

BÉRALAKÍTÓ MECHANIZMUSOK A MUNKAERŐPIACON

HOZZÁSZÓLÁS AZ ELMARADT MINIMÁLBÉRVITÁHOZ

KÖLLŐ JÁNOS

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 transzlogköltségfüggvényből származtatott, heterogén munkát feltételező tényezőkeresleti függvényeken alapul. A becslések szerint a nagyvállalatok képzetlen munkaerő iránti keresletét magas saját berrugalmasság 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,b]) próbált adalékokkal szolgálni.

Egy hirtelen, jelentős minimálbéremelés 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 őszen 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.

A tanulmányi bevezető része felhívja a figyelmet, hogy a 2001. évi minimálbér-emelés effektív volt, érzékelhető befolyást gyakorolt a munkaerőpiac alsó szegmensének keresleteloszlására. 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 becsülünk. A rövid záró rész az alacsony bérű munkaerő foglalkoztatására ható egyéb tényezőket tárgyalja.

1. 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 százalékaival, 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,

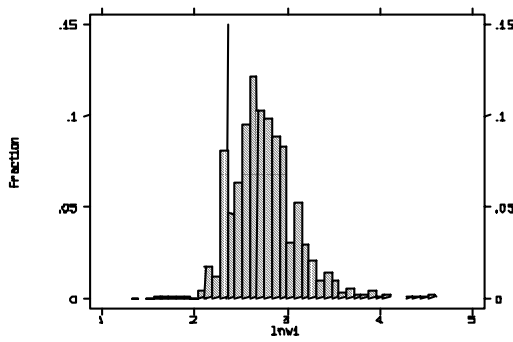
* Az elhelyezkedő munkanélküliekre vonatkozó adatok A munkanélküli ellátó rendszer 2000. évi átalakításának hatásvizsgálata című kutatásból származnak, amelyet a Munkaerő-piaci Alap irányítótestülete finanszírozott. A keresleti becslések a PHARE–ACE P98-1150 R számú, *Kőrösi Gábor* vezette kutatás keretében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

1994. március 22. és április 21. között, azonos módszerrel lefolytatott vizsgálat eredményeit (Köllő-Nagy [1995]).

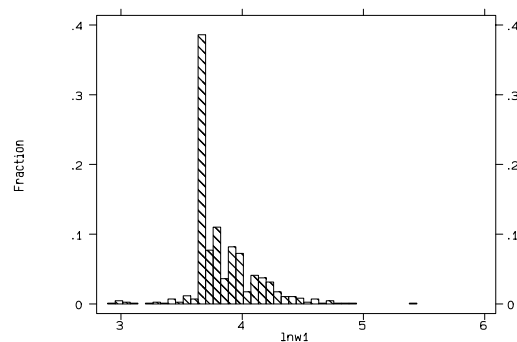
A március–áprilisban állásba lépett munkanélküliektől megkérdeztük, mekkora bruttó keresetre számítanak az elhelyezkedést követő hónapokban minimálisan és maximálisan. A munkanélküliség előtti keresetről két adat állt rendelkezésre: a segélyszámfejtés alapjául szolgáló bér (átlagos bruttó kereset az utolsó négy negyedévben), valamint a kérdezett saját közlése az utolsó havi bruttó keresetéről. Megkérdeztük továbbá, hogy az elhelyezkedő hogyan értékeli a keresetének *változását* egy egyszerű háromelemű skálán (nőtt, nem változott, csökkent). Az *Függelék 1. részében* tárgyaljuk, hogy az így nyert adatok mennyire megbízhatók. Az elhelyezkedőknek fizetett bérek eloszlását iskolai fokozatonként az *4. ábra* mutatja. (A bért a közölt maximum és minimum átlagaként határoztuk meg). Az 1994. évi ábrákon függőleges vonal jelöli a minimálbért – a 2001. évieken erre nem volt szükség.

4. sz. ábra

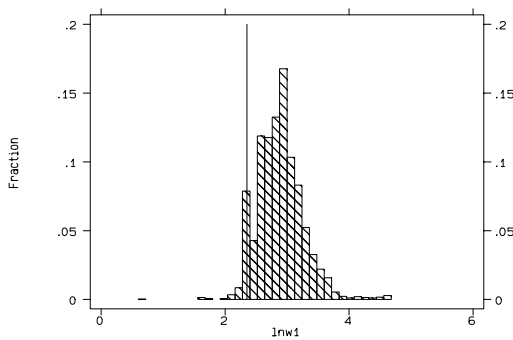
A munkanélküliség utáni bruttó kereset logaritmusának eloszlása, 1994, 2001



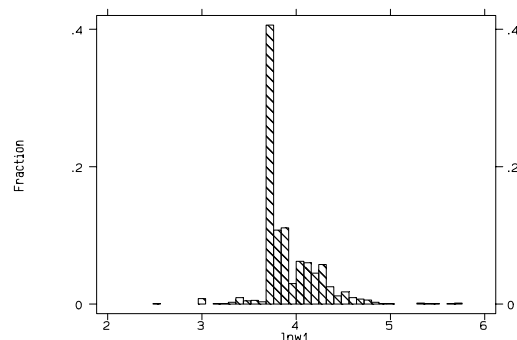
Legfeljebb általános iskola, 1994



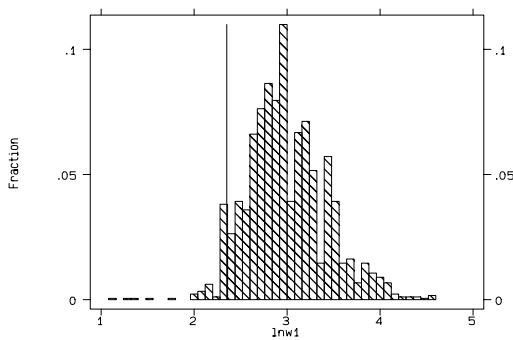
Legfeljebb általános iskola, 2001



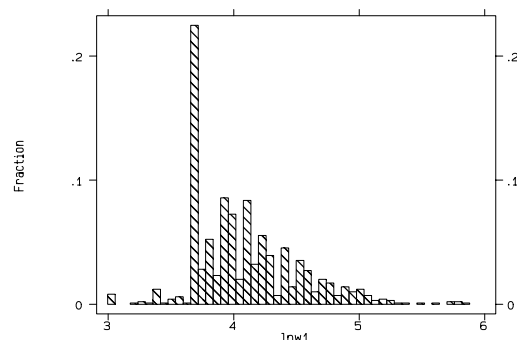
Szaktanulmányozó, 1994



Szaktanulmányozó, 2001



Érettségi, diploma, 1994



Érettségi, diploma, 2001

A hisztogramokból kibontakozó kép önmagért beszél: a 2001. évi eloszlások balról csonkoltak, 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 ígéréssel 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 6. 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

6. sz. 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 adókötelezettséggel nem járó – bevallásán 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 az alábbiakban részletesen megvizsgálunk, a kérdezettek 48,6 százaléka számolt be nyereségről. Azoknak a száma, akiknél reálbérnövekedést *mértünk*, összehasonlítva az új bért a segélymeghatározás

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 alacsonybéreűek 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 régre 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].)

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 (7. sz. táblázat).

7. sz. táblázat

Béryanereség az elhelyezkedő munkanélküliek értékelése szerint, illetve a megfigyelt bér adatok 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) Bémővekedésről 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 alkalmazotként dolgoztak, illetve dolgoznak.

A mikrovállalatok között mozgók 82,7 százaléka esetében mértünk nyereséget az új és a hivatalos régi bér összehasonlításával, de csak 64,0 százalékuk számolt be bémővekedésről. 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 bér adatoknak 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 kérdezőskor mondtak, akkor elsősorban az oda *belépők* körében lenne alacsonyabb a bémővekedésről beszámolók 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 bémővekedésnél 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 kétféleképp kalkulált adat. A különböző méretkategóriák között mozgó munkanélküliek számát is figyelembe véve (lásd 7. táblázat felső blokkja), az a következtetés adódik, hogy az elhelyezkedők nagyobb részének béradatai megbízhatók, a 4. sz. ábra hisztogramjai a valós helyzetet tükrözik.

Noha a járadékos munkanélküliek kisebbséget alkotnak a minimálbér-emelés által érintett népességben 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.

2. 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 határkölség és a határbevétel egyenlőségének pontjára terjesztik ki – figyelembe véve az erőforrások kombinálásából eredő összkölség- 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, példaképp *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, 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.

Modell: a heterogén munka kereslete transzlogtechnológia 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, a optimális költségarány következő egyenletei vezethetők le:

$$d \ln C^* / d \ln p_i |_0 = p_i X_i / \sum_i p_i X_i = s_i = v_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \gamma_{iy} \ln Y \quad (i = 1, 2, 3, 4). \quad (2)$$

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

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{iy} = 0 \quad (3)$$

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.

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

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

A statikus transzlog keresleti modell feltételezi, hogy a vállalatok azonos egyenlőtermékgörbén (*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 dummy változókat 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:

$$\gamma_{12} = \gamma_{21}, \quad \gamma_{13} = \gamma_{31}, \quad \gamma_{23} = \gamma_{32}, \quad \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{iy} = 0 \quad (5)$$

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

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

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

A tőkeegyenlet paraméterei (valamint a tőke árára 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 termelékenységének és bérének becslésére használtunk *Kertesi–Köllő* [2001a] cikkünkben. 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

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

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 becslőfüggvényeket – 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 *8. sz. táblázat* foglalja össze.

8. sz. 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 ár rugalmasság (ε_{ii})</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 becsült paramétereket lásd a *Függelék 2.* részében. Az elaszticitásokat a táblázatban feltüntetett költségarányok felhasználásával (a minta egészét reprezentáló vállalat esetére) számítottuk ki, a (6a) és (6b) képlet szerint.

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

1. A saját bérrugalmasságok minden esetben negatívak, nagyságrendjük megfelel a nemzetközi irodalomban közölt értékeknek (*Hamermesh* [1993] 110–111. o.). *A képzetlen munkaerő kereslete különösen érzékeny a bérre.* Míg a képzett munka két csoportja esetében –0,5 és –1,0 közötti rugalmasságokat kapunk, addig a képzetlen munkánál –1,5 körülit (1998-ban pedig –0,9-et). Az iskolázottság szerinti eltérés iránya összhangban áll az emberítőke-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 tőkeköltséghez 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 elaszticitások. 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. Érdeemes egy merőben illusztratív érvényű számítással rámutatni, milyen nagyságrendekről van szó.

A durva számításhoz 1999. évi adatokat használ a *9. sz. 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 százalékára, 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.

9. sz. 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 szakmunkásképzőt végzett.

Egy ilyen nagyságrendű bérváltozás (–1,5 körüli saját bérrugalmassággal 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 erőteljes keresleti reakcióval számolni. Ha a „képzetlen” munkaerő egészének kereslete 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 bérszinthez 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 álláskereső 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 bérenek 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

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.

munkaerő iránti kereslet emelkedése bármilyen növekedési ütem mellett elmarad a változatlan árviszonyok esetén *lehetségestől* (pedig az iskolázatlan felnőtt népesség rendkívül alacsony foglalkoztatási rátája miatt célszerű lenne a növekedés munkahelyteremtő 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 százalékos feletti növekedés ellenére is, akkor nem táplálhatunk vérmes reményeket ezzel az ellensúllyal kapcsolatban. (Kivált, hogy közben 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 vállalatéval 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 lejártá 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 ösztönözöttségük ellenére 2001-ben az alacsonybérű 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 (Nagy [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.

⁶ A KSH munkaerő-felvételének 1998. első negyedévi hulláma szerint a legfeljebb általános iskolát végzett 25–49 éves népesség foglalkoztatási rátája 52 százalékos 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 értendők.

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.

3. 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 berrugalmassága alacsony⁹ –, de valójában olyasmi maradt el, aminek a bekövetkeztére nem számíthattunk. Egyetlen erőforrás árának változása nem indokol olyan költséges pánikreakciót, 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.

⁹ Kőrösi Gábor modelljének felhasználásával a teljes feldolgozóiparra $-0,73$ bérelaszticitást becsült, 25 százalék alatti ágazati szakszervezeti szervezettség esetén $-0,92$, 25–60 százalék szervezettségénél $-0,53$ és 60–100 százalékos szervezettségénél $-0,43$ rugalmasságot kapott (Kőrösi [2000]). A szervezettség a kollektív bémegállapodással lefedett ágazati létszámot jelenti jelen esetben.

Hivatkozások

1. BERMAN, E.–BOUND, J.–MACHIN, S. [1998]: Implications of skill-biased technological change: International evidence. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIII, 245–79. o.
2. 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.
3. 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.
4. BORJAS, G. J. [1983]: The substitution between black, hispanic and white labor. *Economic Inquiry*, Vol. XXI., január, 93–106. o.
5. BURDA, M. C.–MERTENS, A. [2001]: Estimating wage losses for displaced workers in Germany. *Labour Economics*, 8, 15–41. o.
6. 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.
7. 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.
8. FALK, M.–KOEDEL, B. [2000]: A dynamic heterogeneous demand model for German manufacturing. ZEW Discussion Paper No. 00-16, Mannheim.
9. FERENCZI BARNABÁS [2000]: Felzárkóznak-e a bérek is Európához? Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Munkaerő-piaci Tükör. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
10. 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.
11. 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.
12. GRANT, J.–HAMERMESH, D. [1981]: Labour market competition among youths, white women, and others. *Review of Economics and Statistics*, 63: 354–360. o.
13. GRILICHES, Z. [1969]: Capital-skill complementarity. *Review of Economics and Statistics*, 51: 465–488. o.
14. HAMERMESH, D. [1991]: Labour demand. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R.* (szerk.): *Handbook of Labour Economics*. Prentice Hall, New Jersey.
15. HAMERMESH, D. S. [1993]: *Labour demand*, Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
16. 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.
17. 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.
18. KEUZENKAMP, H. A. [2000]: *Probability, econometrics and truth*. Cambridge University Press, Cambridge.
19. KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A járadékos munkanélküliek álláskilátásai 1994 és 2001 tavaszán. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, kézirat.

20. KÖLLŐ JÁNOS–NAGY GYULA [1995]: Bérek a munkanélküliség előtt és után. *Közgazdasági Szemle*, 6. sz.
21. 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.
22. KÖRÖSI GÁBOR [2000]: A vállalatok munkaerő-kereslete, Budapest Working Papers on the Labour Market, 3, Institute of Economics–Budapest University of Economics, Budapest.
23. 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.
24. NAGY GYULA [2001]: Közelkép a munkanélküli segélyezésről. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): *Munkaerő-piaci Tükör*. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
25. SATO, R.–KOIZUMI, T. [1975]: On the elasticities of substitution and complementarity. *Oxford Economic Papers*, Vol 23, 1, 44–56. o., március.
26. 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.
27. 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* mérésére a nyilvántartott adatot fogadtuk el. Azok esetében, akiket nem tudtunk azonosítani a gépi állományban, de kérdőívvel rendelkeztek, az utolsó havi béradatot 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 kérdezés 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 kérdésekre 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 vállalatspecifikus 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 talákoztunk 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 bértarifa-felvételben megfigyelt, nagyjából 10 százalékos véletlen dolgozói minta alapján alkothatunk 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 átléplik a 30 fős határt. Az ebből eredő torzítás kiküszöbölésére a vállalatokat nagyságkategóriánként 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	$s_1 = 0$	$d > 1$	$Y < 0$
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	Khf^2
1996				
Képzetlen	458	0,15812	0,2947	196,5087
Fiatál	458	0,09325	0,1290	102,7404
Idős	458	0,09755	0,2010	138,7752
1997				
Képzetlen	605	0,14637	0,3577	353,6924
Fiatál	605	0,08329	0,1530	139,5373
Idős	605	0,08625	0,1720	140,4203
1998				
Képzetlen	455	0,15501	0,3753	281,8355
Fiatál	455	0,08859	0,2343	151,7401
Idős	455	0,09740	0,1843	115,1044
1999				
Képzetlen	436	0,14818	0,4371	340,7512
Fiatál	436	0,09362	0,2660	174,1988
Idős	436	0,09854	0,1911	103,9811

F4. táblázat

A keresleti modell egyenleteinek paraméterbecslései

Egyenlet	1996		1997	
	Együttható	<i>t</i> -érték	Együttható	<i>t</i> -érték
<i>Képzetlen</i>				
ln(<i>p</i> 1)	0,0062662	1,716	0,00736403	2,431
ln(<i>p</i> 2)	-0,0764933	-4,215	-0,0858464	-5,949
ln(<i>p</i> 3)	-0,0645314	-3,708	-0,0693402	-4,896
Külföldi	-0,0064513	-0,361	-0,0289112	-1,939
ln(<i>Y</i>)	-0,0726571	-8,879	-0,0690232	-10,038
Konstans	1,88402	8,329	1,913219	8,924
<i>Fiatal</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,0764933	-4,215	-0,0858464	-5,949
ln(<i>p</i> 2)	0,01180396	8,107	0,01149044	9,569
ln(<i>p</i> 3)	-0,0470167	-4,619	-0,0288151	-3,362
Külföldi	0,0010373	0,982	0,00218951	2,569
ln(<i>Y</i>)	0,00124353	2,585	0,0010367	2,673
Konstans	0,01201144	0,932	0,00478312	0,402
<i>Idős</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,0645314	-3,708	-0,0693402	-4,896
ln(<i>p</i> 2)	-0,0470167	-4,619	-0,0288151	-3,362
ln(<i>p</i> 3)	0,01390068	10,253	0,01289175	11,117
Külföldi	-0,0263858	-2,387	-0,0309393	-3,507
ln(<i>Y</i>)	-0,0040508	-0,815	-0,0042934	-1,084
Konstans	-0,1188122	-0,943	-0,1675047	-1,390
		1998	1999	
<i>Képzetlen</i>				
ln(<i>p</i> 1)	0,01321388	4,048	0,00693846	2,022
ln(<i>p</i> 2)	-0,1130624	-7,269	-0,1112451	-6,726
ln(<i>p</i> 3)	-0,0764637	-4,786	-0,0611927	-3,561
Külföldi	-0,0054252	-0,321	0,00081811	0,499
ln(<i>Y</i>)	-0,0801749	-10,155	-0,0709971	-8,996
Konstans	1,764961	7,658	2,199005	8,893
<i>Fiatal</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,1130624	-7,269	-0,1112451	-6,726
ln(<i>p</i> 2)	0,01297768	10,110	0,01368696	9,715
ln(<i>p</i> 3)	-0,017304	-1,826	-0,0161106	-1,545
Külföldi	0,00139076	1,409	0,00297925	2,865
ln(<i>Y</i>)	0,00190708	4,248	0,00156725	3,133
Konstans	-0,0135275	-0,104	-0,1113498	-0,790
<i>Idős</i>				
ln(<i>p</i> 1)	-0,0764637	-4,786	-0,0611927	-3,561
ln(<i>p</i> 2)	-0,017304	-1,826	-0,0161106	-1,545
ln(<i>p</i> 3)	0,01215368	9,167	0,01191438	8,021
Külföldi	-0,0544742	-5,112	-0,0606087	-5,543
ln(<i>Y</i>)	0,00045931	0,946	-0,0023849	-0,458
Konstans	-0,1883703	-1,405	-0,2951256	-2,019

Megjegyzés: *p*1, *p*2 és *p*3 a képzetlen, fiatal–iskolázott és idős–iskolázott munkaerő ára.

