

A TÁRSADALMI MOBILITÁS VÁLTOZÁSAI MAGYARORSZÁGON A RENDSZERVÁLTÁS FOLYAMÁN*

NÉMETH Renáta**

PhD-hallgató, ELTE Társadalomtudományi Kar
H-1117 Budapest, Pázmány Péter sétány 1/a; e-mail: nmthrt@freemail.hu

Összefoglaló: A dolgozat a Központi Statisztikai Hivatal 1983-as, 1992-es és 2000-es felméréséből származó magyarországi mobilitási adatok elemzésére épül. Fő célkitűzésünk Treiman 1970-ben felállított és a rendszerváltás kontextusában ma is gyakran idézett modernizációs tézisének tesztelése. A változók kapcsolatrendszerét irányított körmentes gráffal reprezentálható grafikus modellel írtuk le. A modellhez tartozó kapcsolatok erősségét a marginális loglineáris paraméterek értékei alapján értékeltük (ahogyan azt Rudas, Bergsma, 2004 javasolják). Legfontosabb eredményünk szerint míg a nők között alapvetően változatlanok ítékelhető a státuszmegszerzés folyamata, addig a férfiak esetén a társadalmi záródás irányába mutató változások is megtalálhatók a Treiman hipotézise által érintett kapcsolatok tekintetében. Vagyis eredményeink nem támasztják alá a növekvő társadalmi mobilitás hipotézisét az 1983-2000 közötti időszakra vonatkozóan.

Kulcsszavak: társadalmi mobilitás, foglalkozási mobilitás, státuselérés, modernizációs hipotézis, loglineáris modell

„Ezt sajnálom legjobban, hogy olyan sok mindenből kimaradnak [a gyerekek], mert nem tudjuk megfizetni. Most sokkal nagyobbak a lehetőségek, mint amikor mi voltunk fiatalok, de nem mindenkinek. Én nem tudom kifizetni az angol nyelvi tábort a gyerekeimnek (...) És a könyvek, minden annyira drága. (...) Régen nem voltak ilyen különbségek, az ember nem érezte magát kisebbnek a többiekénél. A fiam osztálytársai, hát, a legtöbbnek a szülei menedzserek, bankárok, értelmiségiek. Én nem tudok velük lépést tartani.” (egy volt szocialista nagyvállalat 46 éves munkásnője, idézi Bartha 2002)

„Én a semmiből építettem fel egy üzlethálózatot (a szüleim segítsége nélkül), amely ma is kamatozik, és nem szeretném, ha bárki is irigykedne emiatt, mert a két kezemmel, vagy az eszemmel, mindegy, de megteremttem!!! Erre mindenkinek lehetősége van (...) Mindenkinek meg van adva a lehetőség, csak élnie kell vele, igaz, mostoha körül-

* A tanulmány a szerző marginális loglineáris modellekkel foglalkozó PhD-dolgozatának előtanulmánya. A cikk egy korábbi változata *An application of marginal log-linear models to examine changes in social mobility in Hungary during the transition period* címmel előadásként szerepelt a Nemzetközi Szociológiai Társaság *Recent Developments and Applications in Social Research Methodology* című, 2004 augusztusában, Amszterdamban megrendezett konferenciáján.

** Köszönettel tartozom Bukodi Erzsébetnek, Róbert Péternek, és Rudas Tamásnak a dolgozat elkészítésében nyújtott segítségükért, ill. David Firthnek a . lábjegyzetben említett probléma megoldási javaslatáért.

mények között, de ha akar valamit, akkor rajta, fel a fejjel és akarattal!!! (Jakiss rövidített-szerkesztett hozzászólása a *Népszabadság* online Politika fórumáról, a *Vegyük el a gazdagoktól!* topikból, 2005 május)

A mottóbeli két idézet jól rávilágít a rendszerváltás társadalmi esélyekre gyakorolt hatásának a közvélekedésben fellelhető ellentmondásaira. Ezek az ellentmondások motiválták a jelen dolgozatot, melynek célja a mobilitás utóbbi két évtizedben lezajlott változásának empirikus vizsgálata. További motiváció volt egy olyan új empirikus elemzési módszertan elérhetővé válása, mely lehetővé teszi a társadalomtudományi kutatásokban rutinszerűen alkalmazott oksági modellek korrekt leírását.

