

## KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS

### A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése

#### A bérszerkezet átalakulása Magyarországon 1986–1999 – III. rész

---

A tanulmány a különböző iskolázottságú és életkorú munkaerőcsoportok piaci értékelésének és termelékenységének alakulását elemzi 1986 és 1999 között egyéni kereseti adatok, valamint (a nagyvállalatokra becsült) termelési függvények segítségével. A bér adatok az iskolázottság hozamának általános, minden korosztályra kiterjedő emelkedését – másként: a képzetlen munkaerő béreinek csökkenését – mutatták 1989 és 1992 között. A transzformációs visszaesés után azonban, a piaci intézmények megszilárdulásával, az új technológiák megjelenésével az iskolázottság általános felértékelődése megállt. Csak a fiatal és képzett munkaerő bére és relatív termelékenysége növekedett – eleinte a modern technológiával dolgozó külföldi vállalatokban, majd a belföldi tulajdonú cégekben is –, a régebben megszerzett iskolázottság és a tapasztalat termelékenységi és bérhozama 1992 után már nem nőtt. A tudás felértékelődése a technológiai megújulás időszakában a fiatalabb korosztályokra korlátozódott.\*

---

Az átlagos magyar munkavállaló több mint húsz évvel ezelőtt állt munkába. A hetvenes években járt iskolába, tapasztalati tudásának jó részét a szocialista gazdaságban szerezte, közel járt a harminchoz, amikor megkezdődött a transzformációs sokkot követő gazdasági átalakulás. Olyan technológiákhoz és munkahelyi követelményekhez kellett alkalmazkodnia, amelyek fokozatos terjedése Nyugaton is nehéz helyzetbe hozta az idősebb munkavállalókat (*Berman–Bound–Machin* [1998]), noha több idő állt rendelkezésükre, és előképzettségük is jobban segítette őket az új ismeretek befogadásában.

Cikkünkben azt vizsgáljuk, végül is milyen mértékben sikerült átmenteni a szocializmusban felhalmozott iskolai és tapasztalati tudást. E tudásfajták piaci értékét az iskolázottsághoz, illetve a munkaerő-piaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti hozamokkal mérjük (figyelmünket mindvégig a versenyszférára korlátozva), azt pedig, hogy a hozamok alakulása milyen mértékben magyarázható a különböző munkaerőcsoportok termelékenységével, vállalati szintű termelési függvények alapján próbáljuk megítélni.

Az átalakuló gazdaságokra vonatkozó empirikus kutatás eddig csak az első kérdésről, a relatív bérek változásáról szolgáltatott eredményeket. Minden általunk ismert tanul-

---

\* A bérszerkezet átalakulásáról szóló két korábbi írásunk a *Közgazdasági Szemle* 1997. 7–8., illetve 1998. 7–8. számaiban jelent meg. Köszönettel tartozunk az *Understanding Skills Obsolescence - Theoretical Innovations and Empirical Applications* című konferencia (Maastricht, 2001. május 11–12.) résztvevőinek a tanulmány angol változatához fűzött megjegyzéseikért, valamint asszisztensünknek, *Csillag Mártonnak* pontos munkájáért.

*Kertesi Gábor* a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem mikroökonómia tanszékének vezetője, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának főmunkatársa

*Köllő János* az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának főmunkatársa, valamint az IZA (Bonn) és a WDI (Ann Arbor) munkatársa

mány az iskolázottság értékének növekedését mutatta ki az átmenet első éveiben. A kutatások zöme a munkaerő-piaci tapasztalat értékének csökkenésére enged következtetni (lásd Lengyelországról *Rutkowski* [1996] és *Puhani* [1997], Csehországról, illetve Szlovákiáról *Vecernik* [1995], *Flanagan* [1995], *Chase* [1997] és *Sakova* [1998], a volt NDK-ról *Steiner–Bellmann* [1995], *Krueger–Pischke* [1995] és *Burda–Schmidt* [1997] tanulmányait), néhányuk azonban ennek ellentmondó eredményeket közöl. *Steiner–Wagner* [1997] például nem talált az idősebb korosztályok leértékelődésére utaló jeleket a volt keletnémet tartományokban dolgozó nőknél, eredményeiket azonban erősen befolyásolta, hogy mintájuk a költségvetési szektort is magában foglalta. *Franz–Steiner* [1997] csökkenő életkori hozamot becsült a nők esetében, a férfiaknál viszont nemcsak az egyesülés után, hanem azt megelőzően is jelentéktelennek találták a munkaerő-piaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti különbségeket. (Meg kell jegyeznünk, hogy modellünkben a vállalatban eltöltött időt is szerepeltették, ami az NDK-ra jellemző alacsony munkaerő-forgalom mellett többnyire magegyezett a munkaerőpiacon töltött idővel). Azonosnak találta az átmenet előtti és utáni életkor-kereseti profilt *Munich–Svejnar–Terrell* [1999] csehországi kutatása is, amelyben a szerzők retrospektív adatokat használtak: a megkérdezettek 1997-ben nyilatkoztak 1989. évi kereseteikről.

Akkor hát csökkent-e a szocializmusban felhalmozott tudás piaci értéke az átalakulás során? Meggyőződésünk, hogy igen. Ezt fogja kimutatni minden olyan tanulmány, amely hosszabb távon vizsgálja a rendszerváltozást követő folyamatokat, megbízható adatokon alapul, figyelmét a versenyszférára korlátozza, és kellően rugalmas modellt alkalmaz a bérkülönbségek becsülésére, képes megragadni az iskolázottság értékének korosztályonként eltérő irányú vagy mértékű változását.

A cikkünkben elemzett magyar adatok több szerencsés körülménynek köszönhetően a szokásosnál mélyebb betekintést engednek e folyamatokba. Az egyéni kereseteket tartalmazó adatbázis (Függelék F1. része) elég nagy ahhoz, hogy a bérhozzamok vizsgálata a minta szektor, iskolázottság, nem és tapasztalat szerinti megbontásával történjék. Meglehetősen hosszú időszakot tekinthetünk át, összesen tíz keresztmetszet (1986, 1989, majd 1992 és 1999 között éves adatfelvételek) segítségével. Nagyszámú ágazati és vállalati kontrollváltozó áll rendelkezésre az iskolázottsági és életkori bérhozzamok pontos méréséhez, s végül, de nem utolsósorban – ha csak a 300 fősnél nagyobb vállalatok mintáján is – megvizsgálható, összhangban állnak-e a relatív bérekben tapasztalt elmozdulások a különböző iskolázottságú és életkorú munkavállalók relatív termelékenységének alakulásával.

A magyar adatok világosan jelzik, hogy az „átmenet” két eltérő jellegű szakaszra bontható. A rendszerváltást követő időszakban példátlan mértékben és hirtelenséggel esett vissza az iskolázatlan munkaerő iránti kereslet – a legfeljebb szakmunkás végzettséggel betöltött munkahelyek száma öt év alatt a felére csökkent –, a képzetlen munkások relatív bére is gyors ütemben süllyedt. Logikailag helytálló, ha más szempözből tekintve e változásra „az iskolázottság értékének növekedéséről”, „az iskolázottak helyzetének javulásáról”, „a tudás felértékelődéséről” beszélünk – csak éppen semmi olyasmi nem történt, amit e kifejezések pozitív jelentéstartalma sugall: a képzett dolgozók iránti kereslet nem nőtt, hanem csökkent; reálbérük nem javult, hanem romlott; az iskolázott munkavállalók tudását próbára tevő új típusú munkahelyek ekkor még csak igen kis számban jelentek meg.

Amikor ez megtörtént – a kilencvenes évek közepétől –, megváltoztak a kereseti trendek is: az idősebb, iskolázott munkavállalók helyzete a fiatalabbakéhoz képest romlott, az iskolázottság kereseti hozama csak a fiatalabb korosztályokban nőtt. (Ezúttal már nemcsak relatív értelemben, hanem a kereset reálértékét tekintve is.) E folyamat annak ellenére is folytatódott, legalábbis 1999-ig, hogy a kilencvenes évek közepétől növekvő számban léptek a munkaerőpiacra középsikolát vagy főiskolát-egyetemet végzett pályakezdekők.

A nagyobb vállalatokra becsült termelékenységi függvények alátámasztják, hogy e folyamat mögött az új technológiák és munkafajták térhódítása – a gazdaságnak immár nem kizárólag munkahelyrombolásra korlátozódó átalakulása – állt. A fiatalabb és idősebb iskolázott munkavállalók között szélesedő termelékenységi szakadékot jeleznek a becslések – ezt először a több tőkével és modernebb felszereléssel működő külföldi tulajdonú vállalatok esetében figyelhetjük meg, de később a különbség a hazai szektorban is megjelent. Az időszak végén az idősebb, képzett dolgozók becsült termelékenységi hozzájárulása már nem is különbözött a képzetlenekétől.

### A relatív bérek alakulása

A bruttó egyéni bérek (logaritmusának) szóródását a kereseti függvény három változattal próbáljuk magyarázni (1. táblázat). Az *alapmodellben* az iskolázottságot kétértékű (dummy) változók mérik, a tapasztalatot (*exp*) pedig az iskola elhagyásától eltelt (becsült) idő, valamint ennek négyzete, köbe és negyedik hatványa. A második, *interaktív modellben* a nem, az iskolázottság és a tapasztalat lehetséges kombinációit megragadó 25 dummy változó együtthatóit becsüljük. Végül, becslünk egy *egyszerűsített interaktív* modellt is, amelyben a tapasztalatnak és az iskolázottságnak mindössze három lehetséges kombinációjával (alacsony iskolázottságú, idős–iskolázott, fiatal–iskolázott) számolunk, követve azt a felosztást, amelyet a vállalati szintű termelékenységi modellben használunk, ahol az alacsony esetszám nem enged meg ennél részletesebb bontást.

1. táblázat  
Kereseti függvények

Modellváltozatok	Kulcsváltozók <sup>b</sup>	Részletes információ
1. Alapmodell	nem, iskolázottság, exp, exp <sup>2</sup> , exp <sup>3</sup> , exp <sup>4</sup>	Függelék F2. táblázat
2. Interaktív modell	nem × iskolázottság × tapasztalat (26 dummy változó)	Függelék F3. táblázat
3. Egyszerűsített interaktív modell <sup>a</sup>	nem, iskolázatlan, fiatal–iskolázott, idős–iskolázott	Függelék F4. táblázat

<sup>a</sup> A beosztásváltozók nem szerepelnek.

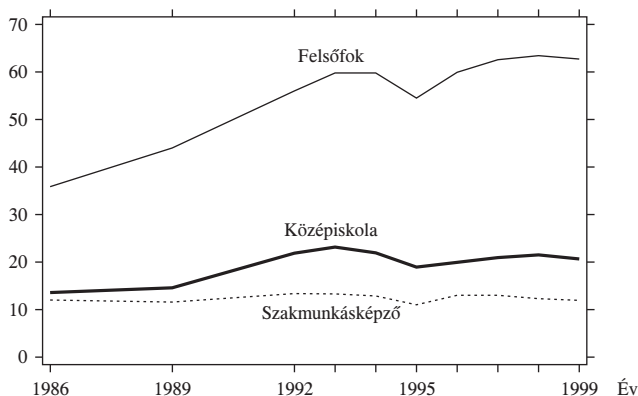
<sup>b</sup> Beosztás, vállalatméret, vállalati termelékenység és tőkefelszereltség, kistérségi munkanélküliség, régió, ágazat. A változók definíciójáról és mérési módjáról lásd a függelékeket!

Az *alapmodell* az iskolázottság jelentős hozamemelkedését mutatja ki az átmenet során. Mint az 1. ábrán látható, a felsőfokú végzettségűek kereseti előnye az általános iskolát végzettekkel szemben 25 százalékkal, a középfokú végzettségűeké nagyjából 10 százalékkal nőtt, míg a szakmunkásképzőt végzettké lényegében nem változott. E változások zömmel 1989 és 1992–1993 között mentek végbe, ezután az iskolázottság hozama stabilizálódni látszik (1. ábra).

Meg kell jegyeznünk, hogy modelljeink az iskolázottság szerinti kereseti különbségek változására alsó becslést adnak, mert különösen a képzetlenek megfigyelt keresetét tor-

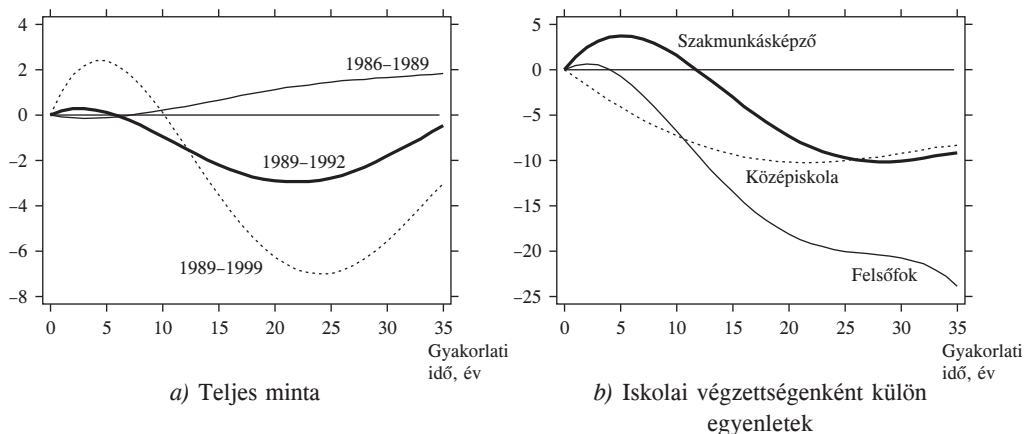
1. ábra

Az iskolai végzettség hozama, 1986–1999 (1. specifikáció)  
(referencia: 8 osztály)



2. ábra

A munkaerő-piaci tapasztalat becsült hozamának változása, 1986–1999 (1. specifikáció)  
(százalék)



zítja felfelé a Heckman [1979] által tárgyalt szelekciós hatás – a rendszerváltozás után korábban nagyobb mértékben (Függelék F6. része).

Az iskolai végzettség relatív értékének emelkedését a munkaerő-piaci tapasztalat hozamának csökkenése kísérte. A hozam változását a tapasztalat (*exp*) különböző értékeihez tartozó *t*-edik és (*t* – 1)-edik időszaki becslést keresetek különbségével ( $\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}$ ) mértük, magát a becslést a következőképp definiálva:  $\hat{y} = \beta_1 \exp + \beta_2 \exp^2 + \beta_3 \exp^3 + \beta_4 \exp^4$ . A 2. ábra a becsült hozamváltozást mutatja különböző időszakokban, a munkaerő-piaci tapasztalat függvényében. Az ábra a) része szerint a szocializmus utolsó éveiben a tapasztalat hozama kismértékben emelkedett. 1989-ben a trend megfordult, a tapasztalat vesztett értékéből, különösen az idősebb kohorszokban. A húszéves munkaerő-piaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti többlet 1989–1992-ben négy, 1989–1999-ben összességében hét százalékponttal csökkent.

Mint a 2. ábra b) része mutatja (külön egyenletek az egyes iskolázottsági csoportokra), a tapasztalati tudás avulása sokkal nagyobb mértékű volt a munkaerő-állomány képzetesebb részében. A legnagyobb veszteségek a felsőfokú végzettségűeket érték: körükben a 15-20 éves tapasztalathoz kapcsolódó kereseti többlet mintegy húsz százalékponttal csökkent.

Az interaktív modell pontosabb képet fest a különböző iskolázottsági és életkori csoportok tudásának átértékelődéséről. A munkaerő-állományt 26 részre bontjuk. A legáltalább szakmunkásképzőt végzett, 30 évnél nem régebben dolgozó népességen belül 24 csoportot különböztetünk meg iskolázottság (szakmunkásképző, középfok, felsőfok), tapasztalat (0-5, 6-10, 11-20, 21-30 év) és nem szerint. A fennmaradó két csoport – egyfelől a legfeljebb általános iskolát végzett férfiak és nők tapasztalat szerinti megkülönböztetés nélkül, másfelől a 30 évnél is régebben dolgozó „öregek” – közül az előbbit szerepeltetjük báziskategóriaként a regressziókban.<sup>1</sup> A részletesebb vizsgálódás során a nemek szerinti megbontást a férfiak és nők eltérő foglalkozási szerkezete mellett az is indokolja, hogy a szocialista időszakban a férfiak sokkal szűkebb profilú képzést kaptak, mint a nők.<sup>2</sup>

Az interaktív modell eredményei a 3. ábrán láthatók. Az 1986. évi regressziós paramétereket (kereseti hozamokat) egységesen zérusnak választjuk, úgy, hogy a görbék a hozamok időbeli változását mutassák. Az összevetésből öt fontos következtetés adódik.

1. Míg az alapmodell az iskolázottság hozamának stabilizálódását jelezte 1992-1993 után, a pontosabb interaktív modell mély különbségeket tár fel a különböző korosztályok között. A korosztályok közötti iskolázottsági hozamkülönbségek nagyjából érintetlenek maradtak 1992-1993-ig, 1992-1993-tól fogva azonban – még inkább 1995 után – az olló mindinkább kinyílik a fiatalabb és az idősebb korosztályok hozamai között.

2. A főiskolát vagy egyetemet végzettek minden életkori (tapasztalat-) csoportban növelték a kereseti előnyüket, de az iskolázottság értéke sokkal nagyobb mértékben emelkedett a fiatalabb korosztályokban [*e*] és [*f*] ábra].

3. A középfokú végzettség kereseti hozama *csak* a fiatalabbak – különösképpen a nők – esetében emelkedett. A legfiatalabb női kohorsznak majdnem 20 százalékkal sikerült javítania a bérpozícióját, őket a 6-10 éves gyakorlattal rendelkezők követik (15 százalékos javulás), míg az idősebb nők szerény relatív bérelőnye lényegében változatlan maradt. E mögött minden valószínűség szerint a tercier szektor bővülése, a fiatal női munkaerő iránti keresletének emelkedése húzódik meg.

4. A szakmunkásképzőt végzettek helyzete általánosságban nem javult (sem a férfiak, sem a nők bére nem nőtt a referenciaként szolgáló iskolázatlan kategóriákhoz képest), de a fiatal szakmunkás végzettségűek bére mintegy 10 százalékkal nőtt idősebb kollégáikhoz viszonyítva. Ebben az esetben is érdemes felfigyelni arra, hogy a változások 1992 után következtek be.