**A BÉREK NEMZETKÖZI ÖSSZEHASONLÍTÁSA:
MIT, MIÉRT ÉS HOGYAN?
MAGYARORSZÁG HELYZETE**

FERENCZI BARNABÁS

1. Bevezetés

A tanulmány a bérek nemzetközi összehasonlításának egyes elvi és módszertani kérdéseinek vizsgálatával foglalkozik.¹⁰ Célja, hogy a fogalmak tisztázásával hozzájáruljon a kelet-nyugati bérkülönbségek tömeges munkaerő-áramlásra illetve tőkeáramlásra gyakorolt hatásáról folyó vitához. A fogalmi tisztázást a bérek kettős, munkakeresleti és –kínálati szerepének elválasztásával kezdjük, egy erősen stilizált lokációs modell alapján. Az elmélet adta konzisztencia-keretet illetve nem-parametrikus statisztikai technikákat alkalmazva a nemzetközi bérszint összehasonlítások néhány módszertani kérdését elvi és empirikus módon – egy nagy országokmintán – is vizsgáljuk: milyen béreket, milyen konverzióval (milyen árfolyamon), hogyan hasonlíthatunk össze, és mit várhatunk az ilyen összehasonlításoktól. Következtetésünk szerint a bérek nemzetközi összehasonlítása igen kevés információval szolgál, különösen egy egyre homogénebb országcsoporton belül, mint például az EU és a felvételre jelentkező államok. Ez különösen a munkakínálati oldali bérszint-összehasonlításokra igaz: a relatív bérek a relatív jólét mutatóinál sokkal nagyobb Kelet-Nyugat különbséget jeleznek.

A tényezőáramlás, azaz a munkaerő és a tőke nemzetközi mozgásának kérdése gyakran kerül elő a az európai integrációs folyamat kapcsán. Az Európai Unió (EU) politikusait, szakszervezeti vezetőket és ipari érdekcsoportokat egyaránt foglalkoztatja a már most is intenzív tőkeáramlás a felvételre váró kelet-közép európai országokba, illetve egy nagyméretű, ellenkező irányú munkaerő-áramlás lehetősége. Másfelől, több kelet-közép európai országban problémaként merült fel, vajon a gyors gazdasági növekedés okozta bérszintbeli felzárkózás nem járhat-e a versenyképesség romlásával.

A kelet – nyugati bérszintkülönbség áll a probléma középpontjában: vajon az EU-tagállamokhoz képest igen alacsony kelet-közép európai bérszint kiválthat-e tömeges munkaerő-áramlást és magyarázhatja-e a nagymértékű nyugat-keleti irányú tőkeáramlást. A téma a kelet-közép európai jegybankok számára is érdekes. Ha a bérkülönbségek tömeges munkaerő-elvándorláshoz vezetnek, az csökkentené a helyi munkaerő-tartalékok nagyságát kínálati oldalon korlátozná a gazdasági növekedést. Sőt, ha a munkaerő-elvándorlás a munkapiac képzetlenebb szegmenseiben koncentrálna, az akadályozhatná a termelékenység-növekedéshez szükséges tőkeintenzitás-emelkedést is. Továbbá, ha jellemzően az alacsony helyi bérek vonzzák a régióba a tőkét, akkor a felzárkózás folyamat során emelkedő helyi bérszint visszavetheti a tőkebeáramlást.

A témához jelen tanulmány a bérek nemzetközi összehasonlításának néhány módszertani kérdésének elvi és empirikus vizsgálatával kíván hozzájárulni. A munkát a szakirodalomra jellemző, a következő részben összefoglalt módszertani bizonytalanság teszi szükségessé. A tisztázást segítő, egyszerű mikroökonómiai modellkeretet vázolunk fel a második szekcióban, amely megalapozza a munkaerő-keresleti és –kínálati oldali bérszint-összehasonlítás gyakran elhanyagolt kettéválasztását. Ezután áttekintjük, melyikhez milyen bér- és konverziós (árfolyam) mutatók állnak rendelkezésünkre – és melyik milyen implicit feltevések mellett értelmezhető. Végül, a negyedik és ötödik szekcióban néhány, az elemzésben korábban felmerült kérdést empirikusan is megvizsgálunk.

¹⁰ A tanulmányban kifejtettek a szerző véleményét tükrözik, ami nem feltétlenül esik egybe a Magyar Nemzeti Bank hivatalos álláspontjával.
Ferenczi Barnabás, a Magyar Nemzeti Bank osztályvezetője

2. Módszertani bizonytalanság a szakirodalomban

A következőkben néhány jellemző példával illusztráljuk, mennyire nincs egységes módszertani kerete a bérek nemzetközi összehasonlításának. Valójában minél több tanulmányt olvasunk el, annál inkább fokozódik bennünk a zavar, hogy milyen célra milyen bérmutatókat célszerű összehasonlítani, milyen árfolyamon, és így tovább.

Godfrey (1994) a magyar bérköltségszintet hasonlítja össze az osztrákkal. Ehhez a munkaerőköltségek egy szélesen értelmezett hazai mutatójából indul ki, amit piaci árfolyamon „dollárbérré” konvertál. A következő lépésben, a termékegységre jutó bérköltség (unit labour costs, ULC) elemzésekor azonban, amint az a szakirodalomban általános, a szintek helyett a változásokat veti össze, hiszen a reál bérköltség és a reál termelékenység változók éves változásának indexével képzik ULC mutatóit. Havlik (1996) ezzel szemben a ULC szinteket vizsgálja úgy, hogy az egy főre jutó bruttó hazai össztermék (GDP) szintjét vásárlóerő-paritáson (purchasing power parity, PPP) konvertálva képez reál termelékenységszint mutatót. Ez utóbbi megoldást később (Havlik, 2000) a piaci árfolyamok túlzott változékonyságával és a kelet-közép európai valuták általános alulértékeltségével indokolja. Stehrer – Landesmann (1999) is PPP-konverziót alkalmaznak, bár megjegyzik, hogy miközben céljuk a feldolgozóipari versenyképesség és specializáció elemzése volt, a választott mutatójuk valójában a bérek helyi vásárlóértékét fejezi ki.

A hazai szakirodalomból Gács Endre (1999) is PPP-alapon hasonlítja össze a munkaerőköltségeket. Gács János et al. (2001) több oldalról is körüljárja a relatív hazai bérszint kérdéskörét, a módszertani bizonytalanságot többféle bérkategória többféle konverzióval való összehasonlításával próbálja oldani. Ferenczi (2000) tanulmányban felvázolunk egy neoklasszikus elemzési keretet a bérkonvergencia tanulmányozásához, de azt számszerűen nem szimuláljuk.

A fentiek alapján a bérszint-összehasonlítások módszertani bizonytalanságának két forrását azonosíthatjuk. Egyrészt, sokan elhanyagolják a munkakínálati és a –keresleti oldali bérösszehasonlítás közti különbséget. Másrészt, még akik meg is teszik ezt a distinkciót, azok se mindig követik az abból fakadó módszertani következményeket a felhasználható bér-, ár- és árfolyam-mutatók tekintetében.

Egy kis modell

A mikroökonómiai alapok tisztázása sokat segíthet a fenti problémák kiküszöbölésében. Az alábbiakban egy igen leegyszerűsített, sztenderd, statikus tényezőáramlásos modellt (location choice model) mutatunk be Rappaport (1999a) alapján. A modell egy hasznosság-maximalizáló fogyasztókkal és profitmaximalizáló vállalkozásokkal jellemezhető kis nyitott régiót (országot) ír le, amely egy nagy régióba van integrálódva. A helyi szereplők árelfogadók a külkereskedelemben szereplő (tradable) jóságokat és a tőkét tekintve, de a külkereskedelemben nem szereplő (nontradable) jóságok (például szolgáltatások, illetve rögzített kínálatú ingatlan és föld) helyi árszintje, a helyi bérszint és a munkaerő nagyságát egyensúlyban szintén helyi tényezők alakítják. Ide tartozik egy csak helyben fogyasztható közjóság, amelyet nem termel senki, a termelést sem befolyásolja, de a fogyasztók jólétét igen – azaz csak „ott van”, mint például az éghajlat, fekvés, stb.¹¹

¹¹ Komplexebb modellekben ezt előállíthatja az állam a fogyasztók és/vagy a vállalkozások megadóztatásával. Itt nincs ilyen.

Egyensúlyban a kis és nagy régióban is a hasznosságérzet és a profit kiegyenlítődik, a népesség tehát nem mozog. A munkakínálati oldalon ezt az alábbi módon írhatjuk fel:

$$\text{EQ 1} \quad U^* = U(p, w, q) = \left(\max_{c, n} u(c, n, q) \text{ miközben } c + pn \leq w \right),$$

ahol $U(\cdot)$ az indirekt hasznossági függvény, p a helyi szolgáltatások és rögzített kínálatú jóságok (n) ára, w a költségvetési korlátban szereplő helyi bérszint, q pedig a „helyi élet minősége”, fent jellemzett exogén változója.¹² A fenti felírásban szereplő direkt hasznossági függvény, $u(\cdot)$ monoton növekvő a külkereskedelmi forgalomba kerülő, egységnyi árszintre normalizált jóságok (c), a csak helyben fogyasztható, p relatív árszintű jóságok (n) és a helyi közjóság (q) fogyasztásában.

A munkakeresleti oldalon az egyensúlyi profitszint az alábbi módon írható fel:

$$\text{EQ 2} \quad \Pi^* = \Pi(w, \bar{r}, tfp) = \left(\max_{K, L} F(K, L, tfp) - wL - \bar{r}K \right),$$

ahol a kamatláb (\bar{r}) és a teljes tényező-termelékenység (tfp) változók exogének.

Kis régióink mérete rögzített. Ha a rögzített kínálatú helyi tényezőt úgy normalizáljuk, hogy a továbbiakban n annak egy főre jutó mennyiségét jelöli, ebből következően a munkakeresleti és –kínálati oldalt az alábbi korlát is összeköti:

$$\text{EQ 3} \quad nL = 1 .$$

A fenti modell főbb tulajdonságait a *Függelékben* vezetjük le. A következőkben a bérösszehasonlítás módszertana szempontjából fontos következményeket vesszük sorra. Először is, mind a munkakínálati, mind a –keresleti oldalon a fentiekből egyértelmű, hogy a tényezőáramlások a helyi bérek, árak, stb. szintjétől, nem pedig változásától függenek. Így e tekintetben az ULC-változások elemzése, vagy a bérnövekedési és inflációs ütemek nemzetközi összehasonlítása félrevezető lehet.

Másodszor, munkakínálati oldalon első egyenletünk demonstrálja, hogy munkaerő (permanens) áramlása az adott régiókban elérhető hasznossági szintek, nem pedig a *nominális* (dollár)bérek függvénye. A bérek elemzése, a (dollár)bérek összehasonlítása eltúlozza a

valódi jólétsbeli különbségeket, hiszen, amint azt a *Függelékben* bizonyított $\frac{dw}{dp} > 0$

tulajdonság jelzi, a helyi bérek és a helyi nontradable árszint egymással arányosak. Ebből következően figyelembe kell vennünk a helyi árszintek eltérését, ami azonban – mivel adatok jellemzően az árváltozásokra vannak – nem könnyű. Problémáink sora azonban ezzel nem ér véget, hiszen még nem beszéltünk a helyi közjóság („élet minősége”) hatásáról. A

¹² Non-tradable services could also be part of n though their supply is not fixed but can be modelled as more rigid than that of tradables.

Függelékben bizonyított $\frac{d(w/p)}{dq} < 0$ összefüggésből következik, hogy egy régióban

megfigyelhető alacsony reálbér szintek nem feltétlenül ösztönöznek elvándorlásra, ha azokat az egyéb dimenziókban jobb életminőség kompenzálja.

Harmadszor, munkakeresleti oldalon második egyenletünkéből következik, hogy a (dollár)bérek összevetése helyett a termelés relatív jövedelmezőségét célszerű

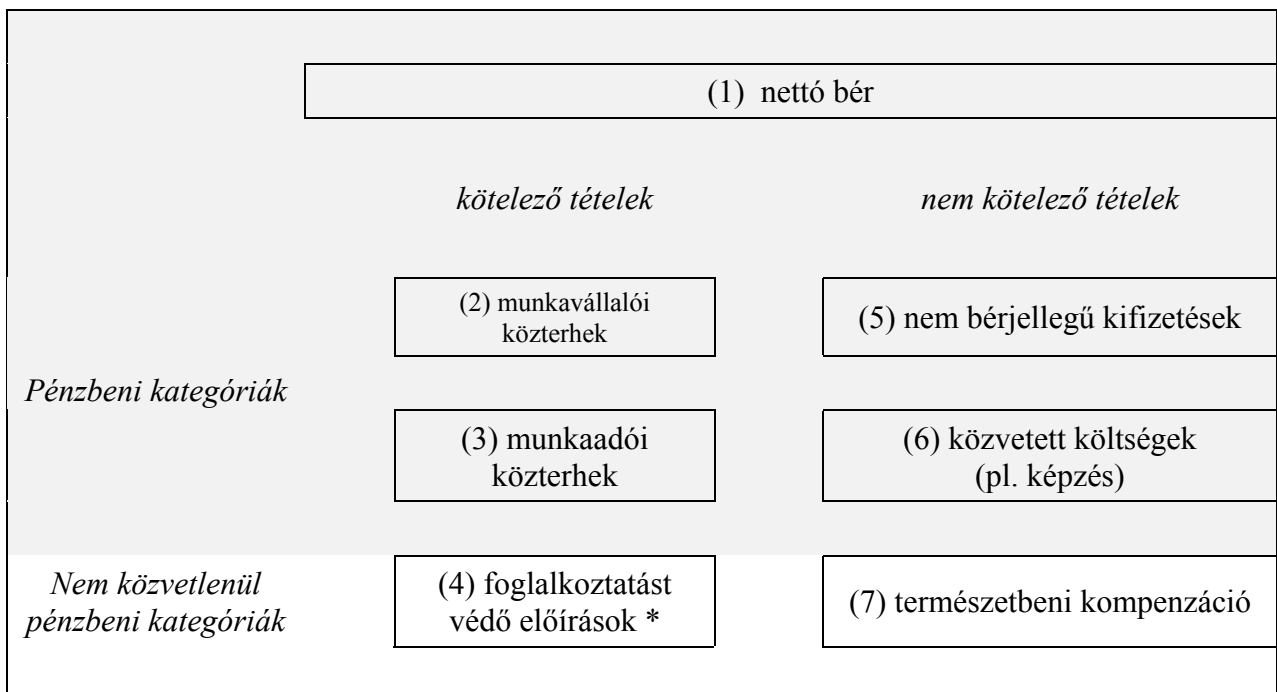
összehasonlítani. Mivel $\frac{dw}{d\tau} > 0$, egy régió magasabb dollárbéreit kompenzálhatja a

magasabb termelékenységi szint, azaz a helyi ULC nem feltétlenül magasabb, mint máshol. Azt is megfigyelhetjük, hogy a helyi fogyasztói árszintet meghatározó nontradable javak árszintje nem számít munkakeresleti oldalon, tehát az erre kifejlesztett GDP felhasználási oldali PPP-konverzió használata nem célszerű.

A következő két szekcióban tekintsük át, a gyakorlati összehasonlítások során elméleti megfontolásaink alapján milyen bérmutatókat, majd árfolyam-konverziót alkalmazhatunk.

Bérmutatók a gyakorlatban

Az alábbi séma segíti az eligazodást.



* Employment protection legislation, azaz EPL.

A fenti sémabeli kategóriákat mint építőkockákat használhatjuk a nemzetközi bérösszehasonlítási lehetőségek vizsgálatakor. A kiindulás a nettó, azaz „kézhez kapott” bér kategória. Ehhez a munkavállalói közterheket hozzáadva kapjuk a magyar statisztika „bruttó

bér” mutatóját, ami tehát $(1)+(2)$.¹³ Ennek azonban közgazdaságilag nincs sok értelme, hiszen a munkavállalói és munkaadói közterheket csak az adóbeszedés technikája különbözteti meg, ezért bruttó bérek esetében célszerű a teljes kört, azaz $(1)+(2)+(3)$ -t tekinteni.¹⁴ A nemzeti számlákbeli illetve az ILO statisztika szerinti kompenzációs mutatók ehhez hozzáadják a közvetlenül a munkavállalóknak járó természetbeni kompenzációs (költség) kategóriák egy részét is, így $1)+(2)+(3)+(5)+(7)$ típusú mutatóként értelmezhetők. Az elbocsátást tiltó, nehezítő, szabályozó, stb. előírások esetében nem kizárt, hogy azok jólétet fokozó illetve költség tényezőként is szóba jöhetnek, ezért meggondolandó (4) szerepeltetése az elemzésben.