HÁTTÉR

A téma jelentősége

Treiman gyakran hivatkozott modernizációs hipotézise szerint a gazdasági-technológiai fejlődés a mobilitás szempontjából nyitottabb társadalom kialakulásához vezet, mivel a munka fokozott bürokratizálódása megnehezíti a pozíciók közvetlen átörökítését, ugyanakkor a fejlett gazdaság munkaerőpiaca a formális oktatással megszerezhető képességeket jutalmazza. A hipotézis szerint az oktatás elterjedtsége, az átfogóbb tömegkommunikáció, a nagyobb urbanizáció és fokozott földrajzi mobilitás egyaránt a merev osztályszerkezet lebontásának irányába hat (Treiman 1970).¹ Andorka és társai 1973-as, 1983-as és 1992-es mobilitási táblázatok összevetésekor Magyarországon az esélyegyenlőtlenségek bizonytalan és lassú csökkenését detektálják, amit a tétel gyenge alátámasztásaként értékelnek (Andorka et al. 1994). Luijckx és társainak (1995) magyarországi, 1973 és 1993 között felvett, férfiakra vonatkozó adatokon az iskolai végzettség hatásának növekvő, ill. a származás hatásának csökkenő trendjét sikerült kimutatniuk, ugyanakkor egyik tendencia sem volt stabil, bizonyos visszafordulást tapasztaltak a nyolcvanas évek közepétől. Interpretációjuk szerint ezek az eredmények nem cáfolják, inkább támogatják Treiman állítását, hiszen a nyolcvanas évek második felétől megindult gazdasági teljesítmény-romlás az iparosodás, a modernizációs folyamatok visszaeséseként értékelhető.

Felmerül a kérdés, vajon ezeknek az éveknek az összevetése valóban alkalmas-e az iparosodás tézisének tesztelésére? A rendszerváltás sokdimenziós folyamat, elválaszthatatlanul összefonódó politikai, gazdasági, társadalmi és kulturális összetevőkkel. A változásoknak az iparosodásra történő egyoldalú visszavezetése a különböző okok összemosását jelentené.

Ugyancsak megfontolandó az elemzés időkeretének kiszélesítése. Ahogyan Luijckx és társai is említik, 1992-1993 több szempontból mélypontja volt a rendszerváltást követő gazdasági átalakulás negatív kísérőjelenségeinek. Mivel ma már frissebb adatok is rendelkezésre állnak, referenciapontként későbbi, a gazdasági-társadalmi átalakulás stabilizálódását követő időpont is kijelölhető.

1 A hipotézis a mobilitás növekedésének konkrét aspektusait tárgyalva több formális alhipotézist fogalmaz meg, lásd a fejezetet.

További kérdéses pont a makrotársadalmi folyamatok reakcióidejének kérdése. Ha a rendszerváltás hozta politikai változásokat tételezzük fel hatótényezőként, vajon mikorra várható hatásuknak megjelenése a mobilitási mintákban? Ez a probléma ritkán kerül expliciten említésre, bár hasonló kérdések felmerülnek, például Breen és Luijckx (2004) a következő problémát említi: *A »szociáldemokrácia« példáját véve, az aktuálisan szociáldemokrata kormányzatú országokban várnánk nagyobb fluiditást, vagy plauzibilisebb lenne csupán a szociáldemokrata kormányzás hosszabb (még specifikálható) idejű fennállását relevánsnak venni?* A klasszikus nemzetközi vizsgálatok általában egy-két évtizedes időhosszakot fognak közre, impliciten feltételezve, hogy a társadalmi folyamatok ilyen távon reagálják le a gazdasági/politikai változásokat. Ahogyan fenti példánk mutatják, hazai munkák az iparosodási hipotézist tesztelve hasonló feltételezéssel élnek.

