

Kiszorulás az olvasás- és írásigényes munkahelyekről*

KÖLLŐ JÁNOS

Bevezető

Széles körben elfogadott vélemény szerint, amit *Csapó és szerzőtársai* (2006), valamint *Fazekas és szerzőtársai* (2008) társszerzőjeként e sorok írója is igyekezett erősíteni: a) Magyarországon az általános iskolát végzettek nagy része – egyszerűen fogalmazva – nem tud rendszeresen írni-olvasni, ezért b) nehezen kerül be a modern, posztindusztriális piacgazdaságban keletkező munkahelyekre, és ahhoz, hogy ne így legyen, c) az írás-olvasást megtanító iskolára és az alapkészségeket fejlesztő felnőttképzésre volna szükség.

A kiindulópontot nehéz lenne vitatni. Az *International Adult Literacy Survey* (IALS, felnőttek írásbeliségének nemzetközi vizsgálata) 1998. évi adatai szerint Magyarországon a 10 osztályt vagy kevesebbet végzett férfiak 63, 54 és 40 százaléka teljesített egyesre egy ötfokozatú skálán a szövegértési, dokumentumértelmezési és számolási készségeket mérő teszteken, kétszer annyian, mint a hasonló végzettségűek Nyugat-Európában (31, 26 és 20 százalék).¹

Csak hogy el kell gondolkoznunk azon, hogy valóban a hiányos írni-olvasni tudás szorítja ki az iskolázatlan embereket a modern munkahelyekről! Ez korántsem magától értetődő. Az írást és olvasást többek között a munkában tanuljuk (vagy ott nem felejtjük el), ezért számos más forгатatókönyv is összhangban állhat az adatokkal. Az írás-olvasás igényes munka – és általában a munka – hiánya nemcsak következménye, hanem oka is a szegényes írástudásnak. Továbbá, ritka dolog, hogy a funkcionális analfabétizmus ne társuljon más, a foglalkoztatási esélyeket önmagukban is rontó személyiségjegyekkel és élethelyzetekkel. A pontatlanság, a megbízhatatlanság, a kooperációra való képtelenség, a tekintély elutasítása, a meg nem értett és ezért értelmetlennek hitt szabályok áthágása, a szegénység, a rendezetlen életvitel, a rossz egészségi állapot mind kizárhatják az embert a bonyolultabb munkakörökből, és ezen keresztül erodálhatják azt az írástudást, amit az iskolában szerzett. Az oktatás- és foglalkoztatáspolitikára számára fontos kérdés, hogy valóban maga az írástu-

* Jelen tanulmány a Jedlik Ányos program támogatásával készült, és ennek feltüntetésével megjelent a szerző A pálya szélén. Iskolázatlan munkanélküliek a poszt szocialista gazdaságban című könyvében (Osiris, Budapest, 2009). A főbb eredményeket népszerű formában összefoglalta a Munkaerőpiaci tükrök című évkönyvsorozat (Munkaerőpiaci tükrök 2008. Szerk.: Fazekas Károly és Köllő János, Országos Foglalkoztatási Közalapítvány–MTA Közgazdaságtudományi Intézet, Budapest, 2008, 91–94., 110–116. o).

¹ A Nyugat-Európára vonatkozó érték az országos átlagok súlyozatlan átlaga. A nők esetében a hátrány kisebb. A nőkre vonatkozó eredményeket – és azok munkapiaci jelentőségét – azonban erőteljesen befolyásolják a foglalkoztatáshoz szokott női népesség arányában meglévő nagy különbségek. Az OECD-ben a férfiak foglalkoztatási rátái 67 és 93 százalék, a nők rátái viszont 26 és 86 százalék között szóródtak 2001-ben (OECD, 2003a).

datlanság okozza-e a kiszorulást, vagy egy sor másfajta – esetleg ezzel korreláló – kudarc áll a háttérben. Ennek megválaszolásához kevés, ha meggyőződünk róla, hogy *a*) és *b*) is igaz – *a*)-ból ugyanis nem feltétlenül következik *b*), és *b*) nem feltétlenül *a*)-ból következik.

Aki nem hiszi, hogy a gyenge írástudás nem zárja ki a foglalkoztatást egy modern piacgazdaságban, vessen még egy pillantást az IALS adataira! Az általános iskolát végzett medián magyar férfi 223 pontot ért el a három teszten átlagosan a maximálisan lehetséges 500-ból, a legrosszabbul teljesítő válaszadó 107 pontot. A foglalkoztatási ráta ebben a társadalmi csoportban 36 százalékos volt. Nyugat-Európában a 223 pontnál kevesebbet teljesítők 66 százaléka és még a 107 pontnál kevesebbet teljesítők 46 százaléka is dolgozott. Nincs szó arról, hogy egy írni-olvasni épphogy csak tudó ember ne találhatna munkát a világ legmodernebb piacgazdaságaiban, vagy csak olyan eséllyel, mint a magyar társa.²

Továbbá, ha a hiányos írni-olvasni tudás nemcsak oka, hanem következménye is a munkanélküliségnek, vagy annak, hogy valaki huzamos ideig végez egyszerű, az írás-olvasási képességeit nem mozgósító munkát, akkor *b*)-ből sem feltétlenül következik *c*). Abban, hogy az alacsony iskolázottságú medián magyar válaszadó 223 tesztpontja jócskán elmarad a nyugat-európai társa 264 pontjától, nem csak az iskola a ludas: az utóbbi *háromszor* annyi írás-olvasási feladattal találkozik a mindennapi munkája során, mint az előbbi.³

Ebben a fejezetben mégis amellet érvelünk, hogy az írástudás hiánya Közép-Kelet-Európában erőteljesen korlátozza a foglalkoztatást. Nem azért, mert létezik valamiféle vas-törvény, ami szerint az írni-olvasni rosszul tudó ember munkátlanságra van ítélve, hanem mert a múlt jegyeit őrző tudáskínálat és a nagy strukturális átalakulások után is tovább változó tudáskereslet között kivételesen éles ellentét feszül a volt szocialista országokban. Ennek megmutatásához az IALS egyedülállóan gazdag adatbázisát használjuk, ami összehasonlítható adatokkal szolgál a munkahelyeken elvégzendő írás-olvasási feladatokról, a népesség iskolázottságáról, valamint a gyakorlatban hasznosítható írás-olvasási és számolási készségeiről.

Az elemzés lépései

Mi sem tűnik egyszerűbbnek az írástudásra vonatkozó adatok birtokában, mint felírni és megbecsülni egy, a foglalkoztatás vagy a munkanélküliség valószínűségét magyarázó logit vagy probit modellt, a jobb oldali változók között szerepeltetve valamilyen, az IALS-teszteken elért eredményeket összegző mutatót. Ilyen jellegű munkanélküliségi és hasonlóan felírt kereseti függvények becslésével több tanulmány is próbálkozott (*McIntosh–Vignoles*, 2000; *Carbonaro*, 2002; *Denny és szerzőtársai*, 2004), véleményem szerint hibásan. Ahhoz, hogy az írástudás foglalkoztatási vagy bérhatását torzítatlanul becsülhessük, ismernünk kellene az egyén korábbi írás-olvasási képességeit és munkahely-történetét. Az IALS azonban csak a jelenlegi készségeket és a jelenlegi munkaerő-piaci státust méri, és nem tartalmaz olyan, az ökonometriai elemzésben instrumentumként használható változókat sem,

² Az adat a 15–59 évesekre vonatkozik. Az említett skálára és a forrásra a későbbiekben visszatérünk.

³ A későbbiekben definiált, 13 elemű skálán az utóbbi 6, az előbbi 2 írás-olvasási feladatot lát el.

amelyek korrelálnak a jelenlegi írástudással, de nem befolyásolják a foglalkoztatási esélyt vagy a bért adott írástudás mellett. Nem tekinthetők ilyennek az apa vagy az anya iskolázottságára vonatkozó változók vagy a kulturális szokásokra és erőforrásokra vonatkozó adatok (könyvek száma, jár-e színházba, moziba, olvas-e újságot és a többi). Annak megértéséhez, hogy a hiányos írás-olvasási készségek hogyan és milyen mértékben korlátozzák a foglalkoztatást, kerülő utat kell választanunk.

- a) Ennek a kerülőútnak az első lépéseként be fogjuk mutatni, hogy kilencvenes évek közepén-végén a közép-kelet-európai országokban az alacsony iskolázottságú munkavállalók foglalkoztatása sokkal erősebben koncentráldott az írást-olvasást nem igénylő munkahelyekre, mint Nyugat-Európában. Ez az idősebbekre és a fiatalokra egyaránt érvényes volt, és az ágazati és foglalkozási összetétel hatását kiszűrve is igaz marad. Egyértelműen közép-kelet-európai jelenségről van szó: nem találunk hasonló mértékű koncentráldásra utaló jeleket még azokban a nyugati országokban sem, ahol alacsony az alapfokon végzettek foglalkoztatása.⁴
- b) Második lépésben bemutatjuk, hogy az alacsony iskolai végzettségű közép-kelet-európaiak írás-olvasási képességei súlyosan hiányosak, nemcsak abszolút értelemben, hanem az egyes országokon belül a magasabb iskolázottságúakhoz viszonyítva is. Ennek egyik oka a közoktatás elmaradottsága lehet, a másik azonban éppen az, amire az első pont utal: hogy még a kilencvenes évek közepén-végén is csak kis számban végeztek az írás-olvasási képességeiket karbantartó vagy fejlesztő munkát. A két tényező hozzájárulását nem tudjuk szétválasztani, de abból, hogy az érettségivel nem rendelkező *fiatalok* lemaradása különösen súlyos, az oktatás hiányosságaira is következtethetünk. Magát a végeredményt – hogy a nem érettségizettek nagy része ilyen vagy olyan okból nem tud megbirkózni a mindennapi munkában előadódó írás-olvasási feladatokkal – az adatok kétséget kizáróan alátámasztják.
- c) Mindez azért korlátozza a foglalkoztatást most és a jövőben, mert – mint a harmadik lépésben megmutatjuk – a volt szocialista országokban az új munkahelyek sokkal kisebb mértékben különböznek a nyugat-európaiaktól az írás-olvasási követelmények szempontjából, mint a régiek. Az új munkahelyen dolgozó alacsony iskolázottságú közép-kelet-európaiaknak több írás-olvasási feladatot kell ellátniuk, mint a régi munkahelyeken dolgozó társaiknak, és ezekre a munkahelyekre azok kerülnek be, akiknek az átlagosnál jobb írás-olvasási készségeik. Ilyen irányú eltérést az új és a régi munkahelyek – illetve az ott dolgozók – között sem Közép-Kelet-Európában, a magasabb iskolázottsági szinteken, sem Nyugat-Európában nem figyelhetünk meg.

⁴ A munkahely–munkavállaló párosítások elemzéséhez tehát két, több-kevesebb joggal exogénnek tekinthető változót, illetve változócsoportot használunk. Az egyik az iskolai végzettség, ami az esetek többségében nem nő azután, hogy az egyén először belépett a munkaerőpiacra. A másik csoportot a munkahelyi követelményeket leíró különféle indikátorok alkotják: szokott-e a munkavállaló ilyen vagy olyan gyakorisággal dokumentumokat olvasni vagy írni, végez-e egyszerű vagy bonyolult aritmetikai feladatokat és a többi. A kérdésre, hogy vajon nem az egyéntől függ-e ezeknek a feladatoknak az előfordulása és intenzitása, még vissza fogunk térni.