Már ebből is látszik, hogy elég sokféle bérmutató kínálja magát a nemzetközi összehasonlításokra. A rendteremtéshez vegyük sorra, melyik milyen implicit feltevésekkel használható.

3. Munkakínálati oldali bérszint-összehasonlítás

A nettó pénzbérek, azaz (1) használata azzal egyenértékű, hogy miopikus egyéneket tételezünk fel, akik sem a munkájukhoz kapcsolódó természetbeni juttatások, sem az adójukból finanszírozott közszolgáltatások szintjét nem veszik figyelembe. Ez nagyon erős feltevés, és súlyos problémákat okozhat, amikor olyan országok bérszintjét hasonlítjuk össze, ahol az egyikben egyénenként kell fizetni az oktatási vagy egészségügyi szolgáltatásokért, míg a másikban inkább a közvetlen adókból finanszírozzák azokat. Ez esetben ugyanis az alacsony nettó bérű ország relatív jólétét alulbecsüljük.

A bruttó bérek, azaz $(1)+(2)+(3)$ alapul vétele ezt a torzítást kiküszöböli ugyan, de egy másikat vihet az összehasonlításba. Megfigyelhető ugyanis, hogy még a fejlett országok csoportján belül is igen nagy az adóterhelés szórása, aminek az előbbi okon túl (i.e. más szintű „ingyenes” közszolgáltatást biztosítanak), nyilván a közszolgáltatási szektor eltérő hatékonysága is a magyarázata. Az OECD adatai szerint például Magyarország az egyik legmagasabb közvetlen adókat alkalmazó ország – valószínűleg nem azért, mert itt lennének elérhetőek a legszélesebb körű és legmagasabb színvonalú „ingyenes” közszolgáltatások.¹⁵

A természetbeni juttatások, azaz (7) figyelembe vétele közgazdasági szempontból indokoltnak tűnik. Ezek egyéb (pénzbeni) kompenzációhoz vett súlyát sokszor szintén az adóztatás határozza meg. Anekdotikus bizonyítékok és a logika szerint is azt várjuk, hogy ezek Magyarországon más országokhoz képest relatíve fontosak, hiszen itt igen magas a pénzbeni kifizetések közterhe. Ez esetben a magyar lakosság relatív jólétét alábecsülnénk a pénzbérek nemzetközi összevetésével.

¹³ Jelen elemzésben nem különböztetjük meg a közterhek különböző fajtáit (szja, tb, stb.), hiszen mind valójában ugyanabba a „kasszába” megy, amiből a közszolgáltatásokat finanszírozzák.

¹⁴ A különbségnek azért Magyarország esetében talán némi jelentőséget ad, hogy alkalmazottak esetében a vállalkozások fizetik be a munkavállalói adókat is, melyek elmulasztása esetében a vállalkozást a Büntető-törvénykönyv szerint ítélik meg; míg a munkaadói járulékok be nem fizetése „csupán” polgári jogi szankciót vonhat maga után. Az, hogy a közvetlen adók egy részének munkaadókhöz rendelése az adóztatás mértékével függ össze abból is látszik, hogy az OECD országok közül a magasabb közvetlen adóterhelést alkalmazó kelet-közép európai illetve egyes EU-országokra jellemző.

¹⁵ A fogyasztói árindex statisztikák kiadási súlyainak összevetéséből kiderül, hogy a közlekedési szolgáltatásokra például közel ugyanannyit fordít nettó béréből, pénzben a magyar lakosság, mint az EU-országok átlaga, miközben itt magasabbak a közvetlen adók. Felmerülhet ugyanakkor, hogy azért kell egy kevésbé fejlett országban a jövedelmek arányában több adót beszédni, mert így érhető el hasonló bevételi szint, mint a fejlettebb országokban. Bár ebben lehet némi igazság, a közszolgáltatások árszintje (költsége) nem valószínű, hogy nemzetközileg egységes lenne, hiszen meghatározó bennük a nontradable tényezők (helyi munkaerő, ingatlan, föld) súlya.

A fentiekből két következtetést vonhatunk le. Egyrészt a korábban látott sémában összeállítható bérmutatók legtöbbje alkalmas lehet munkakínálati oldali bérszint-összehasonlításra – ugyanakkor mind elég erős implicit feltevésekkel. Másrészt, munkakínálati oldalon a lényeg továbbra is a relatív jóléti szint megállapítása. Ehhez legalábbis figyelembe kellene vennünk a helyi relatív fogyasztói árszintet, beleértve a helyben fogyasztható (nontradable) jóságok árszintjét, az „ingyenes” közszolgáltatásokat, a háztartási termelést és a közjóságokat.¹⁶

4. Munkakeresleti oldali bérszint-összehasonlítás

Korábban megállapítottuk, hogy egy régió(beli termelés) versenyképességét a relatív jövedelmezőség felmérésével vizsgálhatjuk.

Vegyük sorra a korábbi séma építőköveit. Nettó bérek használata nem nagyon védhető, hiszen az inkább egy lakossági jövedelmi, mint termelési költség kategória. Továbbmenve, jeleztük már, hogy a magyar statisztika „bruttó bér” kategóriája, azaz (1)+(2) sem védhető, hiszen (3) leválasztása teljesen ad hoc lenne.

Az ILO illetve a helyi nemzeti számlák statisztikák gyakran tartalmazzák „munkajövedelem” (labour compensation) címén az alkalmazottak által kapott pénzbeli (5) és természetbeni (7) kompenzációt is. Ezen statisztikákban a közvetett kompenzáció egyes formái, azaz (6) is a munkaerőköltségek részét képezik.

Közgazdasági értelemben az (1) ... (7) kategóriák mindegyike része kell hogy legyen egy nemzetközi munkaerőköltség összehasonlításnak. Itt főleg a Boeri et al. (1999) által „virtuális munkaerőköltségnek” nevezett (7) kategória okoz problémát. Bár nyilvánvaló, hogy előrettekintő vállalkozók munkakeresletüknél figyelembe veszik az elbocsátáshoz kapcsolódó előírások okozta költségeket is, de ezt nehéz számszerűsíteni. Magyarországon ezek szintje nemzetközileg sem elhanyagolható.

Felmerül a kérdés, hogy milyen árfolyam-mutatót használhatunk? Korábbi elméleti modellünkből következik, hogy a helyi valutában kifejezett béreket és munkaerőköltségeket valamilyen valutaárfolyam vagy relatív ár alapú, mint a PPP, konverzió segítségével közös alapra kell hoznunk. Itt is célszerű megkülönböztetnünk a munkakínálati és –keresleti oldalt.

5. Munkakínálati oldali összehasonlítás

Olyan megoldást keresünk, amely egyfelől relatív hasznossági dimenziót adhat az egyszerű bérosszehasonlításnak, másfelől közös alapra is helyezi a különböző országok eltérő valutában értelmezett bérmutatóit. A gyakorlatban két lehetőségünk van: piaci valutaárfolyamok alapú konverzió vagy a relatív árszint alapú PPP-faktorok használata. Az előbbi egy jellemzően magas frekvenciájú adat, ezért valahogyan aggregálni kell időben a használathoz. A PPP-faktorok éves statisztika, és az OECD/Eurostat International Comparison Program (ICP) keretében becslik őket. A leggyakrabban használt PPP-faktorok a nemzeti számlák felhasználási oldalára vannak értelmezve, azaz a kiadási tételek széles körének (lakossági fogyasztás, közösségi fogyasztás, beruházás, készletek) átlagos relatív árszintjét tükrözik.

Munkakínálati oldalon sokan két okból nem szívesen alkalmaznak piaci valutaárfolyam alapú konverziót. Egyrészt – és, amint azt később megmutatjuk, ez a „gyengébb” érv –, a piaci

¹⁶ Erről a fogyasztói árindex kontextusában ld. Ferenczi et al. (2000).

árfolyamok túl volatilisak. Másrészt, elméletileg azért utasítható el a piaci árfolyamok használata, mert azok (rugalmas árfolyamrendszerben) rövid – középtávon jellemzően a külkereskedelmi forgalomba kerülő jóságok relatív árszintjét tükrözik, nem pedig a lakossági fogyasztás jelentős részét képviselő nontradable és nem piaci javakét.

Ezt az érvet elfogadva vizsgáljuk meg, az előző szekcióban bemutatott egyes bérmutatók milyen konkrét konverzióval konzisztensek. Nettó bérek nemzetközi összehasonlítása azt jelenti, hogy eltekintünk az adókból finanszírozott közjóságok fogyasztásából illetve a munka után kapott természetbeni kompenzációból származó hasznosságtól. Ebből következik, hogy nettó bérekhez csak a lakossági vásárolt fogyasztási kiadások relatív árszintjét tartalmazó PPP-faktort célszerű alkalmazni. Ez szignifikánsan különbözhet a szokásosan használt PPP-faktoroktól. Az ICP 1996-os eredményei például arra utalnak, hogy épp a közösségi fogyasztás relatív nemzeti árszintjei mutatnak rendkívüli szóródást.¹⁷

Természetesen ha egy bruttó bérmutatót hasonlítunk össze nemzetközileg, akkor elvileg helyes a lakossági mellett a közösségi fogyasztás relatív árszintjét is tartalmazó PPP-konverziót alkalmazni. A fenti megfigyelés azonban utal azokra a mérési problémákra, melyek miatt több szakértő szerint nem realiztikus, a lakossági vásárolt fogyasztási kiadásokon túlmenően, kiterjeszteni a nemzetközi árszint-összehasonlításokat.¹⁸

6. Munkakeresleti oldal

A nemzetközi versenyképesség elemzésénél módszertani zavar forrása a korábban tárgyalt bérmutatók valamelyikéhez való konverziós megoldás kiválasztása. Ennek oka az, hogy keverednek egy nemzetközi termelékenységi vizsgálat és egy versenyképesség vizsgálat szempontjai. Az előbbi a munka által előállított termékek alapján méri a munka reál teljesítményét. Míg egyszerű gazdaságokban ez lehetséges lenne a termékek fizikai mennyiségének számbevétele révén, modern gazdaságokban csak aggregált mutatók állnak rendelkezésre. Ezek speciális árazási, súlyozási, stb. kérdéseket vetnek fel.¹⁹

Versenyképességi vizsgálat esetében azonban nem annyira a munka reál termelékenysége az érdekes, hanem, amint korábban jeleztük, a termelés általános jövedelmezősége. A relatív jövedelmezőség természetszerűleg reál mutatói nominális változók segítségével is előállíthatók, hiszen a végső (nominális) profit a nominális értékesítési és tényezőárak függvénye. Ennek a szemléletnek az az előnye, hogy nominális változók esetében az elemzés közgazdaságilag helyes módon a relatív szintekre koncentrálnak, amint az az alábbi versenyképességi mutatóból is látszik.

Egy alkalmas mutatója lehet a reálárfolyam-irodalomból ismert profit-alapú reálárfolyam-mutató, ami a helyi valutában mért nominális munkaerőköltség (tömeg) nominális hozzáadottértékbeli súlyát méri:

$$reer_{profit} = \frac{W/VA}{W^*/VA^*} = \frac{\frac{W/E}{VA/E}}{\frac{W^*/E^*}{VA^*/E^*}},$$

ahol W a teljes (és széles körűen értelmezett) nominális munkaerőköltség, VA a teljes hozzáadottérték folyó áron, E pedig a foglalkoztatottak száma (* a külföldre utal). Ez egy

¹⁷ Ld. OECD (2001), Annex III.

¹⁸ A vitáról ld. Castles (1997) és OECD (1998).

¹⁹ Ld. Van Ark (1993).

elméletileg is plauzibilis feltevésekkel levezethető mutató.²⁰ A *Függelék* 1. ábrája néhány kelet-közép európai ország Ausztriához vett versenyképességi szintjét ábrázolja.

Vizsgálódásunk eddigi eredményeit összefoglalva azt látjuk, hogy munkakeresleti oldalon sikerült elméletileg megfelelőnek látszó és a gyakorlati összehasonlító elemzésekben is jól alkalmazható mutatót találnunk, ez igen nehéznek bizonyult munkakínálati oldalon: se megfelelő bérmutató, se igazán alkalmazható konverziós megoldást nem tudtunk kiemelni. Tegyük most fel a kérdést: számít mindez egyáltalán? Konkrétan, vizsgáljuk meg, értelmes dolognak tűnik-e bérszintek valamilyen összevetéséből a relatív jólétre következtetni, illetve van-e empirikusan jelentősége, hogy munkakínálati oldalon milyen béreket és hogyan hasonlítunk össze. „Mellékesen” azt is megvizsgáljuk, vajon igaz-e, hogy a PPP-faktorok stabilabbak a piaci árfolyamoknál (az utóbbit éves átlagos szintként értelmezve).

Empirikus vizsgálatok

Három hipotézist vizsgálunk sok országból álló keresztmetszeti mintákon:

- (i) Általában, a relatív bérszintek mutatnak-e kapcsolatot a jólét különbségeivel? Függe-e ez a bérek konverziójától (piaci árfolyam vagy PPP)?
- (ii) Ezen belül, a bruttó vagy a nettó bérek-e jobb jóléti mutatók?
- (iii) Változékonyabbak-e a piaci árfolyamok, mint a PPP-faktorok?

7. Adatok és vizsgálati módszer

Az (i) kérdés vizsgálatához egy 210 országból álló panel adatbázist használtunk, amely nagyrészt a Világbank World Development Indicators (WDI) adatbázisának 1999-es verzióján alapult, kisebb részt – a béradatok tekintetében – pedig az ENSZ/Unido adatain. Ez utóbbi egységes formában tartalmazta az ipari bérszint adatokat helyi valutában. A jólét mérése közismerten problematikus. Léteznek erre kidolgozott, közismert kompozit mutatók. Ezek közül számunkra az UNDP által bevezetett Human Development Indicator (HDI) volt elérhető.²¹ Használatáról azonban leteztünk, mivel egyik komponense a PPP-alapon vett fajlagos GDP, ami így problémát okozott volna, hiszen épp azt (is) akarjuk vizsgálni, erősebb-e a kapcsolat a relatív bérek és a relatív jólét között, ha az előbbit PPP-alapon nézzük.²² Így kénytelenek voltunk „házilag” megoldani a jólét mérést. Kétféle megközelítést alkalmaztunk: egy – egy „natúrális” egészségi (várható élettartam, halálozási ráták) és fogyasztási (tartós fogyasztási cikkek, kommunikációs eszközök elterjedtsége) típusú mutatócsoporttal jellemeztük egy ország jólétét.²³ Választásunkat motiválta, hogy hasonló változókat találtunk az irodalomban illetve az UNDP-mutatók komponensei között.²⁴ A jóléti mutatók köre mindezek ellenére némileg ad hoc jellegű; amit azok széles körű, nem diszkriminatív alkalmazásával próbáltunk enyhíteni, azaz az empirikus tesztelést minden egyes jóléti mutatóra elvégeztük külön-külön.

A bruttó vagy nettó bérekhez egy szűkebb adatbázist kellett használnunk, mivel az OECD 29 országára (Szlovákia nélkül) találtunk ilyen adatokat egy rendszeres OECD-felmérés jelentésében. Ez egy elég kis minta, különösen a tranzíciós országok tekintetében.²⁵

²⁰ Ld. Lipschitz – MacDonald (1991), Magyarországra pedig Kovács (1998) és Jakab – Kovács (1999).

²¹ Ld. UNDP (2000a).

²² Castles is kritizálta a GDP beépítését a HDI mutatóba, ld. UNDP (2000b).

²³ A változók listáját ld. a *Függelékben*.

²⁴ Ld. Summers – Heston (1999) és más tanulmányokat a <http://www.econ.upenn.edu/papers/papers.html> címen.

²⁵ Az OECD (1999) mellékletét használtuk.

A fenti vizsgálatok előtt, az adatok elemzésre való előkészítése során a változókat sztenderdizáltuk azok átlagával és sztenderd hibájával. Adataink vizsgálata feltárta, hogy a kulcsváltozók eloszlása több esetben is sérti a normalitás feltevését, több vizsgálandó összefüggés távolról sem néz ki lineárisnak (ld. például 2. ábra), sok a kiugró megfigyelés (outlier) és – a (ii) vizsgálatnál – kicsi a mintánk. Ezért a szokásos lineáris korreláció helyett az ilyen problémákra nézve robusztus nem-parametrikus vagy rangkorrelációs módszert választottuk (Spearman-korreláció). Ez azzal egyenértékű, hogy eltekintünk változóink konkrét (kardinális skálán vett) értékeitől, és csak azok sorrendjét nézzük (ordinális skála): azt vizsgáljuk, hogy ha egy ország egy másikkal magasabb bérszinttel bír, akkor általában igaz-e, hogy magasabb a jóléti szintje is. Ez egyfajta szükségszerű feltétele egy szofisztikáltabb kapcsolat lehetőségének a változók között.

Az (iii) kérdéshez egy 66 országból álló panelt használtunk, amelybe azok kerültek, amelyek elég hosszú, párhuzamos piaci árfolyam és PPP-faktor adatsorokkal rendelkeztek az Unido és a WDI adatbázisokból. Egy-egy országra tehát mindig azonos időszakot vettünk alapul, de ez nem feltétlenül teljesült az országok között. Az általunk használt változékonyság-mutató a változók éves értékeinek (árfolyamoknál: éves átlagainak) logaritmikus változásából számított sztenderd hibája volt.

(i) Mutatnak-e a relatív bérek kapcsolatot a jóléttel?

Induló hipotézisünk szerint nem vártunk erős kapcsolatot a relatív bérek és a jólét között. Ezt egyrészt kis elméleti modellünk alapján gondoltuk így, amelyben a bérek csupán egy része a munkaerő mozgását meghatározó jóléti különbségeknek. Másrészt Rappaport (1999c) összefoglalva az irodalmat arra jut, hogy rendkívül nagy bérkülönbségek képesek csak permanens munkaerő-áramlást előidézni, valószínűleg ugyanezen ok miatt.