Végül, ettől nem független probléma az, hogy a rendszerváltás vizsgálatokor tulajdonképpen jórészt a rendszerváltást megelőzően beindult folyamatokról beszélhetünk – mind a gazdasági dimenziókat (a kvázipiaci formák, ill. a makroszintű válságtünetek, a foglalkoztatás csökkenésének megjelenése), mind a politikai, oktatáspolitikai dimenziókat tekintve. Például Gázsó és Laki (2004) szerint a származáson alapuló szelektív mechanizmusok erősödése, az állam kihátrálása esélykiegyenlítő szerepéből nem a rendszerváltás időszakában kezdődött, inkább az államszocializmus utolsó évtizedének mechanizmusai folytatódtak tovább.

Az alábbiakban 1983-as, 1992-es és 2000-es felvételek státusmegszerzésre vonatkozó adatait vetjük össze. *Kutatási kérdésünk a klasszikus modernizációs hipotézisből indul ki: vajon milyen irányban változott a vizsgált időszakban az apa státusza (iskolázottsága, foglalkozása) és a kért státusza közötti kapcsolat?* A fent említett problémáknak megfelelően a detektált változásokat nem tisztán a gazdasági fejlődés, hanem (már a nyolcvanas években megindult) soktényezős rendszerváltozási folyamat következményeként értékeljük majd. Kerülnénk azt a megfogalmazást, hogy a rendszerváltás társadalmi hatásainak végigkísérése lenne a cél – a gazdasági hanyatlás hatása talán már felfedezhető ezekben az adatokban, a növekvése valószínűleg még nem.

A vizsgált periódus

Az elemzés során a Központi Statisztikai Hivatal 1983-as és 1992-es *Társadalmi mobilitás kutatásának* illetve a 2000-es *Életmód és időmérleg-vizsgálatának* adatait használjuk. Ez az időszak nem folyamatos fejlődésnek, inkább U-görbét leíró, két ellentétes irányú periódusból álló folyamatnak tekinthető. Munkaerőpiaci szempontból Kézdi (2002) veti fel az 1986–1999 közötti időszak kétfázisú voltát, 1995-ös osztóponttal. Elemzése szerint az első fázisra a munkahelyek nagyarányú megszűnése és az ágazatok közötti tömeges re-allokáció, míg a második fázisra a foglalkoztatás csökkenésének megállása, a magasabb képzettségűek aránynövekedése és az iskolázottság bérekben mért hozamának gyorsabb növekedése jellemző. Szociológiai megközelítésben Kolosi és Róbert (2004) tárgyalják a fenti időszak ellentétes irányt mutató átalakulási fázisait.

Elméleti háttér, korábbi vizsgálatok

A rendszerváltozás *longitudinális* vizsgálatok általában alkalmazott elméletek a korábbi nemzetközi, elsősorban *keresztmetszeti* összehasonlító vizsgálatok szokásosan alkalmazott magyarázó elméleteire támaszkodnak. Így Lipsettől és Zetterbergtől származó, Blau és Duncan illetve Treiman által pontosított, az ipari társadalmak feltételezeten egyetemes szerkezetére épülő, alapvetően funkcionista *gazdasági* magyarázatok merülnek fel – ezek a gazdasági növekedést követő társadalmi nyitódást jósolnának.² Megemlítendő továbbá a politikai szervezetek rétegződésre gyakorolt hatását vizsgáló *politikai* magyarázatok. A politikai megközelítésre koncentrált vizsgálatok a szocialista blokkon belül is lényeges különbségeket találtak, illetve – elsősorban nemzetspecifikus történelmi jellegzetességekre visszavezethetően – nem látták megalapozottnak a szocialista mobilitási minta, mint speciális típus meglétét (Simkus 1981; Kurz–Müller 1987). Más vizsgálatok szerint mivel néhány nem-baloldali kormányzatú országban a baloldaliakéhoz hasonló a mobilitás szintje, a politikai intervenció, bár feltételezhető, de nem az egyedüli társadalmi meghatározó tényező (pl. Breen–Luijckx 2004). Ezért a gazdasági megközelítéssel szemben a politikai elmélet esetében nem beszélhetünk a rendszerváltozással kapcsolatos egyértelmű „előrejelzésekről”.

