

I.
LÉPÉSKÉNYSZER

Bevezető

A szekció három előadása több szempontból mutatja be, hogy mennyire jelentősek az alacsony iskolázottságúak tudásával kapcsolatos problémák Magyarországon, és milyen súlyos következményekkel járnak ezek a tudásbeli hiányok a munkaerőpiacon. Az első rész tanulmányai arra utalnak, hogy ezek a problémák nem a rendszerváltással keletkeztek, hanem a magyar oktatási rendszer régebben kialakult, alapvető gyengeségeiből fakadnak. Ugyanakkor az alacsony iskolázottságúak nem megfelelő képzettsége az átmenet időszakában, a különböző képességek iránti munkapiaci kereslet átalakulása révén vált láthatóvá, és vezetett igazán súlyos foglalkoztatási problémákhoz. Ráadásul úgy tűnik, hogy a magyar közoktatás a rendszerváltás utáni évtizedben sem jutott közelebb ahhoz, hogy orvosolja az alacsony végzettségűek alulképzettségének problémáját.

Köllő János tanulmánya nemzetközi összehasonlításban elemzi az alacsony iskolai végzettségűek foglalkoztatását. Megmutatja, hogy Közép-Kelet-Európában – és ezen belül Magyarországon – az általános iskolai és szakmunkás végzettségűek rendszerváltás után kialakult kiugróan alacsony foglalkoztatási arányai jórészt az alacsony szintű alapkészségeknek tulajdoníthatók. Gyenge olvasási-szövegértési képességeik miatt a munkaadók sokkal kisebb írás-olvasási igényeket támasztó munkahelyeken alkalmazták ezeket a munkavállalókat, mint Nyugat-Európában a hasonló iskolai végzettségűeket. Az átmenet első éveiben megszűnt azoknak az álláshelyeknek a jelentős része, amelyek az alacsony iskolázottságúak tudásának megfelelő készségi szintet igényeltek, az új munkahelyek követelményei pedig a nyugat-európaihoz hasonlóak.

Hermann Zoltán tanulmánya a magyar oktatási rendszer teljesítményét elemzi nemzetközi összehasonlításban. Bemutatja, hogy a szakiskolások (akik minden bizonnyal alacsony iskolázottsággal lépnek majd a munkaerőpiacra) olvasás-szövegértési és matematikai képességei már a középfokú képzés elején is kiugróan gyengék a más országokban hasonló képzésben tanulókhoz mérten, és a hátrányuk is különösen nagy az általános képzésben résztvevőkkel (Magyarországon a középiskolásokkal) összevetve. Úgy tűnik tehát, hogy az alacsony iskolázottságúak hiányzó tudása jelentős részben az általános iskolai oktatás kudarca, amit tetéz a középfokú beiskolázáskor érvényesülő erős, képességek szerinti szelekció és a szakiskolai képzés specifikus jellege. Ugyanakkor a tanulmány azt is bemutatja, hogy az oktatási rendszerek minőségének a nemzetközi tanulói mérések alapján történő értékelése nem triviális feladat, számos buktatót rejt, és időnként elhamarkodott következtetések levonására vezet.

Kézdi Gábor tanulmánya a szakmunkásvégzettség munkaerő-piaci hozamának alakulását vizsgálja. A gimnáziumi, szakközépfiskolai és szakmunkás végzettségűek keresetét

összevetve különíti el az általános készségek fejlesztését és a specifikus szaktudást célzó képzés hozamát. Megmutatja, hogy már a rendszerváltás előtt is elértéktelenedett a munkavállalók szakmunkásképzés során elsajátított szaktudása, ahogy előrehaladnak életpályájukon, szemben az alkalmazkodást és tanulást elősegítő általános képességekkel, ráadásul a szakképzés kibocsátását a tervgazdasági keretek között sem sikerült megfelelően a munkaerő-piaci kereslet szerkezetéhez igazítani. A tanulmány meggyőzően érvel amellett, hogy a szakmunkásvégzettség leértékelődése az átmenet éveiben nem a szakmák szerinti rossz összetétel következménye; az ok sokkal inkább a munkahelyi követelmények változásának felgyorsulása, ami az alkalmazkodóképesség, az *általános* képességek felértékelődéséhez vezetett a *specifikus* tudással szemben.

Hermann Zoltán

1. Munkahelyi olvasási követelmények és a képzetlen munkaerő foglalkoztatása Nyugat- és Közép-Kelet-Európában*

KÖLLŐ JÁNOS

Széles körben elfogadott vélemény szerint, amit *Csapó és szerzőtársai* [2006], [2007] társ-szerzőjeként e sorok írója is igyekezett erősíteni: a) Magyarországon az általános iskolát végzettek nagy része – egyszerűen fogalmazva – nem tud rendesen írni-olvasni, ezért b) nehezen kerül be a modern, posztindusztriális piacgazdaságban keletkező munkahelyekre. c) Hogy ne így legyen, ahhoz az írás-olvasást megtanító iskolára és az alapkészségeket fejlesztő felnőttképzésre van szükség.

A kiindulópontot nehéz vitatni. A felnőttírásbeliség nemzetközi vizsgálatának (*IALS, International Adult Literacy Survey*) 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 forгатókönyv is összhangban állhat az adatokkal. Az írás-olvasás igényes munka – vagy általában a munka – hiánya nemcsak következménye, hanem oka is a szegényes írástudásnak. Továbbá, ritka dolog, hogy a funkcionális analfabétizmus ne társuljon további, 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 tényleg maga az írástudatlanság okozza-e a kiszorulást, vagy egy sor más fajta – esetleg ezzel korrelált – 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.

* E tanulmány továbbdolgozott változata olvasható lesz a szerző *Kétkezi munka és munkanélküliség a rendszerváltás után* című, Osiris Kiadó gondozásában megjelenő kötetében.

¹ A Nyugat-Európára vonatkozó érték az országos átlagok súlyozatlan átlaga. A nőknél 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]).

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 átlagosan a három teszten 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 írás-olvasás 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, nemcsak 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 becsülésével 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, amelyek korrelálnak a jelenlegi írástudással, de nem befolyásolják a foglalkoztatási esélyt vagy a bért adott írástudás mellett. Nem tekinthetők ilyennek az apa vagy az

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 hat, az előbbi két írás-olvasási feladatot lát el.

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 kerülő útnak 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 koncentrációra utaló jeleket még azokban a nyugati országokban sem, ahol alacsony az alapfokon végzetek foglalkoztatása.⁴

b) Második lépésben bemutatjuk, hogy az alacsony iskolai végzettségű közép-kelet-európai 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 régiéik. 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

Az OECD és a Kanadai Statisztikai Hivatal által 1994–1998-ban, 21 országban lebonyolított IALS-felvétel 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, menetredek, 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 felvételtől 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 további készségvizsgálat (*skill survey*) feldolgozásakor felmerülő módszertani problémákat. Egyelőre csak néhány, az IALS-adatokat elemző tudományos írás jelent meg. *Devroye–Freeman* [2000], valamint *Blau–Kahn* [2000] az amerikai és európai készség- és béreloszlást 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 országonként eltérő fogalomhasználat miatt – értelmezhetetlennek bizonyultak, az idősebb férfiakat pedig az eltérő nyugdíjkorhatárokból adódó (számunkra itt érdektelen) foglalkoztatási esélykülönbségek miatt hagytuk figyelmen kívül. A felvételen 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.

⁵ IALS: a felnőttírásbeliség nemzetközi vizsgálata (*International Adult Literacy Survey*); 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*).

Nyilvánvaló, hogy a bevezetőben körvonalazott vizsgálatot országonként, 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 vonatkoznak. 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 NYUGATI, NYUGAT2 és KKE néven említjük.

A NYUGATI 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 az *Függelék F5. táblázatát* és a hozzá tartozó magyarázatokat). A nemlinearitást is megengedő *lowess* (helyileg súlyozott) regressziók (*locally weighted regression*) is gyakorlatilag azonos erejű kapcsolatra utaltak az iskolázottság és a foglalkoztatás között a NYUGAT2 és KKE csoportban, éles ellentétben a NYUGATI 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 támaztó 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 feltevéseink 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 „*matching process*” elemzésének középpontjában éppen a meghiúsult és megvalósult párosítások összehasonlítása szokott állni. Ebbe beletörődve, és kiállva

amellett, 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 követelményeket nem támasztó munkát esetleg hasonló termelékenységgel képes elvégezni egy egyetemest 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_{ij} értékek nagyon hasonlítanak minden j -re, és az $y(R)$ függvények szétartanak, 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 *egyén* 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:

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

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

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

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

A választás ennek a látens, számunkra meg nem figyelhető profitkülönbözetnek 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 közelítő mutatóra (R) 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: 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

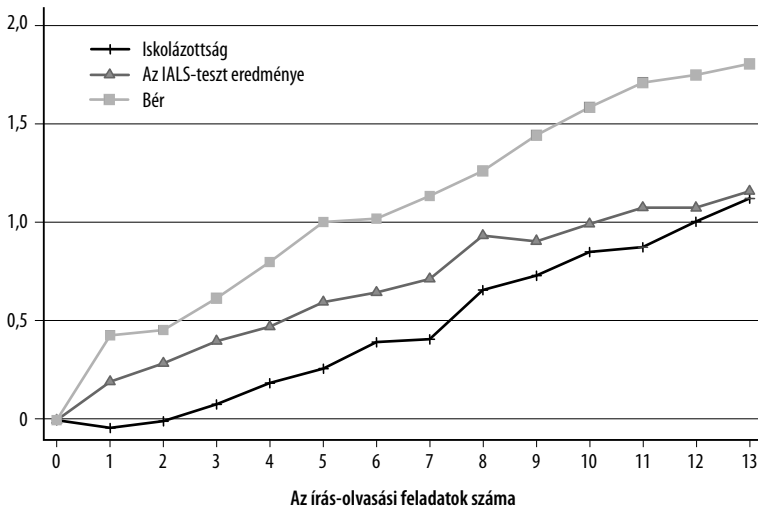
⁶ A paraméterek tartalmazzák az alkuerő, β hatását is. A nagyon erős szakszervezeti befolyás minden paramétert zérus felé torzít, jelezve, hogy rugalmatlan a munkaerőpiac. Egy-egy, ilyen szempontból homogén országon vagy régióon belül ez nem torzítja az R -re kapott paraméterek egymáshoz való viszonyát, 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 [2002]).

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 elemzési mintán végrehajtott számításokkal ellenőrizhetjük. A munka bonyolultságának tükröződnie kell az adott munkafajta végzők képzettségében, amit az 1. ábrán háromféleképpen mérünk: az iskolai végzettséggel, az IALS-teszt eredményével és a bérrel.⁷ A bonyolultság közelítésére választott mutatókkal 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.

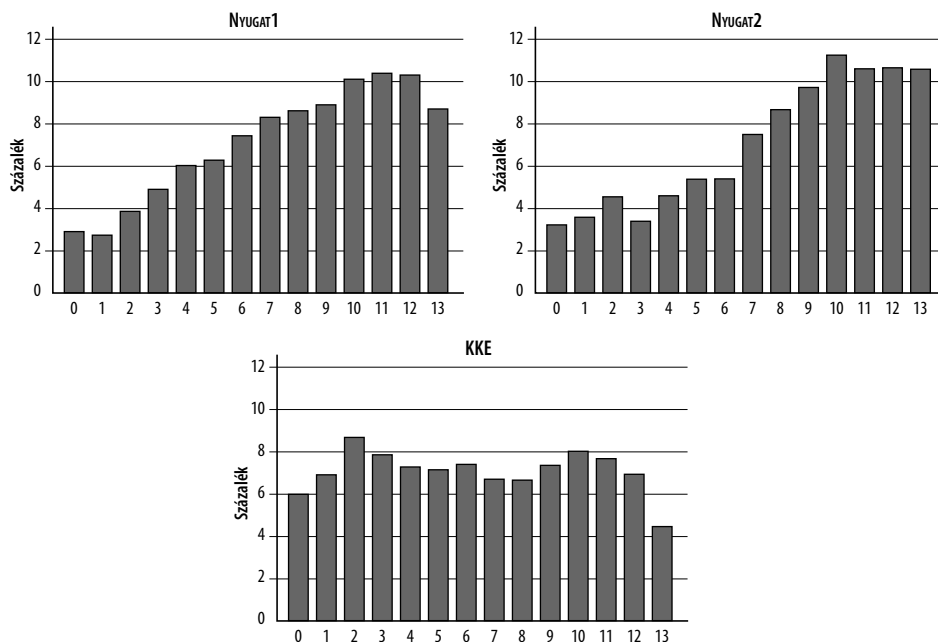
A minta egészében R átlaga 7,3, a szórása 3,9, a semmilyen írás-olvasási feladatot nem kívánó munkahelyek aránya 4 százalék, a 13 feladatot kívánóké 8 százalék volt. A munka-

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 7. lábjegyzetben ismertetjük.)



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 dummy 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)

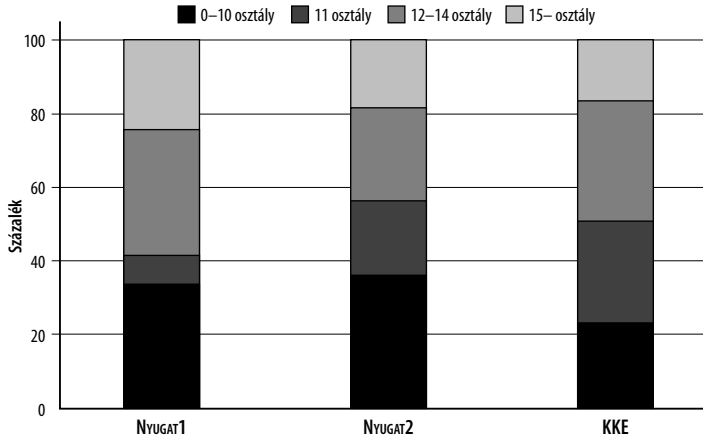


helyek megoszlása azonban erősen eltérő képet mutatott Keleten és Nyugaton (2. ábra). A volt szocialista országokban a felvétel időszakában még nagy számban léteztek nagyon kevés írás-olvasási feladatot igénylő munkahelyek. Az eloszlás bimodális volt, felső módusza a nyugatihoz hasonlóan $R = 10-12$ környékén, az ennél is hangsúlyosabb alsó módusz viszont $R = 2$ -nél volt.

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 végzetteket például egyes országok nulla, mások 99 százalékban sorolják az ISCED3 kategóriába (felső középfok), a 12 osztályt jártakat 22–99 százalékban, a 13 osztályt végzetteket 4–99 százalékban. (Részletesen lásd az *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. Az eljárás tarthatatlanságáról korábban Kertesi–Varga [2005] cikke (634. o.) már felhívta a figyelmet.

3. ÁBRA

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



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. Az 3. ábrán látható, hogy a 0–10 osztályt végzettek aránya a volt szocialista országokban viszonylag alacsony, a 11 osztályt végzetteké azonban nagyon magas volt. 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 bérré 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) együtthatói csak úgy becsülhetők, hogy interaktív változókat képzünk: az adott kovariánst összeszorozzuk az isko-

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

lázottsági dummy változókkal.⁹ Ez gyakorlatilag lehetetlenné teszi az egyenlet kontrollálását nagyszámú kovariáns esetén. Másodszor, a feltételes logit (Stata: *clogit*) és a riasztó nevű „alternatíváspecifikus 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 értékeltem. 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

Az 2. táblázatban bemutatott összes specifikáció azt jelzi, hogy a volt szocialista országokban *R* növekedésével sokkal erőteljesebben csökken az alacsony végzettségűek aránya, és gyorsabban nő a diplomásoké, mint a két nyugati országcsoportban, amelyek esetében

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)	–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>			5,220	3,606	3,329
Pszseudo <i>R</i> ²			0,1409	0,1457	0,2246

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 dummy változó méri, ami 1 a választott alternatíva esetén, és 0 egyébként.

¹⁰ Magyarázatát 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.

A 2. TÁBLÁZAT FOLYTATÁSA

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
Pseudo <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

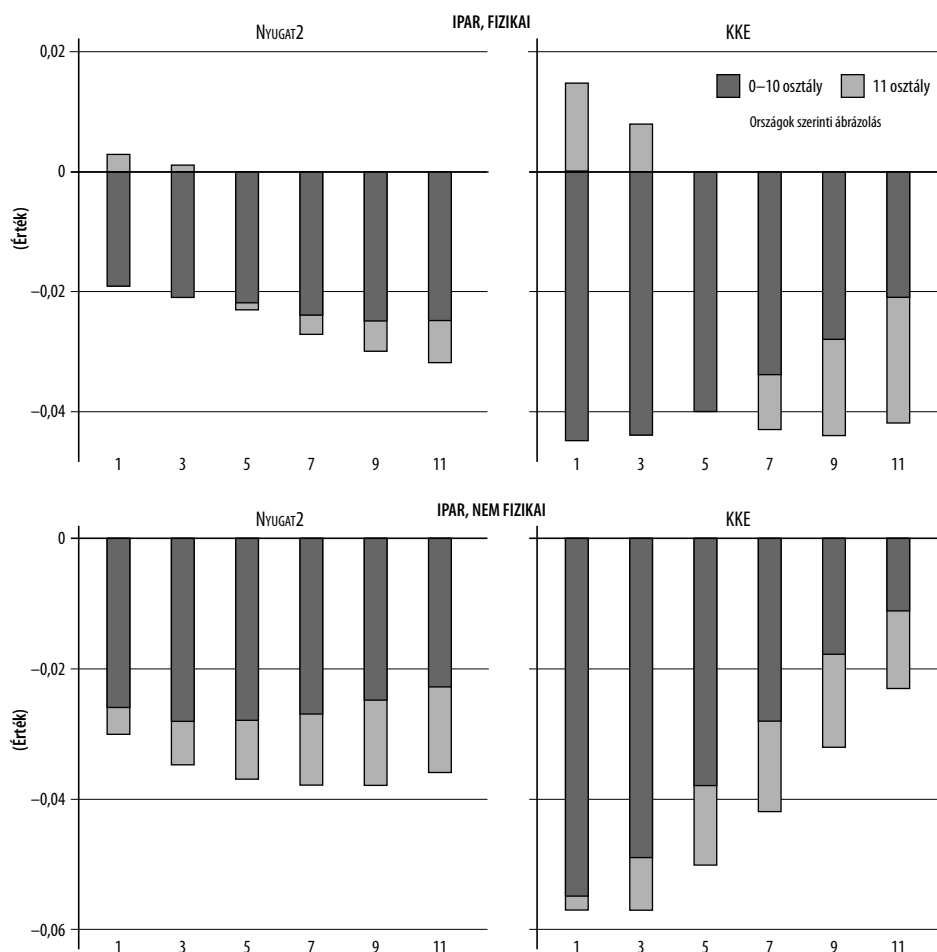
nagyon hasonlóan alakul a munkaerő-összetétel R függvényében. Az alternatívspecifikus modellekben a bérváltozókra kapott paraméterek a várakozásnak megfelelően negatívak a NYUGAT2 és KKE országokban, de pozitívak a kontinentális európai országokban, ami zavarba ejtő (és legjobb esetben az alkalmazott proxy változók pontatlanságából eredő) eredmény.

Nemlineáris becslésről lévén szó, ahol a marginális hatások függnek a magyarázó változók értékétől, a 4. ábra bemutatja, hogyan változik a munkaerő-összetétel R növekedésének

4. ÁBRA

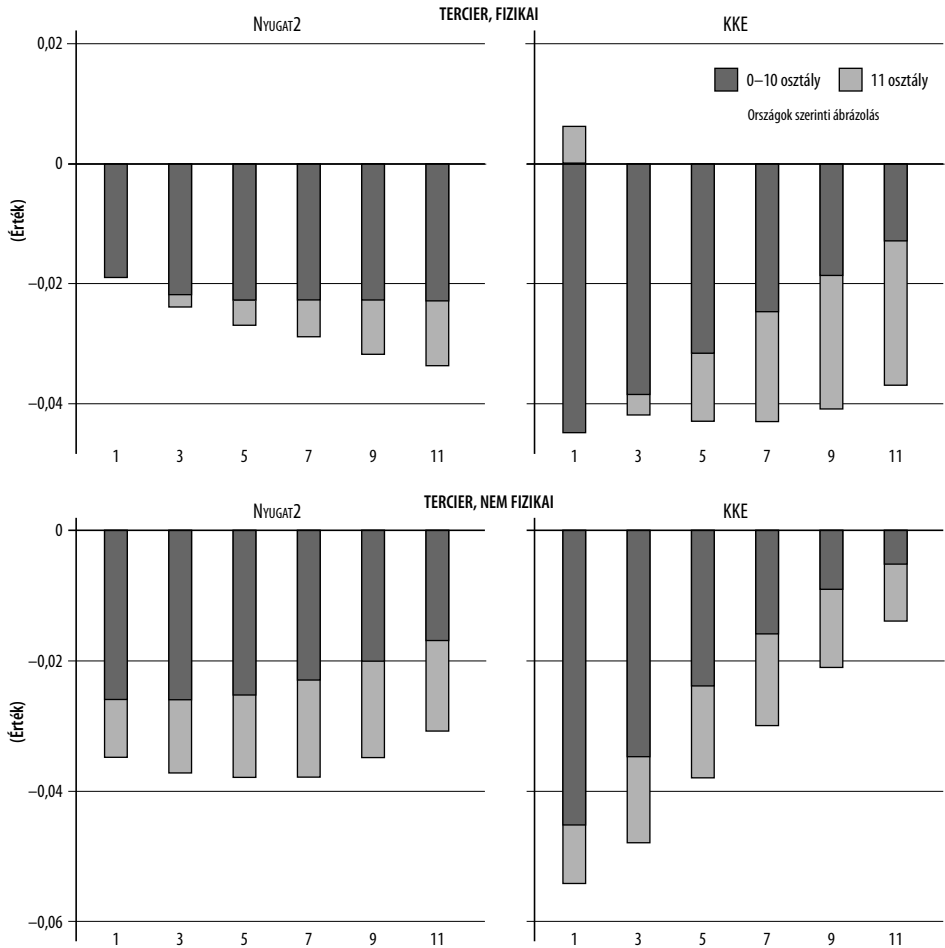
Az írás-olvasási feladatok számának marginális hatása a 0–10 és 11 osztályt végzettek számarányára különböző ágazatokban és foglalkozási csoportokban, két országcsoportban

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



4. ÁBRA

Az írás-olvasási feladatok számának marginális hatása a 0–10 és 11 osztályt végzettek számarányára különböző ágazatokban és foglalkozási csoportokban, két országcsoportban
(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)



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.

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 – eredmények 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 válogathat az előadódó írás-olvasási feladatok közül, oly mértékben, hogy egyes feladato-

3. TÁBLÁZAT

Az írás-olvasási követelmények hatása 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)*

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

4. TÁBLÁZAT

Az írás-olvasási követelmények hatása képzettségi csoportok részarányára a teljes mintában és a 100 főnél 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 (0,209)	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

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

kat teljesen kiiktasson a munkájából. A 2. táblázat *mlogit* becslését megismételve a 100 fős és nagyobb vállalatokra, azt látjuk, hogy az alapfokon végzettekre és a diplomásokra vonatkozó eredmények lényegében azonosak a teljes mintára becsültekkel (4. táblázat). Érdeemi, 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.

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. A KSH munkaerő-felvétele szerint például a magyar munkavállalók az IALS időpontjában átlagosan nyolc éve dolgoztak az adott munkahelyükön, a tipikus esetben 1990-ben, a rendszerváltás kezdetén léptek be. 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, külön-külön a kérdéses három nagy területén (próza, dokumentum, kvantitatív) (OECD [2000]). Az olvasás- és oktatáskutatásban nyilván megengedhetetlen és értelmetlen lenne az eredmények egyetlen számba sűritése, de a közgazdász más célú vizsgálódása megelégedhet 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 kérdéssé tegye egy összevont mutatószám használatát (5. táblázat).

5. TÁBLÁZAT

A közép-kelet-európai országok hátránya az IALS feladatsorozatjaiban*
(regresszióval kiigazított eltérés a nem KKE országoktól, IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

Feladat(csoport)	Próza	Dokumentum	Kvantitatív
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 KKE dummy együtthatója a következő regresszióban: bal oldalon az elért pontszám, jobb oldalon az iskolázottság, az életkor, a lakóhely, az apa iskolázottsága, az anyanyelv, a bevándorló státusza, a kulturális szokásokra vonatkozó változók, valamint a KKE dummy. A kontrollváltozókhoz lásd a 6. táblázatot!

Közismert, hogy a teszteredmények (3×5 pontszám átlaga alapján kialakított) rangsorában Csehország viszonylag jól, Magyarország, Lengyelország, és Szlovénia nagyon rosszul szerepelt (Függelék 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 országonként 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. (NYUGATI: 316 pont, NYUGAT2: 317 pont, KKE: 309 pont).¹² Ezért a paraméterek, amelyek szórágységben

¹² Az ide tartozók átlagosan 1970-ben születtek, és 1989 táján kezdték meg felsőfokú tanulmányaikat.

mérik az iskolázottság hatását, a *relatív* és (igen kis hibával) az *abszolút* előnyök-hátrányok értékelésére egyaránt alkalmasak.

