

**BUDAPESTI
MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**

BWP. 2001/6

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

KERTESI GÁBOR – KÖLLŐ JÁNOS

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye

Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem
Emberi Erőforrások Tanszék

Budapest
2001. október

Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek 2001/6. szám

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont,
Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye
Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi
Erőforrások Tanszék

A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése

Szerzők: KERTESI GÁBOR, a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Mikroökonómia Tanszékének tanszékvezetője; az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos főmunkatársa

1093 Budapest Fővám tér 8., tel., fax: 216-7218

e-mail: kertesi@econ.core.hu

KÖLLŐ János, az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpontjának tudományos főmunkatársa; az IZA (Bonn) és a WDI (Ann Arbor) tudományos munkatársa

1112 Budapest Budaörsi út 45. tel.: 309-2654 fax: 319-3151

e-mail: kollo@econ.core.hu

A tanulmány megjelenik a Közgazdasági Szemle 2001. novemberi számában

Kiadja az MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont
a "Közösen a jövő munkahelyeiért" Alapítvány támogatásával

Budapest, 2001

**A GAZDASÁGI ÁTALAKULÁS KÉT SZAKASZA
ÉS AZ EMBERI TŐKE ÁTÉRTÉKELŐDÉSE**

A bérszerkezet átalakulása Magyarországon 1986-99. III. rész

KERTESI GÁBOR – KÖLLŐ JÁNOS

*A tanulmány a különböző iskolázottságú és életkorú munkaerő-csoportok piaci értékelésének és termelékenységének alakulását elemzi 1986 és 1999 között egyéni kereseti adatok, valamint (a nagyvállalatokra becsült) termelési függvények segítségével. A béradatok az iskolázottság hozamának általános, minden korosztályra kiterjedő emelkedését – másként: a képzetlen munkaerő bérének 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 vállalatoknál, majd a belföldi tulajdonú cégeknél 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 jórészt a szocialista gazdaságban szerezte, közel járt a harminchoz amikor megkezdődött a transzformációs sokkot követő gazdasági átalakulás. Olyan technológiákhoz és munkahelyi követelményekhez kellett alkalmazkodnia, melyek fokozatos terjedése Nyugaton is nehéz helyzetbe hozta az idősebb munkavállalókat (Berman–Bound–Machin [1998]), noha

* A bérszerkezet átalakulásáról szóló két korábbi írásunk a *Közgazdasági Szemle* 1997. júliusi/augusztusi, illetve 1998. júliusi/augusztusi számaiban jelent meg. Köszönettel tartozunk az „Understanding Skills Obsolescence – Theoretical Innovations and Empirical Applications” (Maastricht, 2001. május 11–12.) konferencia résztvevőinek a tanulmány angol változatához fűzött megjegyzéseikért.

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 tudásfajta piaci értékét az iskolázottsághoz, illetve a munkaerőpiaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti hozamokkal mérjük (figyelmünket mindvégig a versenyszférára korlátozva), azt pedig, hogy a hozamok alakulása milyen mértékben magyarázható a különböző munkaerőcsoportok termelékenységevel, 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 tanulmány az iskolázottság értékének növekedését mutatta ki az átmenet első éveiben. A kutatások zöme a munkaerőpiaci 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 és 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 magába foglalta. Franz és Steiner [1997] csökkenő életkori hozamot becsült a nők esetében, a férfiaknál viszont nemcsak az egyesülés után hanem azt megelőzően is jelentéktelennek találták a munkaerőpiaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti különbségeket. (Megjegyzendő, hogy modellükben a vállalatnál eltöltött időt is szerepeltették, ami az NDK-ra jellemző alacsony munkaerő-forgalom mellett többnyire egybeesett a munkaerőpiacon töltött idővel). Azonosnak találta az átmenet előtti és utáni életkor-kereseti profilt Munich–Svejnar–Terrell [1999] csehországi kutatása is, melyben 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 becslésére, 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 (1. Függelék) elég nagy ahhoz, hogy a bérhozamok 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 bérhozamok pontos méréséhez, s végül, de nem utolsó sorban – 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 szemszögből 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 jelentés-tartalma 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 fiatalabbakhoz képest romlott, az iskolázottság kereseti hozama csak a fiatalabb korosztályokban nőtt. (Ezúttal már nem csak 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 középiskolát vagy főiskolát-egyetemet végzett pályakezdők.

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

vállalatoknál figyelhettük 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 változatával próbáljuk magyarázni (1. táblázat). Az *alapmodellben* az iskolázottságot kétértékű (dummy) változók mérik, a tapasztalatot 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, melyben a tapasztalatnak és az iskolázottságnak mindössze három lehetséges kombinációjával (alacsony iskolázottságú, idős-iskolázott, fiatal-iskolázott) számolunk, követve azt a felosztást, melyet a vállalati szintű termelékenységi modellben használunk, ahol az alacsony esetszám nem enged meg ennél részletesebb bontást.

1. táblázat

Kereseti függvények

Modellváltozatok	Kulcsváltozók ^b	Részletes információ
1. Alapmodell	nem, iskolázottság, \exp , \exp^2 , \exp^3 , \exp^4	2. Függelék
2. Interaktív	nem * iskolázottság * tapasztalat (26 dummy változó)	3. Függelék
3. Egyszerűsített interaktív ^a	nem, iskolázatlan, fiatal–iskolázott, idős–iskolázott	4. Függelék

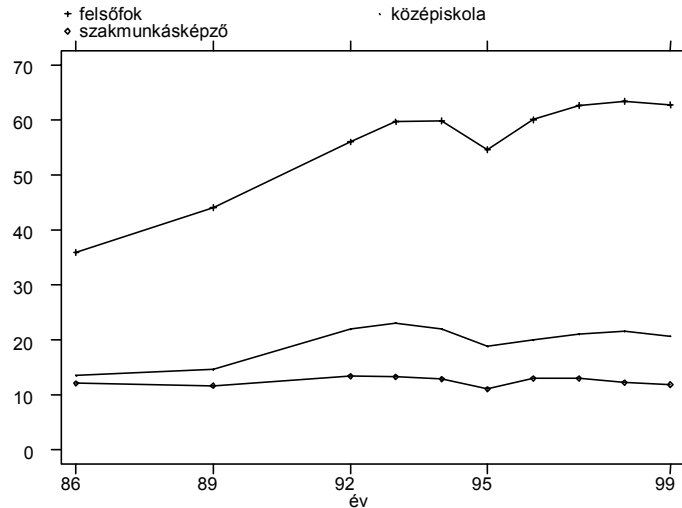
^a A beosztás-változók nem szerepelnek.