E két, a mobilitási mintázatok változását szisztematikus (és megmagyarázható) folyamatnak látó megközelítéssel szemben áll egy harmadik tézis, mely Sorokin (1964: 142) nevéhez fűződő változatában szélesebb történelmi perspektívából *trendmentes ingadozás*nak tekinti a mobilitás abszolút rátáinak változásait. Az elmélet újabb, a mobilitáskutatások harmadik nemzedékének CASMIN-projektjéhez kapcsolható változatában a relatív mobilitási esélyeknek (*social fluidity*) a társadalmi rétegződés konkrét megoszlásától független mintázatának és szintjének állandóságát tételezi fel az iparosodott országokban.

Sorokinhoz hasonlóan, igaz, más elméleti alapon, de Boudon (1974) is cáfolja az egyenlőség növekedésének tendenciáját. Véleménye szerint, még ha gyengül is a származás és az iskolai végzettség kapcsolata, a hátrányos származás akkor is megjelenik a munkába álláskor, vagyis az elért státuszban – így az egyenlőtlenségek egy szinttel feljebb tolnak. Mare (1981) klasszikus elemzésében szintén az oktatás demokratizálódásához fűzött optimista várakozásokat cáfolja. Kimutatja, hogy a származási esélykülönbségek az expanzió ellenére növekedtek a magasabb iskolai szinteken.

Az elméletekhez kapcsolódó korábbi vizsgálatoknak a jelen kutatási kérdést érintő eredményeire térve: Treiman és Yip (1989) nemzetközi összehasonlító vizsgálatát a modernizációs tézis empirikus igazolásaként szokás citálni. Elemzésükben huszonegy, az iparosodottság különböző fokán álló ország keresztmetszeti kutatásból származó adatain az apa foglalkozásának és a kérdezett iskolázottságának a kérdezett foglalkozására gyakorolt hatását vizsgálják. Fontos megjegyezni, hogy Treiman hipotézisében a mobilitáskutatások második nemzedékének elméleti és módszertani irány-

2 Hasonló az implikációja az újabb meritokratikus elméleteknek is, így például Jonssonénak (1992), aki bevezette az Erősödő Meritokratikus Kiválasztódás hipotézisét, mely szerint a posztindusztriális társadalmakban azok hatékonyságvezérelt volta következtében az egyéni érdemek válnak az oktatáshoz való hozzáférésnek, majd a munkaerőpiaci pozíció megszerzésének kulcstényezőivé.

vonulat követve direkt és teljes hatásokat különböztet meg, ennek megfelelően ebben a vizsgálatban is többszörös regressziós modellek együttműködésével, mint a direkt hatások megfelelőjével dolgozik. Eredménye szerint az iparosodottabb országokban az iskolázottságnak a foglalkozásra gyakorolt hatása erősebb és az apa foglalkozásának hatása gyengébb, azaz sikerül bizonyítani az iparosodottság – társadalmi nyitottság kapcsolatot.

Egy másik gyakran hivatkozott, újabb munkában Goldthorpe (1996) arra a következtetésre jut, hogy bár a hatvanas-hetvenes években végzett vizsgálatok a foglalkozás, az iskolázottság és az apa foglalkozása közötti direkt hatásokat tekintve többé-kevésbé valóban alátámasztják az Erősödő Meritokratikus Kiválasztódás elvét (lásd *lábjegyzet*), a kilencvenes évekből származó munkák Anglia, Wales, Svédország adatain éppen ellentétes következtetésekre jutnak. Goldthorpe interpretációja szerint a vizsgálatok eltérő metodikáján kívül valódi változások is okozhatják ezeket az eredményeket: a modern társadalmak az elterjedt vélekedéssel szemben talán sokkal kevésbé működnek „hatékonyan”.