Minta és adatok

A felnőttek írásbeliségének az OECD és a Kanadai Statisztikai Hivatal által 21 országban 1994–1998-ban lebonyolított nemzetközi vizsgálata (*International Adult Literacy Survey, IALS*) a gyakorlatban hasznosítható írási, olvasási és számolási alapkészségekről próbált képet adni. A kérdezetteknek nem iskolai feladatokat kellett megoldaniuk, hanem egyszerű szövegeket és dokumentumokat (rövid hírek, közlemények, használati utasítások, menetrendek, számlák) kellett értelmezniük, és egyszerű, a mindennapi életben előforduló kvantitatív feladatokat kellett megoldaniuk. A véletlen háztartási mintákon végrehajtott felvétel kiterjedt a munkahelyeken előforduló írás-olvasási feladatokra, továbbá képet adott a kérdezettek származásáról, iskolázottságáról, munkaerő-piaci státusáról és kulturális szokásairól.

A felvétélről terjedelmes kutatási beszámoló készült (OECD, 2000), amit az egyéni adatok felhasználóit segítő kiadvány (*Statistics Canada, 2001*) egészített ki. *Micklewright–Brown* (2004) tanulmánya behatóan elemezte az IALS és néhány más készségvizsgálat (*skill survey*) feldolgozásakor felmerülő módszertani problémákat. Egyelőre csak néhány, az IALS-adatokat elemző tudományos írás jelent meg. *Devroye–Freeman* (2000), valamint *Blau–Kahn* (2005) az amerikai és európai készség- és bérelőslást hasonlította össze, *Micklewright–Schnepf* (2004) az angol nyelvű országokra vonatkozó IALS, PISA és TIMSS⁵ eredményeit vetette össze. *Denny és szerzőtársai* (2004), *Carbonaro* (2002) és *McIntosh–Vignoles* (2000) már említett tanulmányai elsősorban az iskolázottság és az írástudás kereseti (és az utóbbi tanulmány esetében: foglalkozási) hozamait próbálták elkülöníteni.

Az itt közölt számítások a 15–59 éves, nem tanuló európai férfiakra vonatkoznak. A nőket azért zártuk ki, mert a munkaerő-piaci státusukra vonatkozó adataik – az országoként eltérő fogalomhasználat miatt – értelmezhetetlennek bizonyultak, az idősebb férfiakat pedig az eltérő nyugdíjkorhatárokból adódó (számunkra itt érdektelen) foglalkoztatási esélykülönbségek miatt hagytuk figyelmen kívül. A felvételben részt vevő tengerentúli országok (Chile, az Egyesült Államok, Kanada és Új-Zéland) befoglalása messzire vezető, a jóléti rendszerek és a bérmeghatározás kérdései körül forgó magyarázatokat tett volna szükségessé. Kimaradt az elemzésből Svájc, ahol két különböző időpontban három különböző nyelvű mintán hajtották végre a felvételt. Végezetül, a munkahelyi követelményekre vonatkozó egyes adatok hiánya miatt Svédország sem kerülhetett be az elemzési mintába, ami végül is 14 364 főt tartalmaz (a teljes felvétel 64 049 főre terjedt ki).

Az elemzési mintára és a szelekciós szempontokra vonatkozó adatokat és megjegyzéseket a *Függelék* ismerteti.

Nyilvánvaló, hogy a bevezetőben körvonalazott vizsgálatot országoként, sőt azon belül is egy-egy nagyobb ágazati csoportra kellene elvégezni, de az is, hogy erre – megfelelő elemszám hiányában – nincs lehetőség. Ezért a becslések három országcsoportra vonatkoz-

⁵ PISA: a tanulói teljesítmények nemzetközi értékelésének programja (*Programme for International Students Assessment*); TIMSS: a matematikai és természettudományi tanulmányok nemzetközi vizsgálata (*Trends in International Mathematics and Science Study*).

nak. Az elsőt hat kontinentális európai ország (Norvégia, Dánia, Németország, Hollandia, Belgium és Olaszország) alkotja. A másodikat (Nagy-Britannia, Írország és Finnország) három olyan nyugati ország, ahol az alapfokon képzett népesség foglalkoztatása rendkívül alacsony szintű volt a felvétel idején, majdnem olyan alacsony, mint a volt szocialista országokban. A harmadik csoportba az IALS-felvételben részt vevő négy közép-kelet-európai ország (Csehország, Magyarország, Lengyelország és Szlovénia) tartozik. A három csoportot röviden NYUGAT1, NYUGAT2 és KKE néven említjük.

A NYUGAT1 csoport országaiban egy-egy iskolaév 0,7–1,9 százalékkal javította a foglalkoztatási esélyt, a NYUGAT2 csoportban 3,1–4,2 százalékkal, a KKE-országokban pedig 2,5–5,3 százalékkal (lásd a *Függelék F5. táblázatát* és a hozzá tartozó magyarázatokat). A nemlinearitást is megengedő *lowess* (helyileg súlyozott) regressziók is gyakorlatilag azonos erejű kapcsolatra utaltak az iskolázottság és a foglalkoztatás között a NYUGAT2 és KKE csoportban, éles ellentétben a NYUGAT1 csoporttal.

Az országok csoportos kezelése miatt – elkerülendő, hogy a nagy országok adatai mozgassák az eredményeket – az eredeti gyakorisági súlyokat úgy alakítottuk át, hogy az összegük országonként 1 legyen. Továbbá, a számítások nagy részében standardizált (országonként 0 várható értékű és 1 szórású) változókat használunk.

Munkahelyi írás-olvasási követelmények és munkaerő-összetétel

Első lépésben azt vizsgáljuk, milyen összetételű munkaerőt alkalmaznak a közép-kelet- és nyugat-európai munkáltatók az eltérő írás-olvasási követelményeket támasztó munkahelyeken. Azt fogjuk megbecsülni, hogy a követelmények leírására választott indikátor egységnyivel magasabb szintje hogyan befolyásolja annak valószínűségét, hogy az adott munkakört alacsony, közepes vagy magas iskolázottságú munkavállaló tölti-e be. A probléma első látásra talán furcsa megfogalmazása magyarázatot kíván.

Vizsgálódásunk főszereplője nem a munkavállaló, hanem a *munkáltató*, aki feltevésünk szerint szabadon dönthet – valamikor régebben szabadon dönthetett – abban, hogy a meghatározott készségeket igénylő munkakört kivel töltsse be. Úgy tekintünk a megfigyelhető munkahely–munkavállaló párosításokra, mint amelyek létezésükkel bizonyítják a hajdani döntés helyességét.

Sajnos, nem ismerjük ezeknek a párosításoknak a keletkezési idejét, márpedig a friss párosítások egy része nyilvánvalóan nem optimális, és rövid időn belül felbomlik. Ezen nem tudunk segíteni, ahogy azon sem, hogy nem ismerjük a *be nem töltött* munkahelyek írás-olvasási igényeit, noha a munkahelyek és a munkavállalók találkozását, összepárosítását elemző modellek középpontjában éppen a meghiúsult és a megvalósult párosítások összehasonlítása szokott állni. Ebbe beletörődve, és kiállva amellet, hogy emiatt nem kell eldobni az IALS páratlan értékű adatait, a következőképpen látunk a munkavállaló–munkahely párosítások elemzéséhez.

Kiindulópontunk, hogy a különböző iskolázottságú egyének eltérő termelékenységgel látják el az itt használt értelemben eltérő bonyolultságú feladatokat. Egy írás-olvasási kö-

vetelményeket nem támasztó munkát esetleg hasonló termelékenységgel képes elvégezni egy egyetemet és egy általános iskolát végzett jelölt, a sokféle írás-olvasási és számolási készséget mozgósító munkában azonban biztosan termelékenyebb az előbbi. A racionális munkáltató egyfelől a várható termelékenység, másfelől a kifizetendő bér figyelembevételével választ a különböző iskolázottságú álláskeresők közül.

Formálisan, jelölje $i = 1, 2, \dots, I$ a különböző típusú munkákat, $j = 1, 2, \dots, J$ az iskolázottsági szinteket, y a termelékenységet, w^* a rezervációs bért, és β a munkáltatók alkuerejét ($0 \leq \beta \leq 1$). Feltételezzük, hogy a bérek a rezervációs bér és a termelékenységi hozam szélső értékei között, az alkuerő függvényében határozódnak meg. Egyelőre eltekintve az iskolázottsági fokozatokon belüli heterogenitástól, a munkáltató problémája, hogy olyan j -edik iskolázottságú jelöltet válasszon, akire teljesül (1):

$$\max_j \pi_{ij} = \max_j (y_{ij} - w_{ij}) = \max_j [(y_{ij} - \beta w_j^* + (1 - \beta)y_{ij})]. \quad (1)$$

Tételezzük fel, hogy a munkahelytípusok egy alkalmasan megválasztott, a munka komplexitását mérő mutató (R) segítségével sorba rendezhetők, és egy j -edik típusú iskolai végzettségű munkás termelékenysége egy R bonyolultságú munkahelyen előre jelezhető az $y_{ij} = \alpha_j R_i$ lineáris projekcióval. (Nem élünk semmilyen korlátozással, de úgy képzeljük, hogy az y_{0j} értékek nagyon hasonlítanak minden j -re, és az $y(R)$ függvények széttartanak, ahogy R növekszik). Ekkor az (1) egyenlet átírható a következő formába:

$$\max_j \pi_{ij} = \max_j (\beta \alpha_j R_i - \beta w_j^*). \quad (2)$$

Amikor a munkáltató egy *egyen* felvételéről dönt, az iskolázottság mellett további, számunkra nem megfigyelhető jegyeket is számításba vesz a jelentkező termelékenységének előrejelzéséhez. A várt termelékenység felfelé vagy lefelé eltérhet y_{ij} -től, ezt a ξ reziduális taggal vesszük figyelembe, feltételezve, hogy eleget tesz a szokásos feltevéseknek: $E(\xi) = 0$, $\text{cov}(\xi, w^*) = 0$ és $\text{cov}(\xi, R) = 0$. A j -edik iskolázottságú k -adik jelentkezőtől, illetve a J -edik iskolázottságú K -adik jelentkezőtől remélt profit:

$$\pi_{ijk} = \beta \alpha_j R_i - \beta w_j^* + \xi_{ijk}, \quad (3a)$$

$$\pi_{ijK} = \beta \alpha_j R_i - \beta w_j^* + \xi_{ijK}. \quad (3b)$$

A (3b) egyenletet a (3a) egyenletből kivonva a várt profitnövekedést, ha a vállalat a K -adik helyett k -adik jelentkezőt veszi fel:

$$\pi_{ijk} - \pi_{ijK} = \beta(\alpha_j - \alpha_j)R_i - \beta(w_j^* - \beta w_j^*) + (\xi_{ijk} - \xi_{ijK}) = v_{ijj}. \quad (4)$$

A választás ennek a látens, számunkra meg nem figyelhető profitkülönbségnek a függvényében történik. A munkáltató a J -edik iskolázottságú jelöltet választja inkább a $j \neq J$ iskolázottságúakkal szemben, ha a várt profit J -edik esetén a legnagyobb:

$$\Pr(\text{felvett} = J) = \Pr(v_{i1J} \leq 0, v_{i2J} \leq 0, \dots, v_{i(J-1)J} \leq 0) = F(R_i, w_j^*). \quad (5)$$

A probléma egy „alternatívspecifikus multinomiális választási modellhez” vagy McFadden-modellhez vezet (McFadden, 1974), ahol a munkáltató választása egyfelől a munkahely (R_i), másfelől a választott alternatíva (w_j^*) jellemzőitől függ. Az R növekedése a különböző iskolázottságú rétegek várható termelékenységétől és relatív bérétől függően – de a meg nem figyelt egyéni különbségektől is befolyásolva – sztochasztikusan hat a munkaerő-összetételre.⁶ Az ökonometriai specifikáció kérdésére a kulcsváltozók tárgyalása után térünk rá.

Ahhoz, hogy az (5) egyenletet megbecsülhessük, mindenekelőtt valamilyen, a munkahelyek bonyolultságát (R) közelítő mutatóra van szükségünk. Az IALS 13 különféle munkahelyi írás-olvasási feladat előfordulásáról és gyakoriságáról tett fel kérdéseket. Ezeket az 1. táblázat foglalja össze.

1. TÁBLÁZAT
Kérdések az IALS-ban a munkahelyi írás-olvasási követelményekről

Olvasás a munkahelyen	Írás a munkahelyen	Számolás a munkahelyen
Levelek, emlékeztetők olvasása	Levelek, emlékeztetők írása	Tárgyak mérése
Számlák, formanyomtatványok olvasása	Számlák, formanyomtatványok kitöltése	Árak, költségek kalkulálása, költségvetések készítése
Beszámolók, katalógusok, kézikönyvek olvasása	Beszámolók, cikkek írása	
Diagramok, rajzok olvasása	Becslések, műszaki leírások készítése	
Költségvetési táblák olvasása		
Receptek, használati utasítások olvasása		
Idegen nyelvű anyagok olvasása		

Válaszlehetőségek: 1. mindennap; 2. hetente néhányszor; 3. hetente; 4. ritkábban, mint hetente; 5. nagyon ritkán vagy soha.

Forrás: OECD–Statistics Canada (2000).

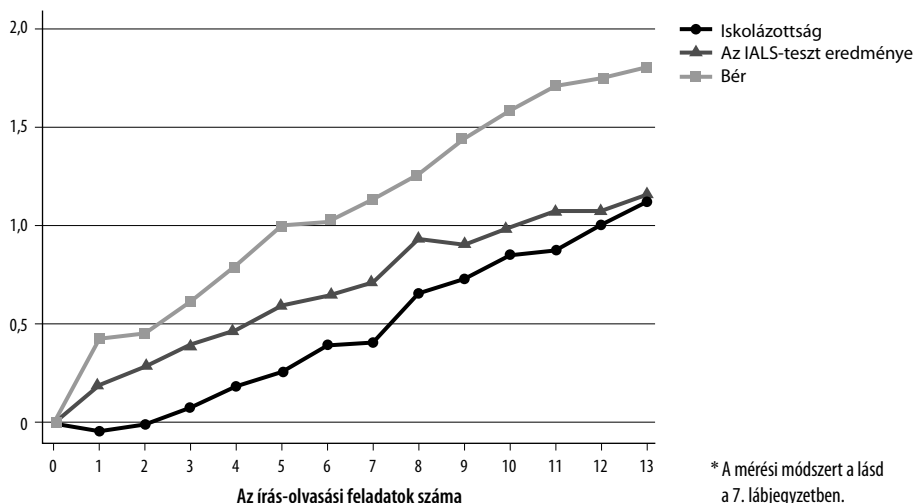
Számtalan kísérletet követően (csoportképzés a tartalmi hasonlóság alapján és faktorelemzés segítségével, egyenkénti vizsgálat) jól kezelhető és a legfontosabb követelményeknek megfelelő mutatónak bizonyult az *előforduló írás-olvasási feladatok száma*. (Előfordulásnak tekintve, ha a kérdezett az 1–4. válaszlehetőségek valamelyikét jelölte meg.) Ez egy folytonos változó, amelynek értéke 0 és 13 között változhat.

A legfontosabb követelmény, hogy a mutató jól tükrözze, és lehetőleg lineáris leképezését adja a munka bonyolultságának. Hogy így van-e, azt az 1. ábra mögött álló, a teljes

⁶ A paraméterek tartalmazzák az alkuerő, β hatását is. A nagyon erős szakszervezeti befolyás minden paramétert zérus felé torzít, jelezve, hogy rugalmatlan a munkaerőpiac. Egy-egy, ilyen szempontból homogén országon vagy régióon belül ez nem torzítja az R -re kapott paraméterek egymáshoz való viszonyát, de az országok vagy régiók közötti összehasonlításban problémát jelent. Szerencsénkre, az összehasonlításban kulcsszerepet játszó NYUGAT2 és KKE csoportban nem különösebben erőteljes a korporatív elem (vö. Carbonaro, 2006).

1. ÁBRA

Az iskolázottság, az IALS-teszt eredménye és a bér a munkahelyi írás-olvasási követelmények függvényében az IALS európai almintájában*



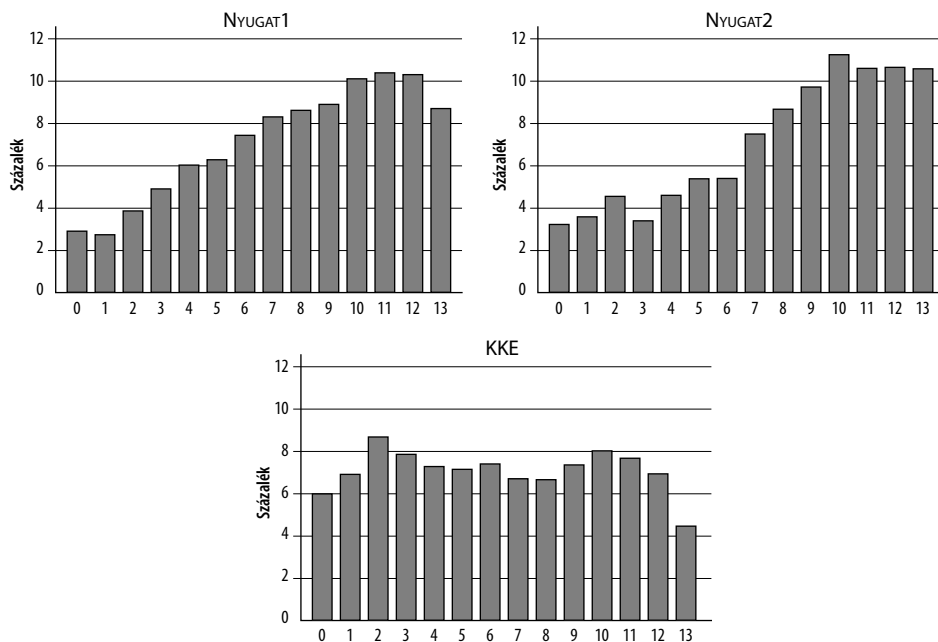
* A mérési módszert a lásd a 7. lábjegyzetben.

elemzési mintán végrehajtott számításokkal ellenőrizhetjük. A munka bonyolultságának tükröződnie kell az adott munkafajtát végzők képzettségében, amit az 1. ábrán háromféle-képpen mérünk: az iskolai végzettséggel, az IALS-teszt eredményével és a bérrrel. A bonyolultság közelítésére választott mutatónkkal akkor lehetünk elégedettek, ha azt tapasztaljuk, hogy a legegyszerűbb, $R = 0$ típusú munkától a legösszetettebb, $R = 13$ típusú munka felé haladva folyamatosan és lehetőleg lineárisan növekszenek a munkát ellátók különféle képzettségmutatói. Ez a követelmény kielégítő mértékben teljesül: kevés kivétellel igaz, hogy R eggyel magasabb szintjén iskolázottabb, jobban író-olvasó és jobban fizetett munkavállalók dolgoznak, és az összefüggéseket a lineárishoz közel álló görbék írják le.⁷

A minta egészében R átlaga 7,3, a szórása 3,9, a semmilyen írás-olvasási feladatot nem kívánó munkahelyek aránya 4 százalék, a 13 feladatot kívánóké 8 százalék volt. A munkahelyek megoszlása azonban erősen eltérő képet mutatott Keleten és Nyugaton (2. ábra). A volt szocialista országokban a felvétel időszakában még nagy számban léteztek nagyon kevés írás-olvasási feladatot igénylő munkahelyek. Az eloszlás bimodális volt, felső módusza a nyugatihoz hasonlóan $R = 10-12$ környékén, az ennél is hangsúlyosabb alsó módusz viszont $R = 2$ -nél volt.

⁷ Az iskolázottságot az iskolaévek számával, a teszteredményt a 15 tesztre kapott pontszám átlagával, a bért az egyén országon belüli bérvintilis pozíciójával mértük. Az iskolázottság és a teszteredmény országokra standardizált. Ezeket a mutatókat „magyaráztuk” az R egyes értékeihez tartozó kétértékű változókkal, referenciakategóriaként a legegyszerűbb munkahelyeket ($R = 0$) szerepeltetve.

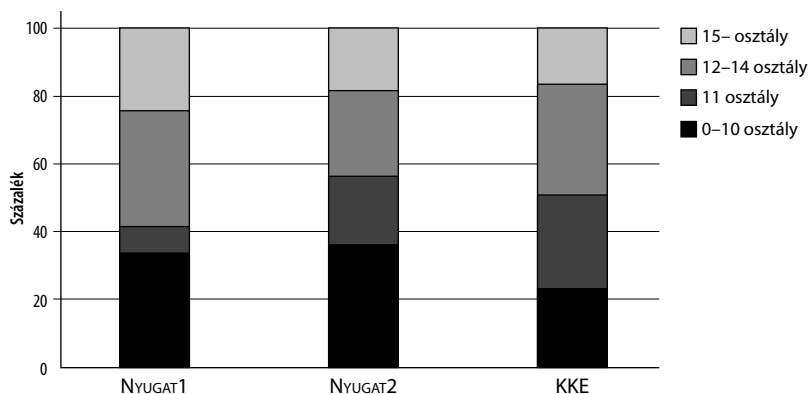
2. ÁBRA
 A munkahelyek megoszlása az ellátott írás-olvasási feladatok száma szerint
 (IALS, Európa, 15–59 éves dolgozó férfiak)



Második kulcsváltozónk az *iskolázottság*, amit kétféleképpen is mérhetünk az IALS mintájában: a befejezett osztályszámmal, illetve a nemzetközi ISCED (*International Standard Classification of Education*) besorolással. Noha az ISCED megalkotóit éppen az összehasonlíthatóság célja vezérelte, az egyes országok besorolási gyakorlata olyan mértékben tér el egymástól, hogy az illuzórikussá teszi az ISCED alapján történő osztályozást. A 10 és 11 osztályt végzetteneket például egyes országok nulla, mások 99 százalékban sorolják az ISCED3 kategóriába (felső középfok), a 12 osztályt jártakat 22–99 százalékban, a 13 osztályt végzetteneket 4–99 százalékban. (Részletesen lásd a *Függelék*et.) Az ISCED ellen szóló legsúlyosabb érv azonban az, hogy a közép-kelet-európai országok Lengyelország kivételével az ISCED3 kategóriába sorolják a szakmunkás végzettségűeket, egybemosva őket az érettségizettekkel. Remélem, a könyv eddigi fejezetei mindenkit meggyőztek ennek az eljárásnak a tarthatatlanságáról, amire jóval korábban *Kertesi–Varga* (2005) cikke (634. o.) már felhívta a figyelmet.

Az elmondottak miatt az iskolázottságot a sikeresen elvégzett iskolai osztályok száma alapján, kategóriaszinten (0–10 osztály, 11 osztály, 12–14 osztály, 15 vagy több osztály) fogjuk mérni. A 3. ábrán látható, hogy a 0–10 osztályt végzettenek aránya a volt szocialista országokban viszonylag alacsony, a 11 osztályt végzetteneké azonban nagyon magas volt.

3. ÁBRA
Iskolázottság szerinti megoszlás
 (IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)



A 12–14 osztályt jártaké valamivel magasabb, a diplomásoké valamivel alacsonyabb volt a két nyugati országcsoporthoz viszonyítva.

Harmadik kulcsváltozónk a relatív, iskolázottságspecifikus *rezervációs bér* – lenne. Az IALS nyilvánosan hozzáférhető mintájában a bérrre vonatkozó megfigyeléseket az egyén bérvintilis-pozíciójával helyettesítették, ami nagyon durva mutató. Ez az egyik ok, ami miatt a bérváltozót nem, illetve csak ellenőrző számításokra használjuk. A másik, hogy a becsléshez nem a megfigyelt, hanem a rezervációs bérekre lenne szükségünk, ami közvetlenül nem figyelhető meg. Az ellenőrző számítások kétféle tökéletlen bérindikátort használnak: magát a kvintilispozíciót („bér”), illetve az ebben meglévő iskolázottságspecifikus különbségeket, kiszűrve *R* hatását („kiigazított bér”).⁸

Az (5) egyenletnek megfelelő alternatíváspecifikus, többkimenetes választási modellek (Wooldridge, 2002, 497–503. o.) becslése nem csak a rendelkezésünkre álló bérváltozók kétes minősége miatt problematikus. A munkahely-specifikus kovariánsok (mint például maga az *R* vagy a vállalatméret és az ágazati hovatartozás) együttthatói csak úgy becsülhetők, hogy interaktív változókat képzünk: az adott kovariánst összeszorozzuk az iskolázottsági kétértékű változókkal.⁹ Ez gyakorlatilag lehetetlenné teszi az egyenlet kontrollálását nagyszámú kovariáns esetén. Másodszor, a feltételes logit (Stata: *clogit*) és az „alternatíváspecifikus

⁸ Az egyenleteket országonként futtatott regressziókkal becsültük, amelyek jobb oldalán iskolázottsági kétértékű változók és *R* szerepeltek.

⁹ Egy McFadden-modell adatmátrixa $N \times J$ sorból áll, ha N a megfigyelések száma és J a választható alternatíváké. A megfigyelési egység nem a döntéshozó, hanem egy, a döntéshozó által választható alternatíva. Azt, hogy a döntéshozó az adott alternatívát választotta-e, egy kétértékű változó méri, ami 1 a választott alternatíva esetén, és 0 egyébként.

szimulált maximum likelihood multinomiális probit” (Stata: *asmprobit*) eljárások esetén csak úgynevezett fontossági súlyok (*importance weights*) használhatók, amelyek gyakorisági súlyként viselkedve torzítják a standard hibákat. Harmadszor, csoportonkénti egy pozitív kimenet esetén marginális hatások nem számíthatók.¹⁰

Az elmondottak miatt az (5) egyenletet első megközelítésben multinomiális logit modellel becsültük, a bérváltozó elhagyásával, de 6 ágazati, 5 foglalkozási és 3 vállalatméret-változó bevonásával, súlyozott mintára. Elkészítettük a becsléseket feltételes logittal, kontrollváltozók bevonása nélkül, súlyozatlan mintára. A standard hibákat a fenti két specifikáció esetében értékeltük. A paraméterek robusztusságát ellenőrizendő további *clogit* és *asmprobit* modelleket is becsültünk a kétféle bérváltozóval, kontrollváltozók nélkül, súlyozott és súlyozatlan mintákra. Ezeknek csak a paramétereit közöljük a 2. táblázatban.¹¹

A 2. táblázatban bemutatott összes specifikáció azt jelzi, hogy a volt szocialista országokban az *R* növekedésével sokkal erőteljesebben csökken az alacsony végzettségűek aránya, és gyorsabban nő a diplomásoké, mint a két nyugati országcsoportban, amelyek esetében nagyon hasonlóan alakul a munkaerő-összetétel *R* függvényében. Az alternatívspecifikus modellekben a bérváltozókra kapott paraméterek a várakozásnak megfelelően negatívak a NYUGAT2 és KKE országokban, de pozitívak a kontinentális európai országokban, ami zavarba ejtő (és legjobb esetben az alkalmazott proxy változók pontatlanságából eredő) eredmény.

2. TÁBLÁZAT
Az *R* hatása a különböző iskolázottsági kategóriák létszámárányára
(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Változó	Súly	Kontroll	NYUGAT1	NYUGAT2	KKE
<i>mlogit</i>	+	+			
0–10 év			–0,1104 (0,0133)	–0,1235 (0,0179)	–0,2429 (0,0211)
11 év			–0,0168 (0,0180) ⁿ	–0,0832 (0,0184)	–0,1107 (0,0158)
15– év			0,0956 (0,0146)	0,0689 (0,0236)	0,1336 (0,0214)
<i>N</i>			5220	3606	3329
Pseudo <i>R</i> ²			0,1409	0,1457	0,2246

¹⁰ Magyarozatát lásd: http://stata.com/support/faqs/stat/mfx_unsuit.html.

¹¹ A *clogit* modell az „irreleváns alternatíváktól való függetlenség” (IIA) feltevésével él, azaz, felteszi, hogy az *A* és *B* alternatíva közötti választást nem befolyásolja, jelen van-e egy *C* alternatíva is. (A klasszikus példában: a busz és az autó közötti választásunkat nem befolyásolja, ha ugyanazon az útvonalon elindítanak egy villamosjáratot is). Az *asmprobit* modell mentes ettől a feltevéstől, ezért is nincs zárt formájú megoldása, és ezért igényel szimulációt.

2. TÁBLÁZAT (folytatás)

Változó	Súly	Kontroll	NYUGAT1	NYUGAT2	KKE
<i>clogit</i>	-	-			
Bér			0,5197 (0,1102)	-1,7362 (0,1633)	-1,3401 (0,1904)
0–10 év			-0,1534 (0,0105)	-0,1380 (0,0131)	-0,3186 (0,0173)
11 év			-0,0632 (0,0156)	-0,0796 (0,0134)	-0,1810 (0,0129)
15– év			0,1438 (0,0109)	0,1849 (0,0159)	0,2496 (0,0173)
<i>N</i>			20 880	14 424	13 316
Pszeudo <i>R</i> ²			0,1359	0,0765	0,1533
<i>mlogit</i>	+	-			
0–10 év			-0,1464	-0,1664	-0,3026
11 év			-0,0445	-0,1097	-0,1708
15– év			0,1428	0,1549	0,2401
<i>clogit</i>	+	-			
Bér			0,3222	-1,4174	-1,6992
0–10 év			-0,1489	-0,1579	-0,3035
11 év			-0,0477	-0,1077	-0,1633
15– év			0,1414	0,1448	0,2599
<i>clogit</i>	-	-			
Kiigazított bér			0,8107	-1,4404	-1,9045
0–10 év			-0,1547	-0,1392	-0,3180
11 év			-0,0613	-0,0735	-0,1727
15– év			0,1456	0,1973	0,2414
<i>clogit</i>	+	-			
Kiigazított bér			0,4236	-0,9212	-1,6853
0–10 év			-0,1487	-0,1612	-0,3035
11 év			-0,0461	-0,1032	-0,1618
15– év			0,1432	0,1551	0,2481
<i>asmprobit</i>	+	-			
Bér			0,3072	-0,9302	-1,4215
0–10 év			-0,1327	-0,0714	-0,2283
11 év			-0,0393	-0,0191	-0,1305
15– év			0,1482	0,1333	0,2382

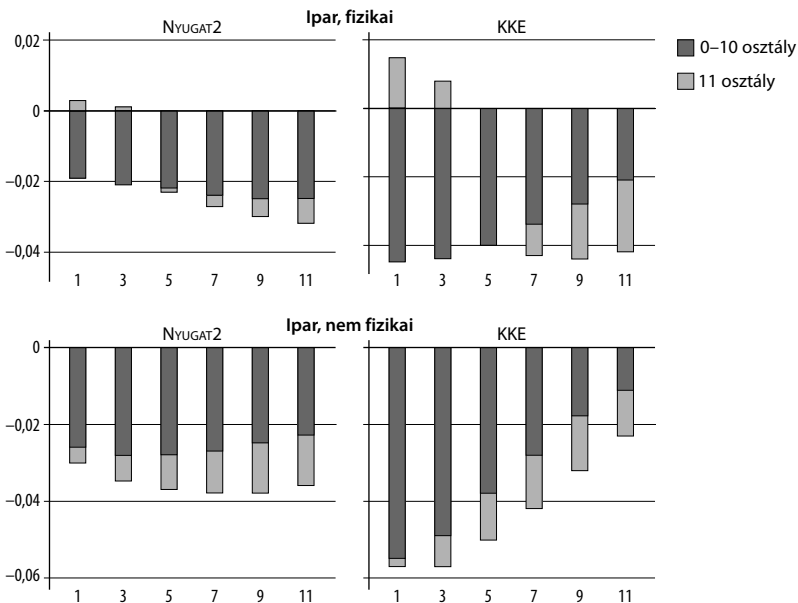
Nemlineáris becslésről lévén szó, ahol a marginális hatások függnek a magyarázó változók értékétől, a 4. ábra bemutatja, hogyan változik a munkaerő-összetétel R növekedésének hatására a NYUGAT2 és a KKE országokban, az *mlogit* becslés alapján. Az „iparban” szerepel az építőipar és a mezőgazdaság is, a nem fizikaiak közé pedig a vezetők, a diplomás szakemberek (*professionals*), az ügyintézők, az irodai munkások és a technikusok kerültek. Az ábrák azt mutatják, hogyan változik a 0–10 osztályt, illetve 11 osztályt végzettek aránya, ha R egyről kettőre, háromról négyre, ..., tizenegyről tizenkettőre ugrik. A marginális hatások összege zérus, tehát a két figyelembe vett iskolázottsági fokozat együttes arányváltozásával szemben a két magasabb fokozat ellenkező előjelű együttes arányváltozása áll.

Az ipari munkások esetében a NYUGAT2 csoportban R növekedése a 0–10 és 11 osztályt végzettek gyorsuló ütemű aránycsökkenésével jár. A hatás azonban sokkal gyengébb, és részben más jellegű, mint a volt szocialista országokban. Az utóbbi esetben R növekedése *R alacsony szintjén* a szakmunkás végzettségük aránynövekedésével (is) jár a 0–10 osztályt végzettek rovására. Ugyanakkor R növekedése *R magasabb értékeinél* mindkét érettségivel nem rendelkező csoport erőteljes aránycsökkenését vonja maga után. A hatások hasonlóak a tercier szektor fizikai munkaköreiben is.