Ehhez képest első látásra igen erős korrelációt tapasztaltunk a bér és a jóléti változók között (ld. a 3. tábla első három oszlopát). A kapcsolat vizuális képe azonban arra figyelmeztetett, hogy a mintában strukturális törés van (ld. például 2. ábra): a magas bérű országok tisztán különálló csoportot alkotnak. A WDI „magas jövedelmű OECD-tagállam” kategóriába tartozó országokat a többitől elválasztva két részmintát készítettünk. Most már azt látjuk, hogy az említett erős kapcsolat jellemzően a csoportok közötti korreláció eredménye, és csoportokon belüli kapcsolat jóval gyengébb. Sőt ezen belül, a magasabb jövedelmű mintában a kapcsolat jellemzően nem is szignifikáns. Megállapíthatjuk tehát, hogy a relatív bérszint és jólét közti statisztikai kapcsolat legfeljebb a kevésbé fejlett országok csoportján belül áll fenn, de ott sem túl erős.

Térjünk most rá annak vizsgálatára, vajon a piaci árfolyamon vagy a PPP-alapon konvertált bérek mutatnak-e erősebb kapcsolatot a jóléttel. Eredményeink elég meglepőek: mind az egészségi, mind a fogyasztási típusú jóléti változókkal a piaci árfolyamon vett bérek (azaz a „dollárbérek”) erősebb együttmozgást mutatnak (ld. 3. tábla). Ezt azonban óvatosan kezeljük, mivel erősnek látszó elvi érvek szólnak a PPP-faktorok használata mellett – elképzelhető, hogy az elvileg jobban megfelelő lakossági fogyasztási kiadásokra értelmezett, szűkített PPP-faktorok alkalmazása erősebb empirikus kapcsolatot eredményezett volna.

A fenti elemzést egy speciális, 39 elemű almintán is elvégeztük, melyet az OECD-országok és/vagy kelet-közép európai országok halmazán készítettünk (ld. 4. tábla). Itt a fentieknél némileg erősebb korrelációs kapcsolatot találtunk a bérek és a jólét között. A fentiek azonban arra intenek, hogy itt is látszólagos lehet a kapcsolat, hiszen a kelet-közép európai országok alacsonyabb bérszinttel jellemezhetők, mint a legtöbb OECD-tagállam. A kis minta miatt azonban itt nem tudjuk ezt tesztelni.

Úgy foglalhatjuk össze eredményeinket, hogy empirikusan nem tűnik jogosnak a relatív bérekből a relatív jólétre következtetni, különösen a fejlett országok csoportján belül. Mivel a legtöbb kelet-közép európai ország ehhez a csoporthoz konvergál, az alacsony kelet-közép európai bérek munkaerő-mozgásra gyakorolt esetleges hatása valószínűleg folyamatosan gyengülni fog.

(ii) Bruttó vagy nettó bérek?

Korábban, a harmadik szekcióban elvi szempontok alapján nem tudtuk letenni a voksunkat, hogy nettó vagy (tágon értelmezett) bruttó béreket célszerű-e munkakínálati oldali összehasonlításnál alapul venni. Most megvizsgáljuk ezt a kérdést empirikusan is, a 29 OECD-országból álló mintán, a teljesség kedvéért mind piaci árfolyam, mind PPP-alapú konverzió mellett.

Eredményeink nem egyértelműek (ld. 5. tábla): hol a nettó, hol a bruttó bérek mutatnak erősebb kapcsolatot a jólét különböző mutatóival. Maguk a korrelációs együtthatók, illetve ezek a különbségek azonban nem túl erősek, sokszor nem is szignifikánsak. Ezen a konverzió módszere nem változtat; sőt, itt is azt látjuk, hogy a piaci árfolyam alapú bérek némileg jobban teljesítenek.

(iii) Stabilabbak-e a PPP-faktorok, mint a piaci árfolyamok?

A szakirodalmi áttekintésben jeleztük, hogy versenyképességi elemzésben is többen azok változékonysága miatt utasítják el az elvi szempontból egyébként helyesebb piaci árfolyam alapú konverziót. Noha a valutaárfolyamok napi szinten tényleg sokszor elég változékonyságúak, a jellemzően éves adatokon végzett vizsgálatokhoz alkalmazható éves átlagos árfolyam szintek esetében már nem egyértelmű a helyzet, hiszen az időbeli aggregálás ilyen módja nagymértékben képes a rövid távú ingadozásokat simítani.²⁶

A 66 országra alapozott vizsgálatunk ez utóbbi meglátást támasztja alá: 21 országban ugyanis éppenséggel a PPP-faktorok mutattak nagyobb ingadozást (ld. 3. ábra). Ez részben a magas (változékonyságú) infláció – (kvázi) fix árfolyamrendszer kombinációk mintabeli elterjedtsége miatt lehet így, hiszen ekkor a piaci árfolyam ingadozása nagyon kicsi (vagy zérus). Másrészt rugalmas árfolyamrendszerekben is megfigyelhető, hogy belföldi eredetű ársokkokra csak részben reagál az árfolyam, azaz ingadoznak az ár-alapú reálárfolyam-mutatók, miközben a relatív belföldi/külföldi árakat tükröző PPP-faktorokban a sokk hatása teljes mértékben tükröződik. Megfordítva, tartós és nagyméretű árfolyam-sokkok hatására a belföldi árak is változnak, azaz stabilak a reálárfolyamok, ami a PPP és a piaci árfolyam mutatók hasonló irányú és mértékű elmozdulását implikálja.

Mindez jól megfigyelhető a mintánkban szereplő négy kelet-közép európai ország adatsorain (ld. 4. ábra).²⁷ Látható, hogy a nagy árfolyam-elmozdulások (kiigazítások) gyakran jártak a PPP-faktorok hasonló mértékű változásával, hiszen ilyenkor a belföldi árak is gyorsan alkalmazkodtak (például Lengyelországban 1989-90, vagy Romániában 1991-93 között).

Azt figyeltük meg tehát, hogy a PPP-faktorok nem feltétlenül stabilabbak az éves átlagos árfolyam szintek alakulásánál. Mivel munkakeresleti – versenyképességi – oldalon ez az egyetlen érv a PPP-alapú konverzió mellett, célszerűnek látjuk az elvileg helyesebb piaci árfolyam alapú konverzió alkalmazását.

²⁶ Természetesen éves típusú árfolyam mutatót máshogy is lehet képezni, például év végi szintekkel. Éves átlagosként definiált bérek esetében azonban célszerűbb az árfolyamot és így értelmezni.

²⁷ Ahol tudtuk, 1998-2000-re a WDI-beli PPP-adatokat az OECD becsléseivel egészítettük ki.

8. Következtetések

Elemzésünkben a kelet – nyugati bérszint összehasonlítások néhány módszertani szempontjára hívtuk fel a figyelmet. Kiindulásképp dokumentáltuk a szakirodalomban uralkodó zavaró sokféleséget. Miközben szándékuk szerint hasonló jelenségeket vizsgálnak, az idézett szerzők teljesen különböző bérmutatókat és eltérő konverziós megoldásokat alkalmaznak. Sőt, van, aki a relatív szinteket, van, aki a relatív változásokat vizsgálja.

Ezután egy egyszerű, statikus modell segítségével próbáltunk néhány kérdésben elvi útmutatást találni. Megállapítottuk, hogy csak a relatív szintek elemzésének van értelme a tényezőáramlások kontextusában. Demonstráltuk, hogy munkakínálati oldalon a fogyasztók relatív jólétét meghatározó tényezők közül csak egy a relatív nominálbér, a helyi árszint és „életminőség” is számít. Sőt, ezek egyensúlyi állapotban pont úgy függnek össze a bérekkel, hogy a nominális bérszintek, sőt a reálbér-szintek nemzetközi összehasonlítása is eltúlozza a jólétsbeli különbségeket. Azt is bemutattuk, hogy munkakeresleti – versenyképességi – oldalon sem célszerű a bérszintek összehasonlításából következtetéseket levonni, mert a termelékenység és a bérek összefüggése miatt az félrevezető lehet.

A következő fázisban egy egyszerű „építőkocka” séma alapján összeraktunk néhány közkeletű bérmutatót. Mind a munkakínálati, mind a –keresleti oldalon feltártuk, milyen implicit feltevésekkel egyenértékű az egyes bérkategóriák használata nemzetközi összehasonlításokban. Különösen munkakínálati összehasonlítás esetében nehéz valamelyik bérmutató mellett letenni a voksot: mind a nettó, mind a (tágra értelmezett) bruttó bérek nagyon erős feltevésekkel alkalmazhatók csak, amelyek nem teljesülése a valóságban komoly torzítást vihet az elemzésbe. Jeleztük azt is, hogy egy adott bérmutató választása korlátozza az alkalmazható konverziós módszert is. Munkakeresleti oldalon mindazonáltal javaslatot tettünk egy, az elvi szempontoknak jól megfelelő és a gyakorlatban is viszonylag egyszerűen alkalmazható mérőszám, a profit-alapú reálárfolyam mutató használatára.

Ahol az elvi megfontolások nem vezetnek egyértelmű következtetésre, empirikusan próbáltuk eldönteni, milyen módszerrel célszerű a nemzetközi bérszint-összehasonlításokat végezni. Nagy országmintákon végzett statisztikai vizsgálataink azonban messze nem bizonyultak konstruktívnak. Először is, úgy tűnik, a relatív bérek, piaci árfolyamon vagy PPP-n konvertálva, bruttó vagy nettó módon definiálva, nem nagyon mozognak együtt a relatív jóléttel. Különösen igaz ez a fejlett országok csoportján belül, ahová a kelet-közép európai országok is közelednek. Ez konzisztens a regionális közgazdaságtani irodalom azon megfigyelésével, hogy igen nagy bérkülönbségek kellenek migrációs mozgások beindulásához.

A versenyképességi vizsgálatokban sokszor találkozunk azzal, hogy az elvi megfontolások ellenére piaci árfolyam helyett PPP-alapon hasonlítják össze a különböző országokbeli munkaerő költségét, mondván, a PPP-faktorok mindig stabilabbak. Ezt éves átlagos piaci árfolyam mutatók esetében empirikusan nem tudtuk igazolni: közel minden harmadik vizsgált országnál épp az ellenkezőjét figyeltük meg. Négy kelet-közép európai országot külön is megvizsgálva hasonló eredményre jutottunk: a nagy és tartós árfolyam-elmozdulásokat követték a PPP-faktorok is.

Összességében a munkakeresleti – versenyképességi – bérszint összehasonlítások módszertana tűnik letisztultabbnak. Itt elvi és gyakorlati megfontolásokból is javasoljuk a lehető legtágabban értelmezett bruttó bérköltség-kategóriák használatát és a piaci árfolyam alapú konverzió alkalmazását. A reál termelékenységi szintek összevetésekor jelentkező problémák elkerülésére a profit alapú reálárfolyam mutató előnyeire hívtuk fel a figyelmet. Munkakínálati oldalon sajnos továbbra is zavaros a kép; itt leginkább az óvatos megközelítésre helyezük a hangsúlyt, különösen a fejlett országok csoportján belül.

Hivatkozások

1. BOERI, TITO, BURDA, MICHAEL C. AND KÖLLÖ JÁNOS (1998), *Mediating the Transition: Labour Markets in Central and Eastern Europe*. CEPR – Institute for East-West Studies, London
2. Castles, Ian (1997), Review of the OECD-Eurostat PPP Program. STD/PPP(97)5. mimeo
3. DARVAS ZSOLT ÉS SIMON ANDRÁS (1999), A növekedés makrogazdasági feltételei, MNB Füzetek 1999/3.
4. FERENCZI BARNABÁS (2000), *Felzárkóznak-e a bérek is Európához?*, in Fazekas, Károly (szerk.), *Munkaerőpiaci Tükör 2000*, MTA KTK, Budapest
5. FERENCZI BARNABÁS, VALKOVSKY SÁNDOR AND VINCZE JÁNOS (2000), Mire jó a fogyasztói árstatisztika? MNB Füzetek 2000/5.
6. GÁCS ENDRE (1999), Kísérlet a bérszínvonal összehasonlítására, *Statisztikai Szemle* 77/9.
7. GÁCS JÁNOS, HÁRS ÁGNES, HÜTTL ANTÓNIA (2001), Bérkonvergencia EU-csatlakozás előtt és után: gazdasági összefüggések, tapasztalatok és lehetséges fejlődési pályák, KOPINT-DATORG Rt.
8. GERSCHENKRON, ALEXANDER (1951), A dollar index of Soviet machinery output, 1927-28 to 1937. Santa Monica, CA, Rand Corp.
9. GODFREY, MARTIN (1994), Are Hungarian Labour Costs Really So High? ILO/Japan project on Employment Policies for Transition In Hungary. Working Paper No. 9.
10. HASKEL, JONATHAN AND WOLF, HOLGER (1999), Why Does the 'Law of One Price' Fail? A Case Study. CEPR Discussion Papers No. 2187.
11. HAVLIK, PETER (1996), Exchange Rates, Competitiveness and Labour Costs in Central and Eastern Europe. WIIW No. 231
12. HAVLIK, PETER (2000), Trade and Cost Competitiveness in the Czech Republic, Hungary, Poland and Slovenia. World Bank Technical Paper No. 482.
13. ILO (1999), *Yearbook of Labour Statistics*, Geneva
14. JAKAB M. ZOLTÁN ÉS KOVÁCS MIHÁLY ANDRÁS (1999), Determinants of Real Exchange Rate fluctuations in Hungary, NBH Working Papers 1999/6.
15. KOVÁCS MIHÁLY ANDRÁS (1998), Mit mutatnak? MNB Füzetek 1998/8.
16. LETTAU, M. K., LOEWENSTEIN, M. A. AND CUSHNER, A. (1997), Is the ECI sensitive to the method of aggregation? *Monthly Labor Review*, June.
17. LIPSHITZ, LESLIE AND MACDONALD, DONOGH (1991), Real Exchange Rates and Competitiveness: A Clarification of Concepts, and Some Measurements for Europe. IMF WP/91/25.
18. NUXOLL, DANIEL A. (1994), Differences in Relative Prices and International Differences in Growth Rates, *The American Economic Review*, December 1994
19. OECD (1994), Jobs Study, Paris
20. OECD (1998), Purchasing Power Parities (PPPs). OECD Meeting of National Accounts Experts, Paris 22-25 September 1998. STD/NA(98)16. mimeo
21. OECD (1999), Taxing Wages. WP2(99)18. mimeo.
22. RAPPAPORT, JORDAN (1999a) Local Growth Theory. CID Working Papers No.
23. RAPPAPORT, JORDAN (1999b), Local Growth Empirics. CID Working Papers No.23

24. RAPPAPORT, JORDAN (1999c), How Does Labour Mobility Affect Income Convergence? FED of Kansas City RWP 99-12.
25. RYTEN, JACOB (1998), The evaluation of the International Comparison Project (ICP), UN, mimeo
26. STEHRER, ROBERT AND LANDESMANN, MICHAEL (1999), Convergence Patterns at the Industrial Level: the Dynamics of Comparative Advantage. WIIW Working Papers No.11
27. SUMMERS, ROBERT AND HESTON, ALAN (1999), *The World Distribution of Well-Being Dissected*. in Heston, Alan and Lipsey, Robert E. (eds), *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER, University Press of Chicago.
28. UNDP (2000a), Human Development Indicators, mimeo
29. UNDP (2000b), Response to Mr. Castles' Room Document on Human Development Report 1999, mimeo
30. VAN ARK, BART (1993), International Comparisons of Output and Productivity. Manufacturing Productivity Performance of Ten Countries from 1950 to 1990. GGDC, Groningen
31. VAN ARK, BART, MONNIKHOF, ERIK AND TIMMER, MARCEL (1999), *Prices, Quantities and Productivity of Industry: A Study of Transition Economies in a Comparative Perspective*, in HESTON, ALAN AND LIPSEY, ROBERT E. (eds), *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER, University Press of Chicago.
32. VAN MOURIK, AAD (1994), *Wages and European Integration. A study on the Distributional Impact of a Trade Liberalisation Scheme*. Maastricht

FÜGGELÉK

A modell tulajdonságai

Feltevésünk:

$$u_c > 0 ; u_{cc} < 0 ; u_n > 0 ; u_{nn} < 0 ; u_q > 0 ; u_{c,q} = u_{n,q} \quad \text{and} \\ F_K > 0 ; F_L > 0 ; F_{tfp} > 0 .$$

A következőkben az alábbi három parciális derivált előjelével foglalkozunk:

$$(1) \frac{dw}{dp} > 0 , (2) \frac{d(w/p)}{dq} < 0 \quad \text{and} \quad (3) \frac{dw}{dtfp} > 0 .$$

Az (1) érdekében teljes differenciálást hajtunk végre az EQ 1-beli indirekt hasznossági függvényen, majd újra rendezzük:

$$\frac{dw}{dp} = \frac{-U_p}{U_w} .$$

Mivel $U(\cdot)$ mint indirekt hasznossági függvény, a költségvetési korlát jövedelmi w változójában növekvő, míg az ár változóban csökkenő, a fenti kifejezés pozitív.

A (2) tételhez az alábbi módon járunk el (hányados-formula):

$$\frac{d(w/p)}{dq} = \frac{\frac{dw}{dq} p - \frac{dp}{dq} w}{p^2} .$$

Először belátjuk, hogy a fenti kifejezésben $\frac{dw}{dq} = 0$, ami az EQ 2-beli profit függvény teljes

differenciálásából adódik:

$$\frac{d\Pi}{dq} = \Pi_w \frac{dw}{dq} + \Pi_{\bar{r}} \frac{d\bar{r}}{dq} = 0 ,$$

ahol a kamat exogén, így a második tag zérus. Mivel $\Pi_w < 0$, $\frac{dw}{dq} = 0$. Másodszor belátjuk, hogy

$\frac{dp}{dq} > 0$ azzal, hogy az indirekt hasznossági függvényre a burkológörbe tételt alkalmazzuk:

$$\frac{dU}{dq} = \frac{\partial U}{\partial q} + U_p \frac{dp}{dq} = 0 ,$$

ahol az első tag, u_q pozitív és U_p negatív, ezért $\frac{dp}{dq} > 0$. Tehát a korábbi hányados-formula

számlálójának első tagja zérus, a második pozitív, a nevező definíció szerint pozitív, ezért az egész tört $\frac{d(w/p)}{dq}$ negatív.