A Magyarországon végzett vizsgálatok közül Luijck és társai 1995-ös eredményeit a bevezetőben már említettük; fontos még megjegyezni a munkáról, hogy az alkalmazott többszörös logisztikus regresszió folytán a fentiekhez hasonlóan szintén iskolázottság – foglalkozás illetve apa foglalkozása – foglalkozás direkt hatásokat számszerűsít. E tanulmány továbbfejlesztett változata (Luijck et al. 2002) szerint tényleges elmozdulás figyelhető meg a származástól a teljesítmény irányába, időintervalluma (1989 a végpont) azonban nem illeszkedik jelen kérdésünkhöz. Mégis érdemes megemlíteni, mert nem csak gazdasági, hanem politikai magyarázatokat is figyelembe vesz.

Az *intergenerációs foglalkozási mobilitással* kapcsolatos újabb hazai publikációk közé tartozik Bukodi (2001) munkája. Eredményei alapján a nemzedékek közötti mobilitás 1983 és 1992 között alig változott, 2000-re viszont lecsökkent. A szerző a mobilitás mértékét a teljes mobilitási arányszámmal definiálja. Későbbi munkájában (2003) ugyanezen adatok alapján a teljes mobilitási arányszámot felbontja vertikális és horizontális mobilitási arányszámokra,³ amiből kiderül, hogy az eltelt időszakban a vertikális (tehát ténylegesen presztízs-változtató) mobilitás nem változott, mert a csökkenő teljes mobilitással párhuzamosan a horizontális mobilitás aránya is csökkent. Ugyancsak az apa foglalkozása–foglalkozás kétdimenziós kapcsolatot elemzi egy újabb tanulmányban Róbert és Bukodi (2004), egy nemzetközi vizsgálat részeként, ahol Erikson és Goldthorpe által a Constant Flux c. munkában kialakított modelleket használják. Az 1973-as, 1983-as, 1992-es és 2000-es évek összevetésével úgy találják, hogy a korábbi mobilitásnövekedés a kilencvenes években a nők esetén rendkívül lelassult, a férfiak esetén pedig visszafordult.

3 Az arányszámok pontos definíciójához: mindhárom arányszám adott foglalkozási osztályozás mellett értelmezhető. A teljes mobilitási arányszámot az apjuktól eltérő osztályba tartozó válaszadók arányaként határozhatjuk meg. A teljes mobilitási arányszámot ésszerű tovább bontani vertikális és horizontális mobilitási arányszámokra, ahol a vertikális mobilitás eltérő presztízsű foglalkozási osztályok között, a horizontális mobilitás azonos presztízsű foglalkozási osztályok között valósul meg. Ugyanis a foglalkozási osztályozások mögött nem áll feltétlenül presztízsrankor, pl. az eredeti EGP skálán külön kezelt önálló kereskedők, iparosok és szolgáltatók, vagy közvetlen termelésirányítók és szakmunkások a presztízsrankorokban leggyakrabban azonos szinten helyezkednek el.

A származásnak az iskolai végzettségre gyakorolt hatására vonatkozóan a hazai szociológia eredményei közül elsősorban módszertani szempontból érdemes megemlíteni Andorka és Simkus (1983) Boudon és Mare eredményeire reagáló kutatását. A szerzők kimondott szándéka volt, hogy a mobilitás megváltozását az oktatási expanzió hatásától függetlenül mérhessék, ezért loglineáris elemzést végeztek.

A téma oktatáspolitikai fontosságánál fogva több új hazai vizsgálat is készült e kérdéskörben. Székelyi és társai (1998) a származás hatásának időbeli változását vizsgálják egy 1997-ben, felsőoktatási hallgatók körében végzett kutatásban, ahol elsősök és végzősök családi háttérét vetik össze. Eredményük szerint az elsősök között nagyobb az alacsonyabb státuszú családból származók aránya. Gaszó és Laki (2004) szerint ez az összevetés nem releváns, hiszen tárgