltozása következtében, ha más nem történik. Végül, az ilyen modellek rámutathatnak a tényezőkereslet szerkezetében – adott relatív bérek és tőkehasználati költségek mellett – előforduló vállalati, ágazati vagy regionális különbségekre.

A modell: a heterogén munka kereslete transzlog technológia esetén

Költségminimalizáló, az optimális tényezőkombináció megválasztásában nem korlátozott, árelfogadó vállalatokat feltételezünk. A költségfüggvénynek egy kellően rugalmas specifikációjából (transzlog) indulunk ki. Feltesszük, hogy a vállalat tőke és három munkafajta (képzetlen, fiatal–iskolázott, idős–iskolázott) kombinálásával állítja elő az outputját (*Y*). A termelési tényezők mennyiségét és árát X_i -vel, illetve p_i -vel ($i = 1, 2, 3, 4$) jelöljük. A transzlog termelési függvénynek megfeleltethető egy minimumköltség-függvény (C^*), amelynek formája:

$$\ln C^* = v_0 + v_Y \ln Y + \sum_i v_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{iy} \gamma_{iy} \ln p_i \ln Y + \text{maradéktagok.} \quad (1)$$

Mint *Biswanger* [1974], *Sato–Koizumi* [1975], *Hamermesh* [1991], [1993] és mások megmutatják, a költségfüggvény minimumhelyét keresve, Shephard lemmájának alkalmazásával, és elhanyagolva a maradéktagokat, az optimális költségarány következő egyenletei vezethetők le:

$$\ln C^*/\ln p_i = p_i X_i / \sum_i p_i X_i = s_i = v_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \gamma_{iy} \ln Y \quad (i = 1, 2, 3, 4). \quad (2)$$

A keresztderiváltak egyenlőségéből és a költségfüggvény elsőfokú árhomogenitásából a következő egyenleteken belüli és egyenletek közötti korlátok adódnak:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \Sigma_i \gamma_{ij} = \Sigma_j \gamma_{ij} = \Sigma_i \gamma_{iy} = 0. \quad (3)$$

A (2) és a (3) egyenletekből állóhoz hasonló modellek vezethetők le a CES vagy az általánosított Leontief termelési és költségfüggvényekből is. Ha nem az árakat hanem a mennyiségeket tekintjük kívülről adottnak, akkor a termelési függvényből célszerű kiindulni, melyből viszonylag egyszerűen „komplementaritási rugalmasságok” vezethetők le.

Egy négy erőforrással számoló modell empirikus becsléséhez három egyenletet használunk, a negyedik lineárisan függ a másik háromtól, ezért elhagyható, miáltal a modell az alábbi formára egyszerűsödik.

$$\begin{aligned} s_{1n} &= v_1 + \Sigma_j \gamma_{1j} \ln p_{jn} + \gamma_{1y} \ln Y_n + \gamma_{1F} F_n + u_{1n} \\ s_{2n} &= v_2 + \Sigma_j \gamma_{2j} \ln p_{jn} + \gamma_{2y} \ln Y_n + \gamma_{2F} F_n + u_{2n} \\ s_{3n} &= v_3 + \Sigma_j \gamma_{3j} \ln p_{jn} + \gamma_{3y} \ln Y_n + \gamma_{3F} F_n + u_{3n}, \end{aligned} \quad (4)$$

ahol $j = 1, 2, 3$ utal a három munkaerőfajta, és $n = 1, 2, \dots, N$ a megfigyelt vállalatok. Az u hibatagokról feltesszük, hogy zérus várható értékűek, normális eloszlásúak, egymással korreláltak.

A statikus transzlog keresleti modell feltételezi, hogy a vállalatok azonos egyenlőtermék-görbén (*izokvant*) helyezkednek el. Ha egyes vállalatok másoknál hatékonyabbak, és a termelékenységi különbségek szisztematikusan összefüggnek az inputok összetételével – a hatékonysági különbségek „nem semlegesek” –, akkor a (2) egyenletben szereplő alapmodell becslése torz együttthatókat szolgáltat. *Biswanger* [1974] valamilyen hatékonysági index bevonását javasolja az (4) rendszerbe (381. o.), de ő maga is „második legjobb megoldáshoz” nyúl: regionális dummyváltozókat használ a mezőgazdasági üzemek tényezőkeresletét magyarázó modelljében. A magyar esetben a tulajdont (belföldi *versus* külföldi) szerepeltetjük az esetlegesen nem semleges hatékonysági különbségek megragadására, erre utal a (4) rendszerbe bevont F változó.

A modell becslésekor a következő paraméterkorlátozásokat vezetjük be:

$$\gamma_{12} = \gamma_{21}, \gamma_{13} = \gamma_{31}, \gamma_{23} = \gamma_{32}. \quad (5)$$

A saját árrugalmasságok (ϵ_{ii}) és a kereszt-árrugalmasságok vagy parciális helyettesítési rugalmasságok (σ_{ij}) a becslött paraméterek (γ) és a megfigyelt költségarányok (s) felhasználásával a következőképpen számíthatók ki:

$$\epsilon_{ii} = (\gamma_{ii} + s_i^2 - s_i)/s_i^2. \quad (6a)$$

$$\sigma_{ij} = (\gamma_{ij} + s_i s_j)/s_i s_j. \quad (6b)$$

A tőkeegyenlet paraméterei (valamint a tőke árara vonatkozó paraméterek a többi egyenletben) a korlátok figyelembevételével meghatározhatók, a megfelelő rugalmasságok a (6a) és (6b) képletek szerint kalkulálhatók. Ami a becslési módszert illeti, noha a három egyenletben ugyanazok a magyarázó változók szerepelnek, a korlátok miatt a KLMN becslés mégsem hatásos, helyette az általánosított momentumok módszerét (GMM) vagy a Zellner-féle látszólagosan független regressziók módszerét tanácsos használni. Mi az utóbbit választjuk. Évente, keresztmetszetben becslünk.

Az adatok

A (4)–(5) modellt azon a mintán becsljük, amelyet a különböző munkaerőcsoportok relatív termelékenysége és bérének becslésére használtunk *Kertesi–Köllő* [2001a] cik-

künkben. Annak függelékében részletes leírás található a bevont vállalatokról, itt csak a legfontosabb tudnivalókat ismételjük meg. A mintát azok a 300 főnél többet foglalkoztató vállalatok alkotják, amelyek dolgozóiról legalább harminc egyéni megfigyelés áll rendelkezésre a bértarifa-felvétel 1996–1999. évi hullámaiban. A vállalatok száma rendre 458, 605, 455 és 436.

A vállalati munkaerőköltséget, azaz a bérek és közterhek összegét, a három munkaerőcsoportnak a bértarifa-felvételben megfigyelt keresettömege arányában osztottuk fel. A három csoport: 1. *iskolázatlan* – legfeljebb szakmunkásképzőt végzett, 2. *fiatal-iskolázott* – érettségizett vagy diplomás, a mediánnál kevesebb időt töltött a munkaerőpiacon, 3. *idős-iskolázott* – érettségizett vagy diplomás, a mediánnál több időt töltött a munkaerőpiacon.³

A vállalat anyagköltségeket nem tartalmazó termelési költségét a munkaerőköltség és az amortizáció összegeként határoztuk meg, a költségarányok kiszámításakor erre vetítettük a három csoport munkaerőköltségét, illetve az amortizációt. A tényezőárakat a ráfordítás és a termelésben lekötött mennyiség hányadosaként definiáltuk, ami az átlagos munkaerőköltséget jelenti a munkaerőcsoportok, az amortizációs rátát (értékcsökkenési leírás osztva a tárgyi eszközök nettó értékével) a tőke esetében. A skálahatást a hozzáadott érték bevonásával kontrolláltuk, a nem semleges hatékonyságkülönbségeket pedig, mint szó volt róla, a többségi külföldi tulajdont mérő dummy változóval.

Eredmények

A becslések az 1986., 1989. és 1992–1995. évekre, valamint más specifikációkban is elkészültek (*Kertesi-Köllő* [2001b]). Az 1992–1995. években gyakran zérushoz közeli és/vagy nem szignifikáns paramétereket kaptunk. Egyes csoportokra, egyes években zérus, sőt esetenként pozitív sajátbér-rugalmasságokat becsült a modell. Ez nem meglepő, ha figyelembe vesszük, hogy a statikus keresleti modell egyensúlyban lévő vállalatok vizsgálatára alkalmas, az általuk választott optimális költségarányokból vezeti le a becsülőfüggvényeket – olyan feltevésekből indul ki, amelyek nem állják meg a helyüket az átmenet időszakában. Az eredmény, pontosabban: az eredménytelenség összhangban van *Kőrösi* [2000] homogén munkát feltételező dinamikus munkaerő-keresleti modelljének jelzésével, amely szerint ebben az időszakban a hosszú távú termelés- és bérelaszticitások kaotikusan ugráltak, esetenként értelmezhetetlen értékeket vettek fel. Az összeomlófélben lévő szocializmus korára (1986, 1989) vonatkozó eredmények (magas bérelaszticitások, nagyfokú helyettesíthetőség a tőke és a munka között, erős komplementaritás a képzett munkaerő két csoportja között) értelmezése további kutatásra vár.⁴

A Bokros-féle stabilizációs program a munkaerő-kereslet kérdésében is korszakhatárt jelentett: 1996-tal kezdődően a becslések szinte minden esetben szignifikáns paramétereket, a várakozásnak megfelelő előjelű, értelmes nagyságrendű elaszticitásokat eredményeztek, amelyek időben is meglehetősen stabilak, alkalmasnak tűnnek az ezredforduló nagyvállalati keresleti viszonyainak megítélésére. A regressziós becsléseket a *Függelék* 2. része közli, a legfontosabb eredményeket pedig a 3. táblázat foglalja össze.

1. A saját bér-rugalmasságok minden esetben negatívak, nagyságrendjük megfelel a nemzetközi irodalomban közölt értékeknek (*Hamermesh* [1993] 110–111. o.). A *képzet-*

³ A munkaerő-piaci tapasztalatat becsült érték: életkor – iskolai évek száma – 6. A tapasztalat mediánja 21–22 év a vizsgált évtől függően.

⁴ További tanulságos tapasztalatunk volt, hogy a tőkeköltség elhagyása súlyosan torzíja a paramétereket, esetenként értelmezhetetlen együtthatókat eredményez.

3. táblázat
A munkaerő-keresleti [(4)–(5)] modell főbb eredményei

Megnevezés	1996	1997	1998	1999
<i>Költségarányok a mintában (s_i)</i>				
Képzetlen	0,318	0,298	0,292	0,268
Idős-iskolázott	0,202	0,189	0,205	0,195
Fiatal-iskolázott	0,184	0,182	0,199	0,212
Tőke	0,296	0,331	0,304	0,325
Összesen	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>Saját árugalmasság (ε_{ij})</i>				
Képzetlen	-1,528	-1,528	-0,875	-1,768
Idős-iskolázott	-0,543	-0,687	-0,986	-0,997
Fiatal-iskolázott	-0,949	-1,026	-0,745	-0,647
Tőke	-3,507	-2,485	-2,610	-2,573
<i>Parciális helyettesítési rugalmasság (σ_{ij})</i>				
Képzetlen – Tőke	1,832	1,828	1,646	2,187
Idős-iskolázott – Tőke	0,541	0,509	0,555	0,340
Fiatal-iskolázott – Tőke	1,100	0,996	1,010	0,862
Képzetlen – Idős-iskolázott	-0,007	-0,229	-0,278	-0,170
Képzetlen – Fiatal-iskolázott	-0,309	-0,584	-0,949	-0,956
Idős-iskolázott – Fiatal-iskolázott	-0,285	0,165	0,575	0,612
<i>Kontrollváltozók paraméterei</i>				
<i>Árbevétel (γ_{iy})</i>				
Képzetlen	-0,073	-0,069	-0,080	-0,071
Idős-iskolázott	-0,004	-0,004	0,005	-0,002
Fiatal-iskolázott	0,012	0,010	0,019	0,016
Tőke	0,065	0,099	0,056	0,057
<i>Többségi külföldi tulajdon (γ_{if})</i>				
Képzetlen	-0,006	-0,029	-0,005	0,008
Idős-iskolázott	-0,026	-0,031	-0,054	-0,061
Fiatal-iskolázott	0,010	0,022	0,014	0,030
Tőke	0,022	0,038	0,045	0,023

Megjegyzés: a becslült paramétereket lásd a Függelék 2. részében. Az elasticitásokat a táblázatban feltüntetett költségarányok felhasználásával (a minta egészét reprezentáló vállalat esetére) számítottuk ki, a (6a) és (6b) képlet szerint.

len munkaerő kereslete különösen érzékeny a bérre. Míg a képzett munka két csoportja esetében -0,5 és -1,0 közötti rugalmasságokat kapunk, a képzetlen munkaerőre a négy év közül háromban -1,5 körül (1998-ban pedig -0,9-et). Az iskolázottság szerinti eltérés iránya összhangban áll az emberitőke-elmélet előrejelzésével és a nemzetközi tapasztalattal.

2. A becslés szerint mindhárom munkafajta helyettesítő viszonyban áll a tőkével, a képzetlen munkaerő azonban különösen könnyen váltható ki tárgyi eszközökkel, amennyiben bére a tőkekölséghez képest emelkedik. Míg a képzett munkaerő esetében 0,3 és 1,1 közötti parciális helyettesítési rugalmasságot becsültünk, a képzetlen munkánál 1,6 és 2,2 közöttiek az elasticitások. Az ilyen magas tőkehelyettesítési rugalmasság viszonylag ritka, de több tanulmány is közölt hasonló, sőt magasabb értékeket is a hetvenes években, amikor Nyugaton megkezdődött a fizikai munka tömeges háttérbe szorulása (lásd Hamermesh [1993] áttekintő táblázatát, 110–111. o.).

3. Az idős és fiatal képzett munkaerő között valamelyest erősödő helyettesítő viszony áll fenn, a képzetlen és idős–iskolázott csoportok kereslete egymástól függetlennek tűnik, míg a *képzetlen és fiatal–iskolázott csoportok között erősödő kiegészítő viszonyra* utalnak az eredmények. A képzetlen munkaerő árának növekedése csökkenti a fiatal és képzett munkaerő keresletét is, valószínűleg azért, mert e két munkafajta gyakran kombinálódik a korszerű menedzsment által irányított – összeszerelőket, szalagmunkásokat alkalmazó – feldolgozóipari vállalatokban, illetve a kereskedelmi cégekben.

4. A nagyobb cégek valamivel több tőkét és kevesebb képzetlen munkát alkalmaznak, míg a külföldi vállalatok kereslete a több tőke és a kevesebb idős–iskolázott dolgozó felé torzított.

Ezek az eredmények megerősítik Kőrösi [2000] következtetését, hogy a mai magyar gazdaságban a munkaerő kereslete érzékeny a bérre, és kiegészítik azzal, hogy ez fokozottan vonatkozik a képzetlen munkára, amely ráadásul könnyűszerrel helyettesíthető tőkével.

A minimálbér-emelés hatását illető pontos számszerű következtetések levonására a közölt becslések nem alkalmasak, hiszen sokkal szélesebb réteg keresletét vizsgálták, mint az intézkedésekkel közvetlenül érintett csoport. A nagyobb aggregátumok szintjén az indukált bérváltozások – ennél fogva a foglalkoztatási hatások is – kicsik, éppen itt rejlik a minimálbér-emelés – mint politikai akció – sikerének titka. Érdemes egy merőben illusztratív érvényű számítással rámutatni, milyen nagyságrendekről van szó.

A durva számításhoz 1999. évi adatokat használ a 4. táblázat. (Frissebbekkel a szerző nem rendelkezik, de ezek is megfelelnek a célnak). Ha 1999 májusában a minimálbért 33,113 forintra növelték volna (a versenyszféra átlagkeresetének 41 százaléka, mint történt 2001-ben), akkor a „képzetlen” munkaerő bérében mindössze 1-2 százalékos változás állt volna be, amennyiben mindenkinek, akit illet, kifizetik az új minimálbért, és senki másnak a bére nem emelkedik.

4. táblázat

Illusztratív számítás a képzetlen munkaerő egészét érintő hatásokról a versenyszférában, 1999. évi adatokkal

Vállalati kör	> 50 fő	> 10 fő
A megemelt minimálbérnél kevesebbet keresők aránya (százalék)	13,2	18,5
– átlagkeresete (forint)	27 039	26 548
A megemelt minimálbérnél többet keresők átlagkeresete (forint)	67 956	66 493
Tényleges átlagkereset (forint)	62 575	59 107
Hipotetikus átlagkereset, ha érvénybe lép a megemelt minimálbér (forint)	63 356	60 317
Átlagkereset-emelkedés (százalék)	1,24	2,05

Megjegyzés: az adatok az 1999. évi bértarifa-felvételből származnak. Képzetlen: legfeljebb szakmunkás-képzőt végzett.

Egy ilyen nagyságrendű bérváltozás (–1,5 körüli saját berrugalmassággal számolva) durván másféltől három százalékig terjedő keresletcsökkenést valószínűsít hosszabb távon, az új áraknak megfelelő optimális erőforrás-kombináció eléréséig tartó időszakban, amelynek során a képzetlen munkaerő helyét alapvetően gépek veszik át. (A képzett csoportok esetében a hasonló módon számított indukált bérváltozások csupán 0,1-0,5 százalékosak, a várható keresleti hatások még ennél is kisebbek.) Ez azonban nem jelenti azt, hogy a legrosszabbul fizetett képzetlen munkások esetében nem kell rendkívül erős teljes keresleti reakcióval számolni. Ha a „képzetlen” munkaerő egészének ke-

reslete erősen árérzékeny, akkor ez kétszeresen igaz e csoport alsó rétegeire, az ő bérüket pedig nem 1-2 százalékkal, hanem 50 százalék és 100 százalék közötti mértékben növeli meg az új minimálbér-politika.

Ellenható erők

Ha a magyar gazdaság csupán a fentiekben megvizsgált nagyvállalati körből állna, nem növekedne, és a munkaerő kínálatát rugalmatlannak tekintenénk, akkor biztos receptet ajánlhatnánk az alacsony bérű munkahelyek számának további zsugorítására: minél magasabbra kell emelni a minimálbért, és egyidejűleg (munkahelyteremtő beruházási támogatásokkal, olcsó hitelekkel) olcsóbbá tenni a tőkét. Noha a nyilvános vitákban eddig nem esett érdemben szó a várható foglalkoztatási hatásokról – inkább az intézkedés „káros hatásait” kompenzáló támogatások ígérete, a költségvetési bevételekre gyakorolt hatás, valamint a nyugati bérszínhez való felzárkózás perspektívája keltette fel az érdeklődést⁵ –, azért mégsem feltételezhető, hogy az emelés kezdeményezői ne lennének tisztában egy ilyen horderejű lépés kockázataival. Valószínűleg úgy gondolják, hogy a keresletre tett negatív hatást más tényezők ellensúlyozhatják, és ebben elvileg igazuk is van.

A kutatási eredmények alapján (lásd például *Dolado és szerzőtársai* [1996] áttekintését) nem állítható, hogy a minimálbér emelése törvényszerűen a foglalkoztatás csökkenéséhez vezet. A magyarázatok túlnyomó része sajátos piacszerkezeti okokra (monopszónium) és/vagy kínálati reakciókra hivatkozik, utóbbiak egy része a piacon lévők számának változatlansága esetén is érezteti hatását, például javuló munkateljesítmény vagy intenzívebb álláskeresés formájában. Bizonyos feltételek mellett a minimálbér emelése a képzetlen munkaerő keresletét is megnövelheti. *Cahuc–Saint-Martin–Zylberberg* [2001] megmutatják, hogy ha a képzetlen munkásokat minimálbéren fizetik, a képzettek bére viszont a munkáltatóval folytatott alkuban határozódik meg, és a két munkafajta egymással könnyen helyettesíthető, akkor a minimálbér emelése nyomán megnövekszik a képzett munkaerő aránya; ami növeli az összköltség, illetve a profit érzékenységet a képzettek bérszintjére, és a Nash-alku logikájának megfelelően a képzettek bérének csökkenéséhez vezet. Elképzelhető, sőt, józan paraméterértékek mellett valószínűsíthető, hogy a munkaerő-kereslet összköltség-csökkenésből eredő növekedése végső soron még a képzetlen munkahelyek számát is bővíti, erre azonban akkor, és csak akkor számíthatunk, ha a képzett és képzetlen munka között erős *helyettesítő* viszony áll fenn. A magyar esetben, ahol komplementaritásra, illetve függetlenségre utal a becslés, a képzett munkaerő életkorától függően, ennek a mechanizmusnak az erőteljes érvényesülésére nem számíthatunk.

Az első komolyan veendő ellensúlyt a gazdasági növekedés jelenti, ami a foglalkoztatás általános bővülését eredményezheti. Az előző szakaszban ismertetett becslések konstans output melletti, az árváltozások függvényében várható keresleti eltolódásokat próbálnak megragadni, arról nem szolgálnak információval, mi történik az össztermék növekedése esetén. Bonyolult kérdés, hogy a becsült erős árhatások ellensúlyozásához az aggregált foglalkoztatás mekkora növekedésére lenne szükség, de az belátható, hogy a képzetlen munkaerő iránti kereslet emelkedése bármilyen növekedési ütem mellett elmarad a változatlan árviszonyok esetén *lehetőségestől* (pedig az iskolázatlan felnőtt népesség rendkívül alacsony foglalkoztatási rátája miatt célszerű lenne a növekedés munkahely-

⁵ Mindazoknak, akik úgy gondolják, hogy a minimálbér ismételt emelésével utolérhető a nyugati kereseti szint, ajánlható *Ferenczi* [2000] tanulmánya, amely szabatosan tárgyalja a bérkonvergencia feltételeit.

teremtő képességét minél teljesebben kiaknázni).⁶ Ha figyelembe vesszük, hogy az aggregált foglalkoztatás addig is szerény ütemű növekedése 2000-ben lelassult, 2001 első félévében pedig megállt, a 4 százalék feletti növekedés ellenére is, akkor nem táplálhatunk vérmes reményeket ezzel az ellensúllyal kapcsolatban. [Kivált, hogy eközben a „szakképzettséget nem igénylő (egyszerű) foglalkozásokban” 3,5 százalékkal, a leginkább érintett textil-, ruházati, bőr-, szőrme- és cipőiparban 7,5 százalékkal csökkent a munkahelyek száma.⁷]

Valószínűtlen, hogy a kis- és közepes vállalatok kevésbé bérérzékenyek, mint a nagyok, ezért második ellensúlyként nem ők, inkább a szürkegazdaság jöhet szóba. A minimálbér emelkedése csökkenti ugyan a képzetlen munkaerő iránti keresletet abban a szférában, ahol a megemelt összeget tényleg ki is fizetik, de javítja a szabályokat megkerülő vállalkozások versenyképességét: a kis boltokét a bevásárlóközponttal szemben, a kőműves mesterét az építőipari vállalatával szemben. Az ebből eredő keresletnövekedés mértékét csak találgatni lehet, de nem érdemes, mert az igazi ellensúly úgysem itt, hanem a munkaerőpiac *kínálati oldalán* sejthető.

A minimálbér emelése (alig néhány hónappal a munkanélküli-segélyezés szigorítása után) nyilvánvalóan ösztönözte a kínálatot. Igaz, az eddig lefolytatott hazai kutatások zöme – a járadékos munkanélküliek magatartását vizsgálva – gyenge vagy semmilyen kapcsolatot sem talált a segély/bér arány és az elhelyezkedési ütem között⁸ (erősebb összefüggést mutattak ki a segély lejárta és a kilépési ráta között, de ezzel sem lógunk ki a nemzetközi mezőnyből), ám hiába rendelkezünk elegendő megfigyeléssel arról, mi történt a segély/bér arány kisebb változásainak hatására, nehéz megjósolni, hogy az elérhető bér megduplázódása hogyan hat a legelesettebb munkanélküliekre és a piacról már kivonult társaikra. Annyi megállapítható, hogy erősebb ösztönzőségük ellenére 2001-ben az alacsony bérű járadékos munkanélküliek elhelyezkedési esélye (azoké, akiknek korábbi keresete reálértékben nem érte el az aktuális minimálbért) 2001 tavaszán *alacsonyabb* volt magasabb bérű társaikhoz viszonyítva, mint 1994-ben (*Köllő* [2001]). Egyelőre nincs jele annak, hogy a segélyek és a legkisebb bérek közötti távolság megnövelése a foglalkoztatás növekedéséhez vezetett volna a piac alsó szegmensében, pedig a *kínálati oldalon* joggal várhatunk késlekedés nélküli reakciót.

Zárszó

A szakszervezetek ellenállását a további minimálbér-emeléssel szemben az a tapasztalatuk törte meg, hogy a 2000. évi emelés nem vezetett tömeges elbocsátásokhoz. A gyárbezárások elmaradása megnyugtatóan hathatott ugyan a bennfenteseket képviselő szakszervezetekre – amelyek különösen ott erősek, ahol a munkaerő-kereslet bérrugalmassága alacsony⁹ –, de valójában olyasmí maradt el, aminek a bekövetkeztére nem számíthatunk. Egyetlen erőforrás árának változása nem indokol olyan költséges pánikreakciót,

⁶ A KSH munkaerő-felvételének 1998. első negyedévi hulláma szerint a legfeljebb általános iskolát végzett 25–49 éves népesség foglalkoztatási rátája 52 százalék volt – szemben az átlagos 73 százalékkal. Saját számítás.

⁷ Munkaerő-piaci jellemzők, 2001. második negyedév, KSH, 14. o. A változások az előző év azonos negyedévéhez képest értendőek.

⁸ Lásd a Nagy [2001] szerkesztette áttekintő tanulmányt a munkanélküli-segélyezésről, amely 2001 végén jelenik meg a Munkaerő-piaci Tükör című évkönyv 2001. évi számában.

⁹ Kőrösi Gábor a vállalati munkaerő-kereslet elemző modelljének (*Kőrösi* [2000]) felhasználásával a teljes feldolgozóiparra –0,73 bérelaszticitást becsült, 25 százalék alatti ágazati szakszervezeti szervezethez viszonyítva –0,92, 25–60 százalék szervezethez viszonyítva –0,53 és 60–100 százalékos szervezethez viszonyítva –0,43 rugalmasságot kapott (*Kőrösi* [2000]). A szervezethez a kollektív bérmegállapodással lefedett ágazati létszámot jelentő jelen esetben.

mint egy gyár bezárása. Ahhoz, hogy egy vállalat az egyik optimális tényezőkombinációtól a másikhoz eljusson, idő kell, és persze pénz, de valószínűleg kevesebb pénz, mint amennyibe a végkielégítések, a gépek leállítása, a feleslegesen kifizetett épületbérleti díjak, a szerződések visszamondása vagy a gyár hirtelen áttelepítése kerülne. A minimálbér emelése elsősorban a technológiát, az üzemszervezést, a kilépettek és nyugdíjazottak pótlását érintő napi döntéseken keresztül érezteti majd a hatását a munkaerőpiac viszonylag szűk, de komoly kockázatnak kitett alsó szegmensében.

Hivatkozások

- BERMAN, E.–BOUND, J.–MACHIN, S. [1998]: Implications of skill-biased technological change: International evidence. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIII, 245–79. o.
- BERNDT, E. R.–CHRISTENSEN, L. P. [1973]: The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in U.S. manufacturing 1929–68. *Journal of Econometrics*, Vol. 1, No. 2., március, 81–114. o.
- BISWANGER, H. P. [1974]: A cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 56, No. 2., május 377–386. o.
- BORJAS, G. J. [1983]: The substitution between black, hispanic and white labor. *Economic Inquiry*, Vol. XXI., január, 93–106. o.
- BURDA, M. C.–MERTENS, A. [2001]: Estimating wage losses for displaced workers in Germany. *Labour Economics*, 8, 15–41. 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.
- DOLADO, J.–KRAMARZ, F.–MACHIN, S.–MANNING, A.–MARGOLIS, D.–TEULINGS, C. [1996]: The economic impact of minimum wages in Europe. *Economic Policy*, 23, 319–372. o.
- FALK, M.–KOEDEL, B. [2000]: A dynamic heterogeneous demand model for German manufacturing. ZEW Discussion Paper No. 00–16, Mannheim.
- FERENCZI BARNABÁS [2000]: Felzárkóznak-e a bérek is Európához? Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): *Munkaerő-piaci Tükör*. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- FREEMAN, R. [1979]: The effect of demographic factors on age-earnings profiles. *The Journal of Human Resources*, Vol. XIV., 3, téli szám, 287–317. o.
- FREEMAN, R.–MEDOFF, J. [1982]: Substitution between production labor and other inputs in unionized and non-unionized manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, 64: 220–233. o.
- GRANT, J.–HAMERMESH, D. [1981]: Labour market competition among youths, white women, and others. *Review of Economics and Statistics*, 63: 354–360. o.
- GRILICHES, Z. [1969]: Capital-skill complementarity. *Review of Economics and Statistics*, 51: 465–488. o.
- HAMERMESH, D. [1991]: Labour demand. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.): *Handbook of Labour Economics*. Prentice Hall, New Jersey.
- HAMERMESH, D. S. [1993]: *Labour demand* Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001a]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, 1986–1999, III. Közgazdasági Szemle, 11. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001b]: Demand for unskilled, young-skilled, and older skilled workers during and after the transition – Evidence on large firms in Hungary, 1986–1999. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, kézirat.
- KEUZEKAMP, H. A. [2000]: *Probability, econometrics and truth*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A járadékos munkanélküliek álláskilátásai 1994 és 2001 tavaszán. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, kézirat.
- KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA [1995]: Bérek a munkanélküliség előtt és után. Közgazdasági Szemle, 6. sz.
- KÖRÖSI GÁBOR [1999]: Labour demand during transition in Hungary (Econometric analysis of

- Hungarian firms 1986-1995), Budapest Working Papers on the Labour Market, 5, Institute of Economics–Budapest University of Economics. Budapest.
- KÖRÖSI GÁBOR [2000]: A vállalatok munkaerő-kereslete. Budapest Working Papers on the Labour Market, 3, Institute of Economics–Budapest University of Economics, Budapest.
- KRUEGER, A. B.–PIESCHKE, J. S. [1995]: A comparative analysis of East and West German labor markets before and after unification. Megjelent: *Freeman, R.–Katz, L.* (szerk.): Differences and changes in wage structures. Univ. of Chicago Press, Chicago.
- NAGY GYULA [2001]: Közelkép a munkanélküli segélyezésről. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerő-piaci Tükör. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- SATO, R.–KOIZUMI, T. [1975]: On the elasticities of substitution and complementarity. Oxford Economic Papers, Vol. 23, 1, 44–56. o., március.
- STEINER, V.–MOHR, R. [1998]: Industrial change, stability of relative earnings, and substitution of unskilled labor in West-Germany. ZEW Discussion Paper, No. 98-22, Mannheim.
- STEINER, V.–WAGNER, K. [1997]: Relative earnings and the demand for unskilled labor in West German manufacturing. ZEW Discussion Paper, No. 97-17, Mannheim.

Függelék

1. Az elhelyezkedő munkanélküliek kereseti adatai

A kutatásról részletesen beszámoló Köllő [2001] tanulmányban. megtalálhatók azok a számítások, amelyeknek itt csak a főbb eredményeire hivatkozunk. A *munkanélküliség előtti bérszint* mérése a nyilvántartott adatot fogadtuk el. Azok esetében, akiket nem tudtunk azonosítani a gépi állományban, de kérdőívvel rendelkeztek, az utolsó havi bér-adatot fogadtuk el. A mérési hiba valószínűleg nem jelentős, mert a két kereseti adat – néhány kiugró értéket leszámítva – közel áll egymáshoz. A bemondott (k_0) és a nyilvántartásban szereplő bér (w_0) kapcsolatát robusztus regresszióval becsülve, azt kapjuk, hogy a nyilvántartott bér 1000 forintos növekedése 996 forinttal nagyobb „bevallott” értéket valószínűsít, és mindössze 121 forint konstans eltérést látunk a bevallott érték kárára. Megmutatható, hogy a mintában nem erős az „önbevallási torzítás”: a nyilvántartott bér ezerforintos növekedése csupán 4 forinttal csökkenti a hivatalos és a bevallott bér különbségét.

A *munkanélküliség utáni bér* esetében nagyobb a bizonytalanság, nemcsak az elemzőé, hanem a válaszadóé is, mert a kérdés a munkaviszony létesítésének napjaiban történt. A bérekre vonatkozó válaszok az *F1. táblázatban* látható módon oszlottak meg.

F1. táblázat

A munkanélküliség utáni keresetekre adott válaszok

Megnevezés	Minimális	Maximális
Nem akart válaszolni	164	286
Nem tudta megmondani	840	925
A minimumot megadta, a maximumot nem	207	0
Mindkettőt megmondta	7137	7137
Összes megkérdezett	8348	8348

Minimális és maximális kereseti adattal is a minta 85 százaléka esetében rendelkezünk. A válaszmegtagadás aránya alacsony, 3,4 százalékos volt, és a jövedelemfelvételek esetében megszokott módon oszlott meg: legkevésbé a budapesti és nyugat-magyarországi diplomások, leginkább a válságrégiókban élő alacsony iskolázottságúak működtek együtt

a kérdezőkkel. (A válaszmegtagadás becsült valószínűsége 30 éves kérdezett esetén, ha a kérdőívben szereplő többi kérdésre egyébként válaszolt, 3,4 százalék volt 3 százalékos helyi munkanélküliség esetén, de csak 0,7 százalék a ráta maximális, 23 százalékos értéke mellett.) Legerősebben nem ezek a tényezők, hanem egyfajta általános bizalmatlanság befolyásolta a válaszadási hajlandóságot: ott hiányzott a kereseti adat, ahol a kérdőív más fontos kérdéseire sem kaptunk választ.

A bizonytalanságból adódott a mintafogyás háromnegyede. Bizonytalan választ is elsősorban azok adtak, akik más fontos kérdésekre sem tudtak felelni. Őket leszámítva az átlagosnál nagyobb fokú bizonytalanság az idősebbeknél tapasztalható (akiknek a keresete erősebben függ a vállalat-specifikus gyakorlati tudástól), a rövid idejű szerződéssel foglalkoztatottaknál, és azoknál, akik nem havi fix formájában kapják a fizetésüket, hanem teljesítménybérként (42 százalék) vagy vállalkozói, bedolgozói szerződés alapján (2 százalék). Az átlagosnál kevésbé bizonytalanok voltak a kirendeltség segítségével elhelyezkedők. Az ágazatok közül egyedül a mezőgazdaságban találkoztunk a referenciaként szolgáló ipartól eltérő értékkel. A minimális és maximális bér közötti rés a teljesítménybéresek és a vállalkozói igazolvánnyal dolgozók esetében viszonylag tág, az átlagosnál szűkebb a kisvállalatokban, valamint a kereskedelemben és a szolgáltatásokban – ott, ahol különösen gyakori a minimálbéren történő foglalkoztatás – és a költségvetési ágazatokban. Mivel a biztos választ adók körén belül sem a bérszintet, sem a bérváltozást nem befolyásolták statisztikailag szignifikánsan azok a tényezők, amelyek bizonytalanná teszik a keresetekre vonatkozó válaszokat (bérforma, szerződési forma, az elhelyezkedés módja), az elérhető adatok szűrés nélküli használata nem félrevezető.

2. A keresleti modell becslése

Az egyenleteket a közepes és nagyvállalatok szűkebb mintáján (lásd *Kertesi–Köllő* [2001a]) becsültem. Mivel egy-egy vállalat munkaerő-állományának összetételéről csak a bértarifafelvételben megfigyelt, nagyjából 10 százalékos véletlen dolgozói minta alapján alkotunk képet, olyan cégekre kell korlátoznunk az elemzést, amelyekben a mintabeli megfigyelések száma elég nagy (az „elég nagy” határát 30 főnél vontuk meg). E határ alkalmazásával jó néhány 300 fő körüli cég esik ki a nagyvállalati mintából, véletlenszerűen, attól függően, hogy mondjuk 31 vagy csak 29 dolgozója került-e be a születési nap alapján képzett egyéni mintába. Ugyanakkor a nagyobb cégek bizonyosan átlépik a 30 fős határt. Az ebből eredő torzítás kiküszöbölésére a vállalatokat nagyságkategóriáinként súlyoztuk, a célsokaságbeli és mintabeli esetszámok hányadosát használva súlyként.

A számítások során figyelmen kívül hagytam azokat a cégeket, melyek egyáltalán nem alkalmaznak általános iskolát, illetve szakmunkásképzőt végzett dolgozókat (jelük az *F2. táblázatban* $s_1 = 0$), amelyek 100 százaléknál magasabb amortizációs rátát ($a > 1$) vagy negatív hozzáadott értéket ($Y < 0$) mutattak ki.

F2. táblázat
A vizsgálatból kizárt vállalatok száma

Év	$s_1 = 0$	$a > 1$	$Y < 0$
1996	2	3	11
1997	7	0	10
1998	6	0	14
1999	10	3	12

A becslések a Zellner-féle látszólagosan független regressziók módszerét követve, a Stata 6.0. reg3 eljárással készültek, az (5) egyenletben feltüntetett szimmetriakorlátok megadásával. Az egyenletek teststatisztikáit az *F3. táblázat*, paraméterbecsléseit az *F4. táblázat* mutatja.

F3. táblázat

A keresleti modell egyenleteinek teststatisztikái

Év, egyenlet	Megfigyelések száma	Négyzetes hiba gyöke	R^2	χ^2
<i>1996</i>				
Képzetlen	458	0,15812	0,2947	196,5087
Fiatal	458	0,09325	0,1290	102,7404
Idős	458	0,09755	0,2010	138,7752
<i>1997</i>				
Képzetlen	605	0,14637	0,3577	353,6924
Fiatal	605	0,08329	0,1530	139,5373
Idős	605	0,08625	0,1720	140,4203
<i>1998</i>				
Képzetlen	455	0,15501	0,3753	281,8355
Fiatal	455	0,08859	0,2343	151,7401
Idős	455	0,09740	0,1843	115,1044
<i>1999</i>				
Képzetlen	436	0,14818	0,4371	340,7512
Fiatal	436	0,09362	0,2660	174,1988
Idős	436	0,09854	0,1911	103,9811

F4. táblázat

A keresleti modell egyenleteinek paraméterbecslései

Egyenlet	Együttható	t -érték	Együttható	t -érték
	1996		1997	
<i>Képzetlen</i>				
$\ln(p1)$	0,006266	1,716	0,007364	2,431
$\ln(p2)$	-0,076493	-4,215	-0,085846	-5,949
$\ln(p3)$	-0,064531	-3,708	-0,069340	-4,896
Külföldi	-0,006451	-0,361	-0,028911	-1,939
$\ln(Y)$	-0,072657	-8,879	-0,069023	-10,038
Konstans	1,88402	8,329	1,913219	8,924
<i>Fiatal</i>				
$\ln(p1)$	-0,076493	-4,215	-0,085846	-5,949
$\ln(p2)$	0,011803	8,107	0,011490	9,569
$\ln(p3)$	-0,047016	-4,619	-0,028815	-3,362
Külföldi	0,001037	0,982	0,002189	2,569
$\ln(Y)$	0,001243	2,585	0,001036	2,673
Konstans	0,012011	0,932	0,004783	0,402

F4. táblázat folytatása
A keresleti modell egyenleteinek paraméterbecslései

Egyenlet	Együttható	<i>t</i> -érték	Együttható	<i>t</i> -érték
	1998		1999	
<i>Idős</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,064531	-3,708	-0,069340	-4,896
ln(<i>p</i> 2)	-0,047016	-4,619	-0,028815	-3,362
ln(<i>p</i> 3)	0,013900	10,253	0,012891	11,117
Külföldi	-0,026385	-2,387	-0,030939	-3,507
ln(<i>Y</i>)	-0,004050	-0,815	-0,004293	-1,084
Konstans	-0,118812	-0,943	-0,167504	-1,390
<i>Képzetlen</i>				
ln(<i>p</i> 1)	0,013213	4,048	0,006938	2,022
ln(<i>p</i> 2)	-0,113062	-7,269	-0,111245	-6,726
ln(<i>p</i> 3)	-0,076463	-4,786	-0,061192	-3,561
Külföldi	-0,005425	-0,321	0,000818	0,499
ln(<i>Y</i>)	-0,080174	-10,155	-0,070997	-8,996
Konstans	1,764961	7,658	2,199005	8,893
<i>Fiatal</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,113062	-7,269	-0,111245	-6,726
ln(<i>p</i> 2)	0,012977	10,110	0,013686	9,715
ln(<i>p</i> 3)	-0,017304	-1,826	-0,016110	-1,545
Külföldi	0,001390	1,409	0,002979	2,865
ln(<i>Y</i>)	0,001907	4,248	0,001567	3,133
Konstans	-0,013527	-0,104	-0,111349	-0,790
<i>Idős</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,076463	-4,786	-0,061192	-3,561
ln(<i>p</i> 2)	-0,017304	-1,826	-0,016110	-1,545
ln(<i>p</i> 3)	0,012153	9,167	0,011914	8,021
Külföldi	-0,054474	-5,112	-0,060608	-5,543
ln(<i>Y</i>)	0,000459	0,946	-0,002384	-0,458
Konstans	-0,188370	-1,405	-0,295125	-2,019

Megjegyzés: *p1*, *p2* és *p3* a képzetlen, fiatal–iskolázott és idős–iskolázott munkaerő ára.

Helyreigazítás

(Megjelent: Közgazdasági Szemle 2004. április 387. oldal.)

A Közgazdasági Szemle 2001. decemberi számának 1064–1080. oldalán megjelent Hozzászólás az elmaradt minimálbérvitához című cikkemben hibát vétettem. Az 1072. oldal 3. táblázatának felső blokkja „saját ár rugalmasságok” megnevezés alatt a (6a) képlettel számított Hicks–Allen-féle rugalmasságokat közli. A helyesen számított értékek az $\varepsilon_{ii} = (\beta_{ii} + s_i^2 - s_i)/s_i$ formulával számolva (ahol β_{ii} a transzlog-paraméter és s_i az i -edik munkafajta költségaránya az 1079–1080. oldalon közölteknek megfelelően) az alábbiak:

Különböző erőforrások saját ár rugalmassága

Év	Képzetlen	Idős–iskolázott	Fiatal–iskolázott	Tőke
1996	–0,485	–0,175	–0,110	–0,894
1997	–0,455	–0,187	–0,130	–0,822
1998	–0,255	–0,148	–0,202	–0,795
1999	–0,473	–0,143	–0,195	–0,835

Az ár rugalmasságok a cikkben közölnél lényegesen alacsonyabbak. Noha mindez nem érinti a tanulmány központi állítását, amely szerint a képzetlen munkaerő iránti kereslet az átlagosnál jóval rugalmasabb, más kontextusban súlyosan félrevezető lehet. Ezúton kérek elnézést a megtévesztett olvasóktól és az eredményeket felhasználó kutatóktól.

Köllő János