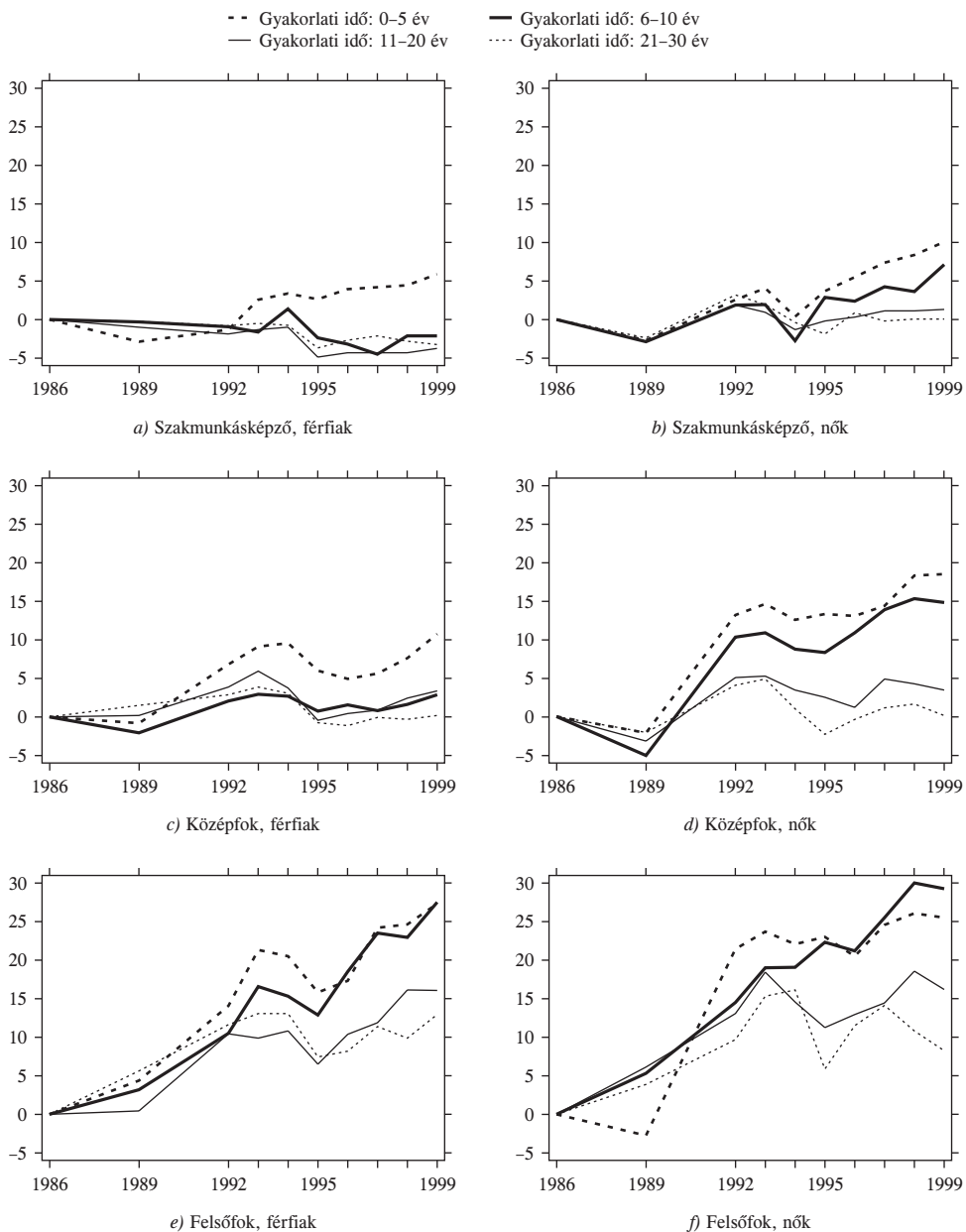
5. A diplomások két legfiatalabb korosztályának kereseti pályája különösen sokatmondó. A 0-5 évnyi tapasztalattal rendelkező, legfiatalabb kohorsz hozama emelkedett a legnagyobb mértékben az 1992-1994 közti időszakban. A hozamemelkedés mértéke esetükben 5-8 százalékkal meghaladta a második legfiatalabb korosztály (a 6-10 éves munkaerő-piaci tapasztalattal rendelkezők) hozamainak növekedését. 1999-re azonban a 6-10 évnyi tapasztalattal rendelkezők kohorsza beérte – a nők esetében, le is hagyta – a legfiatalabb korcsoportot. Vegyük észre, hogy ez az első olyan felsőfokú végzettségű korcsoport, amely iskoláit már a rendszerváltás *utáni* években fejezte be, és elegendő időt

<sup>1</sup> Ugyanazokat a kontrollváltozókat használjuk (lásd az F3. táblázatát), mint az alapmodellben (F2. táblázat).

<sup>2</sup> Az 1999. évi mintánkban a nők esetében a középfokú, illetve szakmunkásképzőt végzettek hányadosa 1,94, a férfiak esetében 0,57 volt.

## 3. ábra

Az iskolázottság hozamának változása 1986 és 1999 között az 1986. évi hozamokhoz képest  
(a regressziós paraméterek különbségei, százalék)



A regressziós paraméterek különbségei  $\Delta\beta^i = \beta_t^i - \beta_{86}^i$ , ( $t = 1986, 1989, 1992-1999, i = 1, \dots, 24, 25$ ), ahol  $i$  az iskolázottság, a tapasztalat és a nem 25 interaktív dummy változóját reprezentálja. Referencia: 0–8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül, 2. specifikáció. Kontrollváltozók: lásd a *Függelék* F3. táblázatát

töltött a munkaerőpiacon ahhoz, hogy ellenőrizhető legyen, hogy frissen szerzett tudásának értékét a munkában megszerezhető tapasztalatok révén képes volt-e gyarapítani. Az 1989–1999 közötti tíz évben egyedül e kohorsz esetében mutatható ki a munkaerő-piaci tapasztalat hozamának *növekedése*. Ez arra utal, hogy a rendszerváltás körüli években megszerzett főiskolai-egyetemi tudás minősége más, mint a hetvenes-nyolcvanas években megszerzett felsőfokú ismereteké. Amíg a szocializmus éveiben megszerzett diplomák a kilencvenes évekre igen sokat veszítettek piaci értékükből, addig az újonnan megszerzett felsőfokú ismeretek értékét a gyakorlati munka során megszerzett tapasztalati tudás növelni tudta.

### Az átértékelődés keretei – munkahelyrombolás és munkahelyteremtés

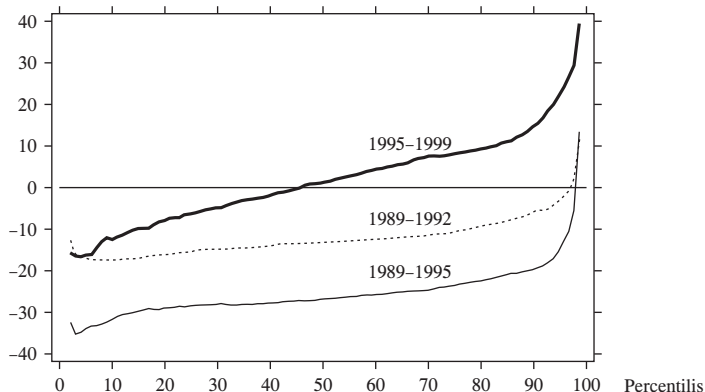
Az interaktív modell eredményei jelzik, hogy 1989 és 1992–1993 között az iskolázottság értéke minden korosztályban nőtt, méghozzá hasonló ütemben. Nem feledkezhetünk meg azonban arról, hogy ebben az időszakban a munkaerő-állomány szinte minden csoportjában, a magasan képzetteknél is, romlottak az álláskilátások, és csökkentek a reálbérek. Mindaz, amit az iskolázottság értékének emelkedéséről az előző pontban elmondtunk: szigorúan relatív terminusokban értendő.

A 4. ábrán látható, hogy 1989–1995-ben a reálbérek a teljes béreloszlás mentén csökkentek, csak a 100. percentilisen emelkedtek. (Az ábra a nettó reálbér százalékos változását mutatja kereseti percentilisenként 1989–1992-ben, 1992–1995-ben és 1995–1999-ben.) Az alacsony bérű dolgozók (10. percentilis) 30 százalékos veszteséget szenvedtek 1989–1995-ben, de a csökkenés az eloszlás felső tartományában is jelentékeny volt (20 százalékos a 90. percentilisen). Ami a foglalkoztatást illeti (2. táblázat), az általános iskolai vagy szakmunkásképző végzettséggel betöltött munkahelyek száma 48 százalékkal csökkent 1990–1995-ben – de az iskolázott munkaerő piaca is szűkült, 11 százalékkal.

Az általános kereslet-visszaesés időszakát követően a munkaerőpiac alsó és felső szegmensében eltérő irányban változtak a dolgok. 1995–1999-ben hozzávetőlegesen annyi munkahely keletkezett az iskolázott munkaerő számára, mint amennyi megszűnt a rendszerváltást követő válság idején. A legfeljebb szakmunkás végzettséggel betöltött munkahelyek száma azonban stagnált, és a bérek is tovább csökkentek a kereseteloszlás alsó tartományában. Ezzel párhuzamosan, mint az előzőekben láttuk, megváltozott az emberi

#### 4. ábra

A nettó reálkeresetek változása a bázisidőszaki nettó reálkeresetek százalékában, kereseti percentilisenként, 1989–1992, 1989–1995, 1995–1999 között





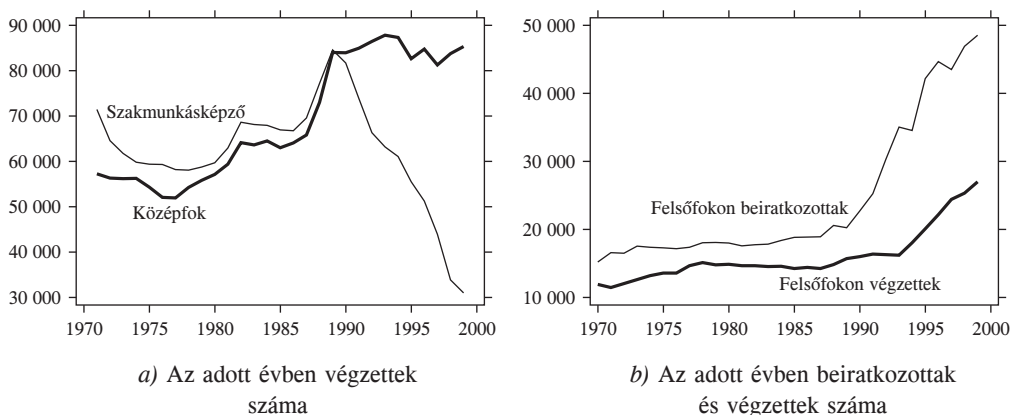
2. táblázat  
Foglalkoztatás nemek és iskolázottság szerint 1990, 1992, 1995, 1999  
(ezer fő)

Év	Férfi		Nő		Együtt	
	alacsony	magas	alacsony	magas	alacsony	magas
	iskolázottság					
1990	1803	845	1387	1055	3190	1900
1992	1358	860	929	936	2287	1796
1995	1225	824	759	869	1984	1693
1999	1228	875	702	1006	1930	1881

Megjegyzés: magas iskolázottságúnak a középiskolát, főiskolát vagy egyetemet végzeteket tekintjük.  
Forrás: KSH, lásd Fazekas (szerk.) [2000], 247., 249. o.

### 5. ábra

Az iskolarendszerbe beáramló, illetve az iskolarendszertől kiáramló diákok száma  
1970–2000 között



tőke átértékelődésének iránya is: az általános (relatív) felértékelődést a fiatal–iskolázott munkaerő máig tartó (relatív és abszolút) értéknövekedése követte.