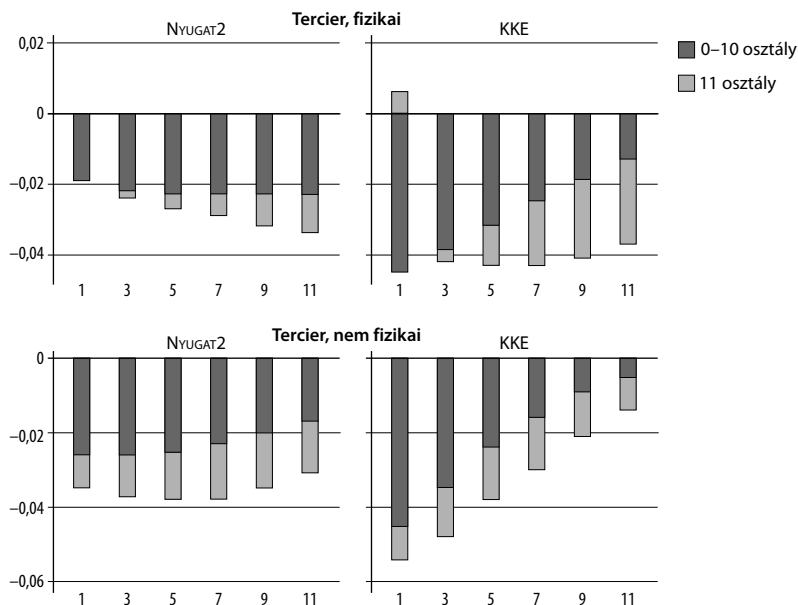
4. ÁBRA

**Az írás-olvasási feladatok számának marginális hatása a 0–10 és 11 osztályt végzettek számára
különböző ágazatokban és foglalkozási csoportokban, két országcsoportban**

(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)



4. ÁBRA (folytatás)



A NYUGAT2 csoportban, a fehérgalléros munkakörökben az R egységnyi növekedése a 0–11 osztályt végzettek 3,5–4 százalékos aránycsökkenésével jár R teljes értelmezési tartománya mentén. Az írás-olvasás igényes nem fizikai munkahelyekről való kiszorulás a volt szocialista országokban sokkal erőteljesebb az R alacsony értékeinél. A marginális hatás 5-6 százalékpontos, ha R egyről kettőre, háromról négyre vagy ötről hatra ugrik, majd a nyugatihoz hasonlóvá válik R magasabb értékeinél. A közép-kelet-európai munkáltatók már nagyon kevés írás-olvasási feladat esetén is érettségizett vagy diplomás munkaerőt keresnek az állásaik betöltéséhez, vagy másképp: az érettségivel nem rendelkezők rendkívül erősen koncentrálódnak az írást-olvasást nem vagy alig igénylő munkakörökben.

Az eredmények a fentihez hasonlóak, ha a választható munkaerőcsoportokat nem az iskolázottsági szintek, hanem az iskolázottság és az életkor interakciói képviselik (3. táblázat). A multinomiális logit (*mlogit*) becslés – amelyben az ágazat, a foglalkozás és a vállalatméret a kontrollváltozó – eredményei szerint R növekedése mindkét életkori csoportban erőteljesebben csökkentette a 0–11 osztályt végzettek foglalkoztatását Keleten, mint Nyugaton, és valamivel erősebben vetette vissza a fiatal iskolázatlan csoport, mint az idősebbek részarányát.

E számításokkal kapcsolatos erőteljes ellenérv lehet, hogy az írás-olvasási feladatok számát valójában nem a munkáltató, hanem a munkavállaló határozza meg. Ez nyilvánvalóan igaz az egyéni vállalkozók esetében, és talán igaz lehet a kisebb vállalatok némelyikében is. A nagyvállalatok esetében azonban nehéz elképzelni, hogy a munkavállaló kedve szerint

3. TÁBLÁZAT

Az írás-olvasási követelmények hatása különböző képzettségi-életkori csoportok részarányára

(multinomiális logit együtthatók, kontrollváltozók: ágazat, vállalatméret és foglalkozás;
IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Változó	NYUGAT1	NYUGAT2	KKE
0–11 osztály és 35 évesnél idősebb	–0,1076 (0,0147)	–0,0838 (0,0190)	–0,1475 (0,0198)
0–11 osztály és 35 évesnél fiatalabb	–0,1122 (0,0178)	–0,1158 (0,0202)	–0,1804 (0,0197)
12– osztály és 35 évesnél idősebb	0,0181 (0,0131)*	0,0626 (0,0206)	0,0231 (0,0168)*

Zárójelben a standard hibák szerepelnek.

* Nem szignifikáns 0,1 szinten. A jelöletlen együtthatók szignifikánsak 0,01 szinten.

válogathat az előadódó írás-olvasási feladatok közül, oly mértékben, hogy egyes feladatokat teljesen kiiktasson a munkájából. A 2. táblázat mlogit becslését megismételve a 100 fős és nagyobb vállalatokra, a 4. táblázatban azt látjuk, hogy az alapfokon végzettekre és a diplomásokra vonatkozó eredmények lényegében azonosak a teljes mintára becsültekkel. Érdemi, bár nem túl nagy eltérést csak a 11 osztályt végzettek esetében látunk a NYUGAT2 csoportban, ahol a nagyvállalatokra becsült együttható közel van a KKE csoport megfelelő együtthatójához.

4. TÁBLÁZAT

Az írás-olvasási követelmények hatása képzettségi csoportok részarányára
a teljes mintában és a 100 fő nagyobb vállalatoknál(multinomiális logit együtthatók; kontrollváltozók: ágazat, vállalatméret és foglalkozás;
IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Változó	NYUGAT1		NYUGAT2		KKE	
	teljes minta	100 főnél nagyobb	teljes minta	100 főnél nagyobb	teljes minta	100 főnél nagyobb
0–10 osztály	–0,1104 (0,0133)	–0,0971 (0,0188)	–0,1235 (0,0179)	–0,1404 (0,0232)	–0,2429 (0,0211)	–0,2187 (0,0265)
11 osztály	–0,0168 (0,0180)*	0,0033 (0,0277)*	–0,0832 (0,0184)	–0,1043 (0,0227)	–0,1107 (0,0158)	–0,1148 (0,0214)
15– osztály	0,0956 (0,0146)	0,0659 (0,0209)	0,0689 (0,0236)	0,0735 (0,0269)	0,1336 (0,0214)	0,1406 (0,0287)
<i>N</i>	5,220	1,811	3,606	1,678	3,329	1,638
Pseudo <i>R</i> ²	0,1409	0,1290	0,1457	0,1473	0,2246	0,2493

Zárójelben a standard hibák szerepelnek.

* Nem szignifikáns 0,1 szinten. A jelöletlen együtthatók szignifikánsak 0,01 szinten.

Ne feledjük, hogy az itt vizsgált munkahely–munkavállaló párosítások a legkülönbözőbb, általunk nem ismert időpontokban keletkeztek! A munkahelyek átlagos élettartama nagyságrendileg tíz év körül van.¹² Ezt figyelembe kell vennünk az eredmények értékelése során. Abban, hogy az alacsony iskolai végzettségű munkavállalók hagyományosan nem jutottak szóhoz az írás-olvasás igényes munkahelyeken, bizonyára szerepet játszott az általános és szakiskolai oktatás alacsony színvonala, de a fordított összefüggés legalább ilyen fontos: a legegyszerűbb kétkezi munkában eltöltött hosszú évek nyomokat hagytak az 1998-ban megmért írni-olvasni tudásukon. Hogy a két tényező együttesen milyen végeredményre vezetett, azt vesszük szemügyre a következőkben.

Írás-olvasási készségek

Az IALS kutatási jelentése a teszteredményeket egyfelől folytonos pontszámokkal, másfelől a részeredmények alapján kialakított, egytől ötig terjedő osztályzatokkal mérte, a kérdés három nagy területén (szövegértés, dokumentumértelmezés és számolási-logikai készségek) külön-külön (OECD–Statistics Canada, 2000). Az olvasás- és oktatáskutatásban nyilván megengedhetetlen és értelmetlen lenne az eredmények egyetlen számba sűritése, de a közgazdász más célú vizsgálódása meglehetősen egy átlagos mutatószámmal, ha az nem rejt túlságosan nagy, az átlagszámítás értelmét megkérdőjelező különbségeket. Úgy tűnik, a minket elsősorban érdeklő eltérések – az IALS-eredményekben meglévő regionális különbségek – nagyon stabilak, feladattípusokon belül alig szóródnak, és a különbségek a feladattípusok között sem olyan mértékűek, hogy az kérdésessé tegye egy összevont mutatószám használatát (5. táblázat).

5. TÁBLÁZAT

A közép-kelet-európai országok hátránya az IALS feladatsportjaiban*

(regresszióval kiigazított eltérés a nem KKE országoktól, IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Teszt	Szövegértés	Dokumentumértelmezés	Számolás
1.	–34,9	–35,4	–25,6
2.	–35,3	–36,0	–26,3
3.	–35,4	–35,1	–25,7
4.	–35,4	–35,2	–25,9
5.	–34,8	–34,4	–24,7

* A lemaradást mérő szám a kétértékű KKE-változó együttthatója a következő regresszióban: bal oldalon az elért pontszám, jobb oldalon az iskolázottság, az életkor, a lakóhely, az apa iskolázottsága, az anyanyelvre, a bevándorló státusra, a kulturális szokásokra vonatkozó változók, valamint a kétértékű KKE-változó. A kontrollváltozókhoz lásd a 6. táblázatot.

¹² Az Európai Munkaerő-felvétel (European Labour Force Survey, EU LFS) 2005. évi mintájában például az átlagos szolgálati idő a minta egészében 118,6 hónap volt (saját számítás). A felvételtől lásd Bajnai és szerzőtársai (2008).

6. TÁBLÁZAT
Standardizált IALS-teszt eredményei – regressziók⁺
(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Változó	NYUGAT1		NYUGAT2		KKE	
	β	standard hiba	β	standard hiba	β	standard hiba
0–10 osztály, idős	-1,0775	0,0527***	-0,9701	0,0625***	-1,4780	0,0791***
0–10 osztály, fiatal	-0,9498	0,0613***	-1,0110	0,0758***	-1,4297	0,0873***
11 osztály, idős	-0,7287	0,0627***	-0,5234	0,0698***	-1,0243	0,0751***
11 osztály, fiatal	-0,6397	0,0740***	-0,6525	0,0661***	-0,9304	0,0726***
12–14 osztály, idős	-0,4596	0,0467***	-0,3147	0,0619***	-0,7239	0,0724***
12–14 osztály, fiatal	-0,4160	0,0469***	-0,3063	0,0595***	-0,4626	0,0729***
>14 osztály, idős	-0,0705	0,0438	-0,0002	0,0616	-0,3213	0,0732***
Falusi (lakónépesség < 20 000)	-0,0482	0,0291*	-0,0786	0,0322**	-0,0723	0,0319**
Más országban született	-0,4123	0,0995***	-0,2345	0,0905***	0,0452	0,0884
Más anyanyelvű	-0,5135	0,0982***	-0,4194	0,1203***	-0,2009	0,0941**
Nem jár moziba, színházba, koncertre	-0,3033	0,0327***	-0,4080	0,0422***	-0,2078	0,0331***
Nem olvas könyvet, folyóiratot	-0,2716	0,0310***	-0,5105	0,0451***	-0,3275	0,0400***
Nem olvas újságot, hetilapot, magazint	-0,3879	0,1634**	-0,8928	0,1642***	-0,2617	0,1023**
Alacsony iskolázottságú apa (ISCED 0–2)	-0,1550	0,0379***	-0,1183	0,0389***	-0,1621	0,0366***
<i>N</i>		5844		4382		4068
Kiigazított <i>R</i> ²		0,2942		0,3627		0,3176

⁺Függő változó: standardizált átlagos teszteredmény, országos átlag = 0, szórás = 1.

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

A teszteredmények (3×5 pontszám átlaga alapján kialakított) rangsorában Csehország viszonylag jól, Magyarország, Lengyelország, és Szlovénia nagyon rosszul szerepelt (*F4. táblázat*). Az országokon belüli teljesítményszóródás nem volt nagyobb az átlagosnál, de sokkal erősebben tapadt az iskolázottsághoz, mint Nyugaton.