Végül, (3) belátható a burkológörbe tétel profit függvényre való alkalmazásával:

$$\frac{d\Pi}{dtfp} = \frac{\partial \Pi}{\partial tfp} + \Pi_w \frac{dw}{dtfp} = 0 ,$$

ahol az első tag, Π_{tfp} pozitív, hiszen $F_{tfp} > 0$. A második tagban Π_w negatív definíció szerint, így (3) igaz.

Változólista

(i) WDI minta (210 ország)

<i>Csoport</i>	<i>Változó</i>	<i>Definíció és adatforrás</i>
Jólét / egészségi	LEM80, -90, -97	várható élettartam a férfiakra, években, WDI
	LEF80, -90, -97	várható élettartam a nőkre, években, WDI
	LE80, -90, -97	várható élettartam átlagosan, években, WDI
	IMORT80, -90, -97	gyermek halálozási ráta, átlagosan, WDI
Jólét / fogyasztási típusú	RADIO1, -2	ezer főre jutó rádiókészülékek száma, 1, ha 1995-97 átlaga, -2 ha 1990-97 átlaga, WDI
	TEL1, -2	ezer főre jutó vezetékes telefon vonalak száma, 1, ha 1995-97 átlaga, -2 ha 1990-97 átlaga, WDI
	TELCITY1, -2	ezer főre jutó vezetékes telefon vonalak száma a fővárosban, 1, ha 1995-97 átlaga, -2 ha 1990-97 átlaga, WDI
	MOBIL97	ezer főre jutó mobil telefonok száma 1997-ben, WDI
	PC1, -2	ezer főre jutó PC-k száma, 1 ha 1995-97 átlaga, 2 ha 1990-97 átlaga, WDI
	TV1, -2, -80	ezer főre jutó TV-készülékek száma, 1 ha 1995-97 átlaga, 2 ha 1990-97 átlaga, 80 ha az 1980-as évtized átlaga, WDI
	FAX1, -2	ezer főre jutó fax készülékek száma, 1 ha 1995-97 átlaga, 2 ha 1990-97 átlaga, WDI
Bérek	WAGEt	bérszint, nemzetgazd. átlag, USD-ben, adott évben, WDI
	WMFt	bérszint, feldolgozóipar, USD-ben, adott évben, UNIDO
	W_PPPt	bérszint, feldolgozóipar, PPP-n, adott évben, UNIDO
	W_PPP80S, -90S	bérszint, feldolgozóipar, PPP-n, az 1980-as (1990-es) évtized átlaga, PPP, UNIDO
	W_80S, -90S	bérszint, feldolgozóipar, USD-ben, az 1980-as (1990-es) évtized átlaga, UNIDO
Dummik	OECD_EU	az OECD-n belül EU-tagok
	OECD_HI	magas jövedelmű OECD-tagok, WDI-besorolás
	CEEC	YUG,POL,CZE,ROM,HUN,LTU,LVA,BIH,BGR,UKR,RUS,SVK,SVN
	OECD_ALL	az OECD 29 tagja 1999-ben (kivéve Szlovákia)

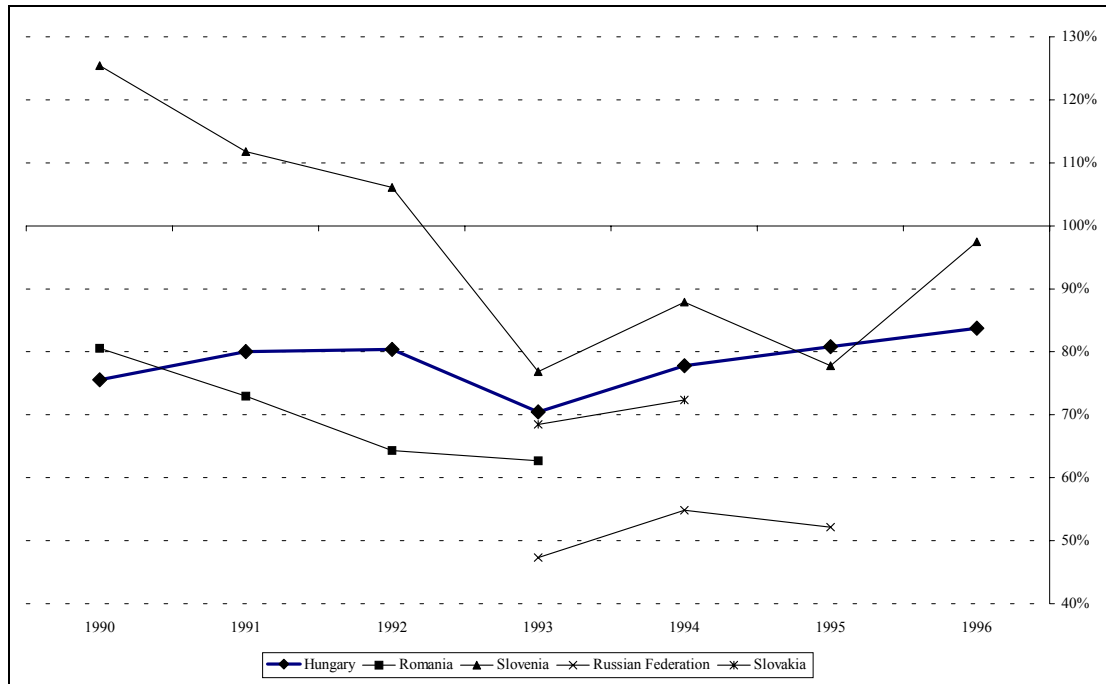
(ii) OECD minta (29 ország)

Csoport	Változó	Definíció és adatforrás	
Jólét / egészségi	LIFEEXP	ld. LEF97 fent	
	DEATH%	nyers halálozási ráta, 1997, WDI	
	MORTAL_F, M, 5	halálozási ráta 1997, női/férfi/gyermek (-5. év), WDI	
Jólét / fogyasztási típusú	PC%	ld. PC2 fent	
	CABLETV	ezer főre jutó kábel TV előfizetések száma, 1997, WDI	
	NEWSP	ezer főre jutó eladott sajtó példányszám, 1997, WDI	
	FAX%	ld. FAX2 fent	
	NET%	ezer főre jutó Internet hozzáférések száma, 1997, WDI	
	MOBIL%	ld. MOBIL97 fent	
	TELEFON%	ld. TEL2 fent	
	TELWTIME	telefon várakozási idő, hónapban, 1997, WDI	
Bérek*	PPP	X1	egyedülálló gyerek nélkül 100% bruttó, PPP, OECD
		X2	egyedülálló gyerek nélkül 100% nettó, PPP, OECD
		X3	egyedülálló gyerek nélkül 67% bruttó, PPP, OECD
		X4	egyedülálló gyerek nélkül 67% nettó, PPP, OECD
		X5	házas 2 gyerekkel 100%,67% bruttó, PPP, OECD
		X6	házas 2 gyerekkel 100%,67% nettó, PPP, OECD
	piaci árfolyam	Y1	egyedülálló gyerek nélkül 100% bruttó, USD, OECD
		Y2	egyedülálló gyerek nélkül 100% nettó, USD, OECD
		Y3	egyedülálló gyerek nélkül 67% bruttó, USD, OECD
		Y4	egyedülálló gyerek nélkül 67% nettó, USD, OECD
		Y5	házas 2 gyerekkel 100%,67% bruttó, USD, OECD
		Y6	házas 2 gyerekkel 100%,67% nettó, USD, OECD
Árfolyamok	ER	ER, local currency units per usd, 1998, OECD	
	PPP	PPP factor, local currency units per usd, 1998, OECD	
	DEV	ERDI = ER / PPP (see Havlik, 1996)	
Dummik	CEE	Czech Rep., Hungary, Poland	

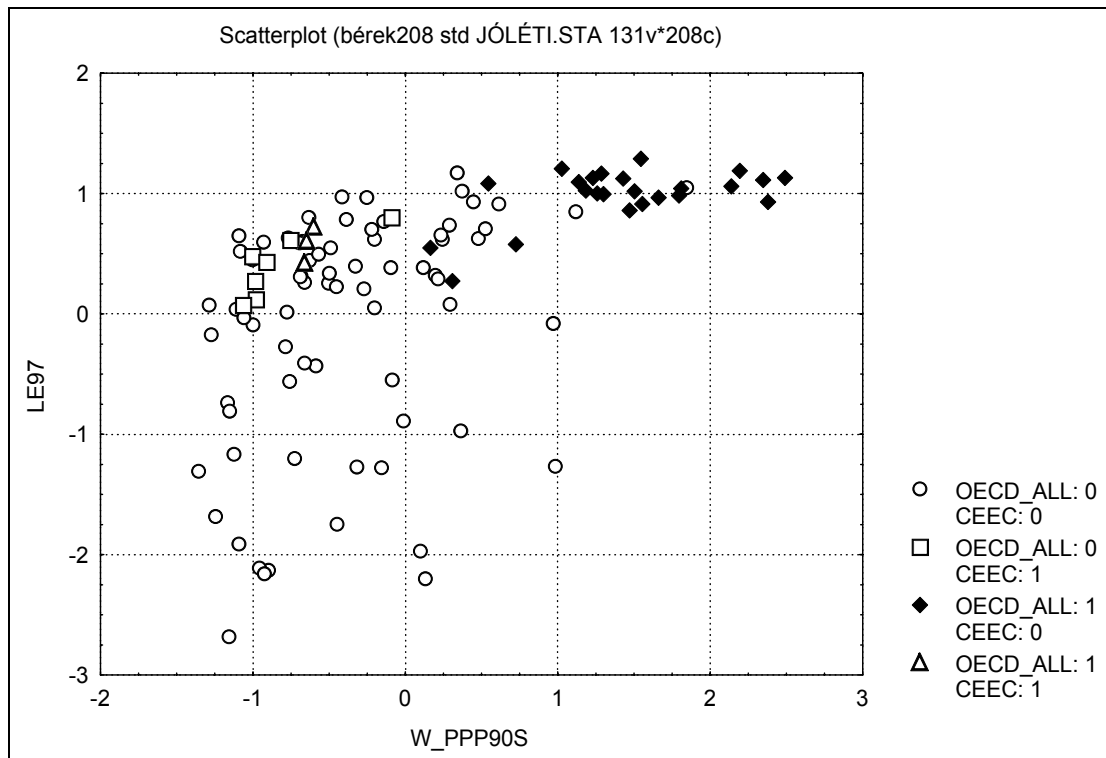
* A 100% és a 67% a kereseti eloszlásban betöltött helyre utal. Az OECD mint adatforrás az OECD (1999) tanulmányra utal.

Ábrák

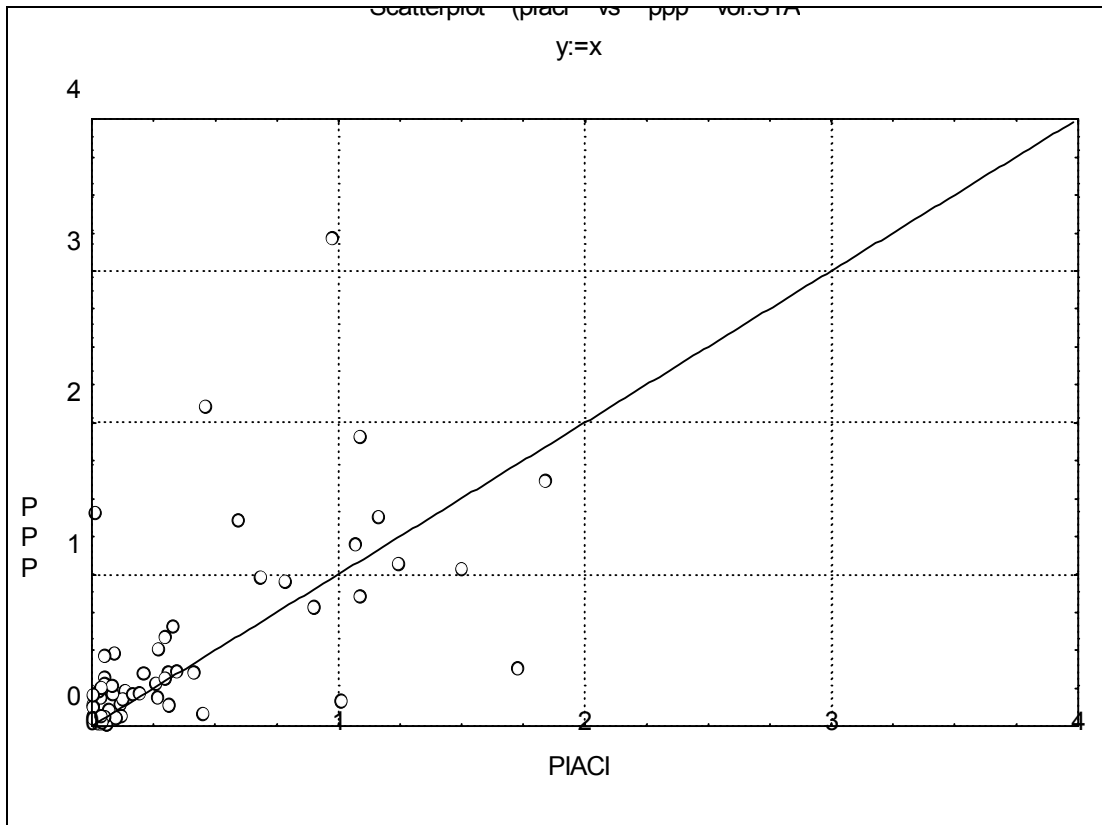
F1. ábra Versenyképesség szintje Ausztriához képest (Unido adatok alapján)



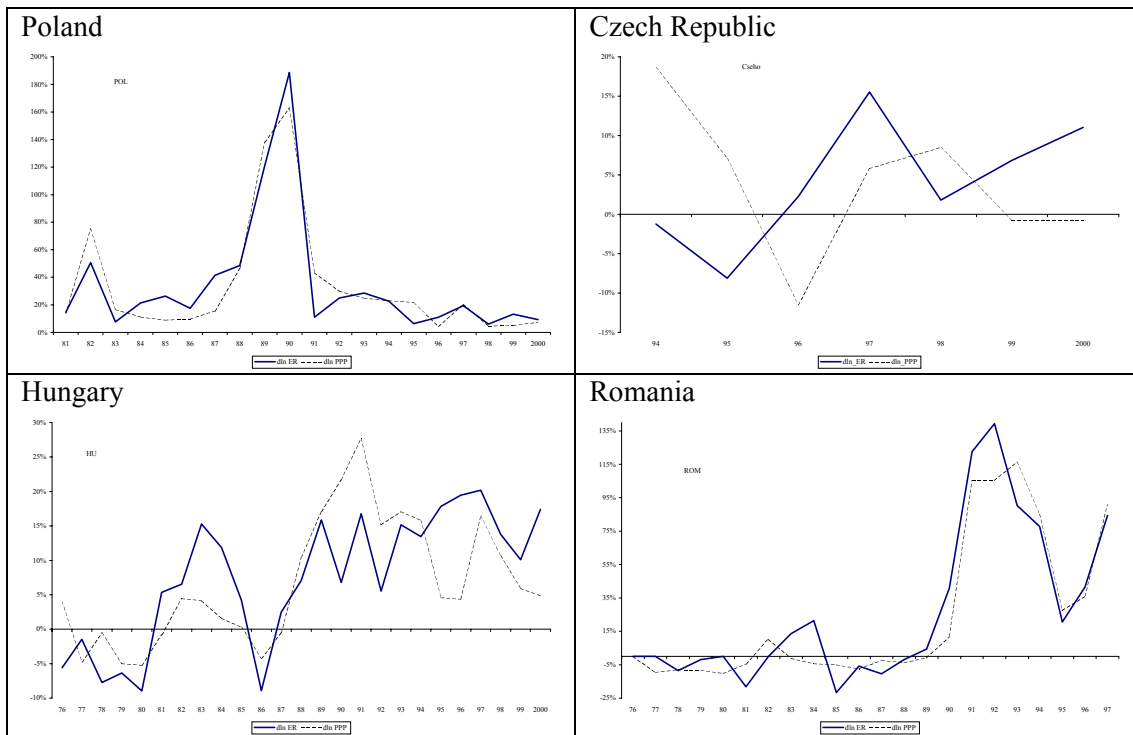
F2. ábra Egy bérváltozó és a várható élettartam kapcsolata



F3. ábra A piaci árfolyamok (ER) és a PPP-faktorok változékonysága 66 országra



F4. ábra A piaci (dollár) árfolyam és a PPP-faktorok éves logaritmikus változása



Táblázatok

F1. tábla Magyarország relatív helyzete Ausztriához képest (Ausztria = 100)

Mutató	Időszak	Pozíció	Megjegyzés, forrás
GDP per cap. (PPP)	1988-98	44	KSH
Tőkeállomány / GDP	1998	49	Darvas-Simon (1999)
ERDI	1989-97	49	árfolyam / PPP, Unido
Nettó bérek PPP EUR	1998	30 20	feldolgozóipar, OECD (1999)
Adóterhelés	1998	6	%pontos különbség, OECD
Munkaerőköltség (EUR)	1998	19	feldolgozóipar, OECD (1999)
Átlagos h.érték (EUR)	1988-96	30	feldolgozóipar, Unido
TFP	1998	67	Darvas-Simon (1999)
ULC	1990-96	78	ld. szövegben
TV-k száma	1997	88	ezer főre, WDI
Kábel TV előfizetések	1997	110	ezer főre, WDI
Telefon vonalak	1997	67	ezer főre, WDI
Mobiltelefonok	1997	48	ezer főre, WDI
Internet hozzáférés	2001	31	ezer főre, Gfk

F2. tábla Adóztatás és bérszintek (1998)

	Adó (munkaerőköltség %-a)			Bérszint (PPP)			
	Jövedelem adó	TB-járulék. m.vállaló	Total m.adó	Nettó bér	Bruttó bér (1)+(2) (1)+(2)+(3)		
Csehország	8	9	26	43	8 995	11 678	15 781
Magyarország	12	8	32	52	4 759	6 743	9 916
Lengyelország	11	0	33	44	7 110	8 506	12 696
OECD medián	14	7	14	37	17 146	23 174	29 277
Ausztria	8	14	24	46	16 104	22 665	29 823

Forrás: OECD (1999) I.3 table.

F3. tábla Spearman-korrelációs koefficiensek, teljes minta (max N = 210)

wage:	W ₉₀						W _{PPP90S}											
	full sample			Non-OECDhigh			OECD_High			full sample			Non-OECDhigh			OECD_High		
	N	Coeff	p	N	Coeff	p	N	Coeff	p	N	Coeff	p	N	Coeff	p	N	Coeff	p
CONSUMPTION PROXIES																		
RADIO1	113	0,654	0,000	91	0,430	0,000	22	0,022	0,922	107	0,615	0,000	85	0,323	0,003	22	0,128	0,571
RADIO2	113	0,657	0,000	91	0,439	0,000	22	0,023	0,919	107	0,616	0,000	85	0,328	0,002	22	0,120	0,594
TEL1	113	0,732	0,000	91	0,520	0,000	22	0,373	0,087	107	0,691	0,000	85	0,416	0,000	22	0,202	0,368
TEL2	113	0,730	0,000	91	0,516	0,000	22	0,353	0,107	107	0,688	0,000	85	0,409	0,000	22	0,159	0,481
TELCTY1	88	0,558	0,000	76	0,358	0,001	12	0,413	0,183	85	0,529	0,000	73	0,305	0,009	12	-0,063	0,846
TELCTY2	102	0,603	0,000	86	0,379	0,000	16	0,468	0,068	99	0,577	0,000	83	0,325	0,003	16	0,059	0,829
MOBIL97	102	0,742	0,000	80	0,539	0,000	22	0,176	0,434	99	0,727	0,000	77	0,486	0,000	22	-0,136	0,546
PC1	88	0,804	0,000	66	0,628	0,000	22	0,118	0,601	86	0,788	0,000	64	0,578	0,000	22	0,092	0,684
PC2	88	0,809	0,000	66	0,639	0,000	22	0,109	0,629	86	0,788	0,000	64	0,575	0,000	22	0,124	0,584
TV1	113	0,665	0,000	91	0,417	0,000	22	0,391	0,072	107	0,630	0,000	85	0,337	0,002	22	0,396	0,068
TV2	113	0,633	0,000	91	0,379	0,000	22	0,436	0,042	107	0,593	0,000	85	0,288	0,008	22	0,434	0,043
TV80S	104	0,663	0,000	82	0,413	0,000	22	0,587	0,004	99	0,628	0,000	77	0,325	0,004	22	0,494	0,019
FAX1	87	0,789	0,000	66	0,578	0,000	21	0,708	0,000	84	0,755	0,000	63	0,514	0,000	21	0,395	0,077
FAX2	103	0,785	0,000	81	0,619	0,000	22	0,691	0,000	99	0,771	0,000	77	0,572	0,000	22	0,447	0,037
HEALTH PROXIES																		
LEM80	109	0,644	0,000	87	0,386	0,000	22	0,840	0,411	104	0,612	0,000	82	0,290	0,008	22	-0,195	0,385
LEM90	113	0,668	0,000	91	0,459	0,000	22	0,701	0,492	107	0,630	0,000	85	0,353	0,001	22	-0,093	0,682
LEM97	113	0,702	0,000	91	0,516	0,000	22	0,763	0,455	107	0,666	0,000	85	0,418	0,000	22	-0,096	0,670
LHF80	109	0,649	0,000	87	0,366	0,000	22	1,967	0,063	104	0,612	0,000	82	0,266	0,016	22	0,064	0,778
LHF90	113	0,647	0,000	91	0,383	0,000	22	2,019	0,057	107	0,619	0,000	85	0,291	0,007	22	0,181	0,420
LHF97	113	0,677	0,000	91	0,437	0,000	22	1,764	0,093	107	0,648	0,000	85	0,347	0,001	22	0,117	0,604
LE80	109	0,655	0,000	87	0,389	0,000	22	1,200	0,244	104	0,619	0,000	82	0,292	0,008	22	-0,126	0,577
LE90	113	0,664	0,000	91	0,431	0,000	22	1,139	0,268	107	0,629	0,000	85	0,329	0,002	22	0,030	0,895
LE97	113	0,699	0,000	91	0,491	0,000	22	1,139	0,268	107	0,668	0,000	85	0,399	0,000	22	-0,019	0,934
IMCRI80	112	-0,620	0,000	90	-0,314	0,003	22	-2,091	0,049	106	-0,588	0,000	84	-0,222	0,043	22	0,016	0,944
IMCRI90	113	-0,626	0,000	91	-0,325	0,002	22	-2,821	0,011	107	-0,593	0,000	85	-0,235	0,030	22	-0,116	0,608
IMCRI97	113	-0,641	0,000	91	-0,364	0,000	22	-2,662	0,015	107	-0,608	0,000	85	-0,273	0,011	22	-0,110	0,625

F4. tábla Spearman-korrelációs koefficiensek, CEE és OECD közös almintá (max N = 39)

CONSUMPTION PROXIES						HEALTH PROXIES							
	W_90S			W_PPP90S				W_90S			W_PPP90S		
	N	Coeff.	p	N	Coeff.	p		N	Coeff.	p	N	Coeff.	p
RADIO1	32	0,621	0,000	32	0,615	0,000	LEM80	32	0,703	0,000	32	0,668	0,000
RADIO2	32	0,624	0,000	32	0,619	0,000	LEM90	32	0,750	0,000	32	0,745	0,000
TEL1	32	0,794	0,000	32	0,767	0,000	LEM97	32	0,805	0,000	32	0,799	0,000
TEL2	32	0,789	0,000	32	0,758	0,000	LEF80	32	0,731	0,000	32	0,689	0,000
TELCITY1	22	0,551	0,008	22	0,451	0,035	LEF90	32	0,762	0,000	32	0,746	0,000
TELCITY2	27	0,664	0,000	27	0,615	0,001	LEF97	32	0,788	0,000	32	0,769	0,000
MOBIL97	31	0,800	0,000	31	0,737	0,000	LE80	32	0,704	0,000	32	0,666	0,000
PC1	32	0,774	0,000	32	0,753	0,000	LE90	32	0,753	0,000	32	0,744	0,000
PC2	32	0,755	0,000	32	0,751	0,000	LE97	32	0,798	0,000	32	0,787	0,000
TV1	32	0,745	0,000	32	0,723	0,000	IMORT80	32	-0,751	0,000	32	-0,707	0,000
TV2	32	0,660	0,000	32	0,633	0,000	IMORT90	32	-0,802	0,000	32	-0,759	0,000
TV80S	28	0,755	0,000	28	0,702	0,000	IMORT97	32	-0,784	0,000	32	-0,740	0,000
FAX1	29	0,888	0,000	29	0,835	0,000							
FAX2	30	0,890	0,000	30	0,847	0,000							

F5. tábla Spearman-korrelációs koefficiensek, OECD minta (N=29)

CONSUMPTION PROXIES												
			CABLET	FAX	MOBI	NET	NEWS	PC	TELEFO	TELWTI	TV	
			V	L		P		N	ME			
Spearman - coefficients												
br		X1	0,628	0,451	0,459	0,661	0,494	0,790	0,660	-0,633	0,714	
net		X2	0,465	0,442	0,545	0,571	0,452	0,723	0,592	-0,708	0,699	
br	PPP	X3	0,628	0,451	0,459	0,661	0,494	0,790	0,660	-0,633	0,714	
net		X4	0,497	0,440	0,523	0,585	0,442	0,728	0,594	-0,701	0,700	
br		X5	0,626	0,452	0,461	0,663	0,491	0,792	0,666	-0,633	0,717	
net		X6	0,562	0,464	0,528	0,600	0,515	0,771	0,653	-0,700	0,728	
br		ER	Y1	0,639	0,541	0,564	0,653	0,721	0,749	0,782	-0,621	0,689
net			Y2	0,549	0,546	0,632	0,672	0,754	0,732	0,787	-0,701	0,704
br	Y3		0,639	0,541	0,564	0,653	0,721	0,749	0,782	-0,621	0,689	
net	Y4		0,551	0,526	0,625	0,667	0,751	0,719	0,767	-0,673	0,689	
br	Y5		0,639	0,541	0,564	0,653	0,721	0,749	0,782	-0,621	0,689	
net	Y6		0,549	0,523	0,606	0,650	0,757	0,711	0,792	-0,661	0,677	
p-values												
br		X1	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,6%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
net		X2	1,1%	1,6%	0,2%	0,1%	1,4%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	
br	PPP	X3	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,6%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
net		X4	0,6%	1,7%	0,4%	0,1%	1,6%	0,0%	0,1%	0,0%	0,0%	
br		X5	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
net		X6	0,1%	1,1%	0,3%	0,1%	0,4%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
br		ER	Y1	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
net			Y2	0,2%	0,2%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
br	Y3		0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
net	Y4		0,2%	0,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
br	Y5		0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	
net	Y6		0,2%	0,4%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	

FF5 folytatása.

HEALTH PROXIES							
DEATH LIFEEX MORTAL MORTAL_ MORTAL_							
% P 5 F M							
Spearman - coefficients							
gr	PPP	X1	0,628	0,451	0,459	0,661	0,494
net		X2	0,465	0,442	0,545	0,571	0,452
gr		X3	0,628	0,451	0,459	0,661	0,494
net		X4	0,497	0,440	0,523	0,585	0,442
gr		X5	0,626	0,452	0,461	0,663	0,491
net		X6	0,562	0,464	0,528	0,600	0,515
gr	ER	Y1	0,639	0,541	0,564	0,653	0,721
net		Y2	0,549	0,546	0,632	0,672	0,754
gr		Y3	0,639	0,541	0,564	0,653	0,721
net		Y4	0,551	0,526	0,625	0,667	0,751
gr		Y5	0,639	0,541	0,564	0,653	0,721
net		Y6	0,549	0,523	0,606	0,650	0,757
p – values							
gr	PPP	X1	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,6%
net		X2	1,1%	1,6%	0,2%	0,1%	1,4%
gr		X3	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,6%
net		X4	0,6%	1,7%	0,4%	0,1%	1,6%
gr		X5	0,0%	1,4%	1,2%	0,0%	0,7%
net		X6	0,1%	1,1%	0,3%	0,1%	0,4%
gr	ER	Y1	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%
net		Y2	0,2%	0,2%	0,0%	0,0%	0,0%
gr		Y3	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%
net		Y4	0,2%	0,3%	0,0%	0,0%	0,0%
gr		Y5	0,0%	0,2%	0,1%	0,0%	0,0%
net		Y6	0,2%	0,4%	0,0%	0,0%	0,0%

A BÉRALAKULÁS HATÁSA A JÖVEDELMI VISZONYOKRA

SZÍVÓS PÉTER – MEDGYESI MÁRTON

KERESETEK ÉS JÖVEDELMEK

1. Bevezetés

A háztartások jövedelme sokféle forrásból származhat. Lehet valamely háztartástag más valaki alkalmazásában, lehet vállalkozásból származó nyereség, lehet valamilyen eszköz (ingatlan, pénz) birtoklásából, bérbeadásából származó jövedelem, a háztartás részesülhet transzferekben is az állam vagy más magánszemély, illetve szervezet részéről, sőt jövedelemnek tekinthetjük a saját fogyasztás céljára való termelést is. Ebben a tanulmányban feladatunk a munkavállalói keresetek és a jövedelem összefüggéseiről szóló Magyarországra vonatkozó szakirodalom áttekintése. Legfontosabb forrásaink Kattuman és Redmond (1997) ill. Milanovic (1998, 1999) tanulmányai voltak, amelyek egyenlőtlenségi indexek felbontásával vizsgálják a különböző jövedelem-fajtáknak, köztük a kereseteknek az összes háztartási jövedelem egyenlőtlenségére gyakorolt hatását Magyarországon az átmenet időszakában. Ezek a szerzők a KSH Háztartási Költségvetési Felvételének²⁸ (ezen túl HKF) adatait használják elemzéseikhez. Bár nem ilyen mélységgel, de részletes áttekintés ad Flemming és Micklewright (1999) is, akik, akárcsak Milanovic (1998, 1999) átfogó képet próbálnak nyújtani a jövedelmi egyenlőtlenségek alakulásáról a volt szocialista országokban. A Magyar Háztartás Panel²⁹ adatbázisának a felhasználásával is születtek a jövedelmi egyenlőtlenségeket és a szegénységet elemző tanulmányok (Förster és Tóth 1997, Habich és Spéder 1999, Kolosi- Bedekovics- Szívós 1998, Medgyesi-Szívós-Tóth 1998, Szívós és Tóth 1998), de ezek egyikének sem volt fő célja a keresetek és a jövedelmek összefüggésének elemzése. Jelen tanulmányban megpróbáljuk a két felvétel elemzéseinek eredményeit egymás mellé helyezve, azt kiegészítve képet adni a keresetek és jövedelmek összefüggéséről az átmenet éveiben. Bár lesznek átfedések a két adatforrásból származó információk között, mégis jól kiegészítik egymást, hiszen a MHP adatbázisból a nyolcvanas évek végére jellemző adatok nincsenek, viszont az MHP és az azt folytató Háztartás Monitor adatai alapján egészen

²⁸ A HKF 1987 és 1991 között 12000 háztartásra, 1993-tól 8000-ra háztartásra kiterjedő kutatás, amely részletesen vizsgálja a háztartások jövedelmeit és fogyasztását. A mintavételnél 1987 és 1991 között nem arányos kiválasztást alkalmaztak, amelyet a súlyozás sem korrigált teljes mértékben, ezért Kattuman és Redmond (1997) újrásúlyozta a mintát, Milanovic (1998, 1999) azonban ezeknél a felvételeknél a KSH által publikált adatokból dolgozott. 1993-ban viszont már minden háztartásnak egyenlő esélye volt a mintába kerülésre, és a válaszmegtagadások miatti torzulást a KSH által készített súlyok kellőképpen korrigálták. A felvételben a háztartásoknak (1987 és 1991 között két hónapig, 1993-ban egy hónapig) részletes fogyasztási és jövedelmi naplót kellett vezetniük. 1989-től kezdve a kérdézet következő év elején a válaszadóknak összesíteniük kellett éves jövedelmeiket és az utánuk fizetett személyi jövedelemadót és TB hozzájárulást is megkérdezték tőlük, így a felvétel alapján lehetőség adódik bruttó és nettó jövedelmek vizsgálatára is.

²⁹ A TÁRKI és a BKE Szociológia Tanszéke által vezetett Magyar Háztartás Panel (ezen túl MHP) kutatás fő célja az volt, hogy végigkövesse a munkaerőpiac, a jövedelmek eloszlásának és a szegénység alakulásának változásait az átmenet éveiben. Az induló minta 2600 háztartásból állt, amely a magyarországi (nem intézményi) háztartások reprezentatív mintája volt. Az induló panel minta négy lépcsős rétegzett mintavétellel jött létre. Az első kérdésre 1992 áprilisában-májusában került sor, a jövedelmi kérdések pedig az azt megelőző egy hónapra illetve egy évre vonatkoztak. A minta nagysága a panel-kopás jól ismert jelensége miatt folyamatosan csökkent, így a vizsgálatot 1997-ben be kellett fejezni. A következő évtől a Paneléhoz hasonló kérdőíven és módszertanon alapuló kutatásra kerül sor, azzal az egy (nem elhanyagolható) különbséggel, hogy keresztmetszeti és nem panel-kutatásról van szó. A MHP és az azt követő Háztartás Monitor vizsgálatban az egyéni kérdőívre válaszolóknak részletes jövedelemtáblát kellett kitölteniük, majd a háztartás legkompetensebb személye egy háztartás kérdőívre is válaszolt, amelyben külön kérdések szerepeltek a háztartás-szintű jövedelmekre vonatkozóan. Minden kérdés az adózás utáni, nettó jövedelemre vonatkozott.

a kilencvenes évek végéig követhetjük nyomon tárgyunkat. A MHP, illetve a Háztartás Monitor felvételek közül az 1991/92 és 1997/98-as vizsgálati év adatai mellett az 1993/94-es évet, valamint az 1995/96-os évet választottuk vizsgálatunk tárgyául, az előbbit a munkanélküliség tetőzése, az utóbbit pedig a Bokros-csomag közelsége miatt.

Egy adott jövedelem-komponensnek az összes jövedelem egyenlőtlenségeire gyakorolt hatása függ egyrészt a részjövedelemnek az összes jövedelemen belüli súlyától és magának az adott jövedelem-komponens egyenlőtlenségének mértékétől, illetve attól, hogy az adott részjövedelem hogyan korrelál a többi jövedelem-fajttával, illetve az összes jövedelemmel³⁰. Nagyjából e logika mentén tárgyaljuk a keresetek és a háztartási jövedelem összefüggését is. Először a jövedelmek és a keresetek illetve az egyéb jövedelem-elemek egyenlőtlenségeit vizsgáljuk az átmenet során. Azután rátérünk a jövedelem szerkezetének tárgyalására, vizsgáljuk, hogy hogyan alakul az egyes jövedelem-komponensek aránya az összes jövedelemen belül, természetesen itt is a keresetek szerepére helyezve a hangsúlyt. Végül a keresetek nagysága és a háztartási jövedelem kapcsolatára térünk ki.