^b Beosztás, vállalatméret, vállalati termelékenység és tőkefelszereltség, kistérségi munkanélküliség, nagyrégió, ágazat. A változók definíciójáról és mérési módjáról lásd a függelékeket !

Az *alapmodell* jelentős iskolázottsági hozamemelkedést mutat 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 végzetteké lényegében nem változott. E változások zömmel 1989 és 1992–93 között mentek végbe, ezután az iskolázottság hozama stabilizálódni látszik. (1. ábra).

1. ábra

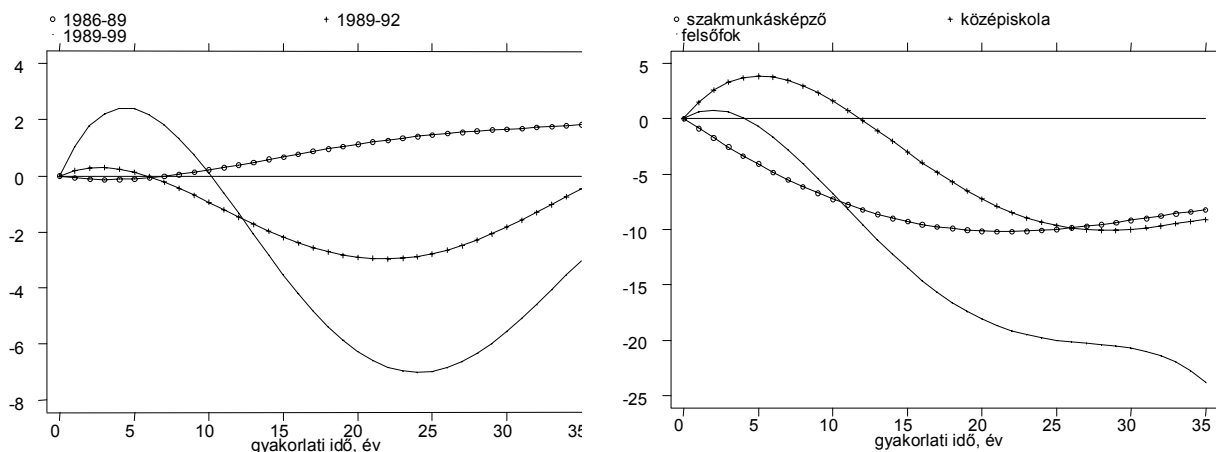


Az iskolai végzettség hozama (referencia: 8 osztály), 1986-99 (1. specifikáció)

Megjegyzendő, hogy modelljeink az iskolázottság szerinti kereseti különbségek változására alsó becslést adnak, mert különösen a képzetlenek megfigyelt keresetét torzítja felfelé a Heckman [1979] által tárgyalt szelektációs hatás – a rendszerváltozás után nagyobb mértékben mint korábban (6. függelék).

Az iskolai végzettség relatív értékének emelkedését a munkaerőpiaci tapasztalat hozamának csökkenése kísérte. A hozam változását a tapasztalat (exp) különböző értékeihez tartozó t -edik és $(t-1)$ -edik időszaki becslt 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 becslt hozamváltozást mutatja különböző időszakokban, a munkaerőpiaci tapasztalat függvényében. Az a panel szerint a szocializmus utolsó éveiben a tapasztalat hozama kismértékben emelkedett. 1989-ben a trend megfordult, a tapasztalat veszített értékéből, különösen az idősebb kohorszokban. A húszéves munkaerőpiaci tapasztalathoz kapcsolódó kereseti többlet 1989–92-ben négy, 1989–99-ben összességében hét százalékponttal csökkent.

2. ábra



(a) teljes minta

(b) iskolai végzettségenként külön egyenletek

A munkaerőpiaci tapasztalat becsült hozamának változása, 1986-99, százalék (1. specifikáció)

Mint a 2. ábra b panelje mutatja (külön egyenletek az egyes iskolázottsági csoportokra), a tapasztalati tudás avulása sokkal nagyobb mértékű volt a munkaerő-állomány képzettebb 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 legalább szakmunkásképzőt végzett, 30 évnél nem régebben dolgozó népességben belül 24 csoportot különböztetünk meg iskolázottság (szakmunkásképző, középfok, felsőfok), tapasztalat (0–5, 6–11, 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 „öregesek” – közül az előbbit szerepeltetjük báziskategóriaként a regressziókban.¹ A részletesebb vizsgálódás során a nemek szerinti megbonthatást 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.²

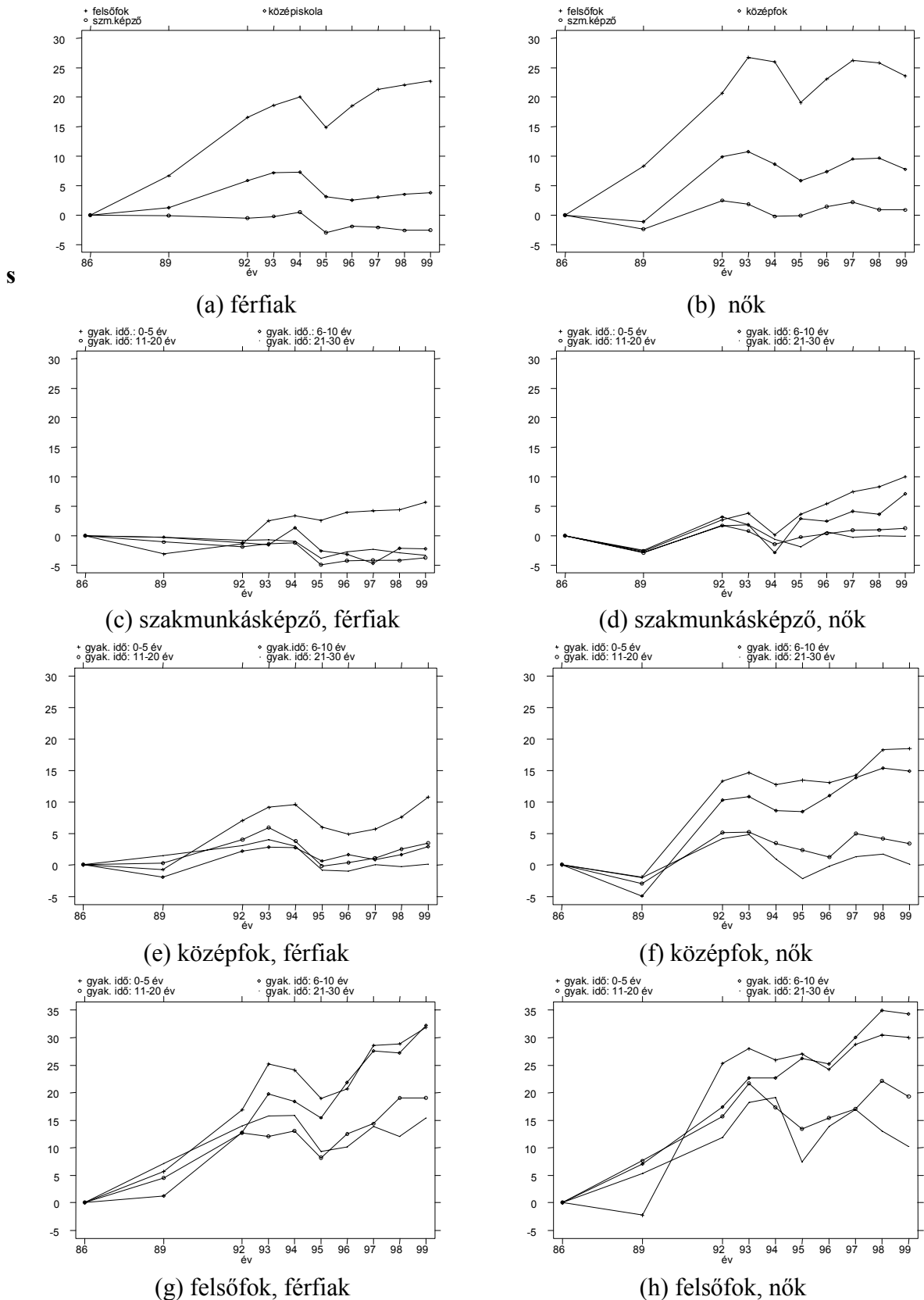
¹ Ugyanazokat a kontrollváltozókat használjuk (lásd a 3. Függelék) mint az alapmodellben (2. Függelék).

² Az 1999. évi mintánkban a nőknél a középfokú illetve szakmunkásképzőt végzettek hányadosa 1.94, a férfiaknál 0.57 volt.

Az interaktív modell eredményei a 3. ábrán láthatók. Az 1986. évi regressziós paramétereket (kereseti hozamokat) egységesen zérusnak választjuk, úgy, hogy a görbék a hozamok időbeni változását mutassák. Az *a* és *b* panelek – az összehasonlítást megkönnyítendő – megismétlik az alapmodellből származó eredményeket. Az összevetésből öt fontos következtetés adódik:

- (a) Míg az alapmodell az iskolázottság hozamának stabilizálódását jelezte 1992-93 után, a pontosabb interaktív modell (*c–h* panelek) mély különbségeket tár fel a különböző korosztályok között. A korosztályok közötti iskolázottsági hozamkülönbségek nagyjából érintetlenek maradtak 1992/93-ig, 1992/93-tól fogva azonban – méginkább 1995 után – az olló mindinkább kinyílik a fiatalabb és az idősebb korosztályok hozamai között.
- (b) A főiskolát vagy egyetemet végzettek minden életkori (tapasztalat-) csoportban növelték a kereseti előnyüket, de az iskolázottság értéke sokkal nagyobb mértékben emelkedett a fiatalabb korosztályokban. (*g–h* panelek).
- (c) A középfokú végzettség kereseti hozama *csak* a fiatalabbaknál – különösképpen a nőknél – 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. Emögött minden valószínűség szerint a terciér szektor bővülése, fiatal női munkaerő iránti keresletének emelkedése húzódik meg.
- (d) 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 képest. Ebben az esetben is érdemes figyelni arra, hogy a változások 1992 után következtek be.
- (e) A diplomások két legfiatalabb korosztályának kereseti pályája különösen sokatmondó. A 0–5 évnyi tapasztalattal rendelkező, legfiatalabb kohorsz hozama emelkedett a legnagyobb mértékben az 1992–94 közötti időszakban. A hozamemelkedés mértéke esetükben 5–8 százalékkal meghaladta a második legfiatalabb korosztály (a 6–10 éves munkaerőpiaci 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, mely iskoláit már a rendszerváltás *utáni* években fejezte be, és elegendő időt töltött a munkaerőpiacon ahhoz, hogy ellenőrizhető legyen, hogy frissen megszerzett tudásának értékét a munkában megszerezhető tapasztalatok