Alulról felfelé haladva a 6. táblázatban, azt látjuk, hogy a származás, a lakóhely, a bevándorló státusz, 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 tesztresultátusai nem maradnak el sokkal a nyugati társaiktól, a fiatal érettségizettek lemaradása sem kirívó mértékű. Ezzel szemben az érettségit nem szerzett fiatal közép-

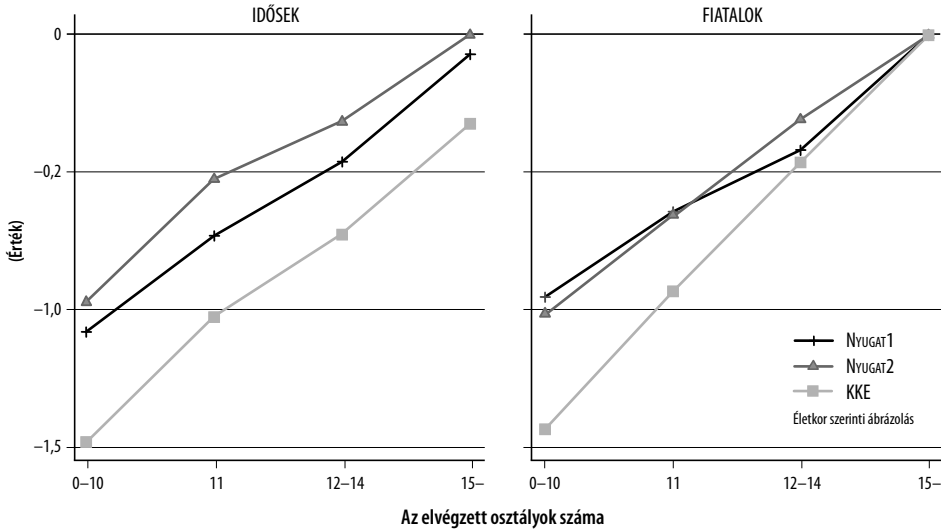
6. TÁBLÁZAT
Standardizált IALS-teszt eredményei – regressziók⁺
(IALS, Európa, 15–59 éves nem tanuló férfiak)

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>		5,844		4,382		4,068
Kiigazított <i>R</i> ²		0,2942		0,3627		0,3176

⁺ Függő változó: standardizált átlagos tesztresultátus, országos átlag = 0, szórási = 1.

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

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



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 táblázat adatainál szemléletesebben mutatja be az 5. ábra.

Biztató fejlemény, hogy – miközben az idősebb közép-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 szakmunkás-képzőt végzettekénél, ami rontja az ilyen végzettségűek elhelyezkedési esélyeit.

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 képességeloszlásban elfoglalt helyével, és egy tökéletesen szelektáló iskolarendszer esetén a csoport *méretével*. Tételezzük fel, hogy az írni-olvasni tudás szempontjából mérhető 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 tanulóképességből 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 évei alapján feltételezhető volt, hogy nem pályakezddőről van szó, akkor a munkahelyet réginek minősítettük.¹³ A 11 077 munkahelyből 1226 számítható osztályozásunk alapján újnak.

Nyilvánvaló, hogy a réginek minősített munkahelyek egy része az itt használt értelemben valójában új, például akkor, ha a belépés az interjú előtti utolsó éven belül 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.

Ennél is fontosabb 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 egyszerűbb munkát kínáló – akár évtizedek óta létező – „belépési kapu”, ahogy azt a belső munkaerőpiacok elmélete nevezi. A belépési kapuk a vállalati munkahelyi hierarchiák alján találhatók, a munkaerő-forgalomban pedig az átlagosnál nagyobb számban vesznek részt viszonylag rosszul képzett munkások, akiknek a kilépésből eredő munkahely-specifi-

¹³ Az ilyen esetek kiszűréséhez csak a becsült munkaerő-piaci tapasztalat változója (életkor – iskolaévek száma – 6) állt rendelkezésre.

kus emberi tőkevesztése kisebb. Változatlan álláskínálat esetén ezért azt várjuk, hogy az újonnan betöltött munkahelyek képzettségigénye a régiekénél alacsonyabb lesz, és ez igaz lesz az oda bekerülőök jártasságaira is. Látni fogjuk, hogy ez minden országcsoportban és minden iskolázottsági szint esetében igaz, kivéve az érettségivel nem rendelkező közép-kelet-európaiakat, és az általuk betöltött munkahelyeket. Ebből – kizárva azt a valószínűtlen 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 posztoszocialista 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 (rég, 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.

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

Az 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.

Az 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:

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

7. TÁBLÁZAT

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

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 $\beta_{j1} > \beta_{j2}$. Az 8. táblázatban látható, hogy ez a feltevés a NYUGAT1 és NYUGAT2 csoportban egyetlen kivétellel (NYUGAT2, diplomások) teljesül, és igaz a KKE országok középiskolát vagy főiskolát-egyetemet végzett munkavállalóira is. Az érettségivel nem rendelkező középkelet-európaiak körében azonban az új munkahelyen dolgozók teszteredményei jobbak, mint a munkahelyükön régóta dolgozó társaikéi.

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	

* Függő változó: standardizált írás-olvasási teszteredmény.

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

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.

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 amellett, hogy a hiányos írás-olvasás tudás nem kizáró oka a foglalkoztatásnak, hogy a képzetlen munkaerő alacsony foglalkoztatási szintje mögött nem feltétlenül ez a tényező áll, ugyanakkor *a volt szocialista országokban az írni-olvasni tudás és gyakorlat 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 Közép-Kelet-Európa dummy 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. Induló tőke és vállalkozási ismeretek hiányában 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 egyre inkább a szocialista nagyvállalatok romjain létrejött, bérmunkát alkalmazó kis- és középvállalatok, valamint a külföldi tőke zöldmezős beruházással létrehozott vállalkozásai (zömmel szintén kis- és középvállalatok) 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 és semmi másra meg nem tanított ember-tömeget. Éppen azért, mert a gyökerek a szocializmusba nyúlnak vissza, semmilyen gazdaságpolitikai tanulság nem adódna a leírtakból – ha nem azt látnánk, hogy az általános iskolából és a szakiskolából kikerülő fiatalok lemaradása még annál is nagyobb mértékű, mint a szüleiké volt.¹⁴ Megújult, írni-olvasni megtanító általános iskolára és az általános készségeket fejlesztő szakiskolára azért van szükség, hogy ha a becsapottak már nem is, legalább a gyerekeik eséllyel léphessenek be egy talán túlságosan is nyugatiasra sikerült világ munkaerőpiacára.

¹⁴ Az érettségit nem szerző fiatalok lemaradását nemcsak az itt bemutatott adatok, hanem az újabb kompetencia-felvételek is tanúsítják. A 2000. évi magyar és átlagos PISA-eredmények iskolatípus szerinti összehasonlítását lásd *Liskó [2007]* tanulmányában (14. o.).

HIVATKOZÁSOK

- 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.
- CSAPÓ BENŐ–FAZEKAS KÁROLY–KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS–VARGA JÚLIA [2007]: Az oktatás megújítása – Magyarország jövője a tét! Oktatási és Gyermekesély Kerekasztal, <http://magyarorszagholnap.hu>.
- 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.
- DEVROY, 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.
- KERTESI GÁBOR–VARGA JÚLIA [2005]: Foglalkoztatás és iskolázottság Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 7–8. sz. 633–662. o.
- LISKÓ ILONA [2007]: Szakképzés és lemorzsolódás. Az Oktatási és Gyermekesély Kerekasztal számára készült tanulmány, <http://magyarorszagholnap.hu>
- 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.
- MURNANE, R. J.–LEVY, F. [1996]: Teaching the new basic skills. Principles for educating to thrive in a changing economy, Free Press, New York.
- 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.
- 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
Eszetszámok az elemzési mintában

Ország	Sikeresen elvégzett iskolai osztályok száma				Összesen
	0–10	11	12–14	15-	
Norvégia (Bokmal)	369	114	439	357	1279
Hollandia	268	95	309	457	1129
Belgium (Flandria)	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 értelmezhetők.

F2. TÁBLÁZAT
A nők munkapiaci státusa az IALS-ban

Ország	Foglalkoztatott	Nyugdíjas	Munkanélküli	Diák	Háztartásbeli (<i>home-maker</i>)	Egyéb	Összesen
Norvégia (bokmal)	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 (flanders)	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 mutatója 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 százalékos aránya a 10–13 évet végzett férfiak esetében

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-teszt 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 (Bokmal)	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 (Flandria)	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 eszenek-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.

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. Ez a tanulmány az első mutatót használja. 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 6–10 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 osztályszámon és az ISCED-en alapuló statisztikák eltérését.

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 (Flanders)	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***

^aOECD [1999] 225. o., kivéve Belgium. ^bAz adat 1997-re vonatkozik. *Forrás:* www.oecd.org, Database on Labour Force Statistics. ^cAz adat 2001-re vonatkozik. *Forrás:* EEC [2003] 56. o. ^dAz elvégzett osztályok számának marginális hatása a foglalkoztatási esélyre egyváltozós probittal becsülve, százalékban. A csillagok azt jelzik, különbözik-e az országra becsült paraméter az első országcsoport összevont mintájára becsült paramétertől (*F*-próba, szignifikánsan különböző *** 0,01, ** 0,05, * 0,1 szinten)

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 valószínűleg 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 valószínűleg kevesebbet képeztek, és kevesebb írásbeli követelményt támasztó munkahelyeken dolgoznak, mint az előttük 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, és mert az ország befogalalása vagy kirekesztése nem módosítja érdemben a közép-kelet-európai csoport egészére kapott eredményeket, a tanulmányban Csehországot a többi volt szocialista országgal egy sorban szerepeltetjük.

Hogyan értelmezzük az iskolarendszer minőségi mutatóit nemzetközi összehasonlításban?*

HERMANN ZOLTÁN

A magyar diákok nemzetközi összehasonlításban gyengének mondható teljesítménye miatt az OECD PISA-adatfelvételének¹ eredményei viszonylag nagy visszhangot váltottak ki Magyarországon, különösen a korábbi nemzetközi és hazai standardizált tanulói teljesítmésmérésekhez képest. Ugyanakkor a közéleti és szakmai vitákban gyakran erősen elnagyoltan kezelik a problémát, amelyben úgy keverednek egymással a tények az értelmezésüket szolgáló feltevésekkel és a mögöttes magyarázat feltételezett elemeivel, mintha mindegyiket a nemzetközi összehasonlító adatok bizonyítanák.

Ennek az elnagyolt képnek a talán leggyakrabban megjelenő három eleme a következő.² 1. *A magyar diákok nemzetközi összehasonlításban gyengén teljesítenek, azaz a magyar közoktatás minősége rossz.* 2. *Magyarországon kiugróan erős a családi háttér és a diákok teljesítménye közötti összefüggés, azaz a magyar közoktatást kirívó egyenlőtlenségek jellemzik, amelyek feltehetően összefüggnek a nagyfokú iskolai szegregációval, és részben ezek vezetnek a közoktatás gyenge teljesítményéhez.* 3. *Magyarországon kiugróan nagyok az egyes iskolák közötti különbségek a diákok teljesítményében, ami az erős iskolai szegregáció jele; ez az egyenlőtlenségek egy másik megnyilvánulása, amely feltételezhetően szintén negatívan hat mind az esélyegyenlőségre, mind pedig a közoktatás átlagos teljesítményére.*

Az értelmezés mindegyik eleme az adatokból indul ki (mindhárom esetben a megállapítás első tagmondata közvetlenül az adatokra vonatkozik). Ugyanakkor részben fogalmilag pontatlanok, részben pedig ezek a belőlük levont következtetések (a megállapítások második tagmondatai) a PISA-adatok alapján nem igazolhatók vagy cáfolhatók (és számos esetben jelenleg más adatok alapján sem), vagy legalábbis eddig nem került sor a magyar PISA-adatok ilyen irányú elemzésére – függetlenül attól, hogy sok esetben a következtetések tényleg valószínűnek tűnnek. Természetesen nem arról van szó, hogy a PISA-eredményeknek kizárólag az itt vázolt értelmezésekkel lehetne találkozni Magyarországon, azonban egyfelől ennek az értelmezésnek a gyakorisága, másfelől éppen a következtetés-

* A tanulmány a Közoktatás, iskolai tudás és munkapiaci siker című konferencián (Mátraháza, 2005. november 18–19.) elhangzott előadás kibővített és átdolgozott változata. A tanulmány elkészítését az OTKA F68764 számú kutatása támogatta.

¹ PISA: a tanulói teljesítmények nemzetközi értékelésének programja (*Programme for International Students Assessment*).

² Itt csak a PISA-eredményeket elfogadó értelmezésekről van szó, a tanulmányban nem foglalkozunk a PISA érvényességét megkérdőjelezők álláspontjával, noha az értelmezés ebben a körben is gyakran sematikus: rendszerint nagy általánosságban a mérések kultúrafüggő voltára hivatkozik.

ként megfogalmazott feltevések plauzibilis volta jó alkalmat és egyben vezérfonalat nyújt a PISA-adatok magyar vonatkozású elemzéséhez.

A tanulmány célja, hogy rámutasson arra, mennyi mindent *nem* tudunk biztosan, adatokkal igazolhatóan a PISA-felvételtől gyakran levont átfogó következtetések közül. Az elemzés leíró jellegű, és – részben az adatok, részben a tanulmány terjedelmi korlátai miatt – a feltett kérdések többségét nem válaszolja meg, de a fenti értelmezéshez képest talán a kérdések pontosabb megfogalmazása és a lehetséges alternatív magyarázatok felvetése is újdonságnak számít. A tanulmány a PISA-adatfelvétel 2003. évi hullámának adatait elemzi, nem vállalkozik tehát a magyar közoktatás teljesítményének átfogó, nemzetközi összehasonlító értékelésére: ehhez az összes magyar részvétellel folyt nemzetközi mérés eredményeit együttes elemzésére lenne szükség.³

A tanulmány először a diákok teljesítménye és a közoktatás minősége közötti összefüggést tárgyalja az oktatási termelési függvényekre épülő megközelítésben, és bemutatja ennek a megközelítésnek a korlátait is. Majd röviden ismerteti a felhasznált adatokat, ami után a diákok összetételének az átlagos teljesítményre gyakorolt hatását elemzi. Ezt követően az esélyegyenlőség és az egyenlőtlenségek mértékét vizsgálja. A következő részben az iskolák közötti különbségek mértékét mutatja be. Végül összefoglalja a legfontosabb megállapításokat.

Oktatási termelési függvények és az oktatási rendszerek teljesítményének nemzetközi összehasonlító elemzése

Az iskolák eredményességének becslésével foglalkozó szakirodalomban, de egyre inkább az erre vonatkozó közpolitikai vitákban is közhelynek számít az, hogy a diákok standardizált tesztekkel mért teljesítménye közvetlenül semmit sem mond az egyes iskolákban folyó oktatás minőségéről, hiszen a teszteredményeket az egyéni és családi jellemzők igen erősen befolyásolják (lásd például *Fitz-Gibbon* [1996], *Meyer* [1997], *Teddlie-Reynolds-Sammons* [2000]). Ennek megfelelően, ha valamilyen közpolitikai program keretében az iskolák teljesítményének értékelésére kerül sor, akkor a méltánytalan összehasonlítás veszélyének elkerülése érdekében az értékelés rendszerint – gyakran akár a szükségesnél nagyobb mértékben is – a tanulói összetétel hatásának minél teljesebb kiszűrésére törekszik (lásd például *Clotfelter-Ladd* [1996]). Ezzel szemben a tanulói teljesítmények nemzetközi összehasonlításakor (és különösen a közpolitikai vitákban) gyakran tekintik a diákok átlagos teljesítményét az oktatásminőség közvetlen mutatójának. Annak ellenére, hogy az egyes országok között nyilvánvalóan közel sem akkorák a tanulói összetétel különbségei, mint az iskolák között, az erre vonatkozó elemzések (például *Fuchs-Woessmann* [2004]) azt mutatják, hogy érdemes ezek figyelembevételével értelmezni és értékelni az adatokat.

³ A különböző nemzetközi tanulói mérések korántsem nyújtanak egységes képet az egyes országok diákjainak teljesítményéről (lásd például *Micklewright-Schnepf* [2004]).

Fontos megkülönböztetni a diákok teljesítményét és az oktatás minőségét. Az utóbbin itt azt értjük, hogy egy ország közoktatási rendszere mennyivel jobb (vagy gyengébb) teljesítményt képes elérni *adott egyéni jellemzőkkel rendelkező diákok* esetében, mint egy másik ország. A nemzetközi mérések országos átlagpontszámai a diákok teljesítményét mérik. Az oktatás minőségét nem tudjuk közvetlenül mérni, erre a diákok teljesítményéből következtethetünk, kiszűrve a diákok összetételének hatását. A közpolitika számára *végző soron* minden esetben a diákok teljesítménye számít; ez az, ami hatással van a gazdaság működésére és az egyéni jövedelmekre, így a hosszú távú oktatáspolitikai célokat is erre vonatkozóan érdemes megfogalmazni. Ugyanakkor az oktatás minőségének elemzése elengedhetetlen a teljesítménybeli problémák okainak elemzése, a reálisan elérhető célok meghatározása és a legcélszerűbb oktatáspolitikai eszközök kiválasztása során. Ha például a diákok teljesítménye gyenge, de az oktatás minősége nemzetközi összehasonlításban jó, akkor a teljesítmény növeléséhez feltehetően szükséges az oktatási ráfordítások növelése.

Hogyan becsülhetjük meg az oktatás minőségét? Egy egyszerű oktatási termelési függvényt alkalmazunk, amelyben csak egyfajta input; a diákok megfigyelhető egyéni jellemzői (nem, családi háttér, évfolyam) és fix országhatások szerepelnek. Az országhatások azt mutatják, hogy az egyes országok diákjai átlagosan mennyivel teljesítenének jobban (vagy gyengébben), mint az összes ország diákjai akkor, ha a diákok egyéni jellemzői mindenhol azonosak lennének. Ezeket tekintjük az oktatásminőség becslésének.

Ebben a megközelítésben az oktatási termelési függvények szokásos inputjai (lásd például *Hanushek* [1986]) közül csak a családi háttér szerepel, a diákok képességei/korábbi időpontban mért tudásszintje és az iskolai erőforrások nem. Az oktatásba belépő diákok tudására vonatkozóan azt feltételezzük, hogy ez csak a családi háttértől függ, a családi háttér hatását kiszűrve az átlagos értéke és a megoszlása minden országban hasonló, azaz nem torzítja az országhatások becslését. Az iskolai erőforrásokban ezzel szemben számottevő különbségek lehetnek az országok között. Amennyiben az iskolai erőforrások átlagos mennyisége egy adott országban nagyobb, mint máshol, és ez javítja a diákok teljesítményét, akkor ezt a hatást tartalmazza a becsült országhatás. Ugyanakkor az iskolai erőforrások országon belüli megoszlása, ha az átlagos tanulói teljesítményre nem hat, statisztikai értelemben véletlen hibának tekinthető, ami nem befolyásolja az országhatás becslését.

Ez a megközelítés némiképpen eltér a nemzetközi tanulói teljesítményméréseket elemző oktatás-gazdaságtani irodalomban alkalmazottól. Itt az elemzés célja az egyes országok oktatási minőségének becslése. A PISA és TIMSS⁴ adataira épülő oktatás-gazdaságtani elemzések zöme az iskolai erőforrások és az oktatási rendszer intézményi jellemzőinek hatását vizsgálja. A cél az oktatási minőség országok közötti különbségeinek magyarázata (lásd *Ammermueller* [2004], *Ariga–Brunello* [2007], *Bishop* [1997], *Fertig* [2003], *Fuchs–Woessmann* [2004], *Hanushek–Woessmann* [2005], *Woessmann* [2003], [2005]), illetve az

⁴ TIMSS: a matematikai és természettudományi tanulmányok nemzetközi vizsgálata (*Trends in International Mathematics and Science Study*).

esélyegyenlőség nemzetközi különbségeinek magyarázata (lásd *Ammermueller [2005a]*, *Hanushek–Woessmann [2005]*, *Schuetz–Ursprung–Woessmann [2005]*, *Woessmann [2004]*).

Az oktatási teljesítményekben lévő országok közötti különbségek magyarázatát azonban számos probléma nehezíti. A makroszintű intézményi jellemzők hatásának országok közötti keresztmetszeti elemzésékor a megfigyelt országok csekély száma és az elemzésből kihagyott változók (például nem megfigyelt intézményi jellemzők, oktatási ráfordítások) lehetséges torzító hatása okoz gondot. Az iskolai inputok és az országon belül változó intézményi jellemzők hatásának becslése pedig igen erős feltételezésekre épül (*Fertig [2004]*). Egyfelől, az országokon belüli intézményi és iskolai ráfordítási különbségek gyakran endogének, vagy legalábbis nehezen kizárható ennek a lehetősége (az osztálylétszámra vonatkozóan ezt alátámasztja *West–Woessmann [2003]*). Mivel a diákok képességeire/korábbi tudásszintjére vonatkozóan nem rendelkezünk adatokkal, feltételeznünk kell, hogy ezek és a jelenlegi iskolai jellemzők között nincsen összefüggés. Másodszor, az iskolák szintjén csak az adatfelvétel idejére vonatkozóan rendelkezünk adatokkal, holott a tanulók teljesítményére a korábbi iskolaévek is hatással vannak. Ezért fel kell tennünk, hogy a jelenlegi és korábbi iskolai inputok között erős korreláció van, illetve a diákok képességei/korábbi tudásszintje és a korábbi iskolai inputok nincs korreláció (*Todd–Wolpin [2003]*). Különösen nagy gondot jelent ez akkor, ha nem sokkal az iskolarendszer valamely elágazási pontja után zajlik a mérés, és így a diákok jelentős része iskolát váltott. Például Magyarországon aligha lehet a PISA-adatok alapján az egyes iskolák jellemzőinek hatására vonatkozó következtetéseket levonni, hiszen a diákok többsége a kilencedik évfolyamon tanul, vagyis tipikusan nem egészen egy évet töltött a jelenlegi iskolájában, nyolcat pedig valamely másikban.

E tanulmányban alkalmazott megközelítéshez hasonlólt alkalmaz *Fertig–Schmidt [2002]* az oktatás minőségét mérő kiigazított országhatások becslése során. A legfontosabb eltérés, hogy a *Fertig–Schmidt-szerzőpáros* egy szokványos termelési függvény becsléséből indul ki, amelyben az iskolai erőforrások is szerepelnek a magyarázó változók között. Az így becsült országhatásokból tehát részben (amennyire az adatok engedik) kiszűrjük az iskolai inputok különbségeinek hatását, holott ha az egyes országok közoktatási rendszereinek a diákokra gyakorolt hatását – vagy más szóval az oktatás minőségét – akarjuk mérni, akkor ezt semmi sem indokolja.

Az adatok

A tanulmány elsősorban az OECD PISA-adatfelvételének 2003. évi hullámának adataira épül. A PISA-adatfelvétel a 15 éves nappali tagozaton tanuló népesség tudásszintjét méri standardizált tanulói tesztekkel, négy területen: olvasás/szövegértés, matematika, természettudomány, problémamegoldás (részletesen lásd *OECD [2004]*). Az itt következő elemzés során ezek közül kettőt, a diákok olvasás/szövegértés és matematika teljesítményét vizsgáljuk.

Az adatfelvétel egy összetett, kétlépcsős mintavételi eljárásra épül. Az első lépés az iskolákból vett rétegzett minta, ezt követi az iskolákon belül a diákok kiválasztása. A különböző évfolyamokon tanulók a 15 éves korosztály évfolyamok közötti megoszlása szerinti arányban

kerülnek be a mintába. A becsléseket a kétlépcsős, rétegzett mintavételnek megfelelő eljárással végeztük (megengedve a hibatagok iskolákon belüli korrelációját), a PISA-program szakértői által javasolt úgynevezett azonosan súlyozott, ismételt válaszok (*BRR, balanced repeated replication*) módszerével. A becsléseknél olyan súlyozást alkalmazunk, ami minden országnak azonos súlyt ad (a súlyok összege minden országra ugyanakkora).

Az adatfelvétel során a tesztek mellett a diákok egy kérdőívet is kitöltöttek. Az egyéni jellemzőkre vonatkozóan azonban nem elhanyagolható mértékű a hiányzó adatok részaránya. Mivel nem arról van szó, hogy a diákok jelentős része a teljes kérdőív kitöltését visszautasította, rendszerint legalább az egyéni jellemzők egy része minden esetben ismert. A hiányzó adatokat a rendelkezésre álló egyéni jellemzők alapján becsült értékekkel helyettesítettük, a becsléseket országonként külön végezve (az egyéni jellemzők közötti összefüggések országonként eltérők lehetnek).

A PISA-adatfelvétel az OECD tagországait és néhány további, a programhoz csatlakozott országot ölel fel. Az elemzésben az országok egy szűkebb csoportja szerepel (összesen 27 ország), amely közelebbi és talán jobb viszonyítási pontot is kínál a magyar közoktatás elemzéséhez, mint a teljes minta. Ez a szűkebb csoport az EU tagországai, a nem EU tag nyugat-európai országok és az Európán kívüli angolszász országok. Az elemzésben szereplő országok listáját és a minta néhány jellemzőjét a Függelék *F1. táblázata* mutatja be.

A PISA-adatok mellett az elemzés felhasználja az OECD IALS⁵ és IEA (*International Association for the Evaluation of Educational Achievement*) TIMSS adatfelvételének adatait is (részletesen lásd OECD [2000], illetve *Martin és szerzőtársai* [2004] és *Mullis és szerzőtársai* [2004]). Az IALS a felnőtt népesség olvasás/szövegértési tudását mérte 1994 és 1998 között. A TIMSS-adatfelvétel a diákok matematika- és természettudományos tudását méri. A PISA-tól eltérően nem egy korcsoport, hanem egy-egy évfolyam diákjaira irányul, és nem a mindennapi gyakorlatban felhasználható tudás mérését tűzi ki célul, inkább a tantervekben megjelenő témák ismeretét méri, közelebb áll az iskolai követelményekhez.

A diákok összetétele és a közoktatás minősége

Ebben az alfejezetben a PISA (2003). évi felvételének adatait felhasználva, egyszerű oktatási termelési függvények segítségével megbecsüljük a közoktatás minőségét az egyes országokban, és összevetjük ezt a becslést a diákok átlagpontszámaival. A közoktatás minőségét regressziós becslésekből kapott fix országhatásokkal mérjük, amelyeket az összes mintában szereplő ország átlagához viszonyítva értékelünk. Az országokat jelölő dummy változók együtthatói azt mutatják, hogy a hasonló egyéni jellemzőkkel rendelkező diákok mennyivel érnek el magasabb vagy alacsonyabb pontszámot az adott országban, mint a referenciakategóriaként szereplő országban. Az együtthatókból kiszámíthatjuk az országhatásokat a mintabeli országok átlagához képest (a tetszőlegesen kiválasztott referenciakategória helyett), és ezeket tekintjük az oktatásminőség becslésének. Az országhatások azt mutat-

⁵ IALS: a felnőttírásbeliség nemzetközi vizsgálata (*International Adult Literacy Survey*)

ják meg, hogy az egyes országok diákjai átlagosan mennyivel teljesítenének jobban (vagy gyengébben), mint az összes ország diákjai akkor, ha a diákok egyéni jellemzői mindenhol azonosak lennének.