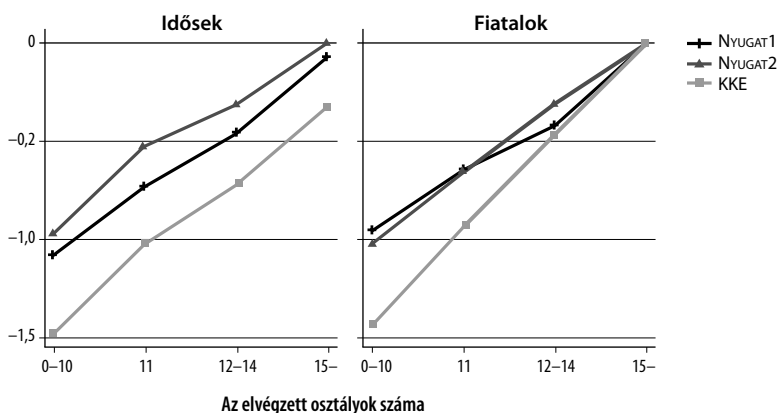
Ezt mutatják a 6. táblázat országcsoportonként futtatott regressziói, amelyek az országoként standardizált átlagos IALS-teszt eredményeinek a szóródását magyarázzák különféle egyéni és környezeti jellemzőkkel. Az iskolázottsági–életkori csoportok esetében a fiatal diplomások jelentik a viszonyítási alapot, akiknek az abszolút teszteredménye csak igen kis mértékben, alig több mint két százalékkal maradt el a nyugati társaikétól. (NYUGAT1: 316 pont, NYUGAT2: 317 pont, KKE: 309 pont).¹³ Ezért a paraméterek, amelyek szórásegységben mérik az iskolázottság hatását, a *relatív* és (igen kis hibával) az *abszolút* előnyök-hátrányok értékelésére egyaránt alkalmasak.

¹³ Az ide tartozók átlagosan 1970-ben születtek, és 1989 táján kezdték meg felsőfokú tanulmányaikat.

Alulról felfelé haladva a táblázatban, azt látjuk, hogy a származás, a lakóhely, a bevándorló státus, az anyanyelv és a kulturális szokások szerinti teljesítménykülönbségek Közép-Kelet-Európában hasonlóak vagy kisebbek, mint Nyugaton, az iskolázottság szerinti viszont sokkal nagyobbak.

A Nyugattól való lemaradás mintázata eltér az idősebbek és a fiatalabbak esetében. Az idősebb korosztályok minden iskolázottsági fokozatban nagyjából hasonló mértékben maradnak el a nyugati társaiktól. A fiatal érettségizettek hátránya a fiatal diplomásokhoz képest Keleten és Nyugaton hasonló mértékű, következésképpen, ahogy a fiatal diplomások teszteredményei nem maradnak el sokkal a nyugati társaikétól, a fiatal érettségizettek lemaradása sem kirívó mértékű. Ezzel szemben az érettségit nem szerzett fiatal közép-kelet-európaiak súlyos hátrányban vannak a hazai érettségizettekhez és a nyugati társaikhoz képest is, és a teljesítményük alig jobb, mint a hasonló iskolázottságú idősebbeké. Ezt a 6. táblázatban közölt együtthatókat felhasználva mutatja be az 5. ábra.

5. ÁBRA
A standardizált IALS-teszt eredményei a fiatal diplomásokhoz viszonyítva
(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)



Biztató fejlemény, hogy – miközben az idősebb kelet-európai diplomások és érettségizettek jártassága mélyen a nyugati szint alatt volt – a fiatal generációk iskolázottabb tagjai már a nyugatihoz mérhető írás-olvasási képességekkel rendelkeznek. Hasonló generációs felzárkózásnak azonban nyomát sem látjuk az általános iskolát és szakmunkásképzőt végzetteknel, ami árnyékot vet az ilyen végzettségűek elhelyezkedési esélyeire.

Mielőtt ennek kifejtésére térnénk, röviden vegyünk szemügyre egy, az eredményekkel részben összhangban álló alternatív magyarázatot! Az írás-olvasási készségeket az iskolázottságon és a munkatapasztalaton kívül a veleszületett és a kisgyermekkorban formálódó képességek is befolyásolják. Egy-egy társadalmi csoport *átlagos* írni-olvasni tudási szintje ennél fogva összefügg a csoport tagjainak a képességelosztásban elfoglalt helyével, és egy

tökéletesen szelektáló iskolarendszer esetén a csoport *méretével*. Tétélezzük fel, hogy az írni-olvasni tudás szempontjából mérvadó képességek leírhatók egy folytonos változóval ($0 \leq A \leq 1$), amelynek eloszlása a normálishoz közelálló (logisztikus), és hogy a népességnek a leggyengébb képességekkel rendelkező P része nem tanul tovább az általános iskola után. Jelöljük továbbá a medián általános iskolát végzett ember képességmutatóját A_P -vel, és tegyük fel, hogy az IALS-teszt eredménye (S) lineáris függvénye A -nak ($S_i = \beta A_i + u_i$). A logisztikus eloszlásból adódóan $\Pr(A \leq A_P) = 1/[1 + \exp(-A_P)] = P/2$. Ezt átalakítva $A_P = -\ln[(2 - P)/P]$ és a várható teszteredmény a medián általános iskolát végzettre: $E(S) = \beta \ln[(2 - P)/P]$; minél kisebb a P csoport, annál rosszabb a várható teszteredmény, ami gyorsulva romlik a csoport méretének zsugorodásával. Láttuk, hogy a volt szocialista országokban a 0–10 osztályt végzett népesség viszonylag kicsi, ezért az IALS-teszteken mutatott rossz teljesítmény egyszerűen az átlagosan gyengébb tanulóképességéből és az iskolarendszer erős szelektivitásából is adódhat. Ugyanakkor ezt a gondolatmenetet követve nehéz lenne megmagyarázni, miért teljesítenek rosszul a közép-kelet-európai szakmunkás végzettségűek vagy az érettségivel nem rendelkezők két csoportjának tagjai együttesen.

Régi és új munkahelyek

Miért korlátozná a foglalkoztatást az írni-olvasni tudás hiánya, ha egyszer – a nyugathoz viszonyítva – bőségben állnak rendelkezésre ilyen jártasságokat nem kívánó munkahelyek? Zavarba ejtő kérdés, amíg szemügyre nem vesszük a régebbi és újabb munkahelyek közötti különbségeket – amit annak ellenére is meg fogunk tenni, hogy az IALS-minta kevés (ráadásul pontatlan) megfigyelést tartalmaz az utóbbiakról.

Az IALS nem rögzítette az adott munkáltatónál eltöltött időt (a munkavállaló–munkahely párosítások korát), kerülő úton mégis azonosíthatók bizonyos típusú „új” munkahelyek. A minta tagjainak feltették azt a kérdést, hány munkahelyük volt az interjú megelőző 12 hónapban. Abban az esetben, ha kettő vagy több, az aktuális munkahelyet újnak tekintettük. Ha csak egy munkahelyük volt, és a válaszadó kora és iskolában töltött éve alapján feltételezhető volt, hogy nem pályakezdőről van szó, akkor a munkahelyet réginek minősítettük.¹⁴ A 11 077 munkahelyből 1226 számítható osztályozásunk alapján újnak.¹⁵

Fontos hangsúlyozni, hogy az „új” és „rég” jelzők itt nem a munkahelyek keletkezési idejére, hanem az utolsó betöltésük időpontjára utalnak. Az „új” munkahelyek egy része valóban újonnan teremtett lehet, más részük viszont nagy forgalmú és az átlagosnál egy-

¹⁴ Az ilyen esetek kiszűréséhez csak a becsült munkaerő-piaci tapasztalat változója (életkor – iskolaévek száma – 6) állt rendelkezésre.

¹⁵ Nyilvánvaló, hogy a réginek minősített munkahelyek egy része az itt használt értelemben valójában új, például akkor, ha a belépés az interjú előtti utolsó évben belülről történt, az előző munkahelyről való kilépés pedig több mint egy évvel az interjú előtt, vagy ha egy korábban nem dolgozó felnőtt az interjú előtti utolsó évben lépett a piacra, és csak egy munkahelye volt (az utolsó 12 hónapban betöltött munkahelyek száma mindkét esetben egy, de 12 hónapnál rövidebb a szolgálati viszony). Ez a hiba várhatóan tompítja a régi és új munkahelyek között kimutatható különbségeket.

szerűbb munkát kínáló – akár évtizedek óta létező – „belépési kapu”, ahogy azt a belső munkaerőpiacok elmélete nevezi. A belépési kapuk a vállalati munkahelyi hierarchiák alján találhatóak, a munkaerő-forgalomban pedig az átlagosnál nagyobb számban vesznek részt viszonylag rosszul képzett munkások, akiknek a kilépésből eredő munkahely-specifikus emberitőke-vesztesége kisebb. Változatlan állás kínálat esetén ezért azt várjuk, hogy az újonnan betöltött munkahelyek képzettségigénye a régiekénél alacsonyabb lesz, és ez igaz lesz az oda bekerülők jártasságaira is. Látni fogjuk, hogy ez minden országcsoportban és minden iskolázottsági szint esetében igaz, kivéve az érettségivel nem rendelkező középkelet-európaiakat, valamint az általuk betöltött munkahelyeket. Ebből – kizárva azt a va-

7. TÁBLÁZAT

A munkahelyi írás-olvasási feladatok száma a NYUGAT1 csoport országaihoz képest, iskolázottsági fokozatonként és a munkahely kora szerint külön-külön becslt regressziókból
[IALS, Európa, 15–59 éves dolgozó, nem pályakezdő férfiak, β -k a (6) egyenletből]

Változó	Régi munkahelyek		Új munkahelyek	
	regressziós együttható	t-érték	regressziós együttható	t-érték
<i>Ágazati kontrollváltozók nélkül</i>				
NYUGAT2				
0–10 osztály	0,4151	2,23	-0,0276	-0,05
11 osztály	-0,1530	-0,63	-0,6385	-0,86
12–14 osztály	0,6404	3,91	0,9957	2,01
15– osztály	0,8072	5,76	0,1485	0,40
KKE				
0–10 osztály	-2,6407	-13,58	-1,3613	-1,85
11 osztály	-2,7901	-12,85	-1,9133	-2,78
12–14 osztály	-1,2085	-8,94	-0,7359	-1,78
15– osztály	0,0194	0,15	0,1593	0,40
<i>Ágazati kontrollváltozókkal</i>				
NYUGAT2				
0–10 osztály	0,4875	2,60	0,5491	0,91
11 osztály	-0,1464	-0,60	-0,4877	-0,66
12–14 osztály	0,6959	4,26	1,0623	2,11
15– osztály	0,7836	5,59	0,2305	0,62
KKE				
0–10 osztály	-2,5247	-12,69	-0,7876	-1,09
11 osztály	-2,6658	-12,30	-1,8130	-2,72
12–14 osztály	-1,1602	-8,63	-0,6580	-1,59
15– osztály	-0,0010	-0,01	0,2451	0,61

lőszínűtlen lehetőséget, hogy az alacsony iskolai végzettségű közép-kelet-európaiak körén belül valamilyen okból magasabb a munkaerő-forgalom a „jobb” munkahelyeken és a „jobb” munkavállalók között – arra következtetünk, hogy a posztszocialista országokban létrehozott új fizikai munkahelyek írás-olvasás igénye a régiekénél magasabb.

Az első állítást, amely szerint az új munkahelyek esetében kisebb az írás-olvasás igényességben mutatkozó keleti–nyugati különbség, iskolai fokozatokon és munkahelytípusokon (régí, új) belül futtatott egyszerű regressziókkal vizsgáljuk [(6) egyenlet]), ahol a β -k mérik a NYUGATI-hez viszonyított írásbeliségigényt, azonos iskolázottságú munkavállalók és azonos ideje betöltött munkahelyek összehasonlításában. Az egyenletet ágazati kontrollváltozókkal (X) és anélkül is megbecsüljük.

$$R_i = \alpha X_i + \beta_1 NYUGAT2_i + \beta_2 KKE_i + u_i \quad (6)$$

A 7. táblázatban összefoglalt eredmények szerint a NYUGAT2 csoportban az írás-olvasási feladatok száma nem különbözik, vagy magasabb, mint a NYUGATI csoportban. Közép-Kelet-Európában a régi munkahelyek jóval kevesebb írásbeli feladatot rónak a munkavállalóra (a diplomásokat kivéve), és minél alacsonyabb iskolázottsági szinten vagyunk, annál nagyobb az elmaradás a nyugati szinttől. Az új munkahelyek esetében azonban a NYUGATI-től való eltérések sokkal kisebbek, és gyakran nem is szignifikánsak, legalább is az adott mintaméret mellett.

Azt, hogy a különböző iskolázottsági csoportok régi és új munkahelyeken dolgozó képviselői milyen írás-olvasási képességekkel rendelkeznek a hazai átlaghoz képest, az összes nem pályakezdő dolgozóra országcsoportonként becsült regressziókkal vizsgáljuk [(7) egyenlet], amelyek a standardizált IALS-teszt eredményeit (S) magyarázzák az életkorral (K), valamint interaktív változókkal ($E_j \times RÉGI$, $E_j \times ÚJ$). Ez utóbbiak a megfigyelt munkahely–munkavállaló párosítások korát és a betöltőik iskolázottságát (E) ragadják meg. Az egyénre vonatkozó indexet elhagyva:

$$S = \alpha K + \beta_{11} E_1 \times RÉGI + \beta_{12} E_1 \times ÚJ + \dots + \beta_{41} E_4 \times RÉGI + \beta_{42} E_4 \times ÚJ + u. \quad (7)$$

A korábban elmondottak értelmében, ha az állások írás-olvasás igénye időben stabil, azt várjuk, hogy az új munkahelyeken dolgozók a rosszabbul írók-olvasók közül kerülnek ki, azaz $\beta_{j1} > \beta_{j2}$. A 8. táblázatban látható, hogy ez a feltevés a NYUGATI és NYUGAT2 csoportban egyetlen kivétellel (NYUGAT2, diplomások) teljesül, és igaz a KKE országok középiskolát vagy főiskolát-egyetemet végzett munkavállalóira is. Az érettségivel nem rendelkező közép-kelet-európaiak körében azonban az új munkahelyen dolgozók teszteredményei jobbák, mint a munkahelyükön régóta dolgozó társaikéi.

Továbbá, a táblázatot soronként olvasva látható: míg a régi munkahelyeken dolgozó alacsony iskolai végzettségű közép-kelet-európaiak relatív írás-olvasási készsége kirívóan rossz a régi munkahelyeken dolgozó, hasonlóan iskolázott nyugatiakhoz képest, az új munkahelyeken dolgozók körén belül nem látunk érdemleges keleti–nyugati különbséget.

8. TÁBLÁZAT
Írni-olvasni tudás a régi és új munkahelyen dolgozóknál⁺
 (IALS, Európa, 15–59 éves dolgozó férfiak)

Iskolázottság és munkahely	NYUGAT1		NYUGAT2		KKE	
	regressziós együttható	t-érték	regressziós együttható	t-érték	regressziós együttható	t-érték
0–10 osztály						
Régi	-0,5919	-18,57	-0,6526	-17,03	-0,9113	-20,10
Új	-0,7059	-9,09	-0,7337	-8,39	-0,7343	-5,20
11 osztály						
Régi	-0,2795	-5,30	-0,2933	-7,13	-0,4683	-11,78
Új	-0,3580	-2,44	-0,3318	-3,37	-0,3899	-3,65
12–14 osztály						
Új	-0,1309	-2,09	-0,2059	-2,48	-0,2810	-3,37
15-osztály						
Régi	0,4112	12,11	0,3427	8,25	0,5223	11,62
Új	0,3612	5,14	0,3752	5,06	0,2201	2,11
Életkor	-0,1019	-7,72	-0,0373	-2,42	-0,1662	-9,83
Konstans	0,2043	9,16	0,3926	14,44	0,3038	11,39
N	4842		3154		3081	
Kiigazított R ²	0,1857		0,2016		0,2589	

⁺ Független változó: standardizált írás-olvasási teszteredmény.

Referencia: 12–14 osztály, régi munkahely. A folytonos változók országoként standardizáltak.

Ezekben az eltérésekben annak a jelét látjuk, hogy fokozatosan felszámolódik az írás-olvasási követelmények eloszlásának az az alsó módusza, ami még a kilencvenes évek végén is élesen megkülönböztette a volt szocialista országokat a nyugatiaktól.

Az új munkahelyek itt vizsgált mintája nagyon kicsi, az új–régii megkülönböztetés maga is hibákkal terhes, ezért a fenti eredményeket nem tekinthetjük többnek a jelenleg elérhető legjobb adatokkal alátámasztott sejtésnél. Remélhető, hogy Magyarország és a többi közép-kelet-európai IALS-ország részt vesz a 2008-ban esedékes PIAAC (*Programme for the International Assessment for Adult Competencies*) vizsgálatban (az IALS folytatásában), és a két felvétel között eltelt tíz év történései igazolni fogják az itt talán túlzott bátorsággal megfogalmazott állításokat.

Záró megjegyzések

Az áttekintett adatok egyidejűleg szólnak amellelt, hogy a hiányos írni-olvasni tudás nem kizáró oka a foglalkoztatásnak egy modern piacgazdaságban, ugyanakkor *a volt szocialista országokban* az írni-olvasni tudás és az alapkészségeket karbantartó munkatapasztalat hiánya komoly mértékben korlátozza *az alacsony iskolai végzettségűek* munkapiaci részvételét.

Az ilyen okokra visszavezethető kiszorulás összefüggésben állhat azzal, hogy a rendszerváltás után létrejött közép-kelet-európai piacgazdaságok bizonyos értelemben túlmodernizáltak. *Maloney* (2004) számításai rámutattak, hogy a bérmunkaszektor adott termelésénysége mellett Csehországban, Magyarországon, sőt még Lengyelországban is *sokkal magasabb* önfoglalkoztatási szintet várnánk, mint ami ténylegesen kialakult. Az eltérés az egyébként robusztus nemzetközi trendtől olyan mértékű, hogy egy kétértékű KKE-változó nélkül az önfoglalkoztatást magyarázó regressziós modellek összeomlanak. Valószínű, hogy hasonló eltérést látnánk akkor is, ha a számítások a valódi, kistulajdonosok által birtokolt és ellenőrzött, megélhetést nyújtó, működő mikrovállalkozásokra vonatkoznának. Indulótőke és vállalkozási ismeretek hiányában azonban ez a szféra csökevényes maradt. A legegyszerűbb vállalkozástípusok térvesztése (a ház körüli gazdálkodástól a házilagos építésig, a turkálótól a palackos italboltig) még ma is tart. A gazdaságot a bérmunkát alkalmazó kis- és közepes vállalatok és a külföldi tőke zöldmezős beruházással létrehozott – a statisztikában zömmel szintén kis- és középvállalatokként megjelenő – vállalkozásai uralják. Ezek a gyakran csak látszatra kicsi – nagyvállalatokhoz, üzletláncokhoz, franchise-hálózatokhoz tartozó – vállalkozások pedig nehezen boldogulnak írni-olvasni alig tudó, a szervezeti kultúrába nehezen illeszkedő munkásokkal.

Ami lezajlott, nagyon hasonlít ahhoz – részét képezte annak –, ami Ózdtól Nagybányáig a „béketábor” számtalan ipari központjában történt. A szocializmus tömegével hozott létre egyszerű tömegtermelő munkahelyeket, amelyeket a rendszerváltás után pillanatok alatt söpört el a nemzetközi verseny szele, nem hagyva ott mást, mint a korábban odacsábított, a legegyszerűbb munkára befogott embertömeget. E réteg tagjai elsősorban nem a saját tudatlanságuk árát fizetik meg most – annak a szocializmusnak a terhét nyögik, amelyik a kistulajdon lerombolásával és a vállalkozási hagyomány és családi tőkefelhalmozás megteremtésével megnehezítette egy őket is alkalmazni képes gazdasági struktúra kialakulását.

HIVATKOZÁSOK

- BAJNAI BLANKA–HÁMORI SZILVIA–KÖLLŐ JÁNOS (2008): A magyar munkaerőpiac néhány vonása – európai tükröben. Megjelent: *Fazekas K.–Köllő J.* (szerk.): Munkaerőpiaci tükrök. MTA Közgazdaságtudományi Intézet–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 38–86. o.
- BLAU, F. D.–KAHN, L. M. (2000): Do cognitive test scores explain higher US wage inequality? Kézirat.
- CARBONARO, W. (2002): Cross-national differences in the skills-earnings relationship. The role of skill demands and labor market institutions. Department of Sociology, University of Notre Dame, november.

- CSAPÓ BENŐ–FAZEKAS KÁROLY–KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS–VARGA JÚLIA (2006): A foglalkoztatás növelése nem képzelhető el a közoktatás megújítása nélkül. *Élet és Irodalom*, november 17.
- DENNY, K.–HARMON, C.–O’SULLIVAN, V. (2004): Education, earnings and skills: A multi-country comparison. The Institute for Fiscal Studies, Dublin, WP 04/08.
- DEVROYE, D.–FREEMAN, R. B. (2001): Does inequality in skills explain inequality in earnings across advanced countries? NBER WP 8140. <http://www.nber.org/papers/w8140.pdf>.
- EC [2003]: Employment and labour market in Central European countries. European Commission, Luxembourg, http://www.mszs.si/eurydice/posvet/employment_new_2003.pdf.
- FAZEKAS KÁROLY–KÖLLŐ JÁNOS–VARGA JÚLIA (2008): Bevezetés. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János–Varga Júlia* (szerk.) (2008): Zöld könyv a magyar közoktatás megújításáért. Ecostat, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–VARGA JÚLIA (2005): Foglalkoztatás és iskolázottság Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 7–8. sz. 633–662. o.
- MALONEY, W. F. (2004): Informality revisited, *World Development*. Elsevier, Vol. 32. No. 7. 1159–1178. o.
- McFADDEN, D. I. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice analysis. Megjelent: *Zarembka, P.* (szerk.): *Frontiers of Econometrics*. Academic Press, New York, 105–142. o.
- McINTOSH, S.–VIGNOLES, A. (2000): Measuring and assessing the impact of basic skills on labour market outcomes. Centre for the Economics of Education, London School of Economics and Political Science, július.
- MICKLEWRIGHT, J.–BROWN, G. (2004): Using international surveys of achievement and literacy. A view from the outside. UNESCO Institute for Statistics, Montreal.
- MICKLEWRIGHT, J.–SCHNEPF, S. (2004): Educational achievement in English-speaking countries: Do different surveys tell the same story? IZA DP 1186.
- OECD [1999]: *Employment Outlook*. OECD, Párizs.
- OECD [2000]: *Literacy in the information age*. OECD, Párizs.
- OECD [2003a]: *Employment Outlook*. OECD, Párizs.
- OECD [2003b]: *Education at a Glance*. OECD, Párizs.
- OECD–STATISTICS CANADA (2000): *Literacy in the information age*. OECD–Statistics Canada, Párizs–Ottawa.
- STATISTICS CANADA (2001): *International Adult Literacy Survey. Guide for Micro Data Users*. Montreal.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002): *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, MA–London.

FÜGGELÉK

Elemzési minta. A mintát a 15–59 éves, nappali tagozaton nem tanuló, európai férfiak alkotják, Svájc és Svédország kivételével. Az elemszámokat az *F1. táblázat* foglalja össze.

F1. TÁBLÁZAT
Esetszámok az elemzési mintában

Ország	Sikeresen elvégzett iskolai osztályok száma				Összesen
	0–10	11	12–14	15–	
Norvégia (bokmål)	369	114	439	357	1279
Hollandia	268	95	309	457	1129
Belgium (flamand)	120	17	247	263	647
Olaszország	352	86	338	259	1035
Dánia	231	78	426	363	1098
Németország	344	54	176	115	689
Egyesült Királyság*	478	597	828	566	2469
Írország	450	132	154	81	817
Finnország	345	156	313	297	1111
Csehország	86	133	519	271	1009
Lengyelország	400	307	256	124	1087
Magyarország	182	332	214	179	907
Szlovénia	311	326	319	131	1087

*A brit és északír minta összevonva.

A nők munkapiaci státusára vonatkozó adatok. A nők esetében a tisztázatlan tartalmú „egyéb”, illetve háztartásbeli (*home-maker*) kategóriák magas és változó súlya miatt az adatok nehezen értelmezhetőek.

F2. TÁBLÁZAT
A nők munkapiaci státusa az IALS-ban (százalék)

Ország	Foglalkoztatott	Nyugdíjas	Munkanélküli	Diák	Háztartásbeli (<i>home-maker</i>)	Egyéb	Összesen
Norvégia (bokmål)	69,80	1,53	2,81	9,73	6,33	9,80	100,00
Dánia	62,18	11,94	6,44	13,68	1,19	4,58	100,00
Hollandia	43,77	9,73	2,53	6,61	33,57	3,78	100,00
Belgium (flamand)	43,68	6,63	9,74	11,55	25,79	2,62	100,00
Németország	44,45	8,91	6,55	6,06	25,79	8,24	100,00
Olaszország	39,89	8,91	6,67	10,48	34,05	0,00	100,00
Egyesült Királyság	60,86	5,35	8,77	2,97	13,04	9,01	100,00
Írország	38,36	1,15	6,41	11,18	40,03	2,87	100,00
Finnország	59,65	11,39	9,30	13,67	4,61	1,38	100,00
Csehország	58,94	16,25	4,24	9,67	0,14	10,76	100,00
Lengyelország	46,52	19,04	9,41	11,15	10,70	3,17	100,00
Magyarország	52,13	21,22	6,84	6,33	5,39	8,10	100,00
Szlovénia	54,62	17,22	7,93	13,29	6,63	0,30	100,00

Iskolaévek versus ISCED. Az iskolában sikeresen elvégzett osztályszám mutatójának használata mellett szól, hogy az azonos számú évet járt személyek besorolása nagymértékben eltér az egyes országokban. Az F3. táblázat az országokat a besorolási gyakorlat hasonlósága alapján csoportosítja.

F3. TÁBLÁZAT

Az ISCED3 (felső középfok) kategóriába soroltak aránya a 10–13 évet végzett férfiak esetében, százalék

Ország	Sikeresen elvégzett osztályok száma			
	10	11	12	13
Egyesült Királyság	9	16	22	34
Belgium	0	0	75	91
Lengyelország	5	13	74	71
Németország	9	43	59	66
Hollandia	12	27	50	61
Szlovénia	5	89	96	94
Olaszország	6	69	65	99
Magyarország	10	92	95	86
Csehország	40	94	95	96
Írország	24	74	64	37
Dánia	24	63	92	87
Svédország	47	76	78	66
Finnország	46	63	92	76
Norvégia	99	99	99	4

Az IALS-tesztek eredményei. Az F4. táblázat az átlagos pontszámot, valamint az egyes vagy kettes szintet elérték arányát mutatja az elemzési mintában, az országokat az előbbi szerint rangsorolva.

F4. TÁBLÁZAT

Az IALS-teszt eredményeinek különböző mutatói

Ország	Átlag	Szórás	Legalább egy teszt egyes vagy kettes	Az összes teszt egyes vagy kettes
Norvégia (bokmál)	297,299	42,804	0,388	0,192
Dánia	295,286	39,309	0,471	0,180
Hollandia	291,061	43,103	0,445	0,228
Németország	290,105	42,138	0,514	0,219
Finnország	288,952	47,135	0,454	0,262
Csehország	287,789	45,732	0,564	0,247
Belgium (flamand)	284,011	50,557	0,488	0,276
Egyesült Királyság	278,208	61,904	0,527	0,351
Írország	263,982	59,974	0,616	0,424
Magyarország	255,969	47,570	0,831	0,444
Olaszország	252,067	55,690	0,727	0,516
Szlovénia	233,994	60,312	0,831	0,622
Lengyelország	233,002	61,646	0,839	0,628
Összesen	272,653	56,765	0,598	0,361

Foglalkoztatás, valamint a foglalkoztatás és az iskolázottság kapcsolata. Az F5. táblázat két célt szolgál. Egyrészt ellenőrzi, hogy az IALS teljes mintájában számított foglalkoztatási ráták kellően közel esnek-e az OECD-kiadványokban publikált adatokhoz. Másrészt, közöl egy, az iskolázottság és a foglalkoztatási esély közötti kapcsolatot megragadó mutatót, amelynek értékei erősen különböznek a tanulmányban vizsgált három országcsoportban.

F5. TÁBLÁZAT

A 15–64 éves népesség foglalkoztatási rátája az IALS-ban és az OECD Employment Outlook kiadványokban (azonos vagy legközelebbi év), valamint a foglalkoztatás és az iskolázottság kapcsolata az IALS-ban

Ország	Év	OECD ^a	IALS	dE/dY^d
Norvégia	1998	78,2	75,1	1,9**
Dánia	1998	75,3	68,1	1,5*
Hollandia	1994	63,0	62,1	0,8
Belgium (flamand)	1996	57,0 ^b	58,2	1,5
Németország	1998	64,1	57,4	1,5
Olaszország	1998	50,8	54,1	1,4
Egyesült Királyság	1996	67,0	68,0	3,1****
Írország	1994	52,3	50,6	4,2****
Finnország	1998	64,8	62,4	3,2****
Csehország	1998	67,5	66,3	2,7****
Magyarország	1998	55,3	56,9	5,3****
Lengyelország	1994	58,3	53,7	3,7****
Szlovénia	1998	63,6 ^c	61,4	2,5****

^a OECD [1999] 225. o., kivéve Belgium.

^b Az adat 1997-re vonatkozik. *Forrás:* www.oecd.org, Database on Labour Force Statistics.

^c Az adat 2001-re vonatkozik. *Forrás:* EC (2003) 56. o.

^d Az elvégzett osztályok számának marginális hatása a foglalkoztatási esélyre egyváltozós probittal becslve, százalékban.

A csillagok azt jelzik, különbözik-e az országra becslt paraméter az első országcsoport összevont mintájára becslt paramétértől (F-próba, szignifikánsan különböző **** 0,01, ** 0,05, * 0,1 szinten).

Az IALS háromféleképpen méri a foglalkoztatást: dolgozott-e a kérdezett az interjú idején, volt-e munkajövedelme az előző évben, hány hetet dolgozott az előző évben. Számításainkban az első mutatót használjuk. A foglalkoztatás mérésében lévő különbség miatt az IALS- és az OECD-adatoknak nem kell egybeesniük, Dánia és Németország esetében azonban az eltérés jelentős. A tanulmányban közölt számításokat elvégeztük e két ország kihagyásával is, ami nem érintette a levont következtetéseket.

Iskolázottság és foglalkoztatás Írországban. Az iskolázottság és a foglalkoztatás közötti rendkívül erős kapcsolatot az OECD-statisztikák is alátámasztják az Egyesült Királyság és Finnország esetében, de Írországban az ISCED 0–2 kategóriába tartozók foglalkoztatási rátáját kifejezetten magasnak mutatják a publikált adatok: 2001-ben 74 százalék a 68 százalékos OECD-átlaggal szemben az OECD (2003b) kiadvány szerint. Az ISCED 0–2

kategória azonban nagyon széles, az ír férfi népesség 42 százaléka tartozott ide 2001-ben. Az IALS adatai szerint ez a népesség közel egyenletesen oszlott meg a 6, a 7, a 8, a 9, illetve a 10 évet végzettek csoportjai között. Míg a teljes ír férfi népességben egy iskolai osztály 4,2 százalékkal emelte a foglalkoztatási esélyt, az ISCED 0–2 kategórián belül 5 százalékkal, ami erős heterogenitásra utal, és megmagyarázza az osztályszámokon és az ISCED-en alapuló statisztikák eltérését.

A „cseh csoda” kezelése. Csehország sokkal jobban szerepelt az IALS-teszteken, mint a három másik volt szocialista ország (F4. táblázat), magasabb az elemzési mintában szereplők iskolázottsága (a medián osztályszám 12, a többi közép-kelet-európai országban 11); magasabbak a munkahelyek írás-olvasási követelményei (7,3 versus 5,7 feladat), és magasabb a foglalkoztatás (87 versus 73 százalék). Lényegesen alacsonyabb a 11 osztályt végzettek aránya is (17 versus 31 százalék), ami azonban nem a szakmunkásképzés alacsonyabb arányával, hanem az általános iskolai oktatás reformjaival függ össze. 1960 és 1978 között, valamint 1990 után az általános iskola 9 osztályos volt. Ezért az 1954–1964 között, valamint 1975 után született, és 12 osztályt végzett kérdezettek egy része valójában hároméves középfokú (szak)képzésben részesült. (Ez vonatkozhat az 1953, illetve 1974 szeptember–decemberben születettekre is, de a születés hónapjáról nincs adatunk az IALS-ban). Az F6. táblázat arra utal, hogy ezeknek a kohorszoknak a 12 osztályt járt tagjai valóban kevésbé képzetek, és kevesebb írásbeli követelményt támasztó munkahelyeken dolgoznak, mint az előtűnik vagy utánuk jövők.

F6. TÁBLÁZAT

Az írás-olvasási készségek és követelmények néhány mutatója a cseh elemzési mintában

Iskolázottság	Részarány	R	S
0–10 év	9,8	–4,12	–1,64
11 év	17,4	–3,29	–1,19
12 év, valószínűleg szakiskolát végzett	13,5	–3,29	–0,95
12–14 év, valószínűleg középiskolát végzett	38,3	–2,37	–0,65
>14 év	21,0	Ref.	Ref.

R: a munkahelyi írás-olvasási követelmények száma, referencia: diplomások.

S: Standardizált IALS-teszt eredményei, referencia: diplomások.

Látható, hogy a szakmunkásképzőt végzettek aránya Csehországban is 30 százalék körül lehet. Továbbá látható, a megfelelő szövegbeli táblázatokkal összevetve, hogy az iskolázottság szerinti különbségek a cseh esetben is rendkívül élesek. Ezért, valamint mert az ország befoglalása vagy kirekesztése nem módosítja érdemben a közép-kelet-európai csoport egészére kapott eredményeket, a tanulmányban Csehországot a többi volt szocialista országgal egy sorban szerepeltetjük.