Mielőtt megvizsgáljuk, hogy ez az irányváltás valóban az új technológiák és munkafajták fokozatos terjedésével magyarázható-e, mint sejtjük, térjünk ki arra a kérdésre, vajon nem a fiatal, képzett munkaerő kínálatának visszaesése áll-e a háttérben. (A rendszerváltást követően viszonylag kis létszámú korosztályok léptek munkavállalási korba). Ez a lehetőség kizárható az oktatási rendszerből kilépők abszolút számának ismeretében: a fiatal–iskolázott munkaerő bérének növekedésére olyan időszakban került sor, amikor e munkafajta kínálata is nagymértékben növekedett (5. ábra).<sup>3</sup> A kínálati reakció elkerülhetetlen lassúsága nyilvánvalóan hozzájárult az új tudás felértékelődéséhez, de legfeljebb

<sup>3</sup> Mivel a diákok beáramlása az iskolarendszerbe meredeken emelkedett 1994 és 1999 között, további kínálatnövekedésre számíthatunk az új évezred elején.



olyan értelemben, hogy a kínálat lassabban nőtt, mint a kereslet. (A foglalkoztatásban és a bérekben bekövetkezett csoportszintű változások alaposabb elemzésével *Kézdi* [2001] is arra a következtetésre jut, hogy az emberi tőke értékelésében a rendszerváltás során lezajlott változásokat alapvetően keresleti okok magyarázzák).

### A relatív termelékenység becslése

A következőkben egyszerű modellel vizsgáljuk azt a kérdést, hogy a fiatal–iskolázott munkaerő termelékenysége más munkaerőcsoportokhoz képest növekedett-e. Az alábbi – több-tényezős, korlátolatlan Cobb–Douglas-típusú termelési függvényből származtatott – termelékenységi modelleket becsüljük:

$$\log y = \alpha + \sum_{i=2}^3 \beta_i \log l_i + \gamma \log k + \varepsilon, \quad (1)$$

ahol  $y$  a vállalati szintű termelékenység (egy dolgozóra jutó anyagmentes termelési érték), a  $l_i$  különböző munkaerőcsoportok aránya a vállalati létszámban ( $l_2$  a fiatal–iskolázott csoporté,  $l_3$  az idős–iskolázotté, a báziskategóriaként szolgáló iskolázatlanoké  $l_1$ )<sup>4</sup>,  $k$  pedig a tőke–munka arány, melyet az egy főre jutó vállalati nettó állóeszközértékkel mérünk.

Az érdeklődésünkre leginkább számot tartó  $l_2$ -höz illetve  $l_3$ -hoz tartozó – paraméterek azt mérik, hogy a megfelelő munkaerőcsoportok egy százalékkal magasabb aránya hány százalékkal magasabb vállalati termelékenységet valószínűsít adott tőkefelszereltség mellett.<sup>5</sup>

$$\beta_i(t) = \partial \log y(t) / \partial \log l_i(t). \quad (2)$$

Az egyenleteket a közepes és nagyvállalatok szűkebb mintáján becsüljük. 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 fős 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 átlépi a 30 fős határt. Az ebből eredő torzítás kiküszöbölésére a vállalatokat nagyságkategóriájuk és tulajdoni besorolásuk alapján súlyoztuk, a célsokaságbeli és mintabeli esetszámok hányadosát használva súlyként.

Az eredményeket a 6. ábra mutatja. Látható, hogy a modellben a fiatal–iskolázott munkaerőnek tulajdonított termelékenységi hozam mindvégig növekedett, míg az idős–iskolázott munkaerő hozama 1992–1999-ben csökkent, olyannyira, hogy az időszak végén már nem is különbözött statisztikailag szignifikáns módon a képzetlen munkaerőnek betudott hozamtól.

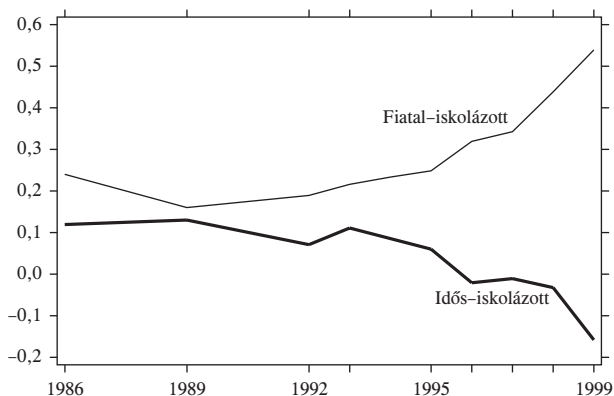
Mielőtt ezeket az első eredményeket hipotézisünk alátámasztásaként elfogadnánk, vizsgáljuk meg alaposabban a hozamok alakulását! Ha igaz, hogy a fiatal–iskolázott munkaerő értékének emelkedését az új technológiák és az új tudás termékeny találkozása magyarázza, akkor arra számíthatunk, hogy e munkaerőfajta termelékenysége és bére magasabb a mo-

<sup>4</sup> „Iskolázottnak” az érettségivel vagy diplomával rendelkezőket tekintjük, fiatalnak azokat, akik a medián értéknel (a vizsgált évtől függően: 21–22 évnél) kevesebb időt töltöttek a munkaerőpiacon.

<sup>5</sup> A választott függvényforma a termelékenységi hozzájárulások szétválaszthatóságát tételezi fel, ami erős feltevésnek tűnhet. Egy másik tanulmányban *Kertesi–Köllő* [2001] transzlog költségfüggvényből származtatott többtenyezős keresleti függvényt használunk – azonos mintán, azonosan definiált termelési tényezőkkel –, amelynek eredményei megerősítik az itt levont következtetéseket.

## 6. ábra

A vállalati termelékenységek a különböző munkaerőtípusok részarányára mért rugalmassága 1986 és 1999 között



Az (1) egyenlet alapján számított regressziós együtthatók. Független változó: egy dolgozóra jutó anyagmenetes termelési érték logaritmus. Lásd még a Függelék F5. táblázatát.

Referencia: az iskolázatlan munkaerő részaránya.

dern technikát és újfajta munkakultúrát meghonosító vállalatokban. E feltevés helyességét legegyszerűbben a „modern” és „elavult” vállalatok összehasonlításával ellenőrizhetnénk, de megfelelő vállalati mutatók hiányában erre nincs mód (az iparágak pedig túlságosan heterogének ahhoz, hogy elemzési keretként szolgálhassanak). Második legjobb megoldásként a többségi külföldi tulajdonú vállalatokat tekintjük a „modern” szektor képviselőinek.

A választás jogosságát a külföldi cégekre mint csoportra vonatkozó adatok messzemenően alátámasztják: részarányuk 1999-ben 40,5 százalék volt a foglalkoztatásban, 51,2 százalék a nettó állóeszközértékben, 61,6 százalék az értékcsökkenési leírásban, és 63,0 százalék a hozzáadott értékben (az 1999. évi bértarifa-felvétel mintájára vonatkozó adatok). A külföldi cégek rendkívül értékes, viszonylag fiatal és termelékeny eszközparkkal rendelkeznek, mint azt a 3. táblázatban a tőkefelszereltségre, az amortizációs rátára és a kibocsátás/tőke hányadosra vonatkozó idősorok mutatják.

A külföldi cégek foglalkoztatottainak nem csupán a hazai viszonylatban kiemelkedően értékesnek számító eszközállománnyal kell tudni bánniuk, emellett alkalmazkodniuk kell a Magyarországon még újszerűnek számító nyugatias vállalati kultúrához; gyakori követelmény valamely idegen nyelvi ismerete, az átképzésre való hajlandóság.<sup>6</sup> Kivételek léteznek – számos külföldi cégnél inkább a maximális fizikai erőfelfejtésre és a hosszú munkaidőre helyezik a hangsúlyt, mintsem különféle új típusú ismeretek alkotó felhasználására –, de a mai magyar gazdaságban minden bizonnyal a tulajdoni hovatartozással közelíthető legpontosabban a modernitást és avultságot elválasztó határ.

Ha a termelékenységi modellt a belföldi és külföldi vállalatokra külön-külön becsüljük, a 7. ábrán látható eredményt kapjuk. A becslések az 1992–1999 időszakra vonat-

<sup>6</sup> Egy nemrég lezajlott adatfelvétel szerint, amely 264 hazai és 78 külföldi tulajdonú cégre terjedt ki, az előbbiek beruházásaik 2,4 százalékát fordították képzésre, míg az utóbbiak 14,2 százalékát. Hasonló nagyságrendű különbségről számol be Csehországban Filer–Schneider–Svejnar [1995]. A magyar adatfelvételtől lásd EBRD [2000]. Az idézett számok az eredeti adatállományból származnak, saját számítás eredményeképpen.

## 3. táblázat

A külföldi és belföldi vállalatok néhány mutatója  
(a termelékenységi modellben szereplő vállalatok mintája)

Év	Hozzáadott érték/dolgozó (ezer forint)			Nettó állóeszközérték/dolgozó (ezer forint)			Amortizációs ráta <sup>b</sup>		
	hazai	külföldi	F-próba	hazai	külföldi	F-próba	hazai	külföldi	F-próba
1992	528	1008	33,1	1202	1151	0,1 <sup>n</sup>	0,113	0,132	1,2 <sup>n</sup>
1993	769	1540	63,5	1889	2524	2,3 <sup>n</sup>	0,093	0,109	2,3 <sup>n</sup>
1994	1085	2065	26,8	2627	2769	0,1 <sup>n</sup>	0,085	0,119	20,4
1995	1555	3118	27,2	3150	3955	0,9 <sup>n</sup>	0,096	0,131	16,7
1996	1855	4942	12,1	3250	5820	6,9	0,109	0,141	11,0
1997	2804	6022	25,2	4815	7804	7,4	0,115	0,149	19,5
1998	2602	6445	27,3	4033	7766	7,9	0,134	0,153	3,8
1999	3368	7529	28,6	6308 <sup>a</sup>	7253	0,3 <sup>n</sup>	0,151	0,181	6,4

<sup>a</sup> Ebben az évben három hazai cég gyanúsán magas (az átlag huszonnyolcszorosánál nagyobb) tőke-munka hányadost mutatott ki. Ha ezeket kizárjuk, a hazai átlag 4410 és  $F = 10,8$ .

<sup>b</sup> Értékcsökkenési leírás/a tárgyi eszközök nettó értéke. Az 1,0-nél magasabb rátát kimutató cégeket (1994-ben 1, 1992-ben 2, 1996-ben, 1999-ben 3 céget) kizártuk.

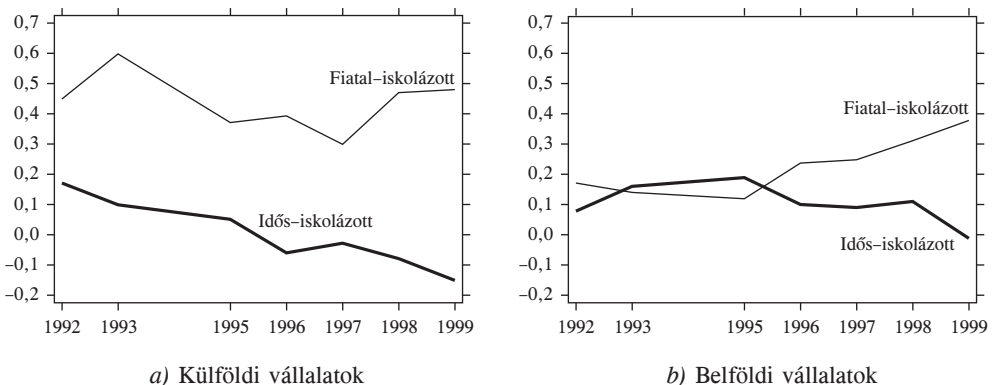
<sup>n</sup> Nem szignifikáns 0,05 szinten. Az  $F$ -hányadosok az átlagok egyenlőségét tesztelik egy szempontú varianciaelemzéssel.

koznak (a korábbi években nem ismert a vállalatok tulajdoni szerkezete), amelynek során a külföldiek által foglalkoztatottak részaránya 10 százalékról 40 százalékra nőtt.

A hazai vállalatokban az iskolázott munkaerő magasabb aránya magasabb termelékenységgel párosult, de az iskolázottak életkor szerinti összetétele nem befolyásolta a vállalati produktumot: egészen 1996-ig azonosnak tekinthető a két életkori csoport becsült termelékenységi hozzájárulása. Ezzel szemben a külföldi cégek folyamatosan bővülő körén belül – minden vizsgált évben – egyértelmű összefüggés mutatkozik a fiatal-

## 7. ábra

A vállalati termelékenységnek a különböző munkaerőtípusok részarányára mért rugalmassága tulajdoni hovatartozás szerint 1986 és 1999 között

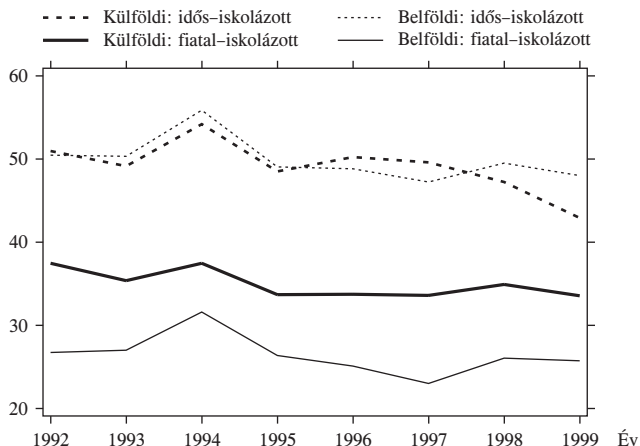


Az (1) egyenlet alapján számított regressziós együtthatók. Független változó: egy dolgozóra jutó anyagmenet termelési érték logaritmus. Lásd még a Függelék F5. táblázatát.

Referencia: az iskolázatlan munkaerő részaránya.

8. ábra

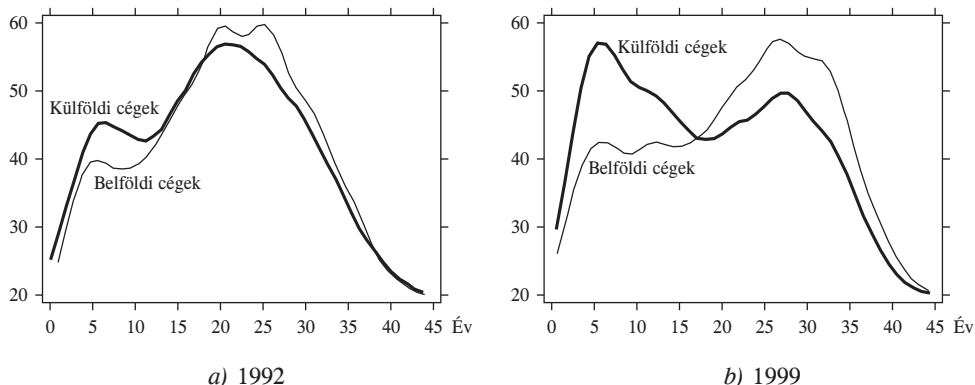
Relatív bérek a külföldi és belföldi vállalatokban  
(regressziós paraméterek a 3. specifikációjú egyenletről, százalék)



A kontrollváltozókat lásd a Függelék F4. táblázatban.

9. ábra

Az érettségivel vagy felsőfokú végzettséggel rendelkező dolgozók eloszlása a külföldi, illetve belföldi vállalatokban gyakorlati idő szerint, 1992-ben és 1999-ben (százalék)



iskolázott munkaerő részaránya és a termelékenység között. Az idős-iskolázott munkaerőnek betudott termelékenységi hozam is magas volt kezdetben, de 1996-ra teljesen eltűnt, sőt, az iskolázatlanok hozama alá esett.

Vegyük észre, hogy egészen 1996-ig a fiatal-iskolázott munkaerő termelékenységének országos emelkedését két sajátos tényező magyarázta: a külföldi tulajdon térnyerése, valamint az, hogy a külföldi cégek (és csakis ők) a kezdetektől fogva hatékonyabban használták a fiatal-iskolázott, mint az idős-iskolázott munkaerőt. Ezt érvnek tekinthetjük amellet, hogy a fiatalabb korosztályokat az a technológia változása értékelte fel, amelynek motorja Magyarországon hosszú évekig a külföldi tőkeberuházás volt. A hazai vállalatok esetében csak az évtized végén (a stabilizációs programot követően, a növekedés és a beruházások megindulásának időszakában) alakult ki az iskolázott munkaerő két cso-

portja közötti jellegzetes eltérés: a termelékenységi hozamkülönbség 1996 és 1999 között közel megháromszorozódott, 0,14-ről 0,40-re nőtt.

A tulajdoni szektorokra jellemző termelékenységi különbségek világosan tükröződnek a relatív bérekben. A termelékenységi becslésekkel összhangban a fiatal–iskolázott dolgozók bére mindvégig magasabb volt (idős–iskolázott és alacsony iskolázottságú társaik béréhez képest) a külföldi, mint a hazai cégek esetében (8. ábra).

A külföldi vállalatok fiatal–iskolázott munkaerő iránti magas kereslete a munkaerő-állomány tapasztalat szerinti összetételében is megnyilvánul. Mint a 9. ábrán látható, már 1992-ben valamivel nagyobb arányban alkalmaztak 3–10 éves munkaerő-piaci tapasztalattal rendelkező képzett dolgozókat, 1999-re pedig markáns különbség alakult ki a külföldi és belföldi vállalatok létszámának életkori összetételében.

### Következtetések

A cikk élén álló rövid kivonatban és a bevezető fejezetben is összefoglaltuk tanulmányunk legfontosabb tényállításait, majd a kifejtés során részletesebben is tárgyaltuk őket. Újabb összefoglalás helyett itt inkább megfigyeléseink érvényességi köréről és értelmezéséről szeretnénk röviden szólni.

Mindenekelőtt érdemes hangsúlyozni, hogy tanulmányunk a különböző munkafajták relatív árának alakulásával (és az árváltozások mögött meghúzódó folyamatokkal) foglalkozott. Ez sok mindent elmond arról a nem kevésbé fontos kérdésről, hogy mennyit ér a tudás a tudás birtokosa számára, de távolról sem mindent: az oktatásban való részvétel mint beruházás megtérülésének értékeléséhez a foglalkoztatási esélyeket és az oktatás társadalmi, illetve magánköltéseit is figyelembe kellene venni. Annyit leszögezhetünk, hogy a relatív bérek és az extenzív módszerrel kalkulált megtérülési ráták (Varga [1995]) változásának iránya egybeesett az átmenet során.

Vizsgálódásunk a legalább tíz főt foglalkoztató vállalatok teljes munkaidős alkalmazottjaira vonatkozott, akik a vállalatokban, illetve társas vállalkozásokban foglalkoztatott teljes munkaidősöknek nagyjából *háromnegyedét* teszik ki.<sup>7</sup> Úgy gondoljuk, ha csak nincs egészen éles különbség a mikrovállalatok és az általunk megfigyelt kör relatív béreiben, becsléseink hű képet festenek a munkaerőcsoportok relatív árának alakulásáról a bér-munkára épülő versenyszféra egészében.

Más lenne a helyzet, ha az egyének szemszögéből vizsgálnánk a tudás kereseti hozamát: ekkor természetesen figyelembe kellene vennünk a költségvetési szférában kialakult fizetéseket, az önálló vállalkozók jövedelmeit, az általuk másoknak fizetett béreket, a részmunkaidőben dolgozók kereseteit, sőt, a munkanélküliek elmulasztott munkajövedelmeit is. Ebben az esetben súlyosan esne a latba, hogy a megvizsgált foglalkoztatotti kör a teljesnek csak mintegy negyven százalékára rúg.

Termelékenységi becsléseink még a vállalati szektoron belül is csak a 300 fősnél nagyobbakra terjedtek ki, súlyuk a vállalati szektorban (foglalkoztatásban mérve) a 60 százalékot sem éri el. Ezen nem tudunk segíteni. Az iskolázottság és életkor szerinti bérkülönbségek hasonlóságából arra következtetünk, hogy a megfigyelt és kihagyott szegmensben a relatív termelékenységi hozamok nem nagyon különbözhetnek, de ez természetesen csupán megerősítésre szoruló feltételezés.

<sup>7</sup> Saját számítás a KSH munkaerő-felvételének 1998. első negyedévi hullámából, teljes munkaidősnek tekintve azokat, akik a főmunkahelyükön általában legalább 36 órát dolgoznak hetente (az így kalkulált arány ekkor 77,6 százalék volt).

Mindazonáltal úgy gondoljuk, hogy interpretációnk kényes pontja nem itt van, hanem ott, hogy a fiatal–iskolázott munkaerő részaránya és bére, illetve a vállalatok termelékenységé között megfigyelt pozitív korrelációt nem csak az új technológiák és az új tudás összepárosításából eredő hatékonyságjavulás magyarázhatja. Éppen a külföldi vállalatoknak történetünkben játszott kulcsszerepe az, ami óvatosságra int. Elvileg elképzelhető, hogy a kiemelkedően fizetőképes külföldi cégek nem csak több, hanem – magasabb béreket kínálva – jobb teljesítményre képes fiatal–iskolázott munkaerőt tudtak magukhoz vonzani, ráadásul úgy, hogy amikor „lefölözték a krémet”, megtakarították a pályakezdő évek betanítási, illetve munkához szoktatási költségeit is. (Mint emlékezetes, nem a pályakezdőket, hanem a rövid gyakorlattal rendelkezőket részesítik előnyben – lásd a 9. ábrát). Annak az ellenhipotézisnek az ellenőrzése, amely szerint a külföldi cégekben foglalkoztatott fiatalok más környezetben hasonló termelékenységi és bérelőnyt érnének el – és nem az új technológia és az új típusú tudás összepárosítása a többlethozamok forrása, hanem egyszerűen a munkateljesítmény szerinti szelekció –, másféle, sokkal finomabb statisztikai megfigyeléseket igényelne. Számunkra az dönti a mérleget a hatékony tőke–tudás párosítás hipotézise felé, hogy az itt tárgyalt korrelációk az évezred végére a hazai tulajdonú vállalatokban – ezáltal a gazdaság egészében – is kialakultak.

## Függelék

### F1. A bértarifa-felvétel

Adataink az Országos Munkaügyi Központ 1986., 1989., valamint 1992–1999. évi bértarifa-felvételeiből származnak. A felvételek – amelyeket az egyes években április–május hónapokban hajtottak végre – kiterjedtek az összes költségvetési dolgozóra, valamint a 20 főnél (1995 után a 10 főnél) nagyobb vállalkozásokban a dolgozók átlagosan körülbelül 10 százalékos véletlen mintájára. Másodlagos mintavétel és átsúlyozás után a minta ágazat és vállalatméret szerint reprezentatívnak tekinthető. A vállalati szektorban foglalkoztatottak mintái a 86 ezer és a 116 ezer fő között mozognak. A megfigyelt egyénekre vonatkozóan számos alapvető információval rendelkezünk: nem, életkor, iskolai végzettség, beosztás. Ismerjük továbbá a foglalkoztató vállalat méretét, ágazati hovatartozását, valamint a megfigyelt egyént foglalkoztató egység (üzem, iroda) telephelyét, s ezen keresztül a szűkebb földrajzi környezet számos fontos jellemzőjét. A vállalati mérlegekből származó információk alapján továbbá ismerjük a foglalkoztató vállalat termelékenységét, tőkefelszereltségét és tulajdoni hovatartozását (utóbbit tökéletlenül, a jegyzett tőkén belüli tulajdoni részek alapján). A „kereset” fogalmába tartozónak tekintettük a felvétel hónapjában kifizetett bérrel felül az adott havi pótlékokat, valamint az előző évben kapott jutalmak 1/12 részét. A nettó értékeket az adott évi adóábrák alapján, a reálértéket a fogyasztói árindex alapján számítottuk. 1986–1989-ben éves árindexeket használtunk, attól kezdve a felvételek között eltelt időszakban (májustól májusig) végbement fogyasztói áremelkedést vettük figyelembe. A bértarifa-felvételekkel kapcsolatos egyéb részletekről nagyobb terjedelemben e tanulmány sorozat első része, a *Kertesi–Köllő* [1997] tanulmány számolt be.

## F2. Kereseti függvény: alapmodell (1986–1999)

Függő változó: bruttó havi kereset logaritmus.

Független változók	1986	1989	1992	1993	1994
Konstans	8,0504	8,4343	8,9185	9,0968	9,1676
<i>Nem</i>					
Férfi	0,2838	0,2995	0,2234	0,2317	0,2378
<i>Iskolai végzettség</i>					
Szakmunkásképző	0,1203	0,1157	0,1339	0,1323	0,1288
Középfiskola	0,1359	0,1460	0,2197	0,2308	0,2194
Felsőfok	0,3592	0,4410	0,5597	0,5971	0,5981
<i>Gyakorlati idő</i>					
Lineáris tag	0,0522	0,0514	0,0538	0,0482	0,0481
Kvadratikus tag/100	-0,2187	-0,2034	-0,2554	-0,2226	-0,2285
Harmadfokú tag/10 000	0,4654	0,4130	0,6259	0,5416	0,5760
Negyedfokú tag/1 000 000	-0,4149	-0,3579	-0,6000	-0,5182	-0,5569
<i>Foglalkozás</i>					
Beosztott nem fizikai	0,0957	0,1757	0,2218	0,2480	0,2451
Vezető állású	0,5436	0,8700	0,7505	0,7039	0,8334
<i>Termelékenység</i>					
Egy főre jutó hozzáadott érték (log)	0,0565	0,0808	0,1177	0,1615	0,1270
Negatív hozzáadott érték (dummy)	-0,0601	-0,0681	-0,1099	-0,0903	-0,1068
<i>Tőke/munka arány</i>					
Egy főre jutó nettó állóeszközérték (log)	0,0350	0,0225	0,0200	0,0168	0,0131
<i>Vállalati méret (fő)</i>					
10–20	–	–	–	–	–
21–50	-0,0005 <sup>n</sup>	0,0142 <sup>n</sup>	-0,0546	-0,0669	-0,0382
301–1000	0,0312	0,0478	0,0404	0,0582	0,1294
1001–3000	0,0502	0,0764	0,0716	0,1059	0,1822
3001+	0,0772	0,0900	0,1294	0,1558	0,2318
<i>Munkanélküliség</i>					
Munkanélküli-ráta (log)	–	–	-0,0553	-0,0714	-0,0811
<i>Iparág</i>					
49 dummy, <i>F</i> -próba	108,25	105,97	93,46	56,03	80,64
<i>Régió</i>					
15 dummy, <i>F</i> -próba	131,47	152,39	57,39	35,78	30,55
Megfigyelések száma (fő)	116 205	111 293	86 935	85 833	94 639
Kiigazított <i>R</i> <sup>2</sup>	0,4588	0,4639	0,5275	0,5058	0,5324
Magyarázó változók erejét					
mérés <i>F</i> -próba	1033,11	881,07	940,88	825,08	898,97
Heteroszkedaszticitás <sup>+</sup>	710,19	1848,55	1574,00	1858,77	3702,04
Kihagyott változók <sup>++</sup>	148,08	251,54	269,20	234,17	122,85
Reziduumok normalitása ( $\chi^2$ -próba)	1579,83	3259,07	5397,33	7523,75	3833,55

Valamennyi, külön nem jelölt, paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,001 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> Nem szignifikáns.<sup>+</sup> Cook–Weisberg-féle teszt,  $\chi^2$ -próba.<sup>++</sup> Ramsey-teszt, *F*-próba.

*Megjegyzés:* közönséges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal.  
*Referenciacsoportok:* nők; 0–8 osztály végzettségűek; fizikai dolgozók; 51–300 dolgozót foglalkoztató vállalatok.



## Folytatás

Független változók	1995	1996	1997	1998	1999
Konstans	9,4365	9,5614	9,7322	9,7852	9,6720
<i>Nem</i>					
Férfi	0,2196	0,2025	0,1929	0,1921	0,2088
<i>Iskolai végzettség</i>					
Szakmunkásképző	0,1108	0,1303	0,1297	0,1220	0,1183
Középiskola	0,1882	0,1999	0,2101	0,2154	0,2069
Felsőfok	0,5461	0,6004	0,6263	0,6342	0,6272
<i>Gyakorlati idő</i>					
Lineáris tag	0,0454	0,0549	0,0593	0,0646	0,0636
Kvadratikus tag/100	-0,2187	-0,3004	-0,3262	-0,3883	-0,3834
Harmadfokú tag/10 000	0,5394	0,8134	0,8705	1,0912	1,0734
Negyedfokú tag/1 000 000	-0,4985	-0,8038	-0,8466	-1,1013	-1,0806
<i>Foglalkozás</i>					
Beosztott nem fizikai	0,2142	0,2389	0,2281	0,2334	0,2491
Vezető állású	0,7453	0,8461	0,7979	0,8291	0,8021
<i>Termelékenység</i>					
Egy főre jutó hozzáadott érték (log)	0,1698	0,2170	0,1962	0,2256	0,2301
Negatív hozzáadott érték (dummy)	-	-0,0995	0,0319**	0,0543	0,1064
<i>Tőke/munka arány</i>					
Egy főre jutó nettó állóeszközérték (log)	0,0174	0,0058*	0,0243	0,0072	0,0068
<i>Vállalati méret (fő)</i>					
10–20	-0,2114	-0,2506	-0,2868	-0,2926	-0,2749
21–50	-0,1142	-0,1408	-0,1692	-0,1808	-0,1901
301–1000	0,0795	0,0784	0,0796	0,0981	0,1242
1001–3000	0,1176	0,1085	0,1405	0,1710	0,1884
3001+	0,1673	0,1397	0,1202	0,1545	0,2179
<i>Munkanélküliség</i>					
Munkanélküli-ráta (log)	-0,0839	-0,0843	-0,0725	-0,0831	-0,0970
<i>Iparág</i>					
49 dummy, <i>F</i> -próba	68,61	68,61	69,81	69,59	71,34
<i>Régió:</i>					
15 dummy, <i>F</i> -próba	15,13	15,13	16,27	18,90	14,90
Megfigyelések száma (fő)	90 717	97 918	88 208	102 102	102 547
Kiigazított $R^2$	0,5201	0,5472	0,5591	0,5710	0,5771
Magyarázó változók erejét mérő <i>F</i> -próba	835,44	917,92	906,14	1192,02	1243,58
Heteroszkedaszticitás <sup>+</sup>	3551,24	5688,65	3435,75	4923,05	4894,68
Kihagyott változók <sup>++</sup>	235,60	178,08	174,96	258,54	277,51
Reziduumok normalitása ( $\chi^2$ -próba)	3547,12	3494,94	3515,77	3607,09	4534,56

Valamennyi, külön nem jelölt, paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,001 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> Nem szignifikáns.

<sup>+</sup> Cook–Weisberg-féle teszt,  $\chi^2$ -próba.

<sup>++</sup> Ramsey-teszt, *F*-próba.

*Megjegyzés:* közönséges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal.  
*Referenciacsoportok:* nők; 0–8 osztály végzettségűek; fizikai dolgozók; 51–300 dolgozót foglalkoztató vállalatok.

## F3. Kereseti függvény: interaktív modell (1986–1999)

Függő változó: bruttó havi kereset logaritmus.

Interaktív változók		1986	1989	1992	1993	1994
iskolázottság	tapasztalat (év)					
<i>Férfiak</i>						
Szakmunkásképző	0–5	-0,1004	-0,1313	-0,1136	-0,0747	-0,0665
	6–10	0,1031	0,1009	0,0909	0,0878	0,1169
	11–20	0,2088	0,1984	0,1902	0,1951	0,1972
	21–30	0,2581	0,2555	0,2498	0,2516	0,2492
Középiskola	0–5	-0,1384	-0,1456	-0,0681 **	-0,0469	-0,0422 **
	6–10	0,0997	0,0801	0,1218	0,1280	0,1270
	11–20	0,2256	0,2285	0,2655	0,2846	0,2635
	21–30	0,3300	0,3448	0,3607	0,3699	0,3600
Felsőfok	0–5	-0,0112 <sup>n</sup>	0,0454 **	0,1572	0,2406	0,2295
	6–10	0,2553	0,2676	0,3834	0,4528	0,4390
	11–20	0,4315	0,4766	0,5579	0,5519	0,5619
	21–30	0,5305	0,6014	0,6696	0,6886	0,6894
<i>Nők</i>						
Szakmunkásképző	0–5	-0,2351	-0,2615	-0,2085	-0,1969	-0,2339
	6–10	-0,1433	-0,1682	-0,1112	-0,1244	-0,1719
	11–20	-0,0756	-0,1049	-0,0583	-0,0677	-0,0900
	21–30	0,0078 <sup>n</sup>	-0,0198 <sup>n</sup>	0,0249 **	0,0263 **	0,0015 <sup>n</sup>
Középiskola	0–5	-0,3709	-0,3900	-0,2374	-0,2243	-0,2432
	6–10	-0,2080	-0,2571	-0,1052	-0,0997	-0,1215
	11–20	-0,0685	-0,0983	-0,0174 **	-0,0168 **	-0,0344
	21–30	0,0805	0,0598	0,1224	0,1290	0,0899
Felsőfok	0–5	-0,0698	-0,0927	0,1834	0,2101	0,1894
	6–10	0,1155	0,1855	0,2896	0,3424	0,3419
	11–20	0,2808	0,3570	0,4373	0,4980	0,4539
	21–30	0,4246	0,4782	0,5436	0,6070	0,6159
Tapasztalat > 30 év, férfi és nő együtt		0,2892	0,2879	0,3135	0,3200	0,3403
Megfigyelések száma		116 205	111 293	86 935	85 833	94 639
Kiigazított R <sup>2</sup>		0,3647	0,3998	0,5023	0,4802	0,5106
Magyarázó változók erejét mérő F-próba		649,39	576,21	617,41	616,97	696,18
Heteroszkedaszticitás <sup>+</sup>		187,12	1234,89	1448,51	1628,16	3481,45
Kihagyott változók <sup>++</sup>		52,10	129,37	159,93	185,28	80,83

Valamennyi, külön nem jelölt, paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,001 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> Nem szignifikáns.<sup>+</sup> Cook-Weisberg-féle teszt,  $\chi^2$ -próba.<sup>++</sup> Ramsey-teszt, F-próba.

*Megjegyzés:* A táblázatban csak a modell interaktív változóinak paraméterei szerepelnek; a kontrollváltozók paramétereit nem közöljük. Közönséges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal.

*Referenciacsoport:* 0–8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül.

*Kontrollváltozók:* ugyanazok, mint az alapmodellben (lásd a Függelék F2. táblázatát).

## Folytatás

Interaktív változók		1995	1996	1997	1998	1999
iskolázottság	tapasztalat (év)					
<i>Férfiak</i>						
szakmunkásképző	0–5	-0,0745	-0,0605	-0,0577	-0,0559	-0,0432
	6–10	0,0771	0,0713	0,0564	0,0816	0,0808
	11–20	0,1597	0,1663	0,1674	0,1668	0,1716
	21–30	0,2199	0,2309	0,2353	0,2292	0,2251
Középiskola	0–5	-0,0788	-0,0893	-0,0816	-0,0622 **	-0,0306
	6–10	0,1060	0,1159	0,1087	0,1159	0,1287
	11–20	0,2233	0,2291	0,2361	0,2507	0,2600
	21–30	0,3217	0,3205	0,3301	0,3275	0,3309
Felsőfok	0–5	0,1785	0,1956	0,2748	0,2775	0,3072
	6–10	0,4097	0,4736	0,5312	0,5273	0,5777
	11–20	0,5130	0,5564	0,5750	0,6220	0,6214
	21–30	0,6238	0,6317	0,6691	0,6511	0,6842
<i>Nők</i>						
Szakmunkásképző	0–5	-0,1985	-0,1803	-0,1607	-0,1513	-0,1351
	6–10	-0,1142	-0,1184	-0,1014	-0,1065	-0,0716
	11–20	-0,0777	-0,0718	-0,0660	-0,0655	-0,0629
	21–30	-0,0114 <sup>n</sup>	0,0148 <sup>n</sup>	0,0052 <sup>n</sup>	0,0076 <sup>n</sup>	0,0077 <sup>n</sup>
Középiskola	0–5	-0,2363	-0,2397	-0,2282	-0,1879	-0,1857
	6–10	-0,1231	-0,0982	-0,0693	-0,0540	-0,0587
	11–20	-0,0454	-0,0556	-0,0190 <sup>+</sup>	-0,0268 <sup>*</sup>	-0,0345
	21–30	0,0592	0,0783	0,0934	0,0977	0,0815
Felsőfok	0–5	0,2001	0,1725	0,2182	0,2345	0,2299
	6–10	0,3774	0,3679	0,4161	0,4646	0,4584
	11–20	0,4149	0,4348	0,4513	0,5025	0,4735
	21–30	0,4988	0,5634	0,5942	0,5546	0,5268
Tapasztalat > 30 év, férfi és nő együtt		0,2997	0,3061	0,3057	0,2907	0,2817
Megfigyelések száma		90 717	97 918	88 208	102 102	102 547
Kiigazított R <sup>2</sup>		0,4999	0,5303	0,5445	0,5570	0,5622
Magyarázó változók erejét mérő						
F-próba		651,44	716,36	737,18	948,85	1006,96
Heteroszkedaszticitás <sup>+</sup>		3474,02	5645,25	3357,66	4934,77	4909,06
Kihagyott változók <sup>++</sup>		182,43	138,21	156,04	237,19	236,07

Valamennyi, külön nem jelölt, paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,001 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> Nem szignifikáns.

<sup>+</sup> Cook–Weisberg-féle teszt,  $\chi^2$ -próba.

<sup>++</sup> Ramsey-teszt, F-próba.

*Megjegyzés:* A táblázatban csak a modell interaktív változóinak paraméterei szerepelnek; a kontrollváltozók paramétereit nem közöljük. Közöséges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal.

*Referenciacsoport:* 0–8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül.

*Kontrollváltozók:* ugyanazok, mint az alapmodellben (lásd a Függelék F2. táblázatát).

**F4. Kereseti függvény: egyszerűsített interaktív modell (1992–1999)**

Függő változó: bruttó havi kereset logaritmus

<i>Belföldi vállalatok</i>				
Interaktív változók	1992	1993	1994	1995
Fiatal–iskolázott <sup>a</sup>	0,2675	0,2707	0,3170	0,2641
Idős–iskolázott <sup>b</sup>	0,5053	0,5036	0,5586	0,4919
Megfigyelések száma (fő)	81 301	75 791	82 768	65 754
Kiigazított $R^2$	0,3927	0,3872	0,3811	0,3573
ln(havi kereset) átlaga	9,8293	9,9952	10,2428	10,3331
Interaktív változók	1996	1997	1998	1999
Fiatal–iskolázott <sup>a</sup>	0,2517	0,2307	0,2613	0,2579
Idős–iskolázott <sup>b</sup>	0,4888	0,4714	0,4959	0,4796
Megfigyelések száma (fő)	77 733	68 013	75 415	75 321
Kiigazított $R^2$	0,4031	0,4401	0,4424	0,4277
ln(havi kereset) átlaga	10,5108	10,6838	10,8141	10,9606
<i>Külföldi vállalatok</i>				
Interaktív változók	1992	1993	1994	1995
Fiatal–iskolázott <sup>a</sup>	0,3753	0,3543	0,3745	0,3382
Idős–iskolázott <sup>b</sup>	0,5089	0,4919	0,5422	0,4849
Megfigyelések száma (fő)	5 493	9 815	11 490	24 650
Kiigazított $R^2$	0,3992	0,4004	0,3919	0,3952
ln(havi kereset) átlaga	10,0673	10,2099	10,4685	10,6292
Interaktív változók	1996	1997	1998	1999
Fiatal–iskolázott <sup>a</sup>	0,3385	0,3363	0,3496	0,3361
Idős–iskolázott <sup>b</sup>	0,5032	0,4968	0,4723	0,4307
Megfigyelések száma (fő)	19 814	20 195	26 687	27 226
Kiigazított $R^2$	0,4196	0,4092	0,4435	0,4627
ln(havi kereset) átlaga	10,8283	11,0455	11,2282	11,3634

A paraméterek 0,0001 szinten szignifikánsak.

*Megjegyzés:* közösleges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal.

A táblázatban csak a modell interaktív változóinak paraméterei szerepelnek; a kontrollváltozók paramétereinek közlésétől eltekintettünk. *Kontrollváltozók:* mint az alapmodellben (lásd *Függelék F2. táblázatát*), a foglalkozási csoportok nélkül.

<sup>a</sup> *Fiatal–iskolázott:* érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év.

<sup>b</sup> *Idős–iskolázott:* érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő ≥ 22 év.

*Referenciacsoport:* 0–11 osztály, gyakorlati időtől függetlenül.

## F5. Termelékenységi modell (1986–1999)

Függő változó: egy főre jutó hozzáadott érték logaritmus.

<i>Valamennyi vállalat</i>					
Független változók	1986	1989	1992	1993	1994
Konstans	-2,2069	-1,5558	-1,2928	-1,2463	-1,3857
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,2418	0,1591	0,1894	0,2180	0,4025
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	0,1175	0,1273	0,0723 <sup>n</sup>	0,1069**	0,0170 <sup>n</sup>
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,1822	0,2428	0,2145	0,1833	0,1354
Vállalatok száma	971	748	600	567	506
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,2111	0,2170	0,1241	0,1736	0,2341
<i>Belföldi vállalatok</i>					
Független változók	1995	1996	1997	1998	1999
Konstans	-0,8274	-0,4725*	-0,4975**	-0,5156*	-0,6403 <sup>n</sup>
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,2510	0,3227	0,3441	0,4385	0,5442
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	0,0623 <sup>n</sup>	-0,0180 <sup>n</sup>	-0,0111 <sup>n</sup>	-0,0291 <sup>n</sup>	-0,1600**
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,2545	0,2834	0,3417	0,2897	0,3296
Vállalatok száma	470	477	400	476	445
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,2666	0,3419	0,3665	0,4045	0,4069
<i>Belföldi vállalatok</i>					
Független változók	1992	1993	1994	1995	1999
Konstans	-1,2976	-1,2451	-1,4589	-0,9548	
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,1658*	0,1405*	0,3346	0,1157***	
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	0,0788 <sup>n</sup>	0,1575*	0,0903 <sup>n</sup>	0,1868*	
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,1982	0,1502	0,1040	0,1887	
Vállalatok száma	543	478	420	312	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,1104	0,1324	0,2071	0,1777	
Független változók	1996	1997	1998	1999	
Konstans	-0,6556	-0,6073*	-0,6085	-0,6675 <sup>n</sup>	
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,2431	0,2492	0,3103	0,3797	
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	0,0978 <sup>n</sup>	0,0905 <sup>n</sup>	0,1057***	-0,0060 <sup>n</sup>	
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,2257	0,2756	0,2121	0,2481	
Vállalatok száma	345	276	310	272	
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,2923	0,3160	0,3518	0,3126	

Valamennyi, külön nem jelölt paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,01 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

\*\*\* 0,1 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> nem szignifikáns.<sup>a</sup> *Fiatal–iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év.<sup>b</sup> *Idős–iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő ≥ 22 év.<sup>c</sup> *Tőke/munka arány*: egy főre jutó nettó állóeszközérték.

## Folytatás

Független változók	Külföldi vállalatok			
	1992	1993	1994	1995
Konstans	-1,7159	-1,8830	-1,5904 *	-0,8008 *
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,4548 *	0,5979	0,6069	0,3721
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	0,1748 <sup>n</sup>	0,1018 <sup>n</sup>	-0,0461 <sup>n</sup>	0,0514 <sup>n</sup>
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,1800 <sup>n</sup>	0,1874	0,3077	0,2397 *
Vállalatok száma	57	89	86	158
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,2601	0,4876	0,3612	0,3607
Független változók	1996	1997	1998	1999
Konstans	-0,3343 <sup>n</sup>	-0,0804 <sup>n</sup>	-0,3491 <sup>n</sup>	-0,3780 <sup>n</sup>
Fiatal–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>a</sup>	0,3946	0,3015 *	0,4657	0,4817 *
Idős–iskolázott dolgozók százaléka (log) <sup>b</sup>	-0,0642 <sup>n</sup>	-0,0308 <sup>n</sup>	-0,0824 <sup>n</sup>	-0,1499 <sup>n</sup>
Tőke/munka arány (log) <sup>c</sup>	0,3424	0,3961	0,3517	0,4197
Vállalatok száma	132	124	166	173
Kiigazított R <sup>2</sup>	0,3881	0,3245	0,3390	0,3605

Valamennyi, külön nem jelölt paraméter legalább 0,0001 szinten szignifikáns.

\* 0,01 szinten szignifikáns.

\*\* 0,05 szinten szignifikáns.

\*\*\* 0,1 szinten szignifikáns.

<sup>n</sup> nem szignifikáns.

<sup>a</sup> *Fiatal–iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év.

<sup>b</sup> *Idős–iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő ≥ 22 év.

<sup>c</sup> *Tőke/munka arány*: egy főre jutó nettó állásközvetítés.

## F6. A munkanélküliség okozta szelekciós torzítás kezelése

Az átmenet előtti és utáni bérek összehasonlíthatóságát erőset torzítja az a körülmény, hogy a kereseti arányok radikális változása a tömeges *munkanélküliség* hirtelen megjelenésével együtt következett be. Mivel a munkanélküliség szisztematikusan rostál ki a foglalkoztatottak köréből bizonyos munkavállalói csoportokat, ezért egyedül béradatokra támaszkodva nem lehet teljes bizonyossággal megmondani, hogy egyes csoportok kereseti előnyének emelkedése vagy csökkenése mögött valódi reálfolyamatok állnak-e – a szóban forgó munkafajta értékének növekedése, illetve csökkenése – avagy a munkanélküliség által okozott szisztematikus szelekció torzító hatása okoz bizonyos szempontból *látszólagos* elmozdulást. A szelekciós torzítás hatását ideális módon a *teljes aktív korú népességre* – és nemcsak a foglalkoztatottakra – reprezentatív adatbázisok felhasználásával lehetne kiszűrni, Heckman [1979] eljárását követve. Ilyen adatforrás hiányában közelítő megoldással kell beérnünk. Kiindulásként a KSH munkaerő-felvételének 1993. évi adataira támaszkodva becslést készítettünk a nemtől, életkortól, iskolázottságtól, foglalkozástól és lakóhelytől függő egyéni állásvesztési esélyekre. E becslés paramétereinek felhasználásával *egyéni állásvesztési valószínűségeket* rendeltünk a bértarifa-felvételekben felmért foglalkoztatotti állomány egyéneihez. A szelekciós torzítás mértékének becslésére szolgáló teszt abban áll, hogy megvizsgáljuk az egyéni állásvesztési valószínűségek eloszlásának változását különféle foglalkoztatotti csoportok esetében. Minél nagyobb mértékű az eltolódás egy-egy csoporton belül az alacsony állásvesztési kockázatú egyének felé, annál erősebb torzításra gyanakodhatunk.

Az iskolázottsági hozamok becslésekor a 8 osztálynál nem magasabb végzettségűek esetében az átlagos állásvesztési esélyek csökkenését tapasztaltuk. Ez azt jelzi, hogy a szóban forgó iskolázatlan csoport foglalkoztatottjai közül sok magas kockázatú ember rostálódott ki a piacról az átmenet során. Következésképpen a magasabb iskolai végzettségűek relatív iskolázottsági hozamainak a becsült értékeknél valójában valamivel magasabbaknak kell lenniük. A szelekciós torzítást ellenőrző tesztünket a munkaerő-piaci tapasztalattal kapcsolatban is elvégeztük. Itt azt az eredményt kaptuk, hogy a gyakorlati időtől függő állásvesztési kockázatok az egymást követő évek foglalkoztatotti mintáiban nem különböznek egymástól szignifikáns módon. Így a szocializmus éveiben megszerzett munkaerő-piaci tapasztalatok radikális leértékelődését valós tényként kezelhetjük. Az itt ismertetett teszteljárással kapcsolatos egyéb részleteket e tanulmányosorozat első része, a *Kertesi–Köllő* [1997] írása tartalmazza.

### Hivatkozások

- BERMAN, E.–BOUND, J.–MACHIN, S. [1998]: Implications of skill-biased technological change: International evidence. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, 245–279. o.
- BURDA, M.–SCHMIDT, C. M. [1997]: Getting behind the East-West German wage differential. Discussion Paper, No. 250. Univ. Heidelberg.
- CHASE, S. R. [1997]: Markets for communist human capital: Returns to education and experience in the Czech Republic and Slovakia. The Davidson Institute Working Paper Series, No. 109, Ann Arbor.
- EBRD [2000]: Transition report 2000. chapter 5. EBRD, London.
- FAZEKAS KÁROLY (szerk.): [2000]: Munkaerőpiaci Tükör 2000. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- FILER, R.–SCHNEIDER, O.–SVEJNAR, J. [1995]: Wage and non-wage labour cost in the Czech Republic: The impact of fringe benefits. CERGE-EI, Working Paper Series 77, Prága.
- FLANAGAN, R. J. [1995]: Wage structures in the transition of the Czech economy. IMF Working Paper, WP/95/36, március.
- FRANZ, W.–STEINER, V. [1999]: Wages in the East German transition process – Facts and explanations. ZEW Discussion Paper, No. 99-40, Mannheim.
- HECKMAN, J. M. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol. 47, 1.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1997]: Reálbérek és kereseti egyenlőtlenségek, 1986–1996. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, I. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1998]: Regionális munkanélküliségek és a bérek az átmenet éveiben. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, II. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1999]: Economic transformation and the return to human capital. Budapest Working Papers on the Labour Market. 6, MTA KTI-BKE, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001]: Demand for unskilled, young skilled, and older skilled workers during and after the transition – Evidence on large firms in Hungary, 1986–99. Kézirat, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont, Budapest.
- KÉZDI GÁBOR [2001]: Increasing demand for skill: labor market transition in Hungary, 1986–1999. Kézirat, University of Michigan, Ann Arbor.
- 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. University of Chicago Press, Chicago.
- MUNICH, D.–SVEJNAR, J.–TERRELL, K. [1999]: Returns to human capital from the communist wage grid to transition: Retrospective evidence from Czech micro data. Kézirat, CERGE, Prága és The William Davidson Institute, Ann Arbor.
- OECD [1993]: Education at glance. OECD, Párizs.
- PUHANI, P. [1997]: All quiet on the wage front in Poland? ZEW, Mannheim.
- RUTKOWSKI, J. [1996]: High skills pay off: The changing wage structure during economic transition in Poland. *Economics of Transition*, 4 (1), 89–112. o.



- SAKOVA, S. [1998]: Changes and differences in earnings structures. Unpublished thesis. Central European University, Economics Department, Budapest.
- STEINER, V.–BELLMANN, L. [1995]: The East-German wage structure in the transition to a market economy. *Labour*, 9 (3) 539–560. o.
- STEINER, V.–WAGNER, K. [1997]: East-West German wage convergence – How far have we got? ZEW Discussion Paper, No. 97-25, Mannheim.
- VARGA JÚLIA [1995]: Az oktatás megtérülési rátái Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 6.
- VECERNIK, J. [1995]: Changing earnings distribution in the Czech Republic: Survey evidence from 1988-94. *Economics of Transition*, Vol 3. No.3., szeptember.