Az elemzés során a családi háttér jellemzői közül elsősorban a szülők iskolázottságát vizsgáljuk. Kontrollváltozóként szerepel a diákok neme, a család bevándorló voltára vonatkozó adatok és a családszerkezet. Kontrollváltozóként azt is bevontuk, hogy a diákok hányadik évfolyamon tanulnak. Az (1) regressziós modellt becsüljük:

$$T_{ij} = \beta_0 + \beta_1 F_{ij} + \beta_2 E_{ij} + \beta_3 S_{ij} + \beta_4 I_{ij} + \beta_5 G_{ij} + \sum \delta_j D_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

ahol T_{ij} az i -edik tanuló teszteredménye a j -edik országban, D az országdummykat, β és δ a becsült együtthatókat, ε pedig a hibatagot jelöli. Az F , E , S , I és G rendre a diákok nemét, a szülők iskolázottságát, az egyszülős háztartásokat, a bevándorló családokat és az évfolyamot jelöli. A becslés során megengedjük, hogy az azonos iskolában tanuló diákok esetében a hibatagok korreláljanak egymással.

A modellt négy változatban becsüljük meg aszerint, hogy szerepel-e a magyarázó változók között az évfolyam, vagy sem, illetve hogy milyen változók jelenítik meg a szülők iskolai végzettségét. Az évfolyamváltozó bevonása mellett szól, hogy ha azt feltételezzük, hogy az iskolában töltött idő folyamatosan gyarapítja a diákok tudását (azaz a termelési függvényben az iskolai inputoknak és a diákok egymásra gyakorolt hatásának *van* szerepe), akkor nyilvánvalóan arra számíthatunk, hogy a magasabb évfolyamban tanulók jobban teljesítenek. Az országok közötti szóródás itt döntően a tanköteles kor kezdetének és a beiskolázási szokásoknak az eltéréseiből adódik. Ugyanakkor a PISA-adatfelvétel célcsoportja nem egy vagy több meghatározott évfolyamon tanuló diák, a minta tehát nem reprezentálja jól a különböző évfolyamon tanulókat. Az alacsonyabb évfolyamokról minden bizonnyal több, a magasabbakról kevesebb évfolyamismétlő és késői iskolába lépő diák kerül a mintába. Ezek a jellemzők összefügghetnek a családi háttérrel, de országonként is különböző arányban fordulhatnak elő, így elvileg befolyásolhatják a paraméterek becslését. Ez az évfolyamváltozó bevonása ellen szól.

A szülők iskolázottságára vonatkozóan vagy az iskolai végzettség kategóriái, vagy a szülők egy durva módszerrel becsült olvasás/szövegértési képességei szerepelnek magyarázó változóként. A szülők iskolai végzettségét viszonylag pontosan meg tudjuk figyelni. Ugyanakkor, amennyiben a kisgyermekkorú nevelésnek fontos szerepe van (azaz: a szülők és a gyermekek képességei közötti korrelációt nem döntően a genetikai öröklés határozza meg) és a szülők hatása a gyermekek fejlődésére függ az ő tudásszintjüktől, akkor a szülői háttér hatását nemzetközi összehasonlításban nem feltétlenül írja le jól az iskolai végzettség, hiszen a végzettségi kategóriák eltérő tudásszintet takarhatnak a különböző országokban (lásd például a magyar szakmunkás végzettségre vonatkozóan *Kertesi–Varga* [2005]). Azt feltételezzük tehát, hogy a diákok tudásának termelése részben a családban folyik, és az egyik fontos inputja a szülők emberi tőkéje. A szülők tudásának országok közötti különbségeit egy durva módszerrel megbecsülhetjük a felnőttírásbeliség nemzetközi vizsgálata (IALS) adatai alapján. Sajnos, ezek az adatok csak a PISA-programban részt

vevő országok egy csoportjára vonatkozóan állnak rendelkezésre. Ez az adatbázis arra ad lehetőséget, hogy az egyes országokban nemek és iskolai végzettség (felsőfokú, középfokú, illetve középfokúnál alacsonyabb) szerint megbecsüljük a PISA-adatfelvételben szereplő diákok szüleivel azonos korosztályba tartozók⁶ olvasás/szövegértési tudását (az adatokat a Függelék F2. táblázat tartalmazza). Ez a becslés természetesen nagyon nagy hibával méri a szülők tényleges jellemzőit. Amennyiben azonban a szülők tudásának tényleg van szerepe, az iskolai végzettségi kategóriák sem jelentenek pontosabb adatot, hiszen ugyanazon nem megfigyelhető jellemzők hasonlóan pontatlan proxyjai.

A regressziós becslések eredményeit a Függelék F3. táblázat tartalmazza. A becslült országhatásokat az 1. és 2. ábra mutatja be. Általánosságban megállapítható, hogy ha az évfolyamok szerinti összetétel különbségeit nem vesszük figyelembe, és a szülők iskolázottságát a végzettségi kategóriákkal mérjük (1. és 2. ábra, 1. modell), akkor a becslült országhatások összességében a nyers átlagpontszámhoz igen hasonló képet mutatnak. Néhány ország esetében figyelhető csak meg számottevő eltérés. Portugáliában és Luxemburgban a diákok olvasási/szövegértési teljesítménye az országok többségében alacsonyabb szintű, míg a közoktatás becslült minősége átlagosnak mondható. A matematika átlagpontszáma Portugáliában nagyon alacsony, a becslült országhatás csak kisebb mértékben marad el az átlagtól. A magyar közoktatás minősége e modell szerint lényegében azonos azzal, amit az átlagpontszám is mutat; a szülők iskolai végzettség szerinti megoszlása gyakorlatilag nem tér el a mintában szereplő országok átlagától, míg a bevándorló diákok aránya alacsonyabb.

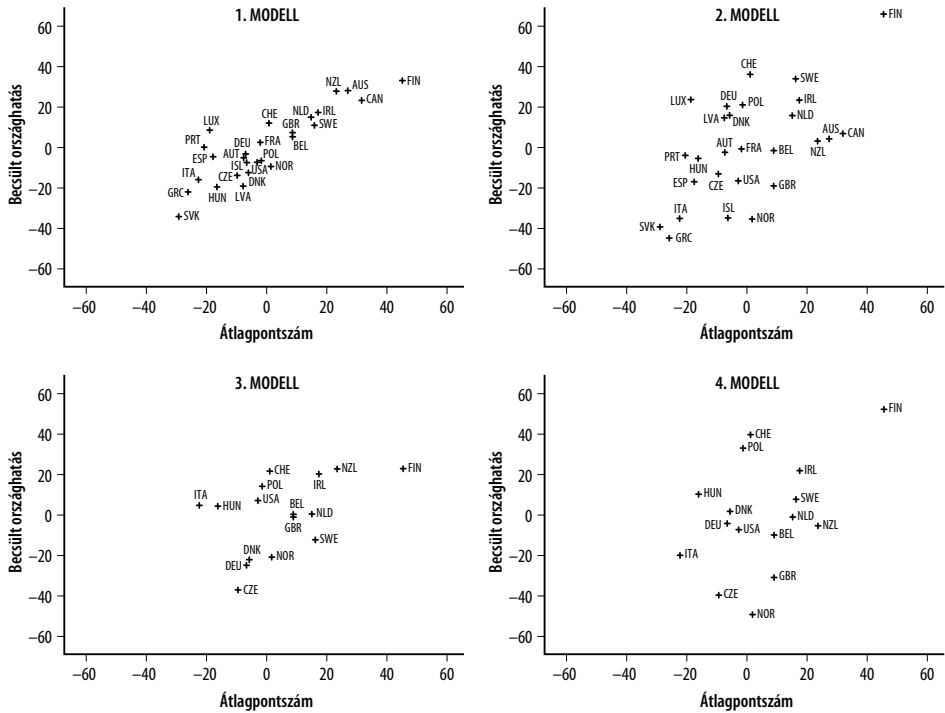
Érdekesebb képet mutat az országok összehasonlítása akkor, ha az évfolyamok szerinti összetétel hatását is kiszűrjük (1. és 2. ábra, 2. modell). Az átlagosan vagy valamivel átlag felett teljesítő svájci diákok teljesítménye például kiemelkedőnek tekinthető akkor, ha az azonos évfolyamban tanuló diákokat hasonlítjuk össze. Ezzel szemben e modell szerint Norvégia átlag körüli pontszáma a közoktatás gyenge teljesítményére utal. A magyar közoktatás teljesítménye valamelyest kedvezőbbnek tűnik ebben az összehasonlításban, mint az átlagpontszámokat tekintve: míg az utóbbi az átlag alatti, a becslült országhatás az átlag körül van.

Még nagyobb eltérések adódnak az oktatás becslült minősége és a nyers átlagpontszámok között akkor, ha a szülők iskolázottságát az IALS-pontszámokkal mérjük (1. és 2. ábra, 3–4. modell). Ebben az összevetésben a magyar közoktatás eredményessége valamelyest meg is haladja a nemzetközi átlagot. Mivel Magyarország a szülők emberi tőkájének minőségét tekintve – durva becslésünk alapján – elmarad az országok többségétől, ezt a kedvezőtlen környezetet figyelembe véve, az oktatás minősége nem tűnik rosszabbnak az országok átlagánál. A diákok átlag alatti teljesítményét megmagyarázhatja a családi inputok alacsony szintje a tudás termelésének folyamatában, amit az oktatási rendszer nem képes ellensúlyozni. Az átlag alatti teljesítményhez nagyban hozzájárul az is, hogy a magyar diákok átlagosan alacsonyabb évfolyamon tanulnak, mint a többiek.

⁶ Az elemzésben a PISA-adatfelvétel tanulóinak születésekor 18 és 40 év közötti korosztályok szerepelnek. Az életkori határokat a mintanagyság miatt is célszerű ilyen tágan meghúzni.

1. ÁBRA

Becsült országhatások és átlagpontoszám (eltérés a nemzetközi átlagtól), olvasás/szövegértés, PISA (2003)



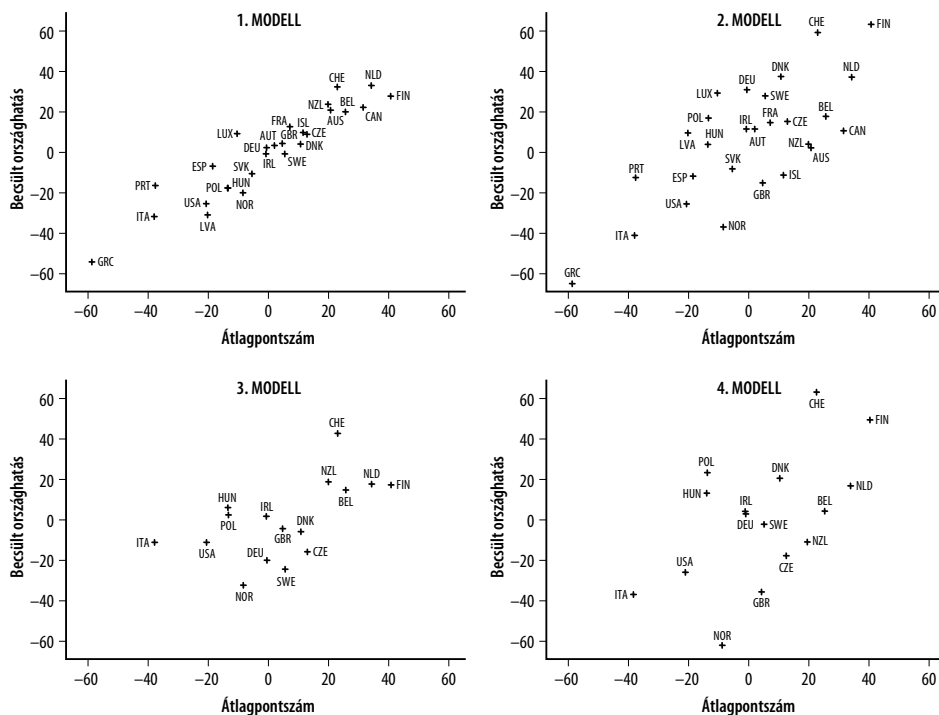
Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: a Függelék F3. táblázata becsései alapján.

Meg kell azonban jegyezni, hogy az a megközelítés, amelyben az oktatás minőségét a szülők emberitőke-minőségét kontrollváltozóként bevonva becsüljük meg nemzetközi összehasonlításban, több statisztikai problémát is felvet. A szülők iskolázottságának becsült hatását lefelé torzítja az, hogy a szülők emberi tőkét jelentős mérési hibával mérjük, (feltételezve, hogy valóban a szülői emberi töké minősége a tudás termelésének egyik fontos inputja), és ez az országhatások becslését is befolyásolja (amennyiben a szülők emberi tőkénének minőségében vannak eltérések az országok között). Talán egy még fontosabb becslési probléma fakad abból, hogy az egyes országok oktatási rendszerének a minősége akár hosszú távon is csak csekély mértékben változik; elképzelhető tehát, hogy a minőség országok közötti eltérései időben stabilak. Ha ez igaz, akkor a szülők és a gyermekek tudásszintje közötti összefüggés kétféleképpen is magyarázható. Egyfelől lehetséges, hogy

2. ÁBRA

Becsült országhatások és átlagpontszám (eltérés a nemzetközi átlagtól), matematika, PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: a Függelék F3. táblázata becslései alapján.

a szülők emberi tőkéje egy meghatározó input a tudás termelésében, és így azokban az országokban, ahol a szülők tudásszintje magasabb, ennek következtében a gyermekeiké is magasabb lesz (erre a feltevésre épült a 3. és 4. modell). Másfelől az is lehetséges, hogy a szülők tudásszintje nem (vagy kevéssé) hat a gyermekeiké, csak az iskola minősége – és a szülők és gyermekek tudása közötti korreláció abból adódik, hogy azokban az országokban, ahol jelenleg jó az oktatás, és így a gyermekek jól teljesítenek, ott akkor is jó volt, amikor a szülők jártak iskolába, ezért a szülők tudásszintje is a nemzetközi átlag felett van. Ha az utóbbi mechanizmus a meghatározó, akkor a 3. és 4. modell alapján alulbecsüljük azon országok oktatási rendszerének a teljesítményét, ahol az átlagpontszám magas mind a diákok, mind a szülők körében, és túlbecsüljük az oktatás minőségét a hosszú távon alulteljesítő országok esetén. A rendelkezésre álló adatok alapján nem tudjuk megítélni azt,

hogy a kétféle magyarázat közül melyik áll közelebb a valósághoz, illetve, ha mindkét hatás működik, melyiknek mekkora a relatív súlya. Így a 3. és 4. becslés eredményeit célszerű úgy értelmeznünk, mint egy lehetséges esetet.

Összességében azt mondhatjuk, hogy a magyar közoktatás becsült teljesítménye nemzetközi összehasonlításban valamivel jobbnak tűnik, mint az, amit a nyers átlagpontszámok összehasonlítása mutat, amennyiben figyelembe vesszük azt, hogy a magyar diákok többsége alacsonyabb évfolyamon tanul, mint az átlagos diák a mintabeli országokban. Ebben az összevetésben a becsült magyar oktatási minőség az EU és EU-n kívüli nyugat-európai, illetve angolszász országok átlagos szintje körül van. Ha azt feltételezzük, hogy a szülők emberi tőkéje minőségének meghatározó hatása van a diákok tudására, akkor – az évfolyamok szerinti összetétel hatását továbbra is kiszűrve – valamivel az országok átlagát meghaladónak tűnik a magyar közoktatás minősége.

A fenti becsült országhatások úgy is értelmezhetők, hogy azt mutatják, hogy az egyes országokban a diákok átlagteljesítménye mennyivel térne el a nemzetközi átlagtól akkor, ha mindenhol azonos volna a diákok összetétele, *feltételezve*, hogy az egyéni jellemzők és az évfolyam hatása, azaz a becsült oktatási termelési függvény paraméterei minden országban azonosak. Ez a feltételezés persze nem szükségképpen igaz, az egyik országban például nagyobb hátrányt jelenthet egy diák számára, ha a szülei alacsony iskolázottságúak, mint egy másikban. Érdemes tehát megvizsgálni, hogy a magyar és a többi országbeli diákok átlagteljesítményének megfigyelhető különbsége mennyiben a diákok eltérő összetételére, illetve az egyéni jellemzők eltérő hatására vezethető vissza. Ehhez az (2) dekompozíciós modellt alkalmazzuk (lásd például Ammermueller [2004]):

$$\bar{T}_H - \bar{T}_Z = \beta_Z(\bar{X}_H - \bar{X}_Z) + (\beta_H - \beta_Z)\bar{X}_Z + (\beta_H - \beta_Z)(\bar{X}_H - \bar{X}_Z), \quad (2)$$

ahol T a pontszámok átlaga, X a megfigyelt egyéni jellemzők átlaga a magyar (H alsó index) és a többi országbeli diákok (Z alsó index) esetében, a β -k pedig az egyéni jellemzők regressziós együtthatói. A pontszámok különbségét három tényező összegére bontjuk fel: az első az egyéni jellemzők eltérő összetételéből adódó rész, a második az egyéni jellemzők eltérő hatásával összefüggő rész, a harmadik az előző két elem együttes hatása. A dekompozíciós modellhez újra megbecsültük az (1) egyenletet (a 2. modellváltozat szerint), fix országhatások nélkül, külön a magyar és a többi országbeli diákok esetében (Függelék F4. táblázat). A dekompozíció eredményeit az 1. táblázat mutatja be, változó-csoportonként.

Megállapíthatjuk, hogy az átlagpontszám különbségének csak kis része tulajdonítható a diákok eltérő összetételének. Lényegében csak az évfolyamok szerinti összetételnek van számottevő hatása: az, hogy a magyar diákok közül többen tanulnak alacsonyabb évfolyamon, összességében hat ponttal csökkenti az átlagpontszámot. Érdemes megemlíteni, hogy a matematika esetében az évfolyamváltozók együtthatóhatása pozitív, azaz a kilencedikes és tizedikes diákok pontszáma között nagyobb különbség van, mint a többi országban.

A legnagyobb hatása egyértelműen a szülők iskolázottságának van. Az egyetemi végzettségű szülők gyermekeinek teljesítménye (a nem bevándorló, kétszülős háztartásokban) va-

1. TÁBLÁZAT
A magyar és a többi országbeli diákok átlagteljesítmény-különbségének dekompozíciója, PISA (2003)

Megnevezés	Nem	Szülők iskolázottsága	Egyszülős család	Bevándorló család	Évfolyam	Konstans	Összesen
<i>Olvasás/szövegértés</i>							
Összetételhatás	-1,07	-1,28	-0,11	3,27	-6,28	0	-5,47
Együtthatóhatás	2,47	-27,86	1,19	-2,72	0,42	4,93	-21,57
Interakciós hatás	0,15	6,94	0,04	3,08	0,03	0	10,24
<i>Matematika</i>							
Összetételhatás	0,33	0,13	-0,13	2,19	-6,09	0	-3,58
Együtthatóhatás	-0,92	-35,03	1,80	0,13	6,77	17,65	-9,60
Interakciós hatás	-0,06	2,11	0,06	0,11	-3,29	0	-1,05

Megjegyzés: a Függelék F4. táblázat alapján.

lamivel meghaladja a többi országbeli hasonló diák teljesítményét – ezt mutatja a konstans együtthatóhatása, mivel a becslés során az egyetemi végzettség szerepelt az iskolázottság esetében referenciakategóriaként. Ugyanakkor az, hogy az alacsonyabb iskolázottságú szülők gyermekeinek a teljesítménye jobban elmarad a diplomás szülőkéitől Magyarországon, összességében az olvasás/szövegértést tekintve 28, a matematika esetében 35 ponttal járul hozzá a magyar diákok alacsonyabb átlagpontszámához.

Esélyegyenlőtlenség és a tanulói teszteredmények megoszlásának egyenlőtlensége

Talán az alacsony átlagos teljesítményszintnél is megdöbbentőbb, hogy a PISA-adatfelvételben részt vevő országok között Magyarországon kiemelkedően erős a család társadalmi státusa és a diákok teljesítménye közötti összefüggés (OECD [2004], Ammermueller [2005a]) és ugyanez állapítható meg a TIMSS-adatok alapján is (Schuetz–Ursprung–Woessmann [2005]). A családi háttér tanulói teljesítményre gyakorolt hatását az esélyegyenlőség egyfajta mutatójaként értelmezhetjük (Ammermueller [2005a], Hanushek–Woessmann [2005], Schuetz–Ursprung–Woessmann [2005], Woessmann [2004]). Minél erősebb ez a hatás, annál nagyobb hátrányban vannak a kedvezőtlen családi háttérű diákok más tekintetben hasonló, de szerencsésebb családi háttérű társaikhoz mérten, azaz annál kevésbé valósul meg az esélyegyenlőség az oktatásban.

Ez az esélyegyenlőtlenségi probléma (gyakran kiegészülve a (következő részben tárgyalt) nagy iskolák közötti különbségekkel és a társadalmi szegregációval – mint e két jelenség közös fő okával) időnként „az oktatási rendszert jellemző súlyos egyenlőtlenségekként” fogalmazódik meg a közoktatásról folyó vitákban. Nemzetközi összehasonlításban ez összhangban van azzal, hogy számos jel szerint a volt kommunista országokban az átmenet éveiben az oktatási egyenlőtlenségek felerősödésére számíthatunk (Micklewright [1999]).

Ugyanakkor a nemzetközi tanulói teljesítménymérések lehetőséget adnak arra, hogy a közvetlenül megmérjük a kimenet egyenlőtlenségét; azt, hogy végső soron mekkora a különbség a jól és gyengén teljesítő diákok között. *Micklewright–Schnepf* [2006] egy ilyen összehasonlítást végzett, több nemzetközi mérés eredményeit felhasználva (a PISA mellett az IEA TIMSS és PIRLS⁷ méréseinek adatait is elemezték). Magyarországra vonatkozóan meglepő következtetést vonhatunk le a tanulmányból: az egyenlőtlenségek mértéke az átlag körüli, semmiképpen sem tekinthető nemzetközi összehasonlításban magasnak.⁸ A kirívó esélyegyenlőtlenség és a tanulói teljesítmények átlagos egyenlőtlensége mindenképpen magyarázatra szorul, hiszen minél erősebb hatást gyakorol a családi háttér a teszteredményekre, *ceteris paribus* annál nagyobb egyenlőtlenségekre számíthatunk. Intuitív módon is plauzibilis következtetés, hogy ha az iskolázott és iskolázatlan szülők gyermekei között nagyobb a különbség, akkor minden bizonnyal a jó és rossz tanulók között is nagyobb különbség van. A következőkben először bemutatjuk az esélyegyenlőség és a kimenet egyenlőtlenségének mértékét a vizsgált országcsoportban (a hivatkozott tanulmányok az országok eltérő mintáját elemezték), majd megvizsgáljuk a kettő közötti ellentmondás lehetséges okait.

Az egyenlőtlenséget *Micklewright–Schnepf* [2006] nyomán a 95. és 5. percentilisértékek különbségével mérjük. *Micklewright* és *Schnepf* a szórásra épülő egyenlőtlenségi mutatók alkalmazása ellen érvelnek a tanulói tesztek esetében, mivel a szórás itt nem a szóródás egyfajta természetes mutatószáma, hanem teljes egészében a tesztfeladatokra adott válaszokból az összpontszám meghatározására alkalmazott mérési modell jellemzőitől függ. A családi háttér tanulói teljesítményre gyakorolt hatásának elemzésekor a szülők iskolázottsága helyett a családban elérhető könyvek számát alkalmazzuk a társadalmi státus indikátoraként. *Schuetz–Ursprung–Woessmann* [2005] megmutatta, hogy a könyvek száma jól összegzi a családi háttér jellemzőit, jelentős mértékben magyarázza a pontszámok szóródását. Mivel egyetlen folytonos változóról van szó, e becslést együttható közvetlenül az esélyegyenlőség mutatójaként értelmezhető.⁹ Az (1) egyenlet némileg módosított változatát becsüljük meg, minden országra külön-külön:

$$T_i = \beta_0 + \beta_1 F_i + \beta_2 B_i + \beta_3 S_i + \beta_4 I_i + \beta_5 G'_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

ahol G' az adott országbeli medián évfolyamhoz mért évfolyamváltozókat, B pedig a háztartásban elérhető könyvek számát jelöli. A korábbiakhoz hasonlóan ezt a becslést is két változatban végeztük el: az évfolyamváltozók nélkül (1. modell) és azokkal együtt (2. modell).

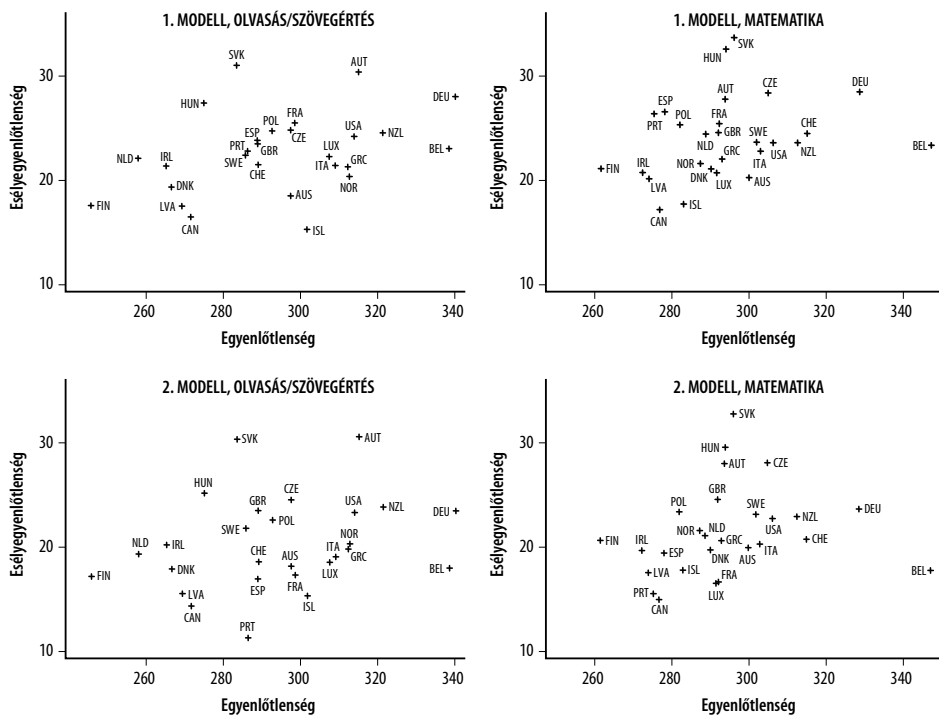
⁷ Nemzetközi szövegértés-vizsgálat (*Progress in International Reading Literacy Study*).

⁸ *Micklewright–Schnepf* [2006] hat mérés adatait elemzi, ebből az egyenlőtlenségek mértékét tekintve Magyarország négy esetben az országok középső harmadába, egy-egy esetben pedig az alsó, illetve a felső harmadba esik. Az egyenlőtlenségi mutatók átlagos értéke a nemzetközi átlag közelében van.

⁹ A szülők iskolázottsága esetében nehezebb a két szülőre vonatkozó kategóriális változók együtthatóinak összegzése. Az előző részben az országhatások becslése során azért nem a könyvek számát alkalmazzuk, mert a változó tartalma országonként eltérő lehet (például a könyvek ára, a vásárlási szokások, a lakások mérete miatt), ami az országhatások becslését torzíthatna volna. Itt ez kevésbé jelent problémát, mivel minden országra külön becslést végzünk.

3. ÁBRA

Esélyegyenlőtlenség (a családi háttér a könyvek számával becsült hatása a tesztpontszámra) és egyenlőtlenség (a tesztpontszám 95. és 5. percentilisének különbsége), PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Az esélyegyenlőtlenségi és egyenlőtlenségi mutatókat a 3. ábra mutatja be. Jól látható, hogy Magyarország ebben a megközelítésben is azok közé az országok közé tartozik, ahol igen erős a családi háttér hatása a tanulói teljesítményre, azaz gyenge az esélyegyenlőség. Ezzel együtt a tanulói teljesítmények megoszlásának egyenlőtlensége az átlag körüli (matematikából átlagos, olvasás/szövegértésből valamivel az alatti). Ezek az eredmények lényegében függetlenek attól, hogy az esélyegyenlőség becslésénél kiszűrjük-e az évfolyamok szerinti megoszlás hatását, vagy sem. A 3. ábra alapján az is megállapítható, hogy általában is viszonylag gyenge összefüggés látszik az esélyegyenlőtlenségi és az egyenlőtlenségi mutatók között, bár a feltételezett pozitív összefüggés azért érzékelhető.

Milyen tényezőktől függhet az esélyegyenlőtlenségen túl a tanulói teljesítmények megoszlásának egyenlőtlensége? Egyfelől, vannak olyan további egyéni vagy családi jellemzők,

amelyek hatnak a diákok teljesítményére, és így hathatnak az egyenlőtlenségre is. Ilyen lehet például a család bevándorló volta (a tanulói teljesítményre gyakorolt hatására vonatkozóan lásd például Ammermueller [2005b]), a diákok neme vagy az, hogy hányadik évfolyamon tanulnak a diákok. A bevándorló családok aránya országonként nagyon különböző, eltérő az évfolyamok szerinti összetétel is, és jelentős eltérések vannak a tanulói teljesítmények nemek közötti különbségében is (Schnepf [2004], Roe-Taube [2003]). Másfelől, a diákok társadalmi helyzet szerinti megoszlása is befolyásolja az egyenlőtlenségek mértékét. Ha például két országban ugyanakkora hatást gyakorol a szülők iskolázottsága a diákok teljesítményére (azaz az esélyegyenlőség hasonló szintű), de az egyikben magasabb a közepes iskolázottságú szülők aránya, míg a másikban több alacsony, illetve magas iskolázottságú szülő van (azaz egyenletesebb az eloszlás), akkor az utóbbiban egyenlőtlenebb lesz a diákok teljesítményének eloszlása.

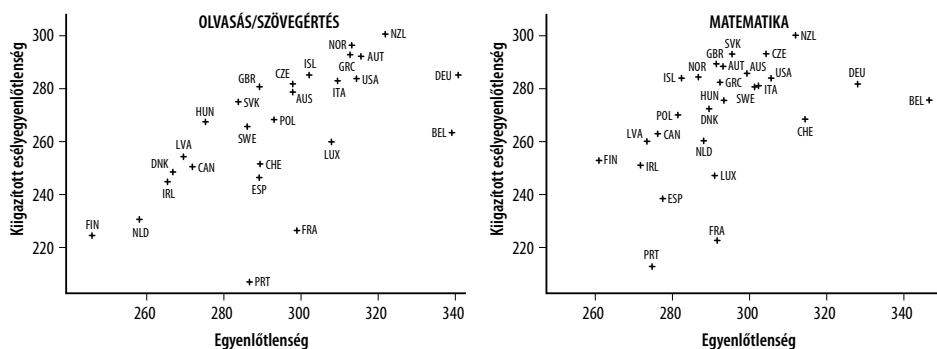
Vajon mekkora hatása van a megfigyelt egyenlőtlenségek országok közötti eltéréseire ezeknek a tényezőknek? Ennek a kérdésnek a megválaszolásához megbecsültünk egy olyan kiigazított egyenlőtlenségi mutatót, amelyből kiszűrtük a két említett hatást. Először a (3) egyenlet alapján minden országban megbecsültük az egyes diákok oktatási teljesítményét azt feltételezve, hogy egyik diák sem bevándorló vagy egyszülős háztartásban él, és az adott országbeli medián évfolyamon tanul, továbbá a diákok nemét tekintve sincs különbség:

$$T_i^* = \beta_0 + 0,5\beta_1 + \beta_2 B_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Az így becsült egyéni pontszámok szóródása csak a családi háttér (a könyvek száma) hatásából és a véletlen hibatagból adódik. Ezt követően az adatokat úgy súlyoztuk át, hogy a családi háttér, azaz itt a könyvek száma szerinti súlyozott megoszlás minden országban a nemzetközi átlaggal legyen megegyező.¹⁰ A kiigazított egyenlőtlenségi mutató a T^* egyéni pontszámok módosított súlyozás szerinti 95. és 5. percentilisének különbsége. A 4. ábra azt mutatja, hogy a kiigazított egyenlőtlenségi mutató mennyiben mutat más képet az egyenlőtlenségekről nemzetközi összehasonlításban. Lényegében csak a jelentős bevándorló népességgel rendelkező országok egy részére vonatkozóan kapunk eltérő eredményt: ha a bevándorlók magas arányával – és a többi említett tényezővel – összefüggő szóródást kiszűrjük az adatokból, akkor Portugáliában, Franciaországban, Belgiumban és Németországban sokkal kevésbé tűnik egyenlőtlennek a tanulói teljesítmények megoszlása. De ezek a hatások csak néhány ország járulnak hozzá számottevően az egyenlőtlenségekhez, a legtöbb esetben nem. Magyarországot tekintve sem ezek a tényezők magyarázzák azt, hogy a gyenge esélyegyenlőség ellenére a tanulói teljesítmények egyenlőtlensége átlagos szintű. Nyitott kérdés marad tehát, hogy mi állhat a látszólagos ellentmondás mögött.

¹⁰ A könyvek számát egy hat kategóriából álló változó méri, így az egyes kategóriák a nemzetközi átlaghoz mérten könnyen átsúlyozhatók.

4. ÁBRA
Egyenlőtlenség és kiigazított egyenlőtlenség, PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Az egyes iskolák közötti és a programtípusok szerinti különbségek

A PISA-eredmények között nagy figyelmet keltett Magyarországon az, hogy kiugróan nagy az egyéni teljesítmények szóródásának az a része, ami az iskolák közötti különbségekkel hozható összefüggésbe, más szóval nagyon nagyok az egyes iskolák közötti különbségek (OECD [2004]). Ezzel összefüggő tény, hogy Magyarországon (Németországhoz hasonlóan) kiemelkedően erős a különböző családi háttérű diákok iskolák közötti elkülönülése (Jenkins–Micklewright–Schnepf [2006]). Gyakran megfogalmazódik az a következtetés, hogy egy súlyos egyenlőtlenségi problémával állunk szemben, és az erős iskolai szegregáció, amit ezek a különbségek is jeleznek, feltételezhetően a nagyfokú esélyegyenlőtlenségek, illetve a közoktatás gyenge átlagos teljesítményének egyik fontos oka.

Az a feltevés, hogy az iskolák közötti jelentős különbségek nagyban hozzájárulhatnak az alacsony szintű esélyegyenlőséghez és a közoktatás gyenge átlagos teljesítményéhez a PISA-adatok alapján nemcsak hogy nem igazolható, de még azt sem mondhatjuk, hogy az adatok összhangban vannak a feltevessel. Mivel a PISA-adatfelvétel a 15 éves korosztályt célozta meg, a mintába került magyar diákok túlnyomó többsége középfokon tanult, a 9. vagy 10. évfolyamon (92 százalék, ebből 63 százalék 9. évfolyamon). A diákok zöme az adatfelvétel idején kevesebb mint egy éve tanult abban az iskolában, ahol a tesztet kitöltötte, nem valószínű tehát, hogy a teszteredményekre döntő hatást gyakorolt volna a megfigyelt iskola, sokkal inkább az általános iskolák jellemzőiben kellene keresnünk a diákok teljesítményének magyarázatát. A középfokú iskolák közötti különbségek a teszteredményekben tehát aligha lehetnek közvetlen kiváltó okai a megfigyelt makroszintű jellemzőknek (esélyegyenlőség és átlagos teljesítmény), sokkal inkább a középfokú iskolákba történő jelentkezés és a felvételi eljárás erős szelekciós mechanizmusait tükrözik.

Ettől természetesen a feltételezett összefüggés még igaz lehet, akár az általános iskolai, akár a középfokú oktatást tekintve. Elképzelhető, hogy az általános iskolai szegregáció hozzájárul a gyenge esélyegyenlőséghez és átlagos teljesítményhez (noha a fordított irányú oksági összefüggés is elképzelhető). Ugyanígy az is elképzelhető, hogy a középiskolák közötti nagyfokú különbségek, a diákok összetétele szerinti homogenitás a későbbiekben negatívan hat a tanulói teljesítményekre. A második feltevést adatok hiányában nem tudjuk ellenőrizni.

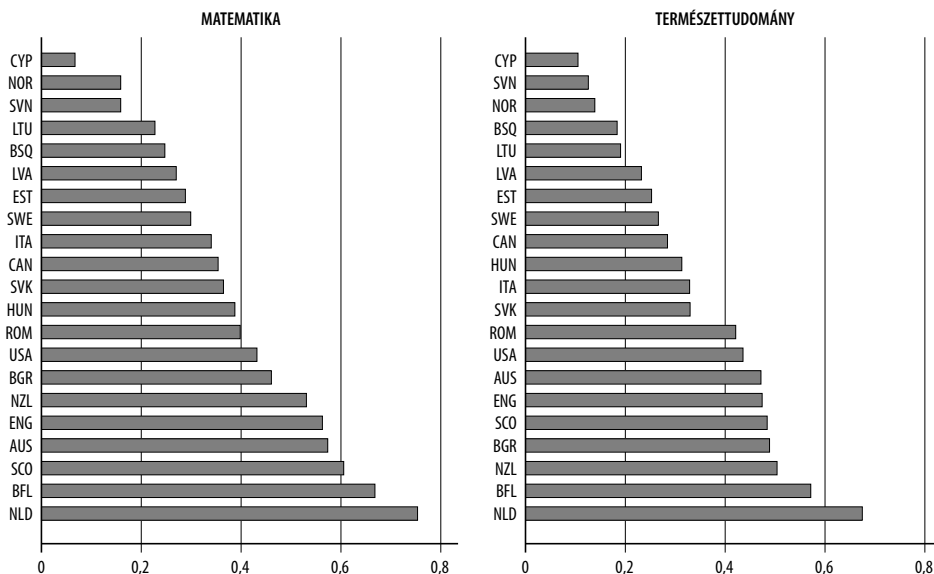
Az általános iskolákra vonatkozóan azonban érdemes megvizsgálni, hogy nemzetközi összehasonlításban milyen mértékűek az iskolák közötti különbségek a tanulói teljesítményekben. Erre a célra a TIMSS 2003. évi hullámának 8. évfolyamos adatait használjuk fel. Az adatfelvétel nem egy életkori csoportra, hanem a 8. évfolyamon tanulóakra vonatkozott, így kiválóan alkalmas az iskolák közötti különbségek keresztmetszeti elemzésére. Elvileg az iskolai szegregáció mértékét is megbecsülhetjük az adatokon, azaz azt, hogy a különböző családi háttérű diákok mennyire különülnek el iskolák szerint az egyes országokban, a TIMSS-adatfelvételben az egyéni jellemzőkre vonatkozó nagyfokú (hozzávetőlegesen 20 százalékos) válaszmegtágadás azonban különösen bizonytalaná tenné ezeket a becsléseket. A családi háttér szerinti szegregáció helyett viszonylag pontosan megmérhetjük ugyanakkor a végeredményt: a tanulói teljesítmények iskolák közötti különbségeit. Ezt a tanulói teszt eredményeinek iskolákra vonatkozó szórásanalízise alapján ítélné meg. A szórásanalízis alapján kiszámíthatjuk az iskolák közötti szóródás teljes szóródáson belüli arányát; ezt mutatja 21 ország esetében az 5. ábra.

A TIMSS-adatok alapján Magyarország a vizsgált országok középmezőnyébe tartozik mind a matematikai, mind a természettudományos ismereteket tekintve. A TIMSS-adatok *nem támasztják tehát alá* azt a feltevést, hogy Magyarországon a szegregáció következtében nemzetközi összehasonlításban különösen nagy eltérések vannak az egyes iskolák között a diákok teljesítményében. Fontos azonban hangsúlyozni, hogy ebből nem következik az, hogy a családi háttér szerinti szegregáció is átlagos mértékű Magyarországon. Elvileg elképzelhető például, hogy a szegény diákok elkülönülése jelentős mértékű, de ez mégsem vezet kiugró teljesítménykülönbségekhez az iskolák között, mert a kedvező társadalmi összetételű iskolák diákjai sem teljesítenek igazán jól a lehetőségeikhez mérten. Meg kell azonban jegyezni, hogy a fenti szórásanalízis eredménye alapján még *nem vethetjük el teljes bizonyossággal* azt a feltevést, hogy Magyarországon nemzetközi összehasonlításban is jelentős különbségek vannak az általános iskolák között. Az országok többségében ugyanis viszonylag kicsi iskolai mintáról van szó (lásd Függelék *F1. táblázat*), ezért csak az vezetne robusztus eredményekhez, ha egy részletesebb elemzés során az adatfelvétel több hullámát is megvizsgálánk, illetve a magyarországi minta reprezentativitását a rendelkezésre álló nagy adatbázisokkal összevetve ellenőriznénk.

Az országok jellemzőit tekintve, feltűnő, hogy a 8. évfolyamon az angolszász országokban, illetve Hollandiában és Belgiumban a legnagyobbak az iskolák közötti különbségek, míg a PISA-adatokban (valamivel idősebb diákok esetében) az Egyesült Államok, Nagy-Britannia és Ausztrália a középmezőnybe tartozik ebben a tekintetben, Hollandiában és Belgiumban ugyanakkor mindkét esetben nagyok a különbségek. A közép-európai országok

5. ÁBRA

Az iskolák közötti szóródás aránya a matematika és természettudomány pontszámok teljes szóródásán belül a nyolcadik évfolyamon, TIMSS (2003)



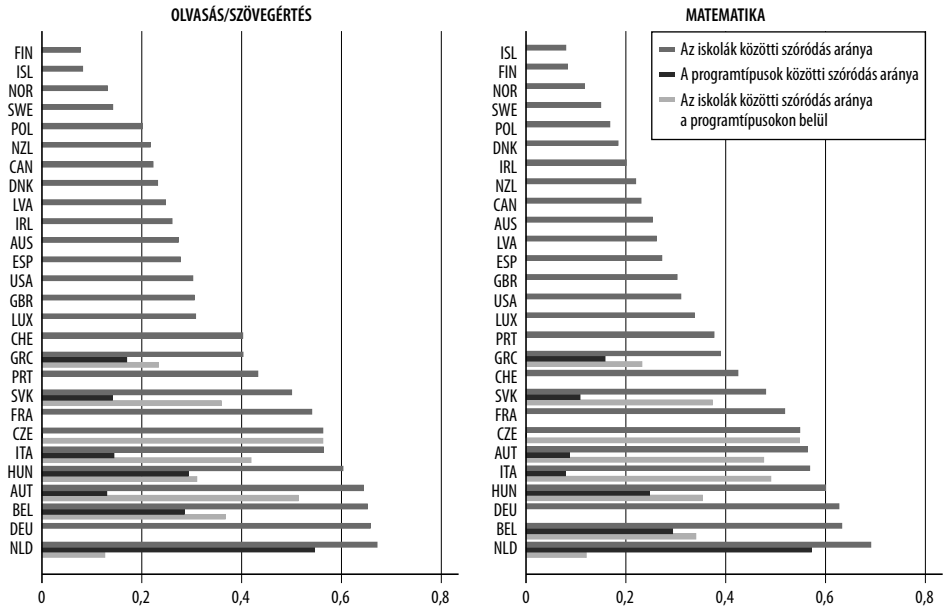
Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

közül Bulgáriában tűnnek a legerősebbnek, míg Szlovéniában, a balti országokhoz hasonlóan viszonylag kis mértékűek az iskolák közötti különbségek.

Az alsó középfokú kiterő után vizsgáljuk meg kicsit részletesebben az iskolák közötti különbségeket a PISA-adatok alapján. A fentihez hasonló szórásелемzés eredményeit mutatja a 6. ábra. Mivel itt a mintában szereplő diákok különböző évfolyamokon tanulnak, a mintavétel sajátosságaiból adódóan a minta évfolyamok szerinti összetétele befolyásolhatja az iskolák közötti különbségek becslést mértékét. Ha például az egyik országban nagyobb az évfolyamok szerinti szóródás, és a mintába egy-egy iskolából csak azonos évfolyamon tanulók kerülnek be, akkor az alsóbb és felsőbb évesek közötti teljesítménykülönbség is növeli az iskolák közötti szóródás arányát az olyan országokkal összevetve, ahol a minta zömében egyetlen évfolyamra korlátozódik. Ennek a hatásnak a kiszűrése érdekében a szórásелемzést elvégeztük az egyes országok medián évfolyamain tanuló diákokra szűkített mintán is (7. ábra). A mintában szereplő iskolák számát és a medián diák évfolyamait a Függelék F1. táblázata közli. Ez a becslés az előzőhöz hasonló, de valamivel tisztább képet mutat; határozottabban elkülönül egymástól a nagy, illetve közepes vagy kicsi iskolák közötti különbségeket mutató országok csoportja. Magyarország, Hollandiával, Német-

6. ÁBRA

Az iskolák és programtípusok közötti szóródás aránya az olvasás/szövegértés és matematika pontszámok teljes szóródásán belül, PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: a programtípusok közötti és a programtípusokon belül az iskolák közötti szóródás azon országok esetében szerepel, ahol a PISA-adatbázisban több programtípus szerepel és ezek közül legalább kettőben a diákok részaránya a mintában eléri a 15 százalékot.

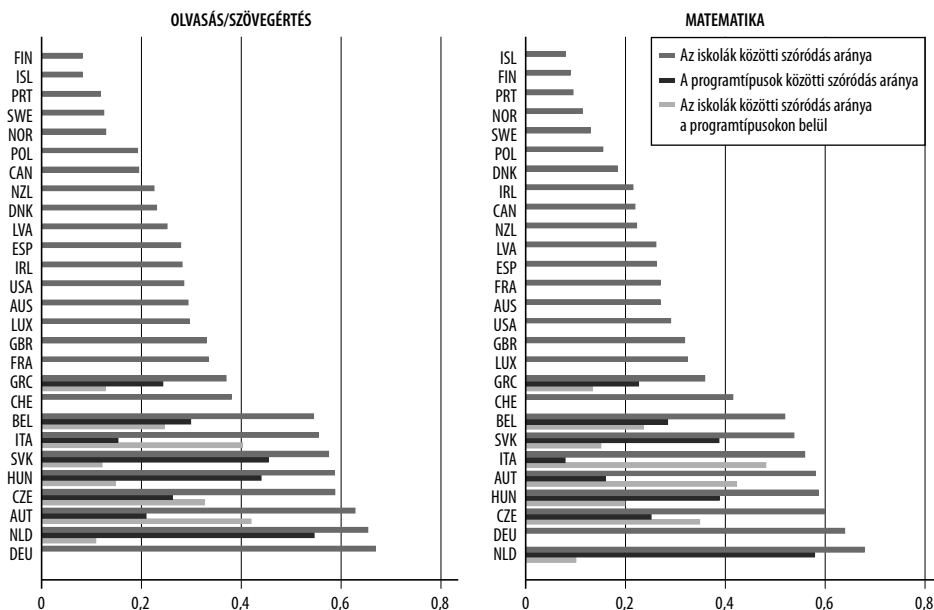
országgal, Belgiummal, Ausztriával, Olaszországgal, Csehországgal és Szlovákiával együtt abba a csoportba tartozik, ahol különösen magas az iskolák közötti szóródás az iskolán belüli szóródáshoz mérten. A másik póluson az iskolák közötti különbségek a skandináv országokban a legkisebbek.

Azon országok esetében, ahol a nemzetközi ISCED (*International Standard Classification of Education*) besorolás szerint egynél több programtípusban¹¹ tanulnak a diákok (és ezek között nem az egyikben tanul a túlnyomó többség), az ábrákon szerepel a programtípusok közötti szóródás részaránya, illetve az iskolák közötti, de programtípuson belüli szóródás

¹¹ Az ISCED szerint három csoportba vannak besorolva a programok: általános, szakképzést előkészítő és szakképző. Fontos megjegyezni, hogy az ISCED szerinti besorolást (jelen esetben az alsó középfok és a felső középfok megkülönböztetését) itt nem vettük figyelembe, azaz például Magyarországon az általános iskolai és gimnáziumi programok ugyanabba a csoportba, az általános orientációjú programok közé kerültek.

7. ÁBRA

Az iskolák és programtípusok közötti szóródás aránya az olvasás/szövegértés és matematika pontszámok teljes szóródásán belül, az egyes országok medián évfolyamain tanulókra, szűkített minta, PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: a programtípusok közötti és a programtípusokon belül az iskolák közötti szóródás azon országok esetében szerepel, ahol a PISA-adatbázisban több programtípus szerepel és ezek közül legalább kettőben a diákok részaránya a mintában eléri a 15 százalékot.

részaránya is. Azaz ebben az esetben a teljes szóródást három részre bontjuk; a programtípusok közötti, a programtípusokon belül az iskolák közötti és az iskolákon belüli részre. Jól látható, hogy azokban az országokban, ahol többféle programtípusban tanulnak a diákok, jellemzően magasabb az iskolák közötti különbségek mértéke.¹² Úgy tűnik, hogy a programtípusok közötti szelekció nagyban hozzájárul ahhoz, hogy az azonos iskolákban, pontosabban az azonos osztályokban¹³ tanulók hasonló teljesítményt érnek el.

¹² Németország esetében, ahol közzismerten három fő programtípusban folyik a középfokú képzés, ez nem jelenik meg a PISA-adatbázisban, itt tehát egyfajta adathibáról van szó.

¹³ A mintavétel sajátosságai miatt az osztályok homogenitása is az iskolák homogenitásaként jelenik meg az adatokban, hiszen egy iskolából egy osztály került be a mintába. Ezért ha különböző programtípusokban folyik is a képzés egy adott iskolában (ahogy Magyarországon ez gyakori), a mintában rendszerint ezek közül csak az egyik jelenik meg.

Ugyanakkor a többféle programtípust működtető országok sem mutatnak egységes képet, ha az iskolák közötti különbségek becslésénél a programokat is figyelembe vesszük. A 7. ábrán látható, hogy három országban – Hollandiában, Magyarországon és Szlovákiában – különösen magas a programtípusok közötti szóródás részaránya, és viszonylag alacsony az iskolák közötti szóródásé a programtípusokon belül. Ez minden bizonnyal összefügg azzal, hogy a szóban forgó országok közül ebben a háromban működik háromféle programtípus, a többiben a csak kettő (Függelék F1. táblázat).¹⁴ Ezekben az országokban tehát a teljes iskolák közötti szóródás magas aránya nem annyira az egyes iskolák közötti nagy különbségeket, hanem sokkal inkább egy nagyon erősen szelektív intézményi jellemző hatását tükrözik. Különösen érdekes ez Magyarország esetében, hiszen gyakran találkozhatunk azzal a véleménnyel, hogy a középfokú programok közötti különbségek háttérbe szorulnak az egyes iskolák közötti erősödő különbségekkel szemben. Eközben a PISA-minta iskolái közötti különbségek a programtípusokon belül Magyarországon csekélynek mondhatók.

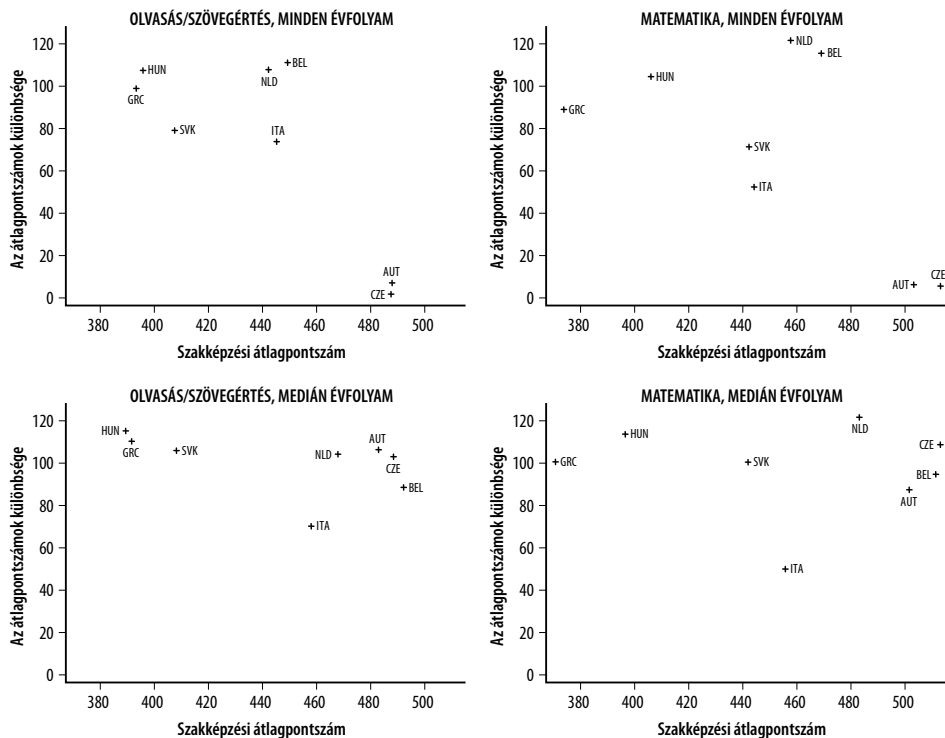
A programtípusok közötti különbségeket tekintve, érdemes röviden megvizsgálni a diákok átlagos tesztpontszámait is. A 8. ábra a szakképző és nem szakképző programokban tanulók átlageredményeit mutatja be, a teljes és a medián évfolyamokra szűkített mintán. A magyar adatok két tekintetben tűnnek ki. Egyrészt Magyarországon az egyik legmagasabb a szakképző és nem szakképző programokban tanulók eredményei közötti különbség. Mind olvasás/szövegértésben, mind matematikában a szakiskolások száz pontot, azaz a nemzetközi adatbázisban egyszórásnyit jóval meghaladó mértékben maradnak el a középiskolásoktól. Még kiugróbb tény azonban az, hogy Görögország mellett Magyarországon a legalacsonyabb a szakképző programokban tanulók átlagos pontszámának szintje. Ezt részben magyarázhatja a tanulók évfolyamok közötti megoszlása (a vizsgált hét ország közül egyedül Magyarországon a 9. a medián évfolyam, a többi esetben a 10.), de csak részben: egy évfolyam átlagosan 50–70 pontot jelent a diákok teljesítményében, azonban a szakképző programok esetében, illetve Magyarországon általában a 9. és 10. évfolyamon tanulók közötti különbség 25 pont alatt van. A szakiskolások diákok átlagos teljesítménye azonban abszolút értelemben is nagyon alacsony: a nemzetközi elemzésekben meghatározott hat teljesítményszint közül a másodiknak felel meg, azaz az átlagos diák csak a legegyszerűbb olvasás/szövegértési és matematikai feladatok megoldására képes. Összességében a szakiskolákban tanulók a középiskolásokétól messze elmaradó és abszolút értelemben is alacsony teszteredményei azt vetítik előre, hogy a szakmunkás végzettséget szerzők nemzetközi összehasonlításban is alacsony szintű emberi tőkével lépnek a munkaerőpiacra. Úgy tűnik, az általános oktatási színvonal eltérései kevésbé magyarázzák a szakképzésben tanulók teljesítményét, sokkal inkább a két képzési ág közötti különbség mértéke a döntő.

Érdemes azt is megvizsgálnunk, hogy a magyar szakiskolások alacsony teljesítményszintje mennyiben magyarázható a diákok esetlegesen eltérő társadalmi háttér szerinti összeté-

¹⁴ Ausztria kivételt jelent, itt összességében háromféle programtípusban tanulnak a diákok, de a 10. medián évfolyamon ezek közül csak kettő van jelen (szakképzésre előkészítő programban tanulók csak a 9. évfolyamon vannak a mintában).

8. ÁBRA

A nem szakképző és szakképző programok átlagpontszámainak különbsége és a szakképző programokban tanulók átlagpontszáma az összes évfolyamon és a medián évfolyamon, PISA (2003)



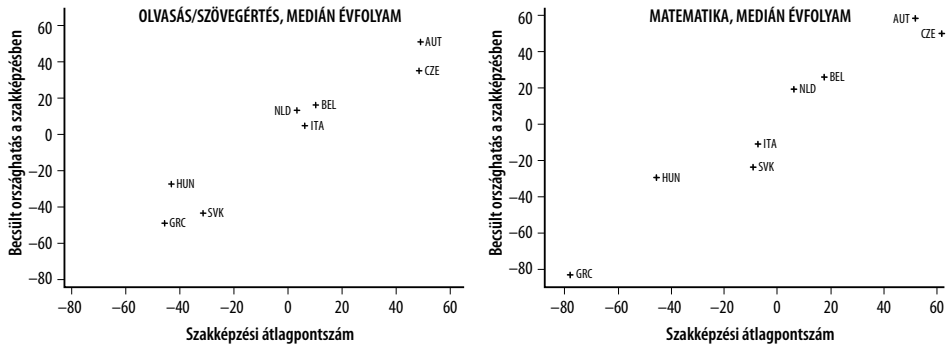
Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: csak azok az országok, ahol a PISA-adatbázisban több programtípus szerepel és ezek közül legalább kettőben a diákok részaránya a mintában eléri a 15 százalékot.

telével. A 9. ábra az (1) egyenlethez hasonló regressziós becslések eredményeit mutatja be, ezúttal csak a szakképző programokra vonatkozóan (a becsléseket lásd a Függelék F5. táblázatában). A becslések azt mutatják, hogy a magyar szakiskolások alacsonyabb teljesítménye kis részben a diákok eltérő összetételével magyarázható. Az összetételhatás abból adódik, hogy a szakképző programokban tanuló magyar diákok szüleinek átlagos iskolázottsága valamivel alacsonyabb, mint a többi országban (lényegesen kisebb a diplomás szülők aránya), és Magyarországon a mintabeli diákok nagyobb arányban tanulnak 9. évfolyamon. Az eltérő társadalmi háttér és évfolyam azonban messze nem magyarázza meg a magyar szakiskolások alacsony teljesítményét: nemzetközi összehasonlításban az összetételhatást

9. ÁBRA

Becsült országhatás és a szakképző programokban tanulók átlagpontszáma (eltérés a nemzetközi átlagtól), PISA (2003)



Rövidítések: AUS: Ausztrália; AUT: Ausztria; BEL: Belgium; BGR: Bulgária; CAN: Kanada; CHE: Svájc; CYP: Ciprus; CZE: Csehország; DEU: Németország; DNK: Dánia; ESP: Spanyolország; EST: Észtország; FIN: Finnország; FRA: Franciaország; GBR: Nagy-Britannia; ENG: Anglia; GRC: Görögország; HUN: Magyarország; IRL: Írország; ISL: Izland; ITA: Olaszország; LUX: Luxemburg; LVA: Lettország; LTU: Litvánia; NLD: Hollandia; NOR: Norvégia; NZL: Új-Zéland; POL: Lengyelország; PRT: Portugália; ROM: Románia; SCO: Skócia; SVK: Szlovákia; SVN: Szlovénia; SWE: Svédország; USA: Egyesült Államok.

Megjegyzés: a Függelék F5. táblázat becsei alapján. Csak azok az országok, ahol a PISA-adatbázisban több programtípus szerepel és ezek közül legalább kettőben a diákok részaránya a mintában eléri a 15 százalékot.

figyelembe véve is lényegében ugyanolyan alacsony a magyar diákok teljesítménye (9. ábra). Ennek okait minden bizonnyal az általános iskolákban, illetve a szakiskola és középiskola közötti erős tanulmányi teljesítmény szerinti szelekcióban kell keresnünk.

Következtetések

A tanulmány a magyar közoktatás teljesítményét vizsgálta nemzetközi összehasonlításban a PISA-program 2003. évi adatai alapján, leíró jelleggel. Az elemzés során a PISA-felvételben részt vevő országok egy szűkebb csoportjával (EU-tagországok, nem EU-tag nyugat-európai országok és az Európán kívüli angolszász országok) összevetve vizsgáltuk a magyar közoktatást. A legfontosabb következtetések hét pontban foglalhatók össze.

1. Érdemes megkülönböztetni egymástól a diákok nyers átlagpontszámát és az oktatás minőségét. Az utóbbit fix országhatásokat tartalmazó regressziós modellekkel becsültük, amelyekkel kiszűrtük a diákok megfigyelhető jellemzők szerinti összetételének különbségeit. Ha az évfolyamok szerinti összetételt is figyelembe vesszük, a magyar oktatás minősége kismértékben jobbnak tűnik annál, mint amit a pontszámok átlaga mutat (az oktatás becsült minősége nemzetközi összehasonlításban átlagosnak mondható).

2. Lehetséges, hogy az oktatás minősége Magyarországon valamelyest meg is haladja az országok átlagát, amennyiben a diákok tanulásának fontos inputja a szülők emberi tőkéje és ennek a becsült országok közötti eltéréseit is figyelembe vesszük.

3. Magyarországon különösen erős a családi háttér hatása a diákok teljesítményére. Ez súlyos méltányossági probléma, az alacsony szintű esélyegyenlőség jele. Nemzetközi összehasonlításban a diplomás szülők gyermekeinek teljesítménye valamivel az átlag feletti, az alacsonyabb iskolázottságúak gyermekeinek hátránya a diplomásokhoz mérten azonban lényegesen nagyobb, mint a többi vizsgált országban átlagosan.

4. Az alacsony szintű esélyegyenlőség ellenére a pontszámok megoszlásának egyenlőtlensége átlagosnak tekinthető Magyarország esetében. Bár az iskolázott és iskolázatlan szülők gyermekei között jelentős teljesítménykülönbség van, a jól és gyengén teljesítő diákok között csak átlagos. Ez nem az egyéni jellemzők összetételének sajátosságai (például kevés bevándorló család) miatt van így, az összetétel hatását kiszűrve sem kerül előrébb Magyarország az egyenlőtlenségi rangsorban.

5. Magyarországon nagy részt tesznek ki az iskolák közötti különbségek a tanulói teljesítmény teljes szóródásában, de ez elsősorban a középfokú programtípusok közötti különbségből adódik. A programtípusokon belül kisebb mértékűek az egyes iskolák közötti különbségek. Fontos hangsúlyozni, hogy mivel a 15 évesek zöme Magyarországon a középfokú tanulmányai elején tart, az iskolák között itt megfigyelt különbségek mértéke nem lehet sem az alacsony átlagteljesítmény, sem a gyenge esélyegyenlőség kiváltó oka.

6. A TIMSS 2003. évi hullámának adatai azt mutatják, hogy nyolcadik évfolyamon az iskolák közötti különbségek a tanulók teljesítményét tekintve nemzetközi összehasonlításban átlagos mértékűek. Úgy tűnik, hogy az általános iskolai szegregáció következményei nemzetközi összehasonlításban nem vezetnek kiugróan nagy különbségekhez a jó és a gyenge iskolák között.

7. Végül, a szakképző és nem szakképző programokban tanuló diákok átlagos teljesítménye között Magyarországon nemzetközi összehasonlításban jelentős különbség figyelhető meg. Ennél is nagyobb aggodalomra ad okot a szakképző programban tanulók kiugróan alacsony átlagteljesítménye. Ez a gyenge teljesítmény nem vezethető vissza a szakiskolában tanulók megfigyelhető egyéni jellemzők szerinti összetételére, feltételezhetően a szakiskola és középiskola közötti erős tanulmányi teljesítmény szerinti szelekció következménye.

HIVATKOZÁSOK

- AMMERMUELLER, A. [2004]: PISA: What Makes the Difference? Explaining the Gap in PISA Test Scores Between Finland and Germany, ZEW Discussion Paper, 04-04.
- AMMERMUELLER, A. [2005a]: Educational opportunities and the role of institutions. ZEW Discussion Paper, 05-44.
- AMMERMUELLER, A. [2005b]: Poor background or low returns? Why immigrant students in Germany perform so poorly in PISA? ZEW Discussion Paper, 05-18.
- ARIGA, K.–BRUNELLO, G. [2007]: Does secondary school tracking affect performance? Evidence from IALS, IZA Discussion Paper, 2643.
- BISHOP, J. H. [1997]: The effect of national standards and curriculum-based exams on achievement, American Economic Review, Papers and Proceedings, 87/2. 260–264.
- CLOTFELTER, C. T.–LADD, H. F. [1996]: Recognizing and Rewarding Success in Public Schools. Megjelent: *Ladd, H. F. (szerk.): Holding Schools Accountable*. Brookings Institution, Washington, 23–64. o.
- FERTIG, M. [2003]: Who's to Blame? The Determinants of German Students' Achievement in the PISA 2000 Study. RWI Discussion Paper, 4.
- FERTIG, M. [2004]: What can we learn from international student performance studies? Some methodological remarks. RWI Discussion Papers, 23.
- FERTIG, M.–SCHMIDT, C. M. [2002]: The Role of Background Factors For Reading Literacy: Straight National Scores in the PISA 2000 Study. IZA Discussion Paper, 545.
- FITZ-GIBBON, C. T. [1996]: Monitoring education: indicators, quality and effectiveness. Cassell, London.
- FUCHS, TH.–WOESSMANN, L. [2004]: What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-Examination Using PISA Data. IZA Discussion Paper, 1287.
- HANUSHEK, E. A. [1986]: The Economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24. 1141–1177. o.
- HANUSHEK, E. A.–WOESSMANN, L. [2005]: Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries, CESifo Working Paper, 1415.
- JENKINS, S. P.–MICKLEWRIGHT, J.–SCHNEPE, S. V. [2006]: Social segregation in secondary schools. How does England compare with other countries? IZA Discussion Paper, 1959.
- KERTESI GÁBOR–VARGA JÚLIA [2005]: Foglalkoztatottság és iskolázottság Magyarországon, *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz. 633–662. o.
- OECD [2000]: Literacy in the information age. Final report of the international adult literacy survey. OECD, Párizs.
- OECD [2004]: Learning for tomorrow's world. First results from PISA (2003). OECD, Párizs.
- MARTIN, M. O.–MULLIS, I. V. S.–GONZALEZ, E. J.–CHRSTOWSKI, S. J. [2004]: TIMSS 2003 International science report. Findings From IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- MEYER, R. H. [1997]: Value-Added Indicators of School Performance: A Primer, *Economics of Education Review*, 16(3), 283–301.
- MICKLEWRIGHT, J. [1999]: Education, Inequality and Transition, *Economics of Transition*, 7. 342–376. o.
- MICKLEWRIGHT, J.–SCHNEPE, S. V. [2004]: Educational achievement in english-speaking countries. Do different surveys tell the same story? IZA Discussion Paper, 1186.

- MICKLEWRIGHT, J.–SCHNEPE, S. V. [2006]: Inequality of learning in industrialised countries, IZA Discussion Paper, 2517.
- MULLIS, I. V. S.–MARTIN, M. O.–GONZALEZ, E. J.–CHROSTOWSKI, S. J. [2004]: TIMSS 2003 International mathematics report. Findings From IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- ROE, A.–TAUBE, K. [2003]: Reading achievement and gender differences. Megjelent: *Lie, S.–Linna-kyla, P.–Roe, A.* (szerk.): Northern lights on Pisa. OECD, Párizs, 21–38. o.
- SCHNEPE, S. V. [2004]: Gender equality in educational achievement. An East-West comparison. IZA Discussion Paper. 1317.
- SCHUETZ, G.–URSPRUNG, H. W.–WOESSMANN, L. [2005]: Educational policy and equality of opportunity. CESifo Working Paper, 1518.
- TEDDLIE, C.–REYNOLDS, D.–SAMMONS, P. [2000]: The methodology and scientific properties of school effectiveness research. Megjelent: *Teddlie, C.–Reynolds, D.* (szerk.): The international handbook of school effectiveness research. Routledge, London, 55–133. o.
- TODD, P.–WOLPIN, K. [2003]: On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *Economic Journal*, 113. F3–F33.
- WEST, M. R.–WOESSMANN, L. [2003]: Which school systems sort weaker students into smaller classes? International evidence. IZA Discussion Paper, 744.
- WOESSMANN, L. [2003]: Schooling resources, educational institutions and student performance. The international evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65. No 2. 117–170. o.
- WOESSMANN, L. [2004]: How equal are educational opportunities? Family background and student achievement in Europe and the US. CESifo Working Paper, 1162.
- WOESSMANN, L. [2005]: Europe's school. Educational production in Europe. *Economic Policy*, Vol. 20. No. 43. 445–504. o.

Függelék

F1. TÁBLÁZAT
A minta jellemzői a vizsgált országokban, PISA (2003) és TIMSS (2003) 8. évfolyam

Ország	PISA (2003)							TIMSS (2003) 8. évfolyam	
	diákok száma	iskolák száma	ISCED szerinti programtípusok száma*	medián évfolyam	medián évfolyam, diákok száma	medián évfolyam, iskolák száma	medián évfolyam, programtípusok száma*	diákok száma	iskolák száma
Ausztrália	12 551	321	0	10	8 982	315	0	4791	207
Ausztria	4 597	193	3	10	2 383	142	2		
Belgium	8 769	277	2	10	5 797	263	2		
Belgium (Flandria)								4970	144
Bulgária								4117	164
Ciprus								4002	59
Csehország	6 320	260	2	10	3 406	144	2		
Dánia	4 218	206	0	9	3 731	194	0		
Egyesült Államok	5 456	274	0	10	3 339	254	0	8912	232
Észtország								4040	151
Finnsország	5 796	197	0	9	5 067	197	0		
Franciaország	4 300	170	0	10	2 586	110	0		
Görögország	4 627	171	2	10	3 460	100	2		
Hollandia	3 986	154	3	10	2 027	147	3	3065	130
Írország	3 880	145	0	9	2 362	144	0		
Izland	3 350	129	0	10	3 350	129	0		
Kanada	2 7220	1086	0	10	22 080	969	0		
– Ontario és Quebec								8628	361
Lengyelország	4 383	166	0	9	4 196	160	0		
Lettország	4 627	157	0	9	3 459	150	0	3630	140
Litvánia								4964	143
Luxemburg	3 923	29	0	9	2 195	27	0		
Magyarország	4 765	253	3	9	3 022	143	3	3302	155
Nagy-Britannia	9 535	383	0	11	6 384	383	0		
– Anglia								2830	87
– Skócia								3516	128
Németország	4 660	216	0	9	2 706	207	0	4970	144
Norvégia	4 064	182	0	10	4 026	175	0	4133	138
Olaszország	11 639	406	2	10	9 562	381	2	4278	171
Portugália	4 608	153	0	10	2 900	107	0		
Románia								4104	148
Spanyolország	1 0791	383	0	10	7 951	382	0		
– Baszkföld								2514	115
Svájc	8 420	445	0	9	5 910	406	0		
Svédország	4 624	185	0	9	4 420	172	0	4256	159
Szlovákia	7 346	281	3	10	4 530	156	3	4215	179
Szlovénia								3578	174
Új-Zéland	4 511	173	0	10	4 019	171	0	3801	169

* Csak azon országok esetében, ahol a PISA-adatbázisban több programtípus szerepel, és ezek közül legalább kettőben a diákok részaránya a mintában eléri a 15 százalékot.

F2. TÁBLÁZAT

Az 1988-ban 18–40 éves korosztályok átlagos olvasás/szövegértési pontszámai nem és iskolai végzettség szerint a PISA (2003) adatfelvételben is szereplő országokban, IALS

Ország	Férfiak			Nők		
	alsó középfokú végzettség	felső középfokú végzettség	felső fokú végzettség	alsó középfokú végzettség	felső középfokú végzettség	felső fokú végzettség
Belgium	253,1	287,2	320,3	249,5	281,9	316,3
Csehország	271,2	307,1	326,3	261,6	301,0	315,4
Dánia	272,5	296,0	320,5	258,8	291,7	311,3
Egyesült Államok	186,5	261,7	312,4	175,1	280,4	311,2
Finnország	258,9	289,4	324,5	263,2	296,5	318,6
Hollandia	265,5	305,1	316,7	264,6	302,3	315,4
Írország	243,9	292,6	309,8	239,2	282,1	298,1
Lengyelország	214,6	267,6	292,4	211,5	257,5	276,7
Magyarország	217,0	256,0	293,5	223,4	259,2	287,9
Nagy-Britannia	258,9	287,3	324,4	253,6	287,9	308,1
Németország	280,2	301,0	327,0	281,2	294,3	317,0
Norvégia	271,2	294,1	323,4	260,1	291,9	324,2
Olaszország	225,5	278,2	294,2	215,3	270,7	289,8
Svájc	213,1	285,7	303,8	221,6	285,7	303,2
Svédország	279,3	313,5	333,2	269,0	304,3	328,2
Új-Zéland	255,0	294,0	304,6	247,6	288,3	305,1

F3. TÁBLÁZAT

Az olvasás/szövegértés és matematika teszt eredmények regressziós becslése, PISA (2003)

Változó	Olvasás/szövegértés				Matematika			
	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Nem: lány	38,062 0,329	34,125 0,342	35,711 0,465	32,141 0,468	-7,737 0,331	-11,942 0,332	-8,620 0,472	-12,452 0,467
<i>Az anya iskolázottsága (ref.: ISCED 3a,b)</i>								
Alsó fok	-32,055 0,624	-26,269 0,585	-	-	-31,634 0,630	-25,430 0,569	-	-
Alsó középfok	-20,010 0,493	-17,276 0,478	-	-	-18,642 0,516	-15,760 0,499	-	-
Felső középfok (ISCED 3c)	-10,699 0,590	-11,877 0,532	-	-	-9,406 0,555	-10,606 0,505	-	-
Felsőfok	11,486 0,401	9,929 0,370	-	-	13,648 0,407	12,070 0,369	-	-
IALS-pontszám	-	-	0,530 0,009	0,468 0,008	-	-	0,538 0,009	0,471 0,009
<i>Az apa iskolázottsága (referencia: ISCED 3a,b)</i>								
Alsó fok	-21,238 0,556	-17,760 0,497	-	-	-18,476 0,566	-14,754 0,503	-	-
Alsó középfok	-10,507 0,519	-8,916 0,483	-	-	-10,256 0,473	-8,557 0,452	-	-
Felső középfok (ISCED 3c)	-4,597 0,535	-5,702 0,481	-	-	-3,893 0,539	-5,038 0,483	-	-
Felsőfok	16,369 0,372	15,056 0,347	-	-	18,077 0,369	16,721 0,348	-	-
IALS-pontszám	-	-	0,499 0,008	0,450 0,007	-	-	0,520 0,008	0,469 0,007

AZ F3. TÁBLÁZAT FOLYTATÁSA

Változó	Olvasás/szövegértés				Matematika			
	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Egyszülős család	-18,189 0,307	-14,797 0,296	-20,190 0,466	-17,352 0,430	-19,223 0,284	-15,594 0,285	-21,573 0,426	-18,488 0,409
Bevándorló diák	-20,727 0,801	-12,261 0,757	-21,964 1,103	-12,975 1,001	-18,233 0,801	-9,100 0,746	-19,824 1,151	-10,042 0,994
Bevándorló szülő	-10,235 0,530	-9,029 0,462	-11,134 0,783	-9,591 0,728	-12,192 0,558	-10,931 0,509	-14,902 0,874	-13,295 0,819
Más otthon beszélt nyelv	-24,049 0,707	-22,944 0,583	-22,203 1,082	-21,643 0,991	-15,176 0,795	-14,250 0,688	-12,613 1,194	-11,989 1,077
8. vagy alacsonyabb évfolyam	-	-65,003 0,662	-	-68,808 0,997	-	-69,503 0,645	-	-74,845 1,024
10. vagy magasabb évfolyam	-	50,686 0,533	-	48,410 0,778	-	53,939 0,526	-	52,099 0,720
Országdummyk	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Konstans	469,606 1,103	460,500 1,146	201,769 2,911	221,646 2,720	497,937 1,292	488,222 1,340	223,599 2,941	244,827 2,758
N	182 999	182 999	182 999	182 999	182 999	182 999	182 999	182 999
R ²	0,1608	0,2404	0,1486	0,2188	0,1439	0,2329	0,1301	0,2092

Megjegyzés: dőlt számmal a standard hibák. Minden paraméter 1 százalékos szinten szignifikáns.

F4. TÁBLÁZAT

A diákok olvasás/szövegértés és matematika teszt eredményeinek regressziós becslése, PISA (2003)

Változó	Magyarország		Többi ország	
	olvasás/szövegértés	matematika	olvasás/szövegértés	matematika
Nem: fiú	-30,686 1,293	9,050 1,340	-35,654 0,330	10,907 0,335
<i>Az anya iskolázottsága (referencia: felsőfok)</i>				
Alsó fok	-117,462 8,018	-100,651 7,757	-42,618 0,618	-44,509 0,637
Alsó középfok	-64,101 2,913	-73,417 2,823	-29,682 0,495	-27,277 0,508
Felső középfok (ISCED 3c)	-43,260 2,224	-52,817 2,422	-22,323 0,523	-17,179 0,546
Felső középfok (ISCED 3a,b)	-22,357 1,498	-30,712 1,572	-14,284 0,396	-14,890 0,377
<i>Az apa iskolázottsága (referencia: felsőfok)</i>				
Alsó fok	-88,625 5,630	-94,403 5,439	-34,345 0,452	-38,471 0,471
Alsó középfok	-44,503 3,257	-53,058 3,217	-24,441 0,473	-27,889 0,462
Felső középfok (ISCED 3c)	-33,903 1,872	-38,990 2,208	-24,919 0,600	-20,951 0,572
Felső középfok (ISCED 3a,b)	-27,003 1,755	-33,351 2,053	-17,751 0,366	-20,559 0,356
Egy szülő	-10,111 1,547	-10,163 1,583	-16,112 0,330	-19,237 0,334
Bevándorló diák	-7,432+ 4,807	-17,732 5,731	-15,980 0,748	-14,327 0,730
Bevándorló szülő	7,245+ 4,042	5,869+ 5,040	-4,571 0,484	-5,153 0,529

AZ F4. TÁBLÁZAT FOLYTATÁSA

Változó	Magyarország		Többi ország	
	olvasás/szövegértés	matematika	olvasás/szövegértés	matematika
Más otthon beszélt nyelv	-70,456	-23,462	-18,210	-7,357
	8,114	8,847	0,560	0,678
8. vagy alacsonyabb évfolyam	-56,807	-70,886	-64,346	-67,385
	3,254	3,341	0,776	0,727
10. vagy magasabb évfolyam	23,791	35,902	23,811	23,038
	1,215	1,241	0,368	0,356
Konstans	549,189	544,920	544,257	527,269
	2,136	2,438	0,461	0,492
<i>N</i>	4765	4765	177940	177 940
<i>R</i> ²	0,2673	0,2915	0,1826	0,1456

Megjegyzés: dőlt számmal a standard hibák. Minden paraméter 1 százalékos szinten szignifikáns, a +jellel jelöltek kivételével.

F5. TÁBLÁZAT

A szakképzésben tanuló diákok olvasás/szövegértés és matematika teszt eredményeinek regressziós becslése, PISA (2003)

Változó	Olvasás/ szövegértés	Matematika	Változó	Olvasás/ szövegértés	Matematika
Nem: lány	30,027	-19,659	<i>Országdummyk (referencia: Magyarország)</i>		
	1,179	1,153	Ausztria	78,210	87,269
<i>Az anya iskolázottsága (ref.: ISCED 3a,b)</i>				3,604	3,561
Alsó fok	-17,389	-19,266	Belgium	43,531	55,087
	1,622	1,489		3,364	3,294
Alsó középfok	-11,410	-7,831	Csehország	62,280	78,922
	1,245	1,121		3,148	3,429
Felső középfok (ISCED 3c)	-7,163	-6,045	Görögország	-21,534	-53,230
	1,307	1,179		3,769	3,311
Felsőfok	5,814	3,101	Olaszország	32,039	18,304
	1,135	1,105		3,507	3,451
<i>Az apa iskolázottsága (ref.: ISCED 3a,b)</i>			Hollandia	40,629	48,442
Alsó fok	-13,602	-12,764		3,297	3,286
	1,403	1,328	Szlovákia	-15,892	5,771+
Alsó középfok	-6,966	-4,757		3,878	4,043
	1,094	1,066	Konstans	389,311	415,358
Felső középfok (ISCED 3c)	-8,195	-9,181		2,908	3,036
	1,191	1,284	<i>N</i>	21337	21337
Felsőfok	2,050+	0,495+	<i>R</i> ²	0,2114	0,2617
	1,108	1,086			
Egyszülős család	-5,940	-9,278			
	0,881	0,746			
Bevándorló diák	-13,529	-9,450			
	2,487	2,391			
Bevándorló szülő	-21,576	-22,669			
	1,384	1,332			
Más otthon beszélt nyelv	-1,095+	5,100			
	1,896	1,728			
10. vagy magasabb évfolyam	31,354	38,413			
	1,056	0,923			

Megjegyzés: dőlt számmal a standard hibák. Minden paraméter 1 százalékos szinten szignifikáns, a +jellel jelöltek kivételével.

Nem csupán a rendszerváltás következménye* A szakiskolai képzés hanyatló hozadékai mögött álló okok Magyarországon

KÉZDI GÁBOR

Vajon az állami középfokú oktatás feladata-e az, hogy az egyént munkahely-specifikus képességekkel vértesse fel? E kérdés az oktatás-gazdaságtan irodalmának régi vitatémája. Számos kutató érvel amellett, hogy a formális oktatási rendszernek a hangsúlyt az általános képességek átadására kellene helyeznie, és hogy a specifikus képességeket az egyén már a pályája során sajátítsa el. *Psacharopoulos* [1997] amellett érvel például, hogy egyes kormányok számos társadalmi és gazdasági probléma megoldását a szakiskolai oktatásban látták (középfokú oktatás, erőteljes hangsúllyal a specifikus képességeken), ez a képzés azonban a neki szánt célok egyikét sem tudta elérni. *Bonnal–Mendes–Sofer* [2002] a francia példán mutatja be, hogy a gyakornokság – a szakiskolai képzés jóval rugalmasabb formája – a relatíve alulképzett fiatalok foglalkoztatásában hatékonyabb, mint a formális szakiskolai képzés. Ezek a rugalmasabb formák az adófizetők számára is megtakarítást jelenthetnek. *Tsang* [1997] mindemellett megmutatja, hogy a középfokú szakiskolai oktatás költségesebb, mint az általános középfokú oktatás és a munkahelyen történő képzés együttesen. Másrésről *Bishop* [1998] amellett érvel, hogy a munkahely-specifikus képzés rendkívül fontos a hosszú távú termelőfoglalkoztatottság szempontjából. *Neuman–Ziederman* [2003] érvelése szerint bizonyos esetekben a központilag tervezett szakiskolai képzés elérheti ezt a célt.

Joggal gondolhatjuk, hogy a szakiskolai képzésben megszerezhető munkahely-specifikus képességek idővel elavulttá válnak. A technológiai változás azoknak kedvez, akik tovább tudják fejleszteni képességeiket. Az egyes munkahelyeken alkalmazott legmagasabb szintű technológiát tekintve, arra jutunk, hogy a szakiskolai képzés nagy valószínűséggel nem elegendő a szükséges általános képességek megszerzéséhez. Emiatt a szakiskolákban végzetek hátrányban lesznek, amint az új technológiák megjelenése képességeik továbbfejlesztését követelné tőlük. *Autor–Katz–Kearney* [2006] szerint a jelenlegi technológiai fejlődés közvetlenül helyettesíti azokat a rutinszerű feladatokat, amelyek számos közepes bért kínáló szakmához szükségesek. Azok a dolgozók, akiknek képességei csupán az ilyen jellegű feladatok elvégzésére elegendők, relatív bérük csökkenését tapasztalhatták, mivel a munkahelyük által megkövetelt képességek megváltoztak. Ezek a változások nem érintették a legkevesebb képzettséget igénylő fizikai jellegű (általában szolgáltatáshoz kapcsot-

* Ezt a kutatást a CERGE-EI ösztöndíja támogatta, a Global Development Network programjának keretében. A tanulmány megállapításai a szerző saját álláspontját tükrözik, sem a CERGE-EI, sem a GDN nem hagyta azokat jóvá. Elsőként köszönet illeti a két névtelen bírálót, értékes észrevételeikért. A szerző köszönetet mond továbbá a következő személyeknek: *Libor Dusek, Galasi Péter, Kertesi Gábor, Peter Orazem* és *Varga Júlia* hasznos megfigyeléseikért. *Horn Dániel*et köszönet illeti értékes asszisztensi munkájáért.

lódó) munkákat, de megváltoztatták a korábban szakképesítést igénylő fizikai munkák tartalmát. A szocializmusbeli szakiskolák pedig általában az ilyen típusú foglalkozásokra készítették fel az ott tanulókat.

Ljungqvist–Sargent [1998] a következő jellemzőivel definiálja a dinamikusan változó világot („turbulens idők”): a gyártás domináns szerepét a szolgáltatások veszik át, az új technológiák villámgyorsan elterjednek, és a nemzetközi gazdaság rohamosan változik. A szerzőpáros amellet érvel, hogy míg az európai jóléti rendszerek néhány évtizeddel korábban optimálisak lehettek, a dinamikusan változó világban már nem felelnek meg. Ezzel bizonyos mértékben szembeállítható *Krueger–Kumar* [2004] érvelése, miszerint a jóléti rendszer helyett inkább a specifikus képességek előtérbe kerülése állhat a *Ljungqvist–Sargent* [1998] által leírt jelenség hátterében.

A rendszerváltás a lassú és a rohamos technológiai fejlődés közötti drámai átmenetnek is tekinthető. A munkapiaci átmenet első fázisát a nemzetközi környezet rohamos megváltozása és a szektorok közötti jelentős átstrukturálódás, a második szakaszt a kereslet szerkezetében a képzettebb munkavállalók súlyának növekedése (*skill biased technological change*) jellemezte (például *Kézdi* [2002]). Azt várhatjuk tehát, hogy a szakiskolai képzésben megszerezhető specifikus képességek hozama a rendszerváltás során radikálisan visszaesik.

E tanulmány célja kettős: egyrészt dokumentálja azt, hogy szakiskolai képzésben megszerezhető specifikus képességek hozadéka rohamosan csökkent a rendszerváltás során, másrészt megvizsgálja a jelenség okait, mindkettőt a magyarországi példán. Egy egyszerű számítás segítségével elkülönítem a specifikus képességek hozadékát az általános képességek hozadékától a szakiskolát és középiskolát végzettek körében. A kapott eredmények szerint a rendszerváltás jelentősen megnövelte az általános képességek hozadékát, és jelentősen lecsökkentette a specifikus képességek hozadékát. Sőt, minden jel arra utal, hogy a magyar szakiskolai képzésben megszerzett specifikus képességek már nem is nyújtanak pozitív hozadékot. A kapott eredmények alátámasztják *Krueger–Kumar* [2004] érvelését: az általános képességek sokkal jobban illeszkednek a dinamikusan változó világhoz, mint a specifikus képességek. Az eredmények azt is megmutatják, hogy a szakiskolai képzés hozama az általánosabb középiskolai képzéshez viszonyítva már a szocializmus éveiben is következetesen csökkent az életkorral, és ezt a kapcsolatot a rendszerváltás tovább erősítette.

Mindez arra utal, hogy a szakiskolai képzés fontosságának túlzott hangsúlyozása egy lassabban változó világban sem volt optimális. Az oktatáspolitikai döntéshozókat és a fiatalokat ugyan megtéveszthette az első években megjelenő magas hozadék, ez az előny azonban nagyon gyorsan eltűnt, amint a szakiskolákból kikerült munkavállalók képtelenek voltak továbbfejleszteni képességeiket.

A szakképzés foglalkozási szerkezetének nem megfelelő volta (nem megfelelő „illeszkedése”) a szakiskolai képzés csökkenő hozadékának gyakran idézett oka. Gyanítható, hogy a szocializmusbeli szakiskolai képzés olyan foglalkozásokra készítette fel a munkavállalókat, amelyekre nincs szükség többé. A szakiskolai képzés által kínált foglalkozási struktúrát az esetek többségében valamely tervezőhivatal és a vállalatokkal kötött alku határozta meg. A kimenet nem feltétlenül tükrözi a munkaerő-kereslet foglalkozási szerkezetét, és annak jövőbeli struktúrájától valószínűleg még távolabb áll.

A tanulmány részletesen megvizsgálja a munkahelyi illeszkedési probléma szerepét, és arra a következtetésre jut, hogy a probléma valóban létezik. A szakiskolákból kikerülőkhöz mindössze 45 százaléka dolgozik az eredeti szakmájában. A többiek között egyenlő arányban vannak azok, akik nem dolgoznak, illetve azok, akik szakiskolai képzettséget nem igénylő munkahelyet találtak. Az eredmények ugyanakkor azt is mutatják, hogy az illeszkedési probléma sem az életkorral csökkenő bérhozamért, sem a rendszerváltással járó jelentős leértékelődésért nem okolható.

A szakiskolai képzésben megszerzett specifikus képességek nem azért veszítették el az értéküket, mert a munkaerő-kereslet foglalkozási szerkezete megváltozott. A leértékelődés oka valószínűleg sokkal inkább az, hogy a munkahelyek által igényelt képességek megváltoztak, és a szakiskolákból kikerülő munkavállalók nem szerezték meg a megfelelő általános tudást ahhoz, hogy a képességeiket magasabb szintre fejleszthessék. A kulcskérdés tehát nem a szakiskolai képzés által kínált foglalkozások struktúrája, hanem azok tartalma.

A tanulmány a továbbiakban a következőképpen épül fel. Először háttér-információt nyújt a szakiskolák Magyarországon és más poszt-szocialista országokban betöltött szerepéről, majd röviden ismerteti a felhasznált adatokat. Ezt követően bemutatja a foglalkoztatás alakulását és a szakiskolai képzés bérhozamát Magyarországon, különválasztva az általános és a specifikus képességek hozzáadásait, és elemzi ezeknek a rendszerváltás során bekövetkező változását. A következő alfejezet az illeszkedési probléma lehetséges szerepét vizsgálja. A következtetéseket az utolsó rész tartalmazza.

A háttér

A szocialista Magyarország iskolarendszere nagyon sok hasonlóságot mutatott a régió többi szocialista országának iskolarendszereivel. Az általános iskolai oktatás nyolc kötelező osztályt jelentett. A nyolcadik osztály után a tanulók háromféle iskolatípusba jelentkezhetek. Az általános középiskolákban – ezeket nevezték a régi német rendszerben gimnáziumnak – a tanulók általános oktatásban részesültek, és érettséginek nevezett átfogó záróvizsgálattal fejezték be tanulmányaikat. Egyes specializáltabb középiskolák is biztosították az érettségi megszerzésének lehetőségét a tanulmányok befejezésekor, de ezek munkahely-specifikus szakmai képzést is nyújtottak. A legtöbb ilyen intézmény négyéves volt, de akadtak köztük ötévesek is. A tanítási idő körülbelül egynegyedét munkahely-specifikus tantárgyaknak szentelték, az idő fennmaradó háromnegyed részében pedig általános tantárgyakat oktattak. Az iskolatípusok harmadik fajtája volt a hároméves szakmunkásképző (szakiskola). Itt az idő kétharmadát fordították a specifikus képzésre, az általános tantárgyakra pedig csupán a tanítási idő egyharmada jutott. A szakiskolák nem biztosították az érettségi vizsga lehetőségét a tanulmányok befejeztével. Pedig a sikeres érettségi vizsga nem csupán a legtöbb szellemi munkához jelentett előfeltételt, de a főiskolai, egyetemi felvételihez is. A szakiskolákból kikerülőkhöz, mindazokkal együtt, akik csupán az általános iskolát végezték el, esti középiskolai oktatásban vehettek részt, és ilyen módon megszerezhették az érettségi bizonyítványt. A valóságban azonban a szakiskolát elhagyóknak csupán nagyon kis része

tett így. Bár a középfokú szakiskolai képzés az Egyesült Államokban nem létező forma, a kontinentális Európa többi országában nem ismeretlen.

A szakiskolák története az 1950-es évek végén kezdődött, céljuk az volt, hogy ellássák a hatalmas munkaerőigényt támasztó alapanyag-előállító és feldolgozóipari szektort. Elviekben a szakiskolák által kínált foglalkozási struktúrát és a képzés tartalmát az aktuális munkaerő-kereslet határozta meg. Természetesen semmi sem garantálta hogy az eredmény hosszú távon is megfelelő lesz. A szocialista alkufolyamatok adottságainak köszönhetően azonban a kialakult helyzet még a pillanatnyi keresleti viszonyok mellett is távol állt az ideálistól. *Fazekas–Köllő* [1990] Magyarországról szóló esettanulmánya megmutatja, hogy a tanulók és a vállalatok kinyilvánított preferenciái, a rendelkezésre álló szakiskolai kapacitások, a tényleges beiskolázás, valamint az ezt követő foglalkozási szerkezet között alapvető volt a meg nem felelés. Öt évvel az iskola elhagyása után a kialakult foglalkozási struktúra közelebb állt a tanulók eredeti preferenciáihoz, mint a vállalatok igényeihez, és a szakiskolát elhagyók közül sokan nem is a megszerzett képesítésnek megfelelően helyezkedtek el. Akár a vállalatok eredeti igényeit, akár az iskola elvégzése után kialakult foglalkozási struktúrát tekintjük a munkaerő-kereslet megfelelő mércéjének, azt láthatjuk, hogy az állam által kínált és finanszírozott szakképzés képtelen volt megfelelően illeszkedni a munkaerő-kereslethez.

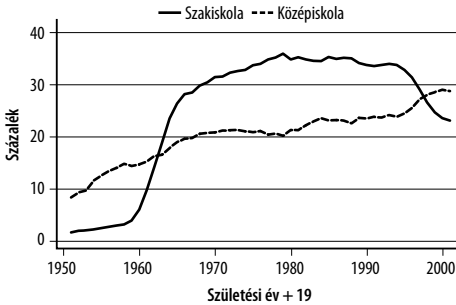
A szocialista gazdaság összeomlása után a munkaerő-kereslet decentralizáltabbá vált, és a szakiskolai képzés tartalmát és struktúráját meghatározó terv- és alkufolyamatok is bonyolultabbá váltak. Ugyanakkor a munkaerő-kereslet drámai módon megváltozott. A szakképzett fizikai munka iránti kereslet nem csökkent radikálisan, de a munkahelyekhez kapcsolódó feladatok jelentősen megváltoztak ezekben a foglalkozásokban. *Kézdi* [2004] amellett érvel, hogy a munkahelyek jelentős nettó leépülése és a szektorok közötti átrendeződés után a rendszerváltás a képességek megújulását hozta magával. Ez a megújulás nagyon hasonló ahhoz, a – világ más részein is megtapasztalt – jelenséghez, amikor a kereslet szerkezetében megnövekszik a képzettebb munkavállalók súlya. Talán a megváltozott munkaerő-kereslettel magyarázható *Liskó* [2001] eredménye: tíz évvel a rendszerváltás után a szakiskolában végzetteknek csupán 50 százaléka talált egy éven belül állást. Ezek szerint az adatok szerint a foglalkoztatási ráta öt év múltán is csupán 75 százalékra emelkedik, és a foglalkoztatottnak több mint egyharmada végül az eredeti szakiskolai képesítésétől eltérő szakmában helyezkedik el.

Az 1. ábra szemlélteti a magyarországi szakiskolai képzés méreteit. Az ábra a) része a népességnek azon részét mutatja, amely tagjainak a legmagasabb végzettsége szakiskola, illetve középiskola. Az ábra b) része a kettő arányát mutatja. Az ábrák megerősítik, hogy a szakiskolai képzés az 1950-es évek végén kezdett kiépülni, az 1970-es és '80-as években érte el a csúcst, a népesség 33 százalékának részvételével. Ez nem jelent mást, minthogy az adott kohorszba tartozó három magyarból egy rendelkezett szakmunkás-bizonyítvánnyal. Emlékezzünk, hogy a szakiskolák eredeti célja az volt hogy bizonyítványt adjanak végzettjeiknek, hiszen a felsőoktatásba való belépőt és magasabb képesítést jelentő érettségit önmagukban nem tudták felkínálni. Bár elvileg a szakiskolában végzettek a szükséges esti kurzusok elvégzése után megszerezhették az érettségi bizonyítványt, az 1. ábra két részét

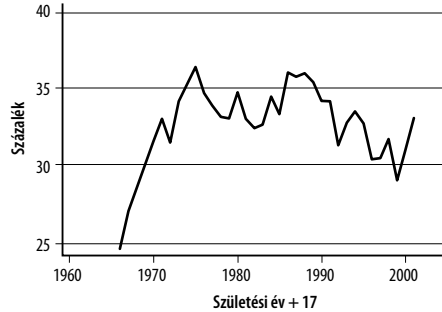
1. ÁBRA

A teljes szakiskolai képzés Magyarországon

a) Szakmunkásképzős/szakiskolai, illetve középiskolai végzettségűek aránya az azonos évben született népesség százalékában



b) Kiáramlás a szakiskolákból a 17 éves népesség százalékában, adminisztratív adatregisztráció alapján



Forrás: Az a) rész a KSH 2003. évi, 4. negyedéves munkaerő-felvételek keresztmetszeti adataiból saját becslés. A b) részhez a számítások alapjául a szakiskolai végzettségre vonatkozó adminisztratív adatok szolgáltak. Az adatokról részletesebb leírás a következő fejezetben olvasható.

összehasonlítva kiderül, hogy a döntő többség nem élt ezzel a lehetőséggel. A csak szakiskolát végzettek aránya a népességben belül az 1990-es években elkezdett ugyan csökkenni, de még 2002 után is jelentős maradt.

A magyar szakiskolai képzés 2002-ben mélyreható reformon ment keresztül. A reform leglényegesebb eleme az volt, hogy a szakiskolai képzést meghosszabbították még egy év általános képzéssel. Ennek eredményeképpen a szakiskolák a középiskolákhoz hasonlóan négyéves programot kínálnak. Az általános jellegű tantárgyak aránya azonban még mindig nem haladja meg az 50 százalékot, a szakiskolák pedig továbbra sem teszik lehetővé az érettségi megszerzését. Más posztszocialista országokban is változatos reformoknak vetették alá a szakiskolai képzési rendszert, de egy országban sem szüntették meg teljes egészében a szakiskolákat.

Az adatok

A tanulmányhoz számos különböző adatbázist használtam fel. A foglalkoztatási adatokat a KSH 1980. évi és 1990. évi népszámlálás 2 és 3 százalékos háztartási mintájából, az 1988. évi jövedelemfelvételeiből és a munkaerő-felvétel 1992–2003-ig tartó adatsorából becsültem. A leíró táblázatok némelyikéhez a 17 éves kohorszok adatait használtam, amelyeket a 2001. évi népszámlálás korszpecifikus népességi becsléseinek segítségével számoltam. A bér adatok a következő forrásokból származnak: Az első csoport a Központi Statisztikai Hivatal 1973., 1983. és 1988. évi jövedelemfelvételeiből származik. Ezek a felmérések a magyar háztartások egy reprezentatív mintáját kérdezték meg az előző évben kapott bérekről. A bérek becsléséhez csupán a teljes munkaidőben dolgozó munkavállalók adatait használok. Az adatok második csoportja az Állami Foglalkoztatási Szolgálat (korábban:

Országos Munkaügyi Módszertani Központ) 1986., 1996., 2002. évi bérfelvételeiből áll. Ezek a vizsgálatok a magyar munkavállalók egy nagy, reprezentatív mintájánál gyűjtötték össze a kereseti adatokat. Minden egyes bérváltozó tartalmazza a havi keresetet, az éves bónuszt és a készpénzben megkapott pluszjuttatásokat, havi egységekre visszaosztva. A személyi jövedelemadót Magyarországon 1988-ban vezették be olyan módon, hogy az 1988-as fizetéseket „felbruttósították”, hogy a nettó jövedelem elérje az előző évben rendelkezésre álló jövedelmet. Ez év után minden kereset adózás utáni keresetet fog jelölni. A fenti adatok részletesebb leírása *Ábrahám–Kézdi* [2000]-ben olvasható. A következő fejezetben már felhasználom a szakiskolában végzetek számára vonatkozó adatokat. A munkahelyi illeszkedési problémáról szóló alfejezet erősen épül a szakiskolákból kiáramló hallgatók adataira, ezen adatok forrását részletesebben ott közlöm.

Foglalkoztatás és keresetek

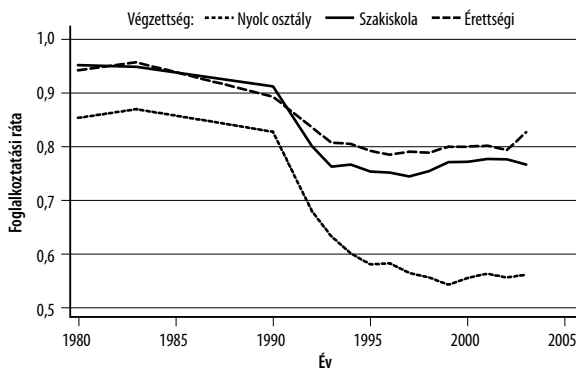
A 2. ábra a foglalkoztatásnak a rendszerváltás éveiben tapasztalható drámai zuhanását mutatja. A csupán nyolc osztályt végzetek foglalkoztatási rátája több mint egyharmadával csökkent. Ugyanakkor a szakiskolákban végzeteknél ez a szám 15 százalék, alig több, mint a középiskolai végzettségűek foglalkoztatáscsökkenése. A számok mögött a következő folyamat áll: míg bizonyos korcsoportokban a szakiskolát végzetek foglalkoztatásának csökkenése némiképpen meghaladta a középiskolát végzetek foglalkoztatáscsökkenését, más korcsoportokban ez éppen ellentétesen alakult. Összességében a szakiskolában végzetek állásvesztése nem volt súlyosabb, mint a középiskolai végzettségűeké.

A két csoport kereseti lehetőségei azonban nagyon különböztek egymástól. Az 1. táblázat két típusú minceri béregyenletet mutat. Az elsőben az oktatást az elvégzett iskolai évek száma méri, a másodikban pedig a legmagasabb iskolai végzettség (amely öt kategória valamelyikébe tartozhat: kevesebb mint nyolc osztály, nyolc osztály, szakiskolai végzettség, középiskola végzettség, felsőfokú végzettség). Mindkét egyenletet három különböző évre is megbecsültem, ugyanazon adatforrás, a bértarifa-felvétel segítségével. Az első 1986, ebből az évből állnak rendelkezésre a szocialista Magyarország legkésőbbi bértarifa-felvételeinek adatai. A második, 1996, a rendszerváltás közepét jelöli. *Kertesi–Köllő* [2002] – valamint *Kézdi* [2002] egy eltérő – megközelítése szerint 1996 a munkaerő-piaci átmenet első szakaszának a végét jelenti (amelyet a munkahelyek jelentős leépülése és a munkaerő nagymértékű, szektorok közötti átrendeződése jellemez). Ez az év egyben a második szakasz kezdete is. Ez a szakasz nagyon hasonló ahhoz az egész világon tapasztalható változáshoz, amikor a munkaerő-kereslet a magasabban képzett foglalkozások felé tolódott el. Végül, 2002-ből állnak rendelkezésre a bértarifa-felvétel legkésőbbi adatai. A minceri béregyenletek bal oldalán a bér logaritmus áll. A bér definíciója itt a teljes munkaidőben dolgozó munkavállalók fő munkaadótól kapott teljes nettó bére.

Az 1. táblázat elvégzett iskolaévek szerinti adatait összehasonlítva, szembeűnő az iskolázottság hozadékának drasztikus növekedése Magyarországon. 2002-re egy pótlólagos iskolaév a becslések szerint 11 százalékkal növeli meg a keresetet. A táblázat többi sora

2. ÁBRA

A 20 és 50 éves kor közöttiek foglalkoztatási rátái Magyarországon, 1980-tól 2003-ig



1. TÁBLÁZAT
Minceri béregyenletek

Iskolázottság az elvégzett iskolaévek száma, illetve a megszerzett végzettség szerint, 1986, 1996 és 2002

Változó	1986	1996	2002
Elvégzett iskolaévek	0,057 (0,001)**	0,094 (0,002)**	0,114 (0,003)**
R^2	0,36	0,31	0,29
Befejezett nyolc általános	0,089 (0,006)**	0,079 (0,032)*	0,097 (0,054)
Szaktudás-bizonyítvány	0,196 (0,006)**	0,225 (0,033)**	0,180 (0,054)**
Középiskola (érettségi)	0,281 (0,007)**	0,490 (0,034)**	0,438 (0,055)**
Felsőfokú végzettség	0,578 (0,009)**	0,896 (0,035)**	1,108 (0,058)**
Megfigyelések	121 333	150 966	123 206
R^2	0,37	0,32	0,32

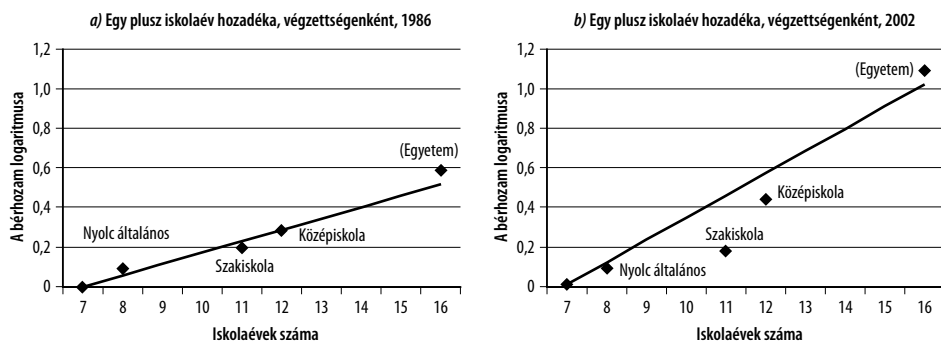
Függő változó: a fő munkahelyen kapott kereset logaritmus. 2002-ben személyi jövedelemadó levonása után (1986-ban és korábban nem létezett személyi jövedelemadó). Minden egyes egyenlet tartalmazza a következő változókat: nem, potenciális munkaerő-piaci tapasztalat (és négyzete), a régió- és településnagyságot időben változatlanak tekintjük (állandó hatás, *fix effect*). Referenciakategória: kevesebb mint nyolc általános. Robusztus standard hibák zárójelben.

* 5 százalékon szignifikáns; ** 1 százalékon szignifikáns.

Az adatok forrása: Az Állami Foglalkoztatási Szolgálat (korábban: Országos Munkaügyi Módszertani Központ) bértarifa-felvétele. (További információért lásd: *Kertesi–Köllő* [1999]).

3. ÁBRA

Az iskolázottság hozadéka a szocialista és poszt-szocialista Magyarországon



ugyanezen becsléseket iskolatípus szerint mutatja be. A 3. ábra a két szélső évre ábrázolja a becsléseket. Az ábrákból kitűnik hogy az iskolaévek hozadékának nyilvánvaló növekedése a felsőfokú végzettség megnövekedett hozadékának tudható be. Mindeközben a nyolc általános, és nem meglepő módon, a szakiskola hozadéka az 1986. évi szinten maradt. A legfeljebb középiskolai végzettséggel rendelkezők bérhozama 1996-ra 30 logaritmuspontról 50 logaritmuspontra emelkedett, majd enyhén csökkent 45 logaritmuspontra 2002-re. (a megfelelő százalékkértékek, az $(e^{\beta} - 1) \times 100$ átalakítást használva, 35 százalékpont, 65 százalékpont és 55 százalékpont a megfelelő sorrendben). A felsőfokú végzettség hozadéka látványosan emelkedett, 60 logaritmuspontról 90, majd 110 logaritmuspontra (százalékos formában ezek jóval nagyobb értékek: 80, 140, illetve 200 százalék).

Ilyen hatalmas hozamok csekély valószínűséggel maradnak fenn tartósan. A 3. ábra a) része jól mutatja, hogy 1986-ban a különböző iskolatípusok jól illeszkedtek az iskolaévek-ből számolt (log)lineáris hozamgörbére. Az egyszerű emberitőke-elmélet azt sugallja, hogy a versenyzői egyensúly ugyanezzel a jelenséggel írható le. Card [1999] elemzése alapján az Egyesült Államokban a bérhozamok hasonló, (log)lineáris mintát követnek. A 3. ábra b) része viszont ebben az értelemben komoly egyensúlytalanságot tükröz. Azt is megmutatja azonban, hogy még ha feltételezhetjük is, hogy a felsőoktatás hozadéka „normális” szintre kerül vissza (mondjuk, a nyolc általános és érettségi által kijelölt vonalon helyezkedne el), a szakmunkás-bizonyítvány hozadéka még mindig jelentősen a vonal alatt maradna.

A 2. táblázat a befejezett nyolc általános, a szakiskolai végzettség és középfokú végzettség foglalkoztatási rátáit és logaritmikus bérhozamait foglalja össze 1986-ra és 2002-re, Magyarországon. Ezen becslések alapján kiszámolható az elvégzett szakiskola nyolc általánoshoz viszonyított várható bérpriumi, illetve a középfokú végzettség (érettségi) szakmunkás-bizonyítványhoz viszonyított várható bérkülönbözete. A várható hozamok itt magukban foglalják az elhelyezkedési valószínűségek közti különbséget is. Ezeket a becsléseket arra használom fel, hogy visszakövetkeztessenek az általános és specifikus képességek hozadékára. Emlékeztetőül, a szakiskolában tanultak egyharmada általános tananyag, míg

a fennmaradó kétharmad a szakmához szükséges specializált ismereteket tartalmazza. Egy leegyszerűsítéssel élve, a szakiskolai képzést tekinthetjük egy év általános és két év specifikus képességfejlesztésnek.

A középiskoláknak körülbelül a fele gimnázium, amelyek csak az általános képességekre koncentrálnak, másik felük pedig szakközépiskola, ahol a tanulók idejük felét töltik az általános tananyag elsajátításával. Az egyszerűség kedvéért eltekintünk az ötéves középiskoláktól, és azt feltételezzük, hogy a középiskolákban átlagosan három évet töltenek az általános, egy évet a specifikus képességek fejlesztésével.

Ekkor a szakiskolai végzettség bérprémiuma egy év általános képzés és két év specifikus képzés többlethozadékának felel meg, míg az érettségi bérprémiuma további két év általános képzés és egy évvel kevesebb specifikus képzés többlethozadékának feleltethető meg. Ezeket az összefüggéseket felhasználva visszakövetkeztethetünk az általános és specifikus képességek hozadékára:

$$\begin{aligned} r_{\text{szakiskola}} - r_{8 \text{ osztály}} &= r_{\text{általános}} + 2r_{\text{specifikus}} \\ r_{\text{érettségi}} - r_{\text{szakiskola}} &= 2r_{\text{általános}} - r_{\text{specifikus}} \end{aligned} \quad (1)$$

A leírt egyszerű számítás eredményeit a 2. táblázat utolsó két sora foglalja össze. Az 1986-os oszlop azt mutatja, hogy a specifikus képességek hozadéka már a szocialista Magyarországon is csupán fele volt az általános képességek hozadékának. Az utóbbi nagyjából megfelelő egy év iskolázottság átlagos hozadékának, a csekély elmaradást az okozza, hogy a fel-

2. TÁBLÁZAT

Az általános és specifikus képességek hozadéka, a nyolc általános, a szakiskolai végzettség és a középiskolai végzettség hozadékaiból visszaszámolva

	1986			2002		
	foglalkoztatási ráta	bérhozam ^a	várható bérhozam ^b	foglalkoztatási ráta ^c	bérhozam ^a	várható bérhozam ^b
Befejezett nyolc általános	0,84	0,089	0,075	0,55	0,097	0,053
Szakiskolai végzettség	0,92	0,196	0,180	0,77	0,180	0,139
Középiskola (érettségi)	0,92	0,281	0,259	0,78	0,438	0,342
A szakiskola várható többlethozadéka a nyolc osztályhoz képest ^d			0,106			0,085
A középiskola várható többlethozadéka a szakiskolához képest ^e			0,078			0,20
Az általános képességek visszaszámolt hozadéka ^f			0,052			0,098
A specifikus képességek visszaszámolt hozadéka ^f			0,027			-0,006

^a Logaritmus bérhozamok. Pontbecslések az 1. táblázatból. ^b A két megelőző oszlop értékeinek szorzata: foglalkoztatási ráta × bérhozam.

^c A becslött értékek a 2. ábrán láthatók. ^d A második és első számsor különbsége: szakiskolai végzettség – befejezett nyolc általános. ^e A harmadik és második számsor különbsége: középiskola (érettségi) – szakiskolai végzettsége. ^f Az (1) képlet alapján elvégzett egyszerű számítások (lásd a következőkben).

sőoktatás már 1986-ban is valamivel többel járult hozzá az átlagos hozadékhoz, mint a középiskola [lásd még 3. ábra a) része]. Az utóbbi jelenség 2002-ben is jelen van, ekkor az általános képességek hozadéka 9,8 százalék, míg az egy pótlólagos iskolaév átlagos hozadéka 11,4 százalék. Ennél is fontosabb azonban, hogy a rendszerváltással a specifikus képességek teljesen leértékelődtek. A fenti egyszerű számítás alapján arra a következtetésre juthatunk, hogy a specifikus képességek hozadéka gyakorlatilag nullává vált. A szakiskolát végzeteknek a nyolc általánost végzetekhez viszonyított összes előnye a szakiskolai képzés általános képességeket biztosító komponensének tudható be. A többinek láthatóan nincsen hozzáadott értéke.¹

Ez a számítás természetesen feltételezi, hogy a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) becsült hozadéknak létezik oksági értelmezése. Más szavakkal, felteszi hogy az iskolákba való bekerülés nem megfigyelhető tényezők alapján nem szelektált – ez nyilvánvalóan egy erős feltevés. A gyakorlat azt is feltételezi, hogy a szakiskolákban mind az általános jellegetű, mind a specifikus képzés megfeleltethető a középiskolákban kapott képzésnek. Amennyiben az általános képzés alacsonyabb minőségű a szakiskolákban, akkor a szakiskolai képzés általános részének visszaszámolt hozadéka kisebb, a specifikus oktatás hozadéka pedig nagyobb lesz. A becslések így nagy valószínűséggel torzítottak. A becslésekben megmutatózó trend azonban alighanem a valóságot tükrözi: az általános képességek hozadéka megnőtt, míg a specifikus képességek hozadéka szignifikánsan lecsökkent a rendszerváltás után.

A specifikus képességek leértékelődése azonban nem korlátozható a rendszerváltás időszakára, vagy általánosságban, nem magyarázható csupán a dinamikusabbá váló környezettel, hanem egy sokkal általánosabb jelenségre utal. Ahogy a bevezetőben állítottuk, a szakiskolában elsajátítható specifikus képességek idővel elavulnak. Ennek belátásához egészítsük ki a béregyenleteket életkor-interakciókkal. Tekintsük a következő keresztmetszeti minceri béregyenletet:

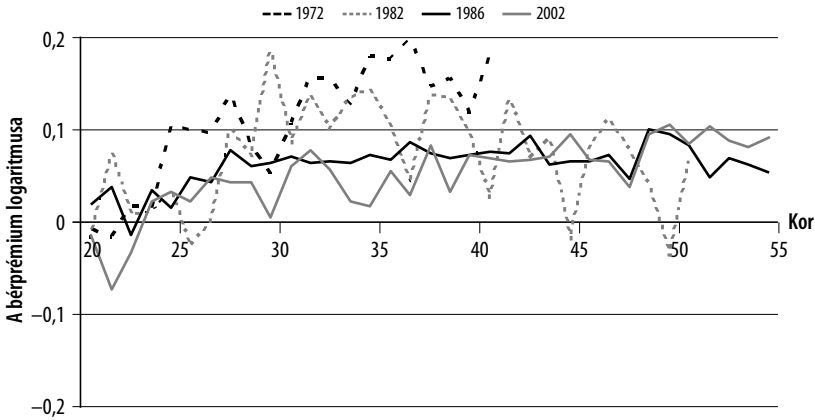
$$\ln w_i = \alpha_a + \beta_a \times \text{szakiskola}_i + \gamma' x_i + u_i \quad (2)$$

Az egyenletben i az egyént jelöli, a az életkort, az x pedig az egyéni jellemzők vektora (nem és régió). Ha a (2) egyenletet olyan egyénekre nézzük, akiknek a legmagasabb iskolai végzettsége vagy szakiskola, vagy nyolc általános, akkor a β_a értékek sorozata azt mutatja meg, hogy miként változik a korral a szakiskolai bizonyítvány bérprémiuma az általános iskolai végzettséghez képest. Hogyha a (2) egyenletet azokra vizsgáljuk, akik vagy szakiskolai, vagy középiskolai végzettséggel rendelkeznek, akkor a β_a értékek a szakiskolai oklevélnek az érettségivel viszonyított bérkülönbségét mutatják a kor függvényében.

¹ Ez a következtetés konzisztens *Kerteszi–Varga* [2005] eredményeivel, s új megvilágításba is helyezi azokat. Ők amellet érvelnek, hogy míg a magyar szakiskolák a nemzetközi besorolási rendszer alapján a „felső középfokú oktatásba” tartoznak, az itt végzetek teljesítménye sokkal közelebb áll a nyolc általánost végzetekéhez, mint az érettségivel rendelkezőkéhez.

4. ÁBRA

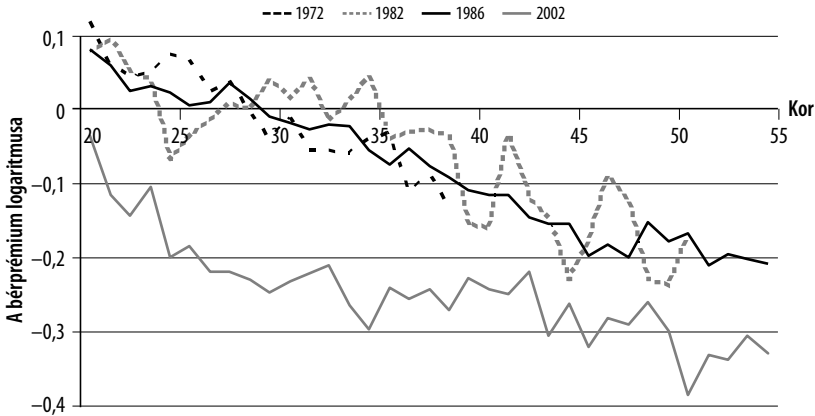
A szakiskolai bizonyítvány hozadéka az általános iskolai végzettséghez (nyolc osztály) viszonyítva, életkor szerint



Az általános iskolát és szakiskolát végzettek adatain futtatott (2) minceri béregyenletek pontbecslései

5. ÁBRA

A szakiskolai bizonyítványnak a középiskolai végzettséghez viszonyított bérkülönbözete, életkor szerint



Az általános iskolát és szakiskolát végzettek adatain futtatott (2) minceri béregyenletek pontbecslései

A 4. és az 5. ábra grafikusán mutatja be az eredményeket 1972-re, 1982-re, 1986-ra és 2002-re.² Vegyük észre, hogy az 1972 és 1982 grafikonjai véget érnek a magasabb életkoroknál, ennek oka az, hogy a szakiskolai képzés csupán az 1950-es évek végén indult el. A 4. ábra a szakiskolai bizonyítványnak a nyolc általánoshoz viszonyított bérkülönbözete

² A részletes eredmények a szerzőnél kérésre hozzáférhetők.

mutatja. Ez a különbszet valamivel magasabb volt az 1970-es és 1980-as években, majd 1986-ra kicsivel 10 százalék alá süllyedt. A rendszerváltás nem hozott komoly változást. A szakiskolában végzetek 5-10 százalékkal kerestek többet, mint a nyolc általánossal rendelkezők. A viszonylag alacsony, 25 éves kor előtti kiinduló értékek kivételével nincs erős kapcsolat a bérprémium és az életkor között.

Ennek éppen az ellenkezője igaz viszont a középiskolához viszonyított relatív hozadékra. Az 5. ábrán a középiskolához viszonyított bérkülönbszet meredek és kitartó zuhanását demonstrálja, minden egyes évre. Az 1972-re és 1982-re kapott becslések meglepően közel állnak az 1986. évi becslésekhez. Azt mutatják meg, hogy a szakiskolai képzés hozadéka már a szocializmus éveiben is meredek és lineáris módon zuhan az egyén életpályája során. A korai húszas években járók valójában többet kerestek, mint a középiskolát végzetek, ezt az előnyüket azonban 30 éves korukra elveszítették, 40 évesen pedig már 10 százalékkal kisebb keresetre számíthattak. A negyvenes évek végére a keresetben megmutatkozó hátrány már 20 százalékra nőtt. A rendszerváltás után a teljes görbe átlagosan több mint 10 százalékponttal lejjebb tolódott. 2002-re a szakiskolai bizonyítvánnyal rendelkezők már annál is kevesebbre számíthattak, mint amennyit a középiskolákban végzetek húszas éveik elején kerestek. Ez a lefelé tolódás nem történt azonban tökéletesen párhuzamosan. A csökkenés a korai években volt a legmeredekebb, így 30 éves korukra a szakiskolában végzetek több mint 20 százalékkal kevesebbet kerestek. Ez a hátrány stabilizálódott 35 és 45 éves kor között, később pedig ismét csökkenni kezdett.

Idézzük fel, hogy a szakiskolák körülbelül egy évnek megfelelő általános és két évnyi specifikus képzést nyújtanak az általános iskolán túl! A 4. ábra jól mutatja, hogy a szakiskolai bizonyítványt megszerzett egyének olyan extraképességgel rendelkeznek, ami egy életen át hozadékot biztosít számukra a csak általános iskolát végzettekhez képest. Két ok miatt is valószínű azonban, hogy ezek általános képességek. Először is, a hozadékok mérete egy-, és nem kétévnyi oktatásnak felel meg. Másodszor, az 5. ábra egyértelműen jelzi, hogy a specifikus képességek megtérülése folyamatosan és szignifikánsan esik az egyén életpályája során. Idézzük fel, hogy a szakiskolák több specifikus, míg a középiskolák több általános képességet „termelnek”! A relatív hozadékok emiatt sokat elmond az általános és specifikus képességek relatív hozadékaról. A szakiskolai képzés bérprémiumának folyamatos zuhanása tehát a specifikus képességek hozadékanak hasonló tendenciájára utal. 40 éves kor után kétévnyi oktatás hozadékanak megfelelő összeggel keresnek kevesebbet, pontosan annyival, amennyit a specifikus képzés tett ki a szakiskolai képzésen belül.

Az 5. ábra meglepő tényre mutat rá: a szakiskolai képzés hozadéka már a rendszerváltás előtti Magyarországon is az életkor növekedésével hanyatló tendenciát mutatott a többi középiskolához képest.³ Elképzelhető, hogy mind a potenciális tanulókat, a vállalatok és társadalmi tervezőket is megtervezte a szakiskolai képzésnek a munkavállalás első éveiben megmutatkozó magas hozadéka, és mindannyian azt gondolták, hogy a szakiskolai képzés az

³ Vegyük észre, hogy a munkaerőpiac relatíve szabadnak tekinthető az 1970-es évek után, amely arra utal, hogy a képességek hozadékai a piacon kialakuló munkaerő-keresletet tükrözik (jóllehet ez nem a versenyző termékpiaconból és profitmaximalizáló vállalatok jelenlétéből vezethető le).

oktatásnak egy kiemelkedően hatékony formája. A szakiskolákban megszerzett specifikus képességek azonban 25 év során teljes mértékben elvesztették értéküket. Más megfogalmazással élve, a szakiskolai képzés látszólag jó megoldást nyújtott a specifikus képességek iránti kereslet kielégítésére, ez a megoldás azonban hosszú távon nem bizonyult optimálisnak. A szocializmusbeli szakiskolai oktatásban megszerzett képességek nem tették lehetővé, hogy akár a szocializmus éveiben, akár később az egyének alkalmazkodhassanak az új helyzetekhez.

Az ábrák azt a sejtést is megerősítik, hogy a rendszerváltással a specifikus és általános képességek hozadéka különböző mértékben változott. Egyrészt, az ábrák nem mutatnak hanyatlást, amikor a szakiskolai képzésnek az általános iskolához mért hozadéka leginkább az ott megszerzett általános képességeknek tudható be. Másrészt, ha a középiskolához viszonyított negatív hozadék a specifikus képességeket tükrözi, az ábrák jelentős csökkenést mutatnak. Utalnak továbbá arra is, hogy a specifikus képességek elértéktelenedése felgyorsult a rendszerváltás után.

A tanulmány további része azt vizsgálja, hogy vajon a munkahelyi illeszkedési probléma fontos szerepet játszott-e a szakiskolai képzés hosszú távú hozadékainak csökkenésében, és hogy ez az illeszkedési probléma súlyosbodott-e a rendszerváltás után. Az alapgondolat az, hogy a szakiskolák által kínált foglalkozási struktúra alapvetően különbözik a munkaerőpiacon keresett foglalkozási struktúrától. Ennek oka az, hogy a központi tervezők képtelenek voltak az utóbbit hosszú távon áttekinteni. Egy további kérdés az, hogy az illeszkedés egyre romló minősége felelőssé tehető-e a szakiskolai képzés hozadékának rendszerváltás utáni lezuhanásáért.

Fontos tényező-e a munkahelyi illeszkedési probléma?

A foglalkozási illeszkedési probléma (*occupational mismatch*) tanulmányozásához azt kell megvizsgálni, hogy a különböző szakiskolákból kikerülő tanulók a végzettségüknek megfelelő munkahelyen dolgoznak-e. Ebben az alfejezetben a végzettek által elfoglalt munkahelyekre (kiáramlás, *outflow*) vonatkozó oktatási statisztikákból és egy standard, foglalkozás szerinti munkaerő-piaci adatokból (munkaerő-állomány, *stock*) létrehozott adatbázissal dolgozom. A kiáramlási adatokat úgy közelítem, hogy összesítem a magyarországi szakiskolákban három évet elvégzett tanulókat minden évre, foglalkozási specializáció szerint. A forrásokat az oktatási minisztérium által kiadott szakképzési évkönyvek, illetve ezek 1993 után megjelent elektronikus változatai jelentik. A legkorábbi elérhető kötet az 1965–1966. iskolaévből származik, néhány év pedig hiányzik a sorozatból. Az állományadatok a korábban már felhasznált (például 2. ábra), nagyméretű keresztmetszeti vizsgálatból származnak. A foglalkozásokat tág kategóriákként definiáltam; ennek célja az, hogy az egymáshoz nagyon közel álló foglalkozások közötti váltást ne tekintsük rossz illeszkedésnek. Ilyen módon 27 kategóriát definiáltam (lásd a *Függelék F1 táblázata*).⁴

⁴ Minden eredmény robusztus a kategóriákra nézve, ahogy látni fogjuk, a kategóriák között illeszkedési probléma sokkal kevésbé gyakori, mint az a típusú illeszkedési probléma, amikor az egyének szakképzést nem igénylő munkahelyre kerülnek.

Az elemzéshez háromdimenziós paneladatbázist használtam, amely a következőképpen állt össze. Minden egyes évre, amelyből foglalkoztatási adatok származnak, összeállítottam egy kétdimenziós panelt, a következő adatokból: azon egyének száma, akik g -edik évben végeztek el a szakiskolát, j -edik foglalkozás képesítését megszerezve, összepárosítva azon egyének számával, akik g -edik évben végeztek, és j -edik szakmában dolgoznak. Ezt a minden egyes évre (1980, 1988, 1990 és évente 1992-től 2003-ig) összeállított kétdimenziós panelt aztán közös adatbázisba egyesítettem.

Az így létrehozott adatbázis problémája, hogy különböznek a kiáramló és az állományi adatok kódjai, és a mintavételi időszak során többször meg is változtak. A különböző kódok egymásak való megfeleltetése a legtöbb esetben viszonylag egyértelmű volt, mert az adatgyűjtést lebonyolító szervezetek mellékeltek egy, a megfeleltetést segítő algoritmust. Végül itt is 27 foglalkozási kategória áll rendelkezésre az elemzéshez, meghagyva plusz egy kategóriát azoknak az eseteknek, amelyeket sehova nem lehetett besorolni (*egyéb* kategória).

A *Függelék F1. táblázata* mutatja az elemzéshez használt adatbázisból az állományi (*stock*) és a kiáramlási (*outflow*) adatok leíró statisztikáit. 10 976 cella tartalmazza az adatokat az adatbázis három dimenziója (foglalkozás, végzés éve, adatfelvétel éve) szerint, mindegyik foglalkozási kategóriára 392 darabot.

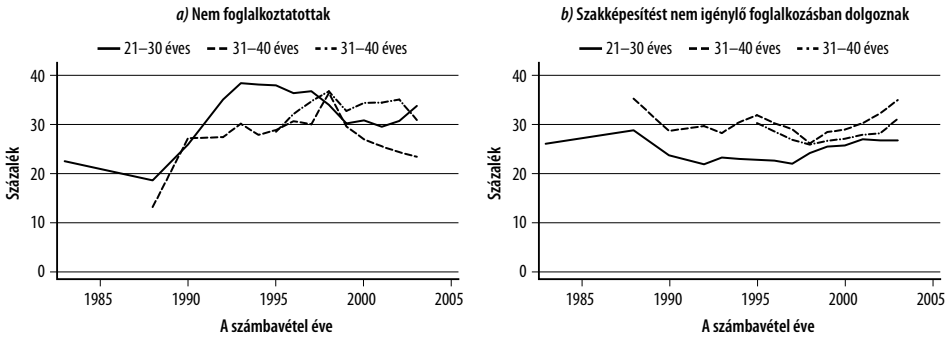
Az átlagos munkaerő-állomány körülbelül 30 százalékkal alacsonyabb, mint az ennek megfeleltetett átlagos kiáramlás. A kiáramlás minden egyes kategóriában jelentősen túllépi a munkaerő-állományt, kivéve az *egyéb* kategóriát, ahol csak 3 százalékot tesz ki. Emlékeztetőül: az *egyéb* kategóriába a nem meghatározott vagy nagyon csekély súlyt képviselő foglalkozásokba való kiáramlás tartozik, illetve az ilyen jellegű, vagy szakiskolai végzettséget nem igénylő munkahelyeken való foglalkoztatást. Az *egyéb* kategóriába való kisméretű kiáramlás jelzi a kiáramlási és az állományi foglalkozási kódok jó illeszkedését. Ha nagy lenne az *egyéb* kategória állománya, az a tényleges illeszkedés rossz minőségét jelezné: nagyszámú szakiskolát végzett egyén végül olyan foglalkozásokban helyezkedik el, amelyek nem is igényelnek formális szakiskolai képzést. Ezeket a munkahelyeket mostantól *külső foglalkozásoknak* nevezem.

A 6. *ábra* az illeszkedés durva mérőszámait mutatja három korcsoportra lebontva (21–30, 31–40 és 41–50 évesekre). Vegyük észre, hogy minél idősebb a kohorsz, annál kevesebb megfigyelés áll rendelkezésre, hiszen a legkorábbi kiáramlási adataink 1966-ból valók! Kétfajta illeszkedési problémát vizsgálok: az egyik azokat az egyéneket érinti, akik végül munka nélkül maradnak, a másik pedig azokat, akik az eredeti képzettségüktől eltérő foglalkozásban helyezkedtek el.

Az első mérőszám természetéből fakadóan zajos, hiszen a munkaerő-kínálati hatásokat is tartalmazza. Az illeszkedési probléma második változatát is leegyszerűsítő módon mérem, hiszen azokat a szakiskolát végzetteket veszem számba, akik szakiskolai végzettséget nem igénylő foglalkozásokban helyezkedtek el (*külső* foglalkozások). A 6. *ábra a)* része mutatja a szakiskolai végzettséggel rendelkezők körében mért nem-foglalkoztatottsági rátát. Ez az *ábra* a 2. *ábra* tükörképe, a nem foglalkoztatáshoz vezető, növekvő illeszkedési problémát szemlélteti. A többletinformációt itt a korcsoport szerinti bontás adja, amely azonban nem szolgál semmiféle adattal arra nézve, hogy az életkorral az illeszkedési probléma súlyosabbá válna.

6. ÁBRA

Szakiskolában végzettek becsült részaránya



A 6. ábra b) része a *külső* foglalkozásokban dolgozók részarányát mutatja. A legfontosabb tény az, hogy ez a részarány az egész periódusban rendkívül magas. A szakiskolákban végzetteknek csaknem 25 százaléka olyan foglalkozásokban helyezkedik el, amelyek nem igényelnek szakmunkás-bizonyítványt.⁵ Némi meglepetést okoz, hogy a rendszerváltás hatása itt nem egyértelmű. Az illeszkedési probléma valójában enyhült a rendszerváltás utáni első években, majd 2000 után ismét súlyossá vált. Ugyanakkor csak gyengén igazolható, hogy az illeszkedési probléma az életkorral súlyosabbá válik. A 31–40 éves korosztály valamelyest gyakrabban helyezkedik el *külső* foglalkozásokban, mint a fiatalabbak, de a 41–50 és 31–40 éves korosztály között már nincs meg ez a különbség. Mindezek alapján úgy tűnik, hogy az illeszkedési probléma nem játszik lényeges szerepet sem a szakiskolai képzés hozadékainak az életkorral párhuzamos csökkenésében, sem ezen hozadékok rendszerváltás utáni zuhanásában.

A 6. ábra azt mutatja, hogy a szakiskolában végzetteknek több mint 50 százalékát érinti illeszkedési probléma, vagy azért, mert egyáltalán nem dolgoznak, vagy azért mert *külső* foglalkozásokban helyezkedtek el. Az ebből következő illeszkedési probléma jelentős, láthatóan nem fokozódik az életkorral, a rendszerváltással pedig csupán enyhén emelkedett. Ezek a mérőszámok nem fedik azonban le a munkahelyi illeszkedési probléma minden elemét. Az is befolyásoló tényező lehet, hogy a szakiskolai bizonyítványt egy bizonyos szakmára megszerzett egyének valamely más – a szakiskolai képzésben szintén felkínált – foglalkozásban helyezkednek el. Hogy a probléma minden lehetséges elemét megfelelően értékelhessük, egy háromdimenziós regressziós egyenletet alkalmazunk. Legyen c a foglalkozási csoport, g a szakiskolai bizonyítvány megszerzésének (végzés) éve, és t az az év, amelyben a foglalkozási státust mérjük. Legyen S_{igt} azon egyének száma, akik t -edik évben j -edik foglalkozási csoportban dolgoznak, és a g -edik évben szerezték meg a szakmunkás-

⁵ Az illeszkedési probléma becsült nagysága nem mond ellent Liskó [2001] adatainak. Emlékezzünk vissza, az ő eredményei szerint a szakiskolákban végzettek 30 százaléka dolgozik az eredeti képzésétől eltérő foglalkozásban!

bizonyítványt, valamint jelölje F_{jg} a g -edik évben a j -edik szakmában végzettséget szerzettek kiáramlását a szakiskolákból. Az F legyen mostantól a g -edik évben végzett, j -edik foglalkozási csoportban dolgozó egyénekhez tartozó kiáramlási (*outflow*) adat, S pedig a megfelelő állományi (*stock*) adat. Az elemzéshez felhasznált adatok lefedik az összes olyan foglalkozási kategóriát, ahol rendelkezésre állnak a kiáramlási adatok, a külső foglalkozásokat kivéve, hiszen ezekhez nem lehet kiáramlási mérőszámokat találni.

Az alapvető mérési modell a következő:

$$\log(S_{jgt}) = \beta \log(F_{jg}) + \alpha_j + \gamma_g + \theta_t + u_{jgt} \quad (3)$$

A keresett paraméter a β . Feltéve, hogy a kiáramlások végzési évek között változékonysága exogén, β értelmezhető rugalmasságként. Azt mutatja, hogy hány százalékkal növekszik meg a foglalkoztatás a foglalkozás és végzési év szerint definiált csoportban (jg) t -edik évben, amennyiben ezen csoport kiáramlása megnövekszik 1 százalékkal. Természetesen a kiáramlások exogenitását semmi sem garantálja, bár a foglalkozás rögzítése (a fix foglalkozáshatásokra kontrollálás) sokat kivehetnek az endogén változékonyságból.⁶ Amennyiben a kiáramlás még mindig endogén, a β értelmezése sokkal inkább leíró jellegű. Azt mutatja meg, hogy átlagosan hány százalékponttal több ember dolgozna egy adott foglalkozásban, hogyha ezen egyének kiáramlása egy százalékkal nagyobb lenne.

Az α_j , γ_g és θ_t változók a fix foglalkozás-, végzési év és foglalkoztatás éve hatásokat jelentik a megfelelő sorrendben. Az elemzés tárgyát képező paraméter (β) így a foglalkozási csoporton, a végzési éven és foglalkoztatási éven belüli változékonyságból azonosítható. A fix foglalkozáshatások a foglalkozási kiáramlás méretbeli különbségeit szűrik ki. Ezek alkalmazása nélkül az eredmények egy olyan hamis kapcsolatot mutatnának, amelynek semmi köze az illeszkedés minőségéhez, hiszen egy lényegesen nagyobb foglalkozási kiáramlás lényegesen nagyobb foglalkoztatást eredményez az adott szakmán belül. A fix foglalkoztatásiévhatások a foglalkoztatásban bekövetkező évspecifikus változásoknak köszönhető korrelációt szűrik ki minden foglalkozási csoportban. A fix végzésiév-hatások a különböző kohorszok közötti illeszkedési különbségek által okozott korrelációt veszik ki a modellből. Mivel az adatfelvétel éve, a végzés éve, és az életkor kollinearissak (életkor = adatfelvétel éve – végzés éve + 17), nem lehetséges az életkort is kontrollváltozóként bevonni.

Hogyha egy bizonyos típusú szakiskolai bizonyítvánnyal rendelkezők mindegyike az adott foglalkozásban helyezkedik el, β értéke 1 (tökéletes illeszkedés). Ha egy a szakiskolát elvégző egyének a megfelelő foglalkozási területen egyik évben és egyik foglalkozásban sem tudnak elhelyezkedni, akkor a β értéke 0 (nincs illeszkedés). Feltételezhetjük, hogy β e két szélsőséges érték közé esik. Kisebb β érték az illeszkedés rosszabb minőségét jelzi. Három ok miatt is feltételezhetjük, hogy β alacsonyabb lesz, mint 1. Egyrészt a szakiskolákból kikerülő újabb végzősök keresleti és kínálati okok miatt is kívül maradhatnak a foglalkoztatottak körén, másrészt, külső foglalkozásokban is elhelyezkedhetnek végül. Harmadrészt,

⁶ A *fixed effects* becslés segítségével.

3. TÁBLÁZAT
 Becsült kiáramlási és állományi rugalmasságok, amelyek a munkahelyi illeszkedés minőségét
 mérik Magyarországon

Megnevezés	Súlyozatlan becslések			Súlyozott becslések ^a		
	(1)	(2)	(3)	(1')	(2')	(3')
Foglalkozás rögzített	I	I	I	I	I	I
Foglalkoztatás éve rögzített	N	I	I	N	I	I
Végzés éve rögzített	N	N	I	N	N	I
A kiáramlás logaritmusa [$\log(F)$]	0,331 (0,048)*	0,334 (0,048)*	0,267 (0,051)*	0,590 (0,040)*	0,585 (0,040)*	0,450 (0,041)*
Megfigyelések száma	9416	9416	9416	9416	9416	9416
Belső R^2	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Teljes R^2	0,71	0,71	0,72	0,69	0,69	0,70

Függő változó: az állomány logaritmusa [$\log(S)$]. Robusztus standard hibák zárójelben, foglalkozás \times évek szerint klaszterezve.

* 1 százalékon szignifikáns. ^a Kiáramlás szerint (a végzett diákok számával) súlyozva.

olyan foglalkozásban is kiköthetnek, amelyet lefed a szakiskolai képzés struktúrája, de nem egyezik meg a saját képesítésükkel. Vegyük észre, hogy β változatlan marad akkor, hogyha az egyik foglalkozási kategóriából a másikba irányuló átáramlást pontosan ellensúlyozza egy ellentétes irányú mozgás. Ez utóbbi az adatok aggregált természetének tudható be, amelynek következtében csupán nettó mozgásokat vizsgálhatunk. Ennek következtében némiképpen túlbecsülhetjük a β -t. Néhány további technikai részlet: mivel néhány cella értéke nulla volt, a regressziós egyenletekben logaritmusértékeket [$\log(S + 1)$ -et és $\log(F + 1)$ -et, valamint a súlyozáshoz $F + 1$ -et]) használok. A standard hibák becslése heteroszkedaszticitás és autokorreláció esetén is robusztus (év \times foglalkozás cellák szerint, „klaszterezve”).

A 3. táblázat mutatja a súlyozott és súlyozatlan regressziós egyenletek eredményeit, minden esetben három különböző specifikációra. Az első specifikáció csupán a fix foglalkozás-hatásra kontrollál, a második specifikáció ehhez a fix foglalkoztatásiév-hatást is hozzáveszi, a harmadik pedig az összes fix hatást tartalmazza, beleértve a végzés évét is.

Az eredmények meglehetősen rossz minőségű illeszkedést mutatnak. A súlyozatlan becslések az alacsonyabbak, amely arra utal, hogy a kisebb foglalkozásokban erőteljesebb az illeszkedési probléma – ez az eredmény megfelel várakozásainknak. A súlyozott számok röbbit elmondanak az illeszkedési probléma által érintett egyének részarányáról. Némiképpen meglepő, hogy a fix foglalkoztatásiév-hatásra is kontrollálva eredményeink egyáltalán nem változnak meg. Ha azonban a fix végzésiév-hatásra is kontrollálunk jelentősen alacsonyabb becsült koefficienseket kapunk, mivel – ahogy hamarosan látható lesz – az illeszkedés minősége rosszabb a kisebb kiáramlást mutató korcsoportoknál (azoknál, melyek az 1990-es évek közepe után végeztek). A megfelelőnek tekinthető érték így a 0,45. Ez a következőképpen értelmezhető: a kiáramlás egyszázalékos növekedése egy adott foglalkozásban hosszú távon 0,45 százalékos foglalkoztatásnövekedéssel jár ugyanabban a fog-

lalkozásban. Hogyha ezt az eredmény kombináljuk a csupán a nem foglalkoztatásnak és a *külső* foglalkozásokban való elhelyezkedésnek betudható 50–60 százalékos illeszkedési problémával (6. *ábra*), arra a következtetésre jutunk, hogy a harmadik típusú illeszkedési probléma (rossz illeszkedés a szakiskolai képzés által lefedett foglalkozásokban) nem túlzottan lényeges.

Mindezen eredmények fényében azt várhatnánk, hogy az illeszkedési probléma harmadik komponense nem változtatja meg az 5. *ábra* után felvázolt képet. Emlékezzünk vissza, ott arra jutottunk, hogy az illeszkedési problémának nincs komoly szerepe annak magyarázatában, hogy a szakiskolai képzés hozadéka miért csökken a korral, illetve a rendszerváltás után! Hogy ennek az állításnak a robusztus voltát ellenőrizzük, az illeszkedés minőségét megbecsülhetjük külön-külön a foglalkoztatás éve, életkor és végzés éve szerint:

$$\log(S_{jgt}) = \sum_t \beta_t \log(F_{jg}) + \alpha_j + \gamma_g + \theta_t + u_{jgt} \quad (4)$$

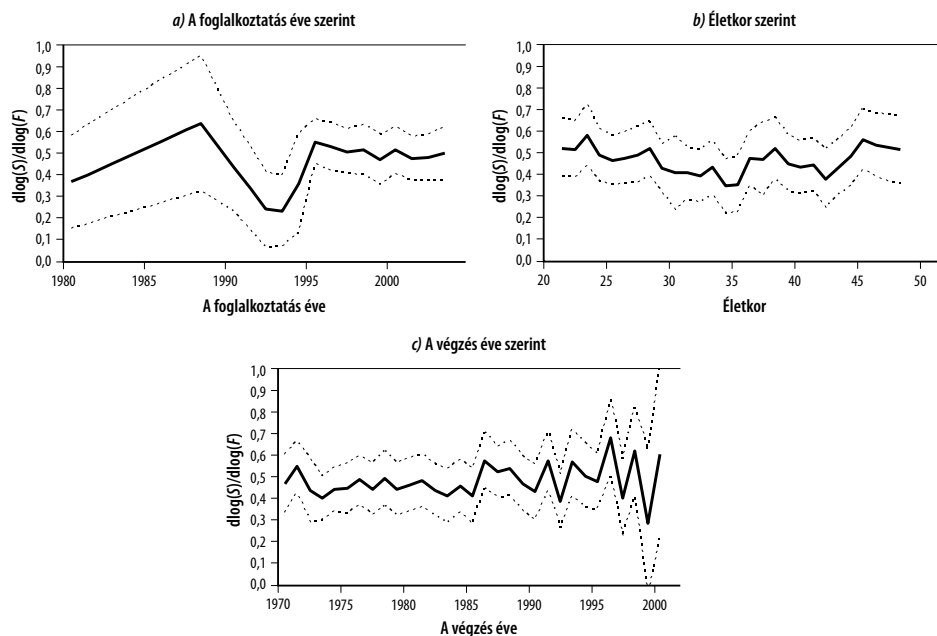
$$\log(S_{jgt}) = \sum_a \beta_a \log(F_{jg}) + \alpha_j + \gamma_g + \theta_t + u_{jgt}, \text{ ahol } a = t - g + 17 \quad (5)$$

$$\log(S_{jgt}) = \sum_g \beta_g \log(F_{jg}) + \alpha_j + \gamma_g + \theta_t + u_{jgt} \quad (6)$$

7. ÁBRA

Az illeszkedés minőségének változása

Becsült kiáramlási, állományi rugalmasságok és változások a foglalkoztatás éve, az életkor és a végzés éve szerint



A 7. ábra a) része mutatja az adatfelvétel éve szerinti eredményeket. 1988 és 1992 között jelentős esés tapasztalható, amely egyrésztől lehet a rendszerváltás utáni recesszió következménye, de a foglalkozások besorolási rendszerében bekövetkezett változások is okozhatták. Az első magyarázatot erősíti két tény is: egyrészt a csökkenés tovább tartott egy évnél, másrészt a fiatal korcsoportok nem foglalkoztatási rátái lecsökkentek, ahogy ez a 6. ábrán látható. Természetesen nem zárhatjuk ki a másik tényező befolyását sem. Amennyiben a zuhanás valódi volt, a magyar gazdaság regenerálódása az illeszkedés minőségének regenerálódását is magával hozta. Bármelyik eset is igaz, láthatóan maga a rendszerváltás nem vezetett az illeszkedés minőségének leromlásához.

A 7. ábra b) része azt mutatja, hogy miként változik az illeszkedés minősége az életkorral. Az 5. ábra b) részével összehangban, itt is azt láthatjuk, hogy az illeszkedés minőségében bekövetkezik egy enyhe kezdeti csökkenés, de ez nem folytatódik 35 éves kor után. Végül az ábra c) részéről leolvasható, hogy az illeszkedés minősége viszonylag stabil maradt a különböző kohorszokban egészen az 1990-es évek végéig, amikor elkezdett csökkenni és egyre volatilisabbá vált. Röviden, ahogy vártuk, egy szofisztikáltabb becslési módszer sem változtatott a korábban levont következtetéseken. Az illeszkedési probléma láthatóan nem sokat ad a szakiskolákban elsajátított specifikus ismeretek leértékelődéséhez.

Következtetések

A szakiskolai képzés, a középiskolai végzettséghez viszonyítva, az ember életpályája során folyamatosan elveszíti az értékét. Mindez már a szocializmusban is igaz volt. A rendszerváltás után felerősödött a jelenség, aminek valószínűsíthető oka a specifikus képességek fokozatos értékvesztése az általános képességekhez képest. Némi egyszerű kalkuláció után világosan látszik, hogy a specifikus képességek hozadéka mindig is alacsonyabb volt az általános képességek hozadékánál – kivéve, ha a végzés utáni egy-két évben megfigyelt hozamot tekintjük. A rendszerváltás a specifikus képességek értékének további zuhanását idézte elő. Az egyszerű számítások azt mutatják, hogy ez az érték a rendszerváltás után a nullához közeli szintre csökkent le – ez bizonyára túlzás, a csökkenés mértéke azonban minden valószínűség szerint nagy volt. A munkahelyi illeszkedési probléma, bár lényeges kérdés önmagában, valószínűleg nem tehető felelőssé sem az életkorral csökkenő hozadékért, sem a rendszerváltás utáni jelentős leértékelődésért.

Ezek az eredmények arra engednek következtetni, hogy míg a középiskolában elsajátított általános képességek lehetővé teszik az egyén számára az idők folyamán újabb és újabb képességek kifejlesztését, mindez nem mondható el a specifikus képességekről, legalábbis nem azokról, amelyeket a szocialista gazdaságban létrehozott szakképző iskolák hangsúlyoznak. Ezeknek a specifikus képességeknek az értéke ugyanis a rendszerváltással nagymértékben csökkent, miközben az általános készségeké megnőtt.

Krueger–Kumar [2004] eredményei azt sugallják, hogy a nyugat-európai országok kormányai az 1950-es években rövid távon jó döntést hoztak azzal, hogy befektettek a szakiskolai képzésbe, arra számítva, hogy a környezet kevésbé lesz dinamikus. Hosszú távon

azonban tévedtek, mert azt a világ a várakozásaiknál gyorsabban kezdett el változni. Ugyanezt az érvelést szocialista gazdaságokra alkalmazva, úgy gondolhatnánk, hogy a tömeges, szocialista szakképzés megfelelő képességekkel vértette fel az egyéneket egy szocialista gazdaság számára, és a szocialista rendszer összeomlása volt az a tényező, amely e képességek leértékelődéséhez vezetett. Bár utóbbi jelenség kétségkívül igaz, a jelen tanulmány eredményei arra utalnak, hogy a specifikus képességek a szocialista gazdaságban is jelentősen vesztek értékükből: a végzés után két-három évtizeddel gyakorlatilag elavultak. A rendszerváltás csupán felgyorsította ezt a leértékelődési folyamatot.

Nagy valószínűséggel nem a specifikus képességek konkrét tartalma okozza a problémát. A kulcskérdés e képességek specifikus természete. Hosszú távon csupán azok a képességek lehetnek értékesek, amelyek alkalmassá teszik az egyént az újabb képességek megszerzésére. Minden jel arra utal, hogy a szocialista múltból örökölt szakiskolákban elsajátítható specifikus képességek egyértelműen nem felelnek meg ennek a célnak. A szakiskolai képzés általános tartalmának erősítése egy olyan reform, amely a változásokat a megfelelő irányban indítja el, és a legtöbb posztoszocialista országban már meg is kezdődött. Az általános tudást nyújtó tantárgyak számának egyszerű emelésétől azonban nem várhatunk jelentős eredményeket. Égetően szükség lenne a specifikus készségek oktatásának teljes újragondolására – nem elvetve azt a lehetőséget sem, hogy azt esetleg ki kellene venni az államilag szervezett iskolai képzés keretei közül.

HIVATKOZÁSOK

- ÁBRAHÁM ÁRPÁD–KÉZDI GÁBOR [2000]: Long-run trends in earnings and employment in Hungary, 1972–1996. Budapest Working Papers on the Labour Market, 2000/2.
- AUTOR, D. H.–KATZ, L. F.–KEARNEY, M. S. [2006]: The polarization of the U.S. Labor Market. NBER Working Paper, No. 11986.
- BISHOP, J. [1998]: Occupation-specific versus general education and training. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 559. 24–38. o.
- BONNAL, L.–MENDES, S.–SOFER, C. [2002]: School-to-work transition: apprenticeship versus vocational school in France. *International Journal of Manpower*, Vol. 23. No.5. 426–442. o.
- CARD, D. [1999]: The causal effect of education on earnings. Megjelent: Ashenfelter, O. and Card, D. (szerk.): *Handbook of Labor Economics*. Volume 5. North-Holland, New York, 1801–1863. o.
- FAZEKAS KÁROLY–KÖLLŐ JÁNOS [1990]: Munkaerőpiac tőkepiac nélkül. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [1999]: Regionális munkanélküliség és bérek az átmenet éveiben. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, II. rész. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz. 621–652. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2002]: Economic transformation and the revaluation of human capital – Hungary, 1986–1999. Megjelent: *de Grip, A.–Van Loo, J.–Mayhew, K.* (szerk.): *The economics of skills obsolescence. Theoretical innovations and empirical applications. Research in labor economics*, Vol. 21. JAI Press, Elsevier, Amsterdam, Boston, London, 235–273 o.
- KERTESI GÁBOR–VARGA JÚLIA [2005]: Foglalkoztatás és iskolázottság Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 7–8. sz. 633–662. o.)
- KÉZDI GÁBOR [2002]: Two phases of labor market transition in Hungary: inter-sectoral reallocation and skill-biased technological change. Budapest Working Papers on the Labour Market, 2002/3.
- KRUEGER, D.–KUMAR, K. B. [2004]: Skill-specific rather than general education: A reason for US–Europe growth differences? *Journal of Economic Growth*, Vol. 9. No. 2. 167–207. o.
- LISKÓ ILONA [2001]: Fiatal szakmunkások a munkapiacra. Megjelent: *Semjén András* (szerk.): *Oktatás és munkaerő-piaci érvényesülés*. MTA KTI, Budapest.
- LJUNGQVIST, L.–SARGENT, T. J. [1998]: The European Unemployment Dilemma. *Journal of Political Economy*, Vol. 106. 514–550. o.
- NEUMAN, S.–ZIEDERMAN, A. [2003]: Can vocational education improve the wages of minorities and disadvantaged groups? The case of Israel. *Economics of Education Review*, Vol. 22. No. 4. 421–432. o.
- PSACHAROPOULOS, G. [1997]: Vocational Education and Training Today: challenges and responses. *Journal of Vocational Education and Training*, Vol. 49. No. 3. 385–393. o.
- TSANG, M. C. [1997]: The Cost of Vocational Training. *International Journal of Manpower*, Vol. 18. No. 1–2. 63–89. o.

Függelék

F1. TÁBLÁZAT

Az illeszkedési probléma vizsgálatának leíró statisztikái

A munkaerő-kiráramlási és állományadatainak átlaga, szórása, minimuma és maximuma, a foglalkoztatás évét és végzés évét kombináló cellákon számolva, foglalkozások szerint

Foglalkozás	Iskolából való kiáramlás					Munkaerő-állomány				
	átlag	szórás	minimum	maximum	N	átlag	szórás	minimum	maximum	N
Kereskedelmi	5 650	1 241	2 960	8 095	392	3 244	1 161	43	8 281	392
Szálloda	2 492	608	1 455	4 966	392	1 520	679	56	3 687	392
Személyzeti	941	379	0	1 990	392	466	247	0	1 189	392
Kulturális	228	189	9	578	392	51	107	0	1 174	392
Mezőgazdaság1	990	331	643	1 654	392	287	194	0	935	392
Mezőgazdaság2	572	152	376	889	392	442	254	0	1 240	392
Erdészeti1	102	39	0	157	392	70	91	0	551	392
Erdészeti2	30	23	0	63	392	19	41	0	345	392
Halászat	23	6	13	38	392	12	35	0	227	392
Bányászat	328	317	12	1 334	392	140	172	0	1 012	392
Élelmiszer	1 550	450	524	2 580	392	784	383	0	2 047	392
Ital	60	33	0	124	392	44	70	0	391	392
Dohány	15	11	0	31	392	3	16	0	166	392
Textil	440	406	45	1 599	392	157	166	0	1 016	392
Ruházat	3 514	1 311	1 053	5 950	392	906	497	0	2 998	392
Cipő	1 146	391	558	2 349	392	218	187	0	924	392
Fa	2 300	571	1 692	3 622	392	1 007	438	41	2 534	392
Nyomda	398	89	140	572	392	185	183	0	946	392
Kohászat	278	317	35	1 066	392	100	136	0	1 222	392
Egyéb fém	5 750	1 142	2 575	8 242	392	3 689	1 773	0	10 980	392
Szerelő1	9 536	2 237	5 221	15 032	392	1 608	692	0	4 157	392
Szerelő2	1 911	531	484	3 150	392	824	452	0	2 769	392
Egyéb gyártás	335	83	197	559	392	170	154	0	1 207	392
Építőipar1	2 972	965	611	4 827	392	1 431	590	46	3 654	392
Építőipar2	3 861	1 749	1 343	10 235	392	1 722	760	37	4 756	392
Építőipar3	2 888	357	2 253	3 683	392	1 334	571	0	3 306	392
Mezőgazdasági gépész	1 083	316	198	1 626	392	327	217	0	1 281	392
Egyéb	353	674	16	4 297	392	13 619	3 903	204	24 151	392
Összesen	1 777	2 324	0	15 032	10 976	1 228	2 713	0	24 151	10 976