3. ábra



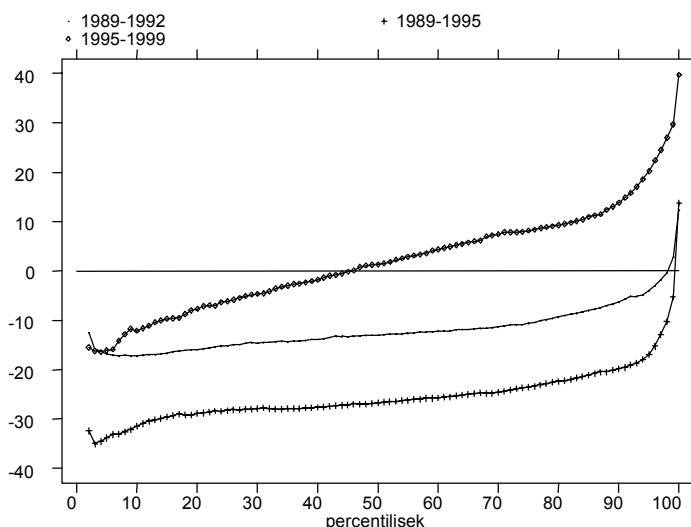
Az iskolázottság hozamának változása az 1986. évi hozamokhoz képest:
 a regressziós paraméterek különbségei $\Delta\beta^i = \beta_t^i - \beta_{86}^i$, ($t = 86, 89, 92-99, i = 1, \dots, 24, 25$), ahol i az iskolázottság, a tapasztalat és a nem 25 interaktív dummy változóját reprezentálja. Referencia: 0–8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül (*c-h* panel), 2. specifikáció. Kontrollváltozók: 3. Függelék

révén képes volt-e gyarapítani. Nos, azt látjuk, hogy az 1989–1999 közti tíz évben egyedül ennél a kohorsznál mutatható ki a munkaerőpiaci 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.

AZÁTÉRTÉKELŐDÉS KERETEI: MUNKAHELYROMBOLÁS ÉS MUNKAHELYTEREMTÉS

Az interaktív modell eredményei jelzik, hogy 1989 és 1992–93 között az iskolázottság értéke minden korosztályban nőtt, még hozzá 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.

4. ábra



**A nettó reálkeresetek változása
a bázisidőszaki nettó reálkeresetek százalékában,
kereseti percentilisenként,
1989-92, 1989-95, 1995-99 között**

A 4. ábrán látható, hogy 1989-95-ben a reálbérek a teljes béreloszlás mentén csökkentek, csak a 100. percentilisen emelkedtek. (Az ábra a nettó reálbér százalékos változását mutatja a kereseti percentilis csoport-

tokban 1989–92-ben, 1992–95-ben és 1995–99-ben.) Az alacsony bérű dolgozók (10. percentilis) 30 százalékos veszteséget szenvedtek 1989–95-ben, de a csökkenés az eloszlás felső tartományaiban is jelentékeny volt (20 százalék a 90. percentilisben). Ami a foglalkoztatást illeti (2. táblázat), az általános iskolai vagy szakmunkásképző végzettséggel betöltött munkahelyek száma 48 százalékkal csökkent 1990–95-ben – de az iskolázott munkaerő piaca is szűkült, 11 százalékkal.

2. táblázat

**Foglalkoztatás nemek és iskolázottság szerint
1990, 1992, 1995, 1999 (ezer fő)**

Iskolázottság	Férfi		Nő		Együtt	
	alacsony	magas	alacsony	magas	alacsony	magas
1990	1,803	845	1,38	1,055	3,190	1,900
1992	1,358	860	929	936	2,287	1,864
1995	1,225	824	759	869	1,984	1,693
1999	1,228	875	702	1,006	1,930	1,881

Forrás: KSH, lásd Fazekas (szerk, 2000), 247, 249. old.

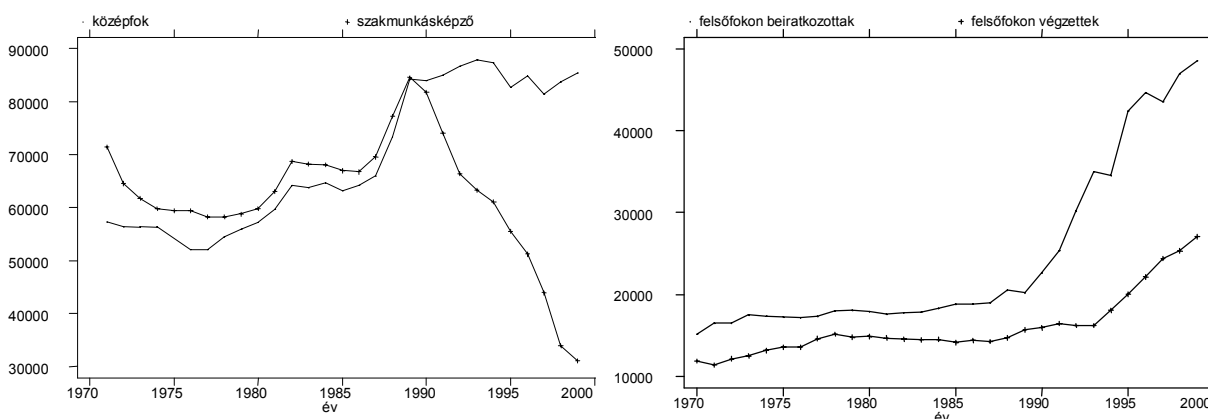
Magas iskolázottságúnak a középiskolát, főiskolát vagy egyetemet végzetteket tekintjük.

Az általános keresletvisszaesés időszakát követően a munkaerőpiac alsó és felső szegmensében eltérő irányban változtak a dolgok. 1995–99-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 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)³ A kínálati reakció elkerülhetetlen lassúsága nyilvánvalóan hozzájárult az új tudás felértékelődéséhez, de legfeljebb 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).

5. ábra



(a) az adott évben szakmunkásképzőt és érettségít adó középiskolát végzettek száma

(b) az adott évben felsőfokon beiratkozottak és végzettek száma

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

A RELATÍV TERMELÉKENYSÉG BECSLÉSE

Az alábbiakban egyszerű modellel vizsgáljuk azt a kérdést, hogy a fiataliskolázott munkaerő termelékenysége más munkaerőcsoportokhoz képest növekedett-e. Az alábbi – többtényezős, korlátatlan 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 eső anyagmentes termelési érték), l_i a különböző munkaerőcsoportok aránya a vállalati

³ Mivel a diákok beáramlása az iskolarendszerbe élesen emelkedett 1994 és 1999 között, további kínálatnövekedésre számíthatunk az új évezred elején.

létszámban (a fiatal–iskolázott csoporté l_2 , az idős–iskolázotté l_3 , a báziskategóriaként szolgáló iskolázatlanoké l_1)⁴, k pedig a tőke-munka arány, melyet az egy főre eső 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 mellett⁵:

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

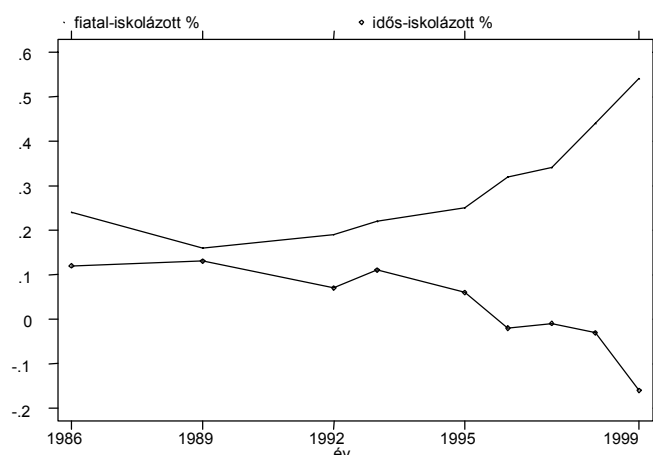
Az egyenleteket a közepes és nagyvállalatok szűkebb mintáján becsüljük. Mivel egy-egy vállalat munkaerőállományának összetételéről csak a bértarifa-felvételben megfigyelt, nagyjából 10 százalékos véletlen dolgozói minta alapján alkothatunk képet, olyan cégekre kell korlátoznunk az elemzést melyekben 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 átlélik a 30 fős határt. Az ebből eredő torzítás kiküszöbölésére a vállalatokat nagyságkategóriáinként súlyoztuk, a célsokaság-beli 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 1992–99-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 modern technikát és újfajta munkakultúrát meghonosító vállalatoknál.

⁴ „Iskolázottnak” az érettségivel vagy diplomával rendelkezőket tekintjük, fiatalnak azokat, akik a medián értéknél (a vizsgált évtől függően: 21-22 évnél) kevesebb időt töltöttek a munkaerőpiacon.

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



A vállalati termelékenységnek a különböző munkaerő-típusok részarányára mért rugalmassága 1986 és 1999 között

(referencia: iskolázatlan munkaerő részaránya) Az (1) egyenlet alapján számított regressziós együtthatók. Független változó: egy dolgozóra eső anyagmentes termelési érték logaritmus. Lásd még: 5. Függelék

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% volt a foglalkoztatásban, 51.2% a nettó állóeszközértékben, 61.6% az értékcsökkenési leírásban, és 63.0% 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 cégeknél foglalkoztatottnak nem csak a hazai viszonylatban kiemelkedően értékesnek számító eszközállománnyal kell tudni bánniuk, emellett alkalmazkodniuk kell a nálunk még újszerűnek számító nyugatias vállalati kultúrához; gyakori követelmény valamely idegen nyelv ismerete, az átképzésre való hajlandóság.⁶ Kivételek léteznek – számos külföldi cégnél

⁶ Egy nemrég lezajlott adatfelvétel szerint, mely 264 hazai és 78 külföldi tulajdonú cégre terjedt ki, az előbbieket 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

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

	Hozzáadott érték/dolgozó ^c			Nettó állóeszköz-érték/dolgozó ^c			Amortizációs ráta ^b		
	hazai	külföldi	F-próba	hazai	külföldi	F-próba	hazai	külföldi	F-próba
1992	528	1008	33.1	1202	1151	0.1 ⁿ	0.113	0.132	1.2 ⁿ
1993	769	1540	63.5	1889	2524	2.3 ⁿ	0.093	0.109	2.3 ⁿ
1994	1085	2065	26.8	2627	2769	0.1 ⁿ	0.085	0.119	20.4
1995	1555	3118	27.2	3150	3955	0.9 ⁿ	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 ^a	7253	0.3 ⁿ	0.151	0.181	6.4

^a 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.

^b Értékcsökkenési leírás / a tárgyi eszközök nettó értéke. Az 1.0-nél magasabb rátát kimutató cégeket (1994:1, 1992: 2, 1996, 1999: 3) kizártuk.

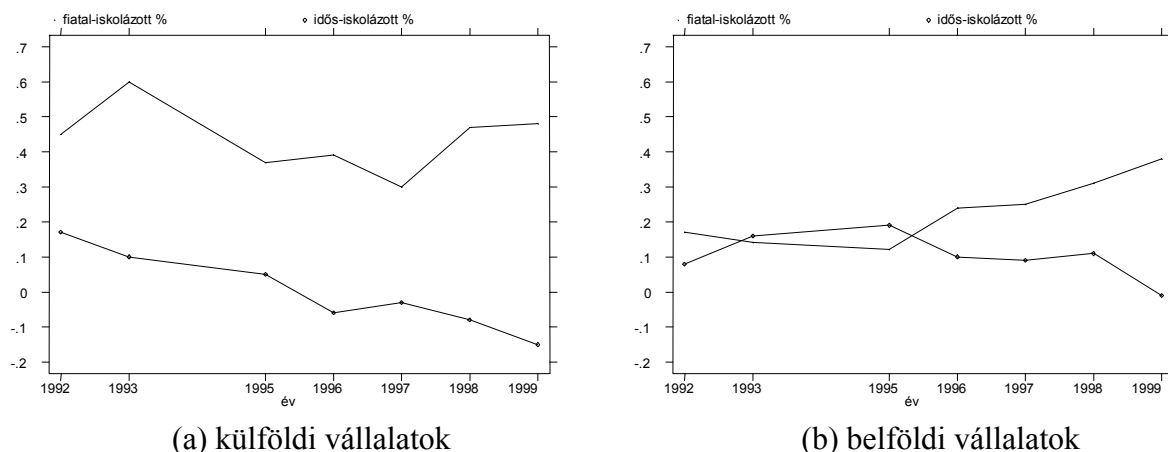
^c ezer Ft.

ⁿ Nem szignifikáns 0.05 szinten. Az *F*-hányadosok az átlagok egyenlőségét tesztelik egy-szempon-tú varianciaelemzéssel.

inkább a maximális fizikai erő kifejtésre 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 1992-99 időszakra vonatkoznak (a korábbi években nem ismert a vállalatok tulajdoni szerkezete), melynek során a külföldieknél foglalkoztatottak részaránya 10 százalékról 40 százalékra nőtt.

7. ábra



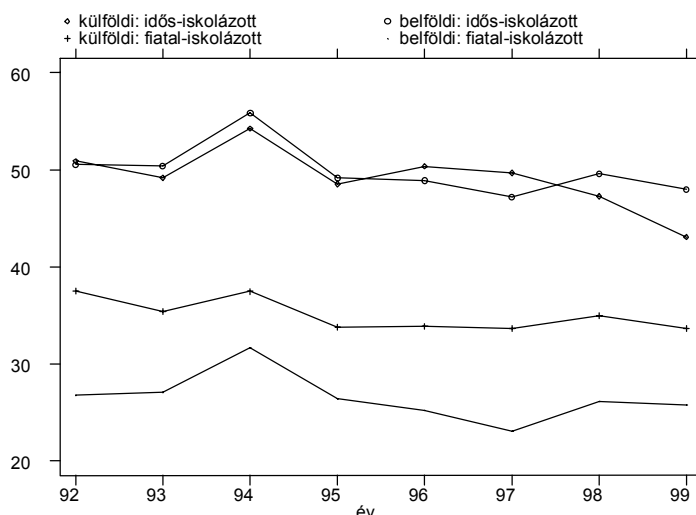
A vállalati termelékenységnek a különböző munkaerő-típusok részarányára mért rugalmassága, tulajdon szerint, 1986 és 1999 között (referencia: iskolázatlan munkaerő részaránya). Az (1) egyenlet alapján számított regressziós együtthatók. Független változó: egy dolgozóra eső anyagmentes termelési érték logaritmus. Lásd még: 5. Függelék

A hazai vállalatoknál 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–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 amellett, hogy a fiatalabb korosztályokat a technológia változása értékelte fel, melynek motorja Magyarországon hosszú évekig a külföldi tőkeberuházás volt. A hazai vállalatoknál csak az évtized végén (a stabilizációs programot követően, a növekedés és a beruházások megindulásának időszakában) alakult ki az iskolázott munkaerő két csoportja 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 társaikhoz képest) a külföldi mint a hazai cégeknél (8. ábra).

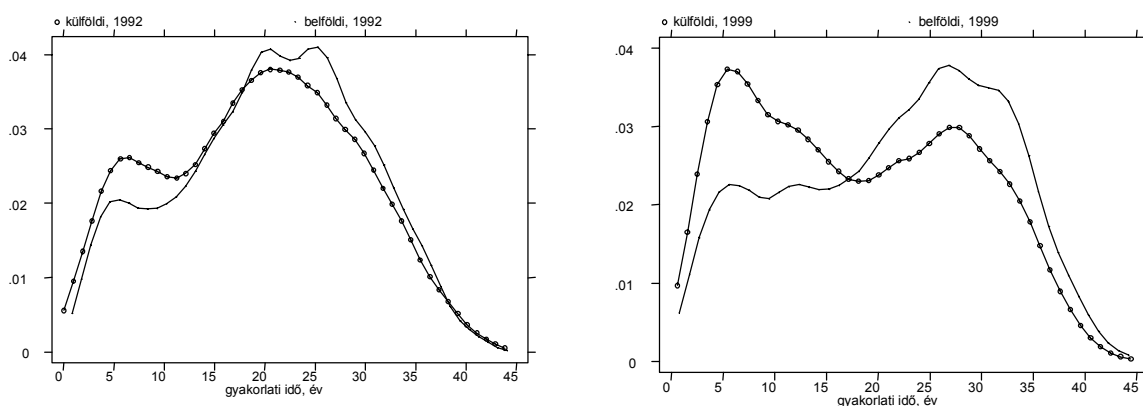
8. ábra



Relatív bérek a külföldi és belföldi vállalatoknál, regressziós paraméterek a 3. specifikációjú egyenletből (%), a kontrollváltozókat lásd a 4. Függelékben

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

9. ábra



(a) 1992-ben

(a) 1999-ben

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

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 sokmindent elmond arról a nem kevésbé fontos kérdéstről, 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 magánköltekeit 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 vállalatoknál illetve társas vállalkozásoknál foglalkoztatott teljes munkaidősöknek nagyjából *háromnegyedét* teszik ki.⁷ 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

⁷ Saját számítás a KSH Munkaerőfelvételének 1998. I. negyedévi hullámából, teljes munkaidősnek tekintve azokat akik a főmunkahelyükön általában legalább 36 órát dolgoznak hetente. (Az így kalkulált arány ekkor 77.6% volt).

szegmensben a relatív termelékenységi hozamok nem nagyon különbözhetnek, de ez természetesen csupán megerősítésre szoruló feltételezés.

Mindazonáltal úgy gondoljuk, hogy interpretációnk kényes pontja nem itt van, hanem ott, hogy a fiatal-iskolázott munkaerő részaránya és bére, illetve a vállalatok termelékenysége 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 emlékeztet, nem a pályakezdőket, hanem a rövid gyakorlattal rendelkezőket részesítik előnyben⁸). Annak az ellenhipotézisnek az ellenőrzése, mely szerint a külföldi cégeknél foglalkoztatott fiatalok más környezetben hasonló termelékenységi és bérelőnyt érnének el – 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 vállalatoknál – ezáltal a gazdaság egészében – is kialakultak.

⁸ Lásd a 9. ábrát.

1. FÜGGELÉK: A BÉRTARIFA-FELVÉTEL

Adataink az *Országos Munkaügyi Központ* 1986., 1989., valamint 1992-99. évi bértarifa-felvételeiből származnak. A felvételek – melyeket 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 kb. 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 béren felül az adott havi pótlékokat, valamint az előző évben kapott jutalmak 1/12 részét. A nettó értékeket az adott évi adó táblák alapján, a reálértéket a fogyasztói árindex alapján számítottuk. 1986-89-ben éves árindexeket használtunk, attól kezdve a felvételek között eltelt időszakban (májustól májusig) végmebement fogyasztói áremelkedést vettük figyelembe. A bértarifa-felvételekkel kapcsolatos egyéb részletekről nagyobb terjedelemben Kertesi – Köllő [1997] írása számol be.

2. FÜGGELÉK: 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>					
Szaktunókásképző	0,1203	0,1157	0,1339	0,1323	0,1288
Középiskola	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/10000	0,4654	0,4130	0,6259	0,5416	0,5760
Negyedfokú tag/1000000	-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 eső 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>Vállalatméret (fő):</i>					
10 – 20	-	-	-	-	-
21 – 50	-0,0005 ⁿ	0,0142 ⁿ	-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, F-próba	108,25	105,97	93,46	56,03	80,64
<i>Régió:</i>					
15 dummy, F-próba	131,47	152,39	57,39	35,78	30,55
Megfigyelések száma (fő)	116205	111293	86935	85833	94639
Kiigazított R ²	0,4588	0,4639	0,5275	0,5058	0,5324
Magyarázó változók erejét mérő F-próba	1033,11	881,07	940,88	825,08	898,97
Heteroszkedaszticitás ⁺	710,19	1848,55	1574,00	1858,77	3702,04
Kihagyott változók ⁺⁺	148,08	251,54	269,20	234,17	122,85
Reziduumok normalitása (χ^2 -próba)	1579,83	3259,07	5397,33	7523,75	3833,55

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

* 0,001 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

⁺ Cook-Weisberg féle teszt, χ^2 -próba; ⁺⁺ 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.

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/10000	0,5394	0,8134	0,8705	1,0912	1,0734
Negyedfokú tag/1000000	-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 eső 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, F-próba	68,61	68,61	69,81	69,59	71,34
<i>Régió:</i>					
15 dummy, F-próba	15,13	15,13	16,27	18,90	14,90
Megfigyelések száma (fő)	90717	97918	88208	102102	102547
Kiigazított R ²	0,5201	0,5472	0,5591	0,5710	0,5771
Magyarázó változók erejét mérő F-próba	835,44	917,92	906,14	1192,02	1243,58
Heteroszkedaszticitás ⁺	3551,24	5688,65	3435,75	4923,05	4894,68
Kihagyott változók ⁺⁺	235,60	178,08	174,96	258,54	277,51
Reziduumok normalitása (χ^2 -próba)	3547,12	3494,94	3515,77	3607,09	4534,56

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

* 0,001 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

⁺ Cook-Weisberg féle teszt, χ^2 -próba; ⁺⁺ Ramsey-teszt, F-próba

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

3. FÜGGELÉK: KERESETI FÜGGVÉNY: INTERAKTÍV MODEL (1986-1999)

Függő változó: bruttó havi kereset logaritmusa

Interaktív változók		1986	1989	1992	1993	1994
iskolázottság	tapasztalat (év)					
FÉRFIAK						
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
középfiskola	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 ⁿ	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
NŐK						
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 ⁿ	-0,0198 ⁿ	0,0249**	0,0263**	0,0015 ⁿ
középfiskola	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		116205	111293	86935	85833	94639
Kijáratott R ²		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 ⁺		187,12	1234,89	1448,51	1628,16	3481,45
Kihagyott változók ⁺⁺		52,10	129,37	159,93	185,28	80,83

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

* 0,001 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

⁺ Cook-Weisberg féle teszt, χ^2 -próba

⁺⁺ Ramsey-teszt, F -próba

Megjegyzés: Közösleges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal

Referenciacsoport: 0-8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül

Kontrollváltozók: ugyanazok, mint az Alapmodellben (lásd 2. Függelék)

Interaktív változók		1995	1996	1997	1998	1999
iskolázottság	tapasztalat (év)					
FÉRFIAK						
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
NŐK						
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 ⁿ	0,0148 ⁿ	0,0052 ⁿ	0,0076 ⁿ	0,0077 ⁿ
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 ⁺	-0,0268*	-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		90717	97918	88208	102102	102547
Kiigazított R ²		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 ⁺		3474,02	5645,25	3357,66	4934,77	4909,06
Kihagyott változók ⁺⁺		182,43	138,21	156,04	237,19	236,07

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

* 0,001 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

⁺ Cook-Weisberg féle teszt, χ^2 -próba

⁺⁺ Ramsey-teszt, F-próba

Megjegyzés: Közönséges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal

Referenciacsoport: 0-8 osztály, nemtől és gyakorlati időtől függetlenül

Kontrollváltozók: ugyanazok, mint az Alapmodellben (lásd 2. Függelék)

4. FÜGGELÉK: KERESETI FÜGGVÉNY: EGYSZERŰSÍTETT INTERAKTÍV MODELL (1992-1999)

Függő változó: bruttó havi kereset logaritmusa

BELFÖLDI VÁLLALATOK

Interaktív változók	1992	1993	1994	1995
fiatal-iskolázott	0,2675	0,2707	0,3170	0,2641
idős-iskolázott	0,5053	0,5036	0,5586	0,4919
Megfigyelések száma (fő)	81301	75791	82768	65754
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	0,2517	0,2307	0,2613	0,2579
idős-iskolázott	0,4888	0,4714	0,4959	0,4796
Megfigyelések száma (fő)	77733	68013	75415	75321
Kiigazított R ²	0,4031	0,4401	0,4424	0,4277
ln(havi kereset) átlaga	10,5108	10,6838	10,8141	10,9606

KÜLFÖLDI VÁLLALATOK

Interaktív változók	1992	1993	1994	1995
fiatal-iskolázott	0,3753	0,3543	0,3745	0,3382
idős-iskolázott	0,5089	0,4919	0,5422	0,4849
Megfigyelések száma (fő)	5493	9815	11490	24650
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	0,3385	0,3363	0,3496	0,3361
idős-iskolázott	0,5032	0,4968	0,4723	0,4307
Megfigyelések száma (fő)	19814	20195	26687	27226
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.

Közösleges legkisebb négyzetek módszere, heteroszkedaszticitás-konzisztens standard hibákkal

Fiatal-iskolázott: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év

Idős-iskolázott: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő ≥ 22 év

Referenciacsoport: 0-11 osztály, gyakorlati időtől függetlenül

Kontrollváltozók: mint az Alapmodellben (lásd 2. Függelék), a foglalkozási csoportok nélkül.

5. FÜGGELÉK: TERMELÉKENYSÉGI MODEL (1986-1999)

Függő változó: egy főre eső hozzáadott érték logaritmus

VALAMENNYI VÁLLALAT

Független változók	1986	1989	1992	1993	1994
Konstans	-2,2069	-1,5558	-1,2928	-1,2463	-1,3857
Fiatal-iskolázott dolgozók %-a (log) ^a	0,2418	0,1591	0,1894	0,2180	0,4025
Idős-iskolázott dolgozók %-a (log) ^b	0,1175	0,1273	0,0723 ⁿ	0,1069**	0,0170 ⁿ
Tőke/munka arány (log) ^c	0,1822	0,2428	0,2145	0,1833	0,1354
Vállalatok száma	971	748	600	567	506
Kiigazított R ²	0,2111	0,2170	0,1241	0,1736	0,2341
Független változók	1995	1996	1997	1998	1999
Konstans	-0,8274	-0,4725*	-0,4975**	-0,5156*	-0,6403 ⁿ
Fiatal-iskolázott dolgozók %-a (log) ^a	0,2510	0,3227	0,3441	0,4385	0,5442
Idős-iskolázott dolgozók %-a (log) ^b	0,0623 ⁿ	-0,0180 ⁿ	-0,0111 ⁿ	-0,0291 ⁿ	-0,1600**
Tőke/munka arány (log) ^c	0,2545	0,2834	0,3417	0,2897	0,3296
Vállalatok száma	470	477	400	476	445
Kiigazított R ²	0,2666	0,3419	0,3665	0,4045	0,4069

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

* 0,01 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

^a *Fiatal-iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év

^b *Idős-iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő ≥ 22 év

^c *Tőke/munka arány*: egy főre eső nettó állóeszközérték.

Függő változó: egy főre eső hozzáadott érték logaritmus

BELFÖLDI VÁLLALATOK

Független változók	1992	1993	1994	1995
Konstans	-1,2976	-1,2451	-1,4589	-0,9548
Fiatal-iskolázott dolgozók %-a (log) ^a	0,1658*	0,1405*	0,3346	0,1157***
Idős-iskolázott dolgozók %-a (log) ^b	0,0788 ⁿ	0,1575*	0,0903 ⁿ	0,1868*
Tőke/munka arány (log) ^c	0,1982	0,1502	0,1040	0,1887
Vállalatok száma	543	478	420	312
Kiigazított R ²	0,1104	0,1324	0,2071	0,1777
Független változók	1996	1997	1998	1999
Konstans	-0,6556	-0,6073*	-0,6085	-0,6675 ⁿ
Fiatal-iskolázott dolgozók %-a (log) ^a	0,2431	0,2492	0,3103	0,3797
Idős-iskolázott dolgozók %-a (log) ^b	0,0978 ⁿ	0,0905 ⁿ	0,1057***	-0,0060 ⁿ
Tőke/munka arány (log) ^c	0,2257	0,2756	0,2121	0,2481
Vállalatok száma	345	276	310	272
Kiigazított R ²	0,2923	0,3160	0,3518	0,3126

KÜLFÖLDI VÁLLALATOK

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

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

* 0,01 ** 0,05 szinten szignifikáns ⁿ nem szignifikáns.

^a *Fiatal-iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő < 22 év

^b *Idős-iskolázott*: érettségi vagy felsőfokú végzettség, gyakorlati idő >= 22 év

^c *Tőke/munka arány*: egy főre eső nettó állóeszközérték.

6. FÜGGELÉK: 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 béradatakra 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 csoportoknál. 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. Következésképp a magasabb iskolai végzettségűek relatív iskolázottsági hozamai a becsült értékeknél valójában valamivel magasabbak kell legyenek. A szelekciós torzítást ellenőrző tesztünket a munkaerőpiaci 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 munkaerőpiaci tapasztalatok radikális leértékelődését valós tényként kezelhetjük. Az itt ismertetett teszteljárással kapcsolatos egyéb részleteket Kertesi–Köllő [1997] írása tartalmazza.

HIVATKOZÁSOK

- Berman, E., J. Bound and S. Machin (1998): Implications of skill-biased technological change: International evidence. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIII, pp. 245-279.
- Burda, M. and C.M. Schmidt (1997): Getting behind the East-West German wage differential. Discussion Paper No. 250, University 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, K. (ed.) (2000): Munkaerőpiaci Tükör 2000. MTA KTI
- Filer, R. , O. Schneider and J. Svejnar (1995): Wage and non-wage labour cost in the Czech Republic: The impact of fringe benefits. CERGE-EI, Working Paper Series 77, Prague
- Flanagan, R. J. (1995): Wage structures in the transition of the Czech economy. IMF Working Paper WP/95/36, March
- Franz, W. and V. Steiner (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, G. and J. Köllő (1999): Economic transformation and the return to human capital. Budapest Working Papers on the Labour Market, 1999/6, MTA KTI-BKE, Budapest
- Kertesi, G. and J. Köllő (2001): Demand for unskilled, young skilled, and older skilled workers during and after the transition – Evidence on large firms in Hungary, 1986-99, Institute of Economics, mimeo
- Krueger, A. B. and J. S. Pieschke (1995): A comparative analysis of East and West German labor markets before and after unification. In: R. Freeman and L. Katz (eds.): Differences and changes in wage structures. University of Chicago Press, Chicago
- Munich, D., J. Svejnar and K. Terrell (1999): Returns to human capital from the communist wage grid to transition: Retrospective evidence from Czech micro data. CERGE, Prague and The William Davidson Institute, Ann Arbor, mimeo
- OECD (1993): Education at glance. Paris
- 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
- Sakova, S. (1998): Changes and differences in earnings structures, unpublished thesis, Central European University, Economics Department, Budapest
- Steiner, V. and L. Bellmann (1995): The East-German wage structure in the transition to a market economy. *Labour*, 9 (3) 539–560.
- Steiner, V. and K. Wagner (1997): East-West German wage convergence - How far have we got? ZEW Discussion Paper No. 97–25. Mannheim
- Varga J. (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., September