2. Keresetek egyenlőtlensége, jövedelmi egyenlőtlenség

A jövedelmek eloszlását³¹ az átmenet időszakban vizsgáló valamennyi tanulmány megállapítja, hogy az átmenet során növekedtek a jövedelmi egyenlőtlenségek. A következő táblázatokban a háztartási jövedelmek vizsgálatára alkalmas két felvételtől számított jövedelem egyenlőtlenségi mérőszámok láthatók. A HKF-ből becsült egyenlőtlenségi mérőszámokat bemutató 10. sz. táblázat alapján látható, hogy a háztartási jövedelmek egyenlőtlensége magasabb 1993-ban, mint 1987-ben, de nem volt töretlen az egyenlőtlenség növekedése ebben az időszakban. 1987 és 1989 között 1,2 százalékponttal, 1991 és 1993 között 3 százalékponttal növekedett a Gini-együttható³² értéke, a köztük levő kétéves periódusban azonban valamelyest csökkenés következett be. Ugyanezt az utat járja végig a kilencvenedik és a tizedik percentilis arányát kifejező P90/P10 mutató is. A percentilis mutatók alapján megfigyelhető az is, hogy míg a medián mind 1987-ben, mind 1993-ban 1,61 szerese volt a tizedik percentilis értékének, addig az eloszlás felső részében megnövekedtek

³⁰ Pl. a szociális juttatások csökkenthetik a jövedelmi egyenlőtlenségeket, hiszen bár eloszlásuk meglehetősen egyenlőtlen a különböző társadalmi csoportok között, de a szociálpolitika céljaival összhangban általában a keresettel nem rendelkező, vagy alacsony keresettel bíró csoportok felé irányulnak (negatív korreláció a keresetekkel). Általában azonban ez az egyenlőtlenség-csökkentő hatás nem túl jelentős, mert a szociális juttatások részaránya az összjövedelemen belül kicsi.

³¹ A jövedelmek mérésére többféle koncepció alkalmazható. Egyrészt kérdés, hogy nettó, rendelkezésre álló jövedelemről beszélünk, vagy bruttó, adózás előtti jövedelmekről. Ugyancsak eldöntendő kérdés, hogy éves, vagy havi jövedelmeket mutatunk be. Két további döntés a háztartás létszámával függ össze. Az összes háztartási jövedelemből a benne lakó egyének jólétét jellemző mutató kiszámításánál figyelembe vehetjük a háztartás létszámából adódó méretgazdaságosságot. Ezt úgy tesszük, hogy a második, harmadik stb. háztartástagot egynél kisebb súllyal szerepeltetjük. Az egyén jólétét mérő ekvivalens jövedelmet $Y_e = Y/S^e$ képlettel számítjuk, ahol Y a háztartás összes jövedelme, S pedig a háztartás létszáma, e rugalmassági együttható. Döntést igényel az is, hogy minden háztartást egyszer szerepeltetünk az elemzésben, vagy a jövedelmek személyi eloszlását vizsgáljuk, tehát minden háztartástaghoz hozzárendeljük a háztartási jövedelmet (ezekről ld. bővebben Burniaux et al. 1998).

³² $Gini = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n y_i * i - \frac{(n+1)}{2n}$, ahol n a sokaság létszáma, és $i=1, \dots, n$, továbbá y_i az i -edik egyén jövedelme, és μ , a jövedelmek átlaga. A Gini 0 és 1 közé eső értékeket vehet fel, a nagyobb érték nagyobb egyenlőtlenségre utal. Az együttható a többi indexszhez viszonyítva kevésbé érzékeny az eloszlás szélein bekövetkezett változásokra, tehát relatíve az eloszlás közepére érzékeny (Burniaux et al. 1998).

az egyenlőtlenségek³³. A MHP is a Gini együttható emelkedését mutatja a kilencvenes évek első felében (ld. 2. táblázat), bár a Háztartási Költségvetési felvételben ez az emelkedés határozottabbnak tűnik³⁴.

10. sz. táblázat

**Ekvivalens háztartási jövedelem személyi eloszlása:
Gini együtthatók és percentilis mutatók**

	Gini ¹	Gini ²	P90/P10	P90/P50	P50/P10
1987	0,22		2,61	1,62	1,61
1989	0,23	0,225	2,69	1,64	1,64
1991	0,21	0,209	2,45	1,58	1,55
1993	0,24	0,231	2,75	1,70	1,61
1995		0,242			
1997		0,254			

Forrás: Gini¹, percentilis mutatók: KSH, HKF, ekvivalens ($e=0,73$) havi nettó jövedelmek. személyi eloszlása alapján (Kattuman és Redmond 1997).

Gini²: egy főre jutó háztartási jövedelmek alapján (Flemming, Micklewright 1999).

Ugyanebben az időszakban a keresetek³⁵ egyenlőtlensége meghaladta az összes jövedelem egyenlőtlenségének mértékét és folyamatos növekedést mutatott. A MHP adatai alapján a főmunkahelyi keresetek Gini együtthatójának értéke az 1991/92-es 0,33-as értékről 1995-re 0,36-re emelkedett. Ugyancsak növekvő egyenlőtlenségeket mutattak a különböző jövedelem-transzferek is ebben az időszakban, a vállalkozói jövedelmek egyenlőtlensége pedig az évtized közepére valamelyest mérséklődött, majd újra jelentősen megnőtt. A tőkejövedelmek eloszlása váltakozva, hol koncentráltabb, hol egyenlőbb eloszlást mutat.

³³ A jövedelem-eloszlás sűrűségfüggvényének becslésével Kattuman és Redmond (1997), illetve Spéder (1999) ugyancsak kimutatta, az eloszlás tetején megnövekvő különbségek fontosságát.

³⁴ Az is látható, hogy a Háztartási Költségvetési Felvételét használó kutatások 0,20 és 0,24 között ingadozó Gini-együtthatót becsültek, míg a Háztartás Panel alapján magasabb, 0,28-0,29 közötti értékeket kapunk. Ez abból fakadhat, hogy a MHP-ben jobb az eloszlás tetejének a reprezentáltsága, mint a HKF-ben.

³⁵ Keresetek (Milanovic 1999): főmunkahelyi bér, munkaadói hozzájárulások (étkezési, gépkocsi, egyéb), kereset másodállásban.

Keresetek (Kattuman és Redmond 1997): főmunkahelyi bér, munkaadói hozzájárulások (étkezési, gépkocsi, egyéb), borrhataló, kereset másodállásban, bér és profit jogi személyiséggel rendelkező ill. nem rendelkező társaságból, alkalmi munkából származó kereset.

Keresetek (MHP): főmunkahelyi bér, munkaadói hozzájárulások (étkezési, gépkocsi, egyéb), főálláshoz kapcsolódó ritka jövedelmek (prémium, napidíj, újtási díj, végkielégítés, egyéb).

A különböző jövedelem-típusok Gini-együtthatói

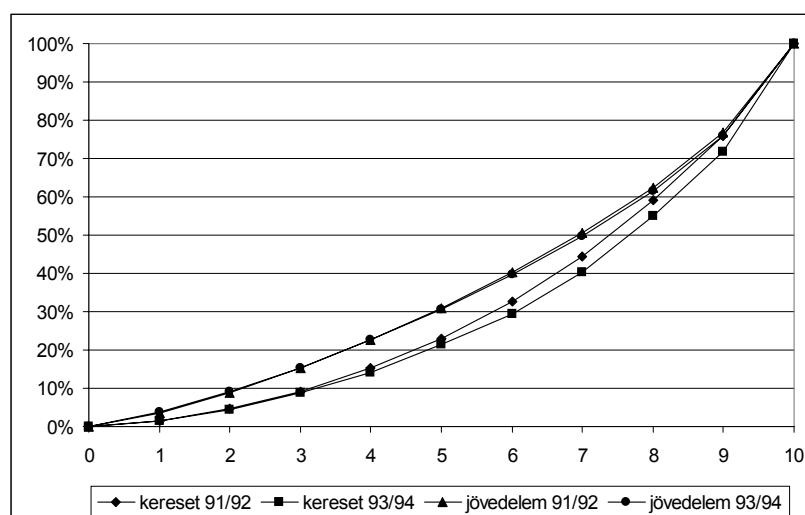
	1991/92	1993/94	1995/96	1997/1998
<u>Összes háztartási jövedelmek</u>	0,29	0,30	0,29	0,28
Főmunkahelyi keresetek	0,33	0,36	0,36	0,37
Tőkejövedelmek	0,67	0,71	0,64	0,71
Vállalkozói jöv., alkalmi munka, másodállás	0,65	0,66	0,64	0,72
TB jövedelmek, szociális juttatások	0,36	0,36	0,39	0,37

Forrás: saját számítás a MHP és Háztartás Monitor alapján. Gini-együtthatók az adott jövedelemfajttával rendelkezők ekvivalens, éves, nettó jövedelmei ($e=0,73$) alapján.

Az aggregált egyenlőtlenségi statisztikák mellett az összes háztartási jövedelem ill. a keresetek rétegeloszlásának vizsgálata is igen informatív. Az MHP adatai alapján az ekvivalens háztartási jövedelem személyi deciliseit képeztük és ezekben vizsgáltuk az összes jövedelem és az egyes jövedelem-típusok eloszlását. Az első Panel vizsgálatban az alsó három tizedben összpontosul a jövedelmek 15,4%-ka, a középső négy tized a jövedelmek 35,2%-át kapja, míg a felső három tized rendelkezik az összes jövedelem majdnem felével. Az 1993/94-es vizsgálati évben a tizedek ábrázolásával kapott Lorenz-görbe, bár nem túl nagy eltéréssel, de a negyedik decilistől kezdve a két évvel korábbi alatt húzódik.

5. sz. ábra

**Jövedelmek és keresetek rétegeloszlása 1991/92-ben és 1993/94-ben.
(Kvázi Lorenz-görbék)**



Forrás: MHP, saját számítás.

Ebben az évben a felső három jövedelmi tizedbe tartozók több, mint az összes jövedelem felét kapták (50,3%), tehát részesedésük valamivel nagyobb volt, mint két évvel azelőtt. A háztartási jövedelmeknél is markánsabb elmozdulás következett be a főmunkahelyi kereseteknek a jövedelmi tizedek szerinti eloszlásában. A felső három jövedelmi tized az

összes kereset 55,5%-át kapta az 1991/92-es vizsgálati évben, 1993/94-re azonban ez az arány 59,8%-ra emelkedik. Az 1993/94-es kvázi Lorenz-görbe mindvégig az 1991/92-es alatt halad és az ötödik jövedelmi tizedtől felfelé már jelentősnek tűnik a két görbe közötti eltérés. A későbbi vizsgálatokban azonban nem látszik ilyen jellegű markáns különbség, a kvázi Lorenz-görbék egymáshoz közel húzódnak illetve metszik egymást. Összességében tehát úgy látszik, hogy a keresetek egyenlőtlensége 1987-től 1993-ig töretlenül és határozottan, 1993 után pedig kisebb mértékben emelkedett.

3. A jövedelmek szerkezete

Az MHP adatai alapján a háztartások jövedelmi szerkezetében a kilencvenes évek elején a jövedelmek 48,8%-a volt főmunkahelyi kereset és ez az arány az évtized közepére tovább csökkent. Ezzel párhuzamosan megnövekedett a társadalombiztosítási és szociális jövedelmek aránya, amely az 1991/92-es vizsgálati évben a jövedelmek harminc százalékát tette ki, két évvel később viszont már 36,2% volt az ilyen típusú jövedelmek aránya. A tőkejövedelmek, vállalkozói profitok aránya 6-8% körül mozgott a vizsgált időszakban és jelentősen nem változott.

12. sz. táblázat

Háztartási jövedelmek szerkezete

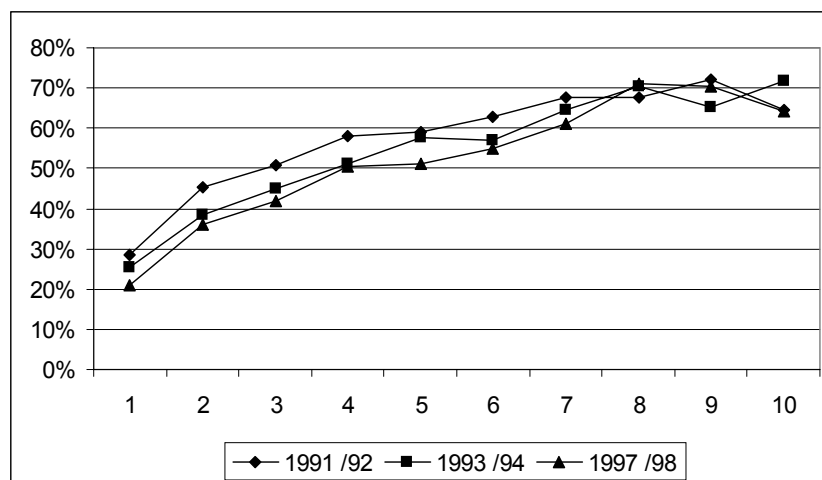
	1991/92		1993/94		1995/96	
	Forint	%	forint	%	forint	%
Főmunkahelyi jöv.	160443	48,8	195744	45,9	270721	46,3
Különmunka jöv.	23151	7,0	29037	6,8	49012	8,3
Mezőgazd. kisterm	21462	6,5	16110	3,7	23294	4,0
Tőkejöv., nyereség	21352	6,5	28156	6,6	49904	8,5
Társadalombizt. jöv.	78498	23,9	123357	28,9	150710	25,8
Szociális jövedelem	22709	6,9	31052	7,3	37664	6,5
Privát transzfer	1460	0,4	2710	0,6	3376	0,6
Összesen	329075	100,0	426166	100,0	584681	100,0

Forrás: Kolosi-Bedekovics-Szivós (1998). Éves, nettó jövedelmek.

A HKF alapján szintén megfigyelhető a keresetek arányának csökkenése. A nettó jövedelmeken belül Kattuman és Redmond (1997) szerint a nyolcvanas évek végén majdnem héttized volt a keresetek aránya, ami 1991-re 63,9%-ra, 1993-ra pedig 56,2%-ra csökkent³⁶. Az MHP adatai alapján megvizsgáltuk a keresetek arányát a háztartási jövedelmeken belül az egyes jövedelmi decilisekben is. Az ábrák alapján látható, hogy az összes háztartás esetében a kilencvenes évtized eleje és vége között a jövedelemeloszlás negyedik és a nyolcadik decilise közötti részében csökkent a keresetek aránya. Ha csak az aktív korú háztartásfővel rendelkező háztartásokat tekintjük, akkor viszont a nyolcadik decilisig minden tizedben megfigyelhető a keresetek arányának csökkenése, ráadásul ez a csökkenés azonos mértékben érintett úgy tűnik mindegyik decilist, a 6. ábra görbéi gyakorlatilag párhuzamosan haladnak.

³⁶ Milanovic (1999), szintén a HKF adatai alapján ezeknél alacsonyabb arányokat közöl. 1987-ben 60%-ra becsüli a bruttó keresetek arányát, 1993-ban pedig az MHP-hez nagyon hasonló, 50%-os arányt közöl. E különbségnek valószínűleg az az oka, hogy Kattuman és Redmond (1997) a keresetek közé számította az egyén által alapított gazdasági társaságból származó bért illetve profitot.

Főmunkahelyi keresetek aránya az összes jövedelmen belül az aktív korú (18 és 60 év közötti) népességben



Forrás: MHP, saját számítás.

A keresetek arányának csökkenése kétféle hatás eredménye lehet. Előfordulhat, hogy általában a keresetek az átlagos jövedelemhez képest kisebbek lettek illetve csökkenhet a keresők száma is (Milanovic 1999). Az átmenet időszakában Magyarországon nagymértékben csökkent a foglalkoztatás, amely egyrészt a munkanélküliek másrészt az inaktív népesség gyarapodását jelentette. A munkanélküliség megjelenése erősítheti a keresetek szóródásának növekedéséből adódó hatást, amennyiben a kereseti eloszlás alján levőket érinti inkább. Még súlyosabb a helyzet, ha a munkahely elvesztése illetve a kereső korúak inaktivitása koncentráltan jelentkezik a háztartásokban (Flemming, Micklewright 1999). Ennek eredményeképpen megnő azon háztartások aránya, akik egy foglalkoztatottal sem rendelkeznek, vagyis polarizálódik a foglalkoztatottságnak a háztartások közötti eloszlása. A következő 13. sz. táblázat az MHP alapján mutatja be a háztartások megoszlását az alkalmazottak száma szerint a kilencvenes években. Az összes háztartáson belül az 1991/92-es vizsgálati évre jellemző 42,1%-ról 5 százalékponttal növekszik az alkalmazottal nem rendelkező háztartások aránya az évtized végére. Jól láthatóan azonban ez nemcsak a népesség öregedésének a következménye, hiszen ugyanúgy jellemző ez a folyamat az aktív korú háztartásfővel rendelkező háztartásokra, mint az összes háztartásra.

13. sz. táblázat

Háztartások megoszlása az alkalmazottak száma szerint (%)

Alkalmazottak száma	1991/92		1993/94		1995/96		1997/98	
	aktív korú ht.fő	Összes ht.	aktív korú ht.fő	összes ht.	aktív korú ht.fő	Összes ht.	aktív korú ht.fő	összes ht.
Nincs	21,4	42,1	24,0	44,4	25,6	44,8	29,0	47,5
Egy	42,3	32,3	40,7	30,7	42,6	32,5	38,2	28,9
kettő	31,0	22,1	30,5	21,3	27,4	19,5	26,0	18,9
3 vagy több	5,0	4,0	4,9	3,6	4,5	3,2	6,7	4,8
N	1356	2047	1311	1961	1275	1858	1329	1922

Forrás: saját számítás a MHP és a Háztartás Monitor alapján.

Ezek szerint az aktív korú háztartásfővel rendelkező háztartások (18 és 60 év közötti háztartásfő) 21,4%-ában nem volt alkalmazott háztartástag az évtized elején, és ez az arány folyamatosan növekedve 1997/98-ban 29,0%-ig emelkedett. Ezzel párhuzamosan mind az egykeresős, mind a kétkeresős háztartások aránya 4-5%-os csökkenést mutat. A három vagy több keresővel rendelkező háztartások arányára azonban ez már nem jellemző, elmondható, tehát, hogy egyre egyenlőtlenebbül oszlik meg a foglalkoztatottak száma a háztartások között. A személyek szintjén ez azt jelenti, hogy a teljes népességben 31,5-ről 35,3%-ra növekedett azoknak a személyeknek az aránya, akik alkalmazott nélküli háztartásban laknak, míg az aktív korú népességben 20,1%-ról 24,5%-ra nőtt az ilyen személyek aránya. Az 14. sz. táblázat a háztartások relatív jövedelmeit mutatja az alkalmazottak száma szerint képzett csoportokban. Látható, hogy bár arányuk nőtt az összes háztartáson belül, az alkalmazottal nem rendelkező háztartások relatív jövedelmi pozíciója nem romlott, sőt mind az összes háztartás, mind az aktív háztartásfővel rendelkező háztartások esetében javult.

14. sz. táblázat

Relatív jövedelmek az alkalmazottak száma szerinti csoportokban

	1991/92		1993/94		1995/96		1997/98	
Alkalma- zottak száma	aktív korú ht.fő	Összes ht.	aktív korú ht.fő	Összes ht.	aktív korú ht.fő	Összes ht.	Aktív korú ht.fő	összes ht.
Nincs	0,71	0,77	0,73	0,78	0,75	0,79	0,79	0,82
Egy	0,99	1,08	0,99	1,08	1,01	1,10	1,00	1,07
2 vagy több	1,20	1,27	1,17	1,29	1,18	1,27	1,18	1,26
Összesen	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Forrás: saját számítás a MHP és a Háztartás Monitor alapján.

A háztartások foglalkoztatottság szerinti polarizációjának hatását az egyenlőtlenségnek a foglalkoztatottak száma szerinti felbontásával határozhatjuk meg. Ha a vizsgált népességet valamilyen ismérv szerint csoportokba rendezzük, akkor az MLD³⁷ jövedelmi egyenlőtlenségi index felírható a népesség-csoportok közötti egyenlőtlenség (a csoportok átlagjövedelmei közötti egyenlőtlenség) és a csoportokon belüli egyenlőtlenség súlyozott átlagának összegeként. Az összes egyenlőtlenségnek a csoportok közötti egyenlőtlenség által kiadott részét tekinthetjük az adott ismérv által megmagyarázott résznek. Ahogy a 6. táblázat is mutatja, a személyeknek a háztartásban lakó alkalmazottak száma szerint képzett csoportjai közötti egyenlőtlenség az MLD indexszel mért jövedelmi egyenlőtlenségeknek kb. egytizedét magyarázta. A legnagyobb részt 1993/94-es vizsgálatban mértünk, akkor mintegy 12% volt az alkalmazottak száma alapján képzett csoportok közötti egyenlőtlenség részaránya. A 15. sz. táblázatból látszik, hogy az alkalmazottak számának a gyerekek számánál minden évben nagyobb, a háztartásfő iskolai végzettségénél azonban kisebb a magyarázó ereje.

³⁷ Az MLD (mean log deviation=átlagos logaritmikus eltérés) index számítási módja: $MLD=(1/n)\sum_i \ln(\mu/y_i)$, ahol n a sokaság létszáma, és $i=1\dots n$, továbbá y_i az i -edik egyén jövedelme, és μ , a jövedelmek átlaga. A mutató a többi indexnél inkább érzékeny a jövedelemeloszlás alján történő változásokra (Burniaux et al. 1998).

**Az MLD indexnek az egyes ismérvek által magyarázott része
(%)**

	Alkalmazottak száma	Gyerekek száma	ht.fő iskolai végzettsége
1991/92	11	1	16
1993/94	12	3	25
1995/96	11	4	25
1997/98	10	6	18

Forrás: saját számítás az MHP és Háztartás Monitor alapján.
Éves, nettó ekvivalens háztartási jövedelmek személyi eloszlása alapján ($e=0,73$).

Ahogy azonban Kattuman és Redmond (1997) megjegyzi a háztartások különböző ismérvei nem függetlenek egymástól, így amikor csupán egy ismérv hatását vizsgáljuk nem lehetünk biztosak benne, hogy tisztán ennek az ismérvnek a hatását értük tetten. Ezért ők a Fields (1997) által javasolt módszert alkalmazzák, amely a jövedelmeket magyarázó többváltozós regressziós modellre épül, és amellyel így a magyarázó tényezők tiszta hatása is vizsgálható³⁸. Ez alapján úgy találják, hogy a háztartás inaktív tagjainak aránya egyre növekvő részét magyarázza az egyenlőtlenségeknek. 1987-ben a regressziós modell által magyarázott szóródás majdnem felét a háztartásfő iskolai végzettsége okozta, és az inaktív aránya a háztartásfő munkaerőpiaci státusza és kora is az eltartottak arányánál jobban magyarázta a jövedelmek változékonyságát. 1993-ra azonban megnőtt ennek a tényezőnek a szerepe, és a háztartásfő iskolai végzettségével és munkaerőpiaci státuszával egyenlő magyarázóerővel bírt. Az egyenlőtlenségek változását elemezve úgy találják, hogy az eltartottak aránya erősen növelte az egyenlőtlenségeket 1987 és 1993 között, igaz ezt az iskolai végzettség és az életkor hatása kompenzálta (Kattuman és Redmond 1997).

4. Kereseti szint és háztartási jövedelmek összefüggése

Ahogy már korábban is kifejtettük, egy adott jövedelem-típusnak az egyenlőtlenségekre gyakorolt hatása függ egyrészt saját eloszlásának egyenlőtlenségétől, másrészt az összes jövedelemen belüli súlyától is. Az előző két fejezetben láthattuk, hogy egyrészt önmagában a keresetek eloszlása egyenlőtlenebb lett, ami növelőleg hat a jövedelmi egyenlőtlenségekre. Ugyanakkor megfigyelhető, hogy a munkajövedelmek aránya csökkent a háztartások jövedelmein belül a kilencvenes években. Kérdés, végül is a jövedelmi egyenlőtlenségek mekkora részéért felelős a keresetek eloszlása a gazdasági átmenet során, illetve a keresetek eloszlásában bekövetkező változások hogyan hatottak a jövedelmi egyenlőtlenségek változásaira. Ebben a részben is dekompozíciós vizsgálatok eredményeit fogjuk bemutatni, amelyek azonban az összes jövedelem egyenlőtlenségét nem népességcsoportok szerint, hanem jövedelem-típusok szerint bontják le. Jövedelem-típusok szerint felbontást a variációs együttható³⁹, és a Gini-együttható⁴⁰ esetében szoktak végezni.

³⁸ Ez a felbontás tehát a jövedelmeket (Y) (ill. annak logaritmusát) különböző egyéni és háztartási jellemzőkkel magyarázó regressziós modellre épül. Egy magyarázó változó (x_j) hatása $s_j = \beta_j \sigma(x_j) \text{cor}(x_j, \ln Y) / \sigma(\ln Y)$, ahol β_j a j -edik magyarázó változó regressziós együtthatója, σ a szórást, és cor pedig a korrelációt jelenti (Fields 1997).

³⁹ A CV^2 (coefficient of variation=variációs együttható) számítási módja: $CV^2 = 0.5 \text{var}(y_i) / \mu^2$, ahol a var a szórásnégyzetet jelöli, a többi jelölés a korábbiaknak megfelelő. Az index a többi egyenlőtlenségi mérőszámhoz viszonyítva inkább érzékeny a jövedelemeloszlás tetején történő változásokra. Az összes jövedelem variációs

A Gini-együttható és változásának felbontása (%)

	1987	1993	1987-1993
Összetétel változása	-	-	-117
Kereset	72	75	239
Nem kereset jellegű privát	20	18	-26
Nyugdíj	13	17	61
Egyéb transzfer	-4	-10	-9
Interakció	-	-	-48
Összesen	100	100	100
Gini	20,95	23,25	2,3

Forrás: saját számítás Milanovic (1999) alapján. Egy főre jutó nettó háztartási jövedelem.

Nem kereset jellegű privát jövedelem: vállalkozói bér, nyereség, tőkejövedelem, privát transzfer (Milanovic 1999).

Mindkét elemzés kimutatja, hogy a keresetek döntő részt képviselnek a jövedelmi egyenlőtlenségeken belül. Ahogy a 16. sz. táblázat mutatja, a Gini együttható értékének a keresetek növekvő részét jelentik: míg 1987-ben a háztartási jövedelem egyenlőtlenségének 72%-a, addig 1993-ben 75%-a volt a keresetek eloszlásának számlájára írható. Ugyanez a növekvő trend a variációs együttható felbontásánál csak 1987 és 1991 között érhető tetten, 1993-ra csökken a keresetek által magyarázott rész, szintje gyakorlatilag az átmenet előtti szintre esik vissza (ld. a 16. sz. táblázat). Amennyiben a nettó kereseteket nézzük, tehát levonjuk a TB hozzájárulás és a jövedelemadó értékét, még határozottabb ez a csökkenő tendencia: 1978-ben 85%-ról, 1993-ra 69%-ra csökken a nettó keresetek szerepe a nettó háztartási jövedelmek egyenlőtlenségében (Kattuman és Redmond 1997). A Gini-együttható felbontásánál látható, hogy a kereseti egyenlőtlenségek mellett a nem kereset jellegű privát jövedelem nagyjából az összes jövedelem egyenlőtlenségének egyötödéért felelősek, míg a nyugdíjak egyre növekvő mértékben járulnak hozzá az összes egyenlőtlenséghez. Egyedül az egyéb transzferek, döntően szociális juttatások azok, amelyek csökkentik az egyenlőtlenségeket, mégpedig egyre markánsabban.

együtthatója, a variancia felbontásának jól ismert tulajdonságai alapján felírható az egyes részjövedelmek variációs együtthatóinak, valamint az egyes részjövedelmek korrelációját kifejező tagok összegeként. Amennyiben minden részjövedelmhez hozzá akarjuk rendelni, hogy a teljes egyenlőtlenségből mennyiért felelős, akkor ezt a korrelációs tagot fel kell osztanunk a jövedelem-komponensek között, amelyet a Shorrocks (1982) által javasolt módon is megoldhatunk, ekkor k részjövedelem hozzájárulása az összes egyenlőtlenséghez a következőképpen számolható: $S_k = cov(Y, Y_k) / \mu^2$, ahol cov a kovarianciát jelöli, Y_k az adott részjövedelem, μ pedig a jövedelmek átlaga (Burniaux et al. 1998).

⁴⁰ A háztartási jövedelem Gini-együtthatója felírható az egyes részjövedelmek koncentrációs koefficienseinek súlyozott átlagaként, ahol a súlyok az adott jövedelem-fajtának az összes jövedelmen belüli arányát jelentik (ld. Milanovic 1999). A koncentrációs koefficiens az adott jövedelem-típus Gini-együtthatójának és egy, a részjövedelem és az összes jövedelem korrelációját kifejező tagnak a szorzata. Ezzel a felbontási módszerrel az a probléma, hogy a koncentrációs együtthatók nem egyenlőtlenségi mérőszámok és a további feltételezések nélkül nem egyértelműen meghatározható az egyes jövedelemfajták szerepe (Cowell 1998).

A variációs együttható és változásának felbontása (%)

	1987	1989	1991	1993	1987-1993 ^a
Bruttó Kereset	98	111	124	96	89
Mezőgazdasági Kereset	7	3	3	5	-2
Vállalkozói kereset	n.a.	5	3	7	32
TB, szociális jöv.	-5	-5	-5	-2	9
Egyéb jövedelmek	11	11	13	27	83
TB. hozzájárulás, Jövedelemadó	-11	-26	-38	-33	-110
Nettó jövedelem	100	100	100	100	100
CV ²	0,098	0,115	0,087	0,126	0,028

Forrás: Kattuman és Redmond (1997), *a*: saját számítás Kattuman és Redmond (1997) alapján.

Ekvivalens havi háztartási jövedelem személyi eloszlása alapján ($e=0,73$).

Egyéb jövedelmek: kamatok és osztalékok, privát transzferek stb. (Kattuman és Redmond 1997).

A variációs együttható felbontása szintén kimutatja a transzfereknek az egyenlőtlenségeket csökkentő hatását, de sokkal fontosabb az adóknak a hasonló hatása. Amíg a transzfer-jövedelmek csak 5%-kal, addig az adók 38%-kal csökkentik az egyenlőtlenségeket 1991-ben. Szintén vizsgáltuk a kereseteknek a jövedelmi egyenlőtlenségek változásában játszott szerepét. A Gini együttható felbontása során látható, hogy a keresetek koncentrációs-együtthatójának növekedése önmagában a Gini-együttható több, mint kétszer akkora emelkedését idézte volna elő, mint valójában. Ezt a hatást mérsékelte a jövedelem-szerkezet megváltozásában a keresetek arányának csökkenése, a jövedelem-elemek közötti interakciót kifejező tag, valamint a nem kereset jellegű privát jövedelmek és az egyéb transzferek egyenlőbb eloszlása. Ugyancsak megvizsgáltuk, hogy a variációs együttható 1987 és 1993 közötti változásában milyen szerepe van a kereseteknek. Látható, hogy a keresetek eloszlásának változása önmagában a végül bekövetkezett változás 89%-át előidézte volna. Ugyancsak jelentős az egyéb jövedelmek egyenlőtlenség-növelő szerepe, míg a vállalkozói jövedelmek ennél kisebb részét, 32%-át idézték volna elő önmagukban is a variációs együttható 0,028-s növekedésének. Az adók és társadalombiztosítási hozzájárulások azonban ismét jelentősen visszafogták az egyenlőtlenségek növekedését.

Egyéni szinten is megvizsgáltuk az alkalmazottak keresete és háztartási jövedelmük közötti kapcsolatot. Az alkalmazottak kereseti kvintilisei és háztartási jövedelmük alapján képzett kvintilisei között 1991/92-ben 0,36, az 1993/94-es vizsgálati évtől kezdve, pedig ennél valamivel erősebb, 0,41 körüli korrelációs együtthatót mértünk. Megvizsgáltuk azokat az alkalmazottakat, akik kereseti pozíciójukhoz képest alacsonyabb jövedelmi kvintilisbe tartoznak. Részarányuk az alkalmazottakon belül egyötöd körüli volt végig a vizsgált időszakban. Közöttük mind a négy vizsgálati évben jelentősen felülreprezentáltak voltak a 30 és 40 év közöttiek, a kettő vagy több gyerekkel rendelkezők, és a legfeljebb szakmunkásképzőt végzettek.

5. Következtetések

A jövedelmek eloszlását vizsgáló tanulmányok egyetértenek abban, hogy 1987-től 1993-ig tartó időszakban a keresetek eloszlása egyre egyenlőtlenebbé vált, és a jövedelmek eloszlása is koncentráltabb. A jövedelmek eloszlása azonban a keresetekénél kisebb egyenlőtlenséget mutatott és az egyenlőtlenség a vizsgált időszak nem mindegyik részében emelkedett. 1993 és 1997 között nem figyelhető meg további növekedés a jövedelmi egyenlőtlenségekben, a keresetek egyenlőtlensége azonban tovább nő. Az összes háztartási jövedelem egyenlőtlenségének növekedése a vizsgált időszak első felében azért volt mérsékeltebb, mert egyrészt megváltozott a jövedelmek szerkezete, csökkent azon belül a keresetek súlya, másrészt bizonyos jövedelemfajták (nem nyugdíj-jellegű transzferek, nem kereset jellegű privát jövedelmek) egyenlőtlenség-növelő hatása is csökkent. A bruttó jövedelmek elemzése kimutatja az adók jelentős egyenlőtlenség-csökkentő hatását is. A keresetek arányának csökkenése összefügg a csökkenő foglalkoztatással (növekvő munkanélküliség és inaktivitás) is. Megmutattuk, hogy a háztartások alkalmazottak száma szerinti megoszlása a jövedelmi egyenlőtlenségek egytizedéért felelős.

Hivatkozások

1. BURNIAUX, J.-M.-DANG, T.-FORE D.- FÖRSTER M.- MIRA D'ERCOLE, M.- OXLEY, H.(1998): Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries. Economics Department Working Papers No.189, OECD Paris.
2. COWELL, FRANK A. (1998): Measurement of Inequality. STICERD Discussion Paper No. DARP-36. LSE.
3. FIELDS, GARY S. (1997): Accounting for Income Inequality and It's Change. Mimeo. Cornell University.
4. FLEMMING, JOHN- MICKLEWRIGHT, JOHN (1999): Income Distribution, Economic Systems and Transition. Innocenti Occasional Papers. Economic and Social Policy Series No. 70. UNICEF, Florence.
5. FÖRSTER, MICHAEL- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY (1997): Szegénység és egyenlőtlenségek Magyarországon és a többi Visegrádi országban. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 1. sz.
6. HABICH, ROLAND- SPÉDER ZSOLT (1999): Folytonos változás-eltérő változatok. A jövedelmek egyenlőtlensége és dinamikája három társadalomban. Szociológiai Szemle 1999/3.
7. KATTUMAN, PAUL- REDMOND, GERRY (1997): Income Inequality in Hungary, 1987-1993. DAE Working Paper no. 9726. Department of Applied Economics, University of Cambridge.
8. MEDGYESI MÁRTON- SZIVÓS PÉTER- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY (1998): A háztartások jövedelmi szerkezete, egyenlőtlenségek, szegénység és jóléti támogatások. Megj.: Társadalmi tény-kép 1998, TÁRKI Monitor Jelentések.
9. MILANOVIC, BRANKO (1998): Income, Inequality and Poverty during the Trnsition from Planned to Market Economy. World Bank Regional and Sectorial Studies. Washington DC.: World Bank.
10. MILANOVIC, BRANKO (1999): Explaining the Growth in Inequality during the Transition. Economics of Transition 7.
11. SHORROCKS, A.F. (1982): Inequality Decomposition by Factor Components Economterica, Vol. 50, No.1.
12. SZIVÓS PÉTER- TÓTH ISTVÁN GYÖRGY (1997): A jóléti támogatások és a szegénység Magyarországon, 1992-1997. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok, 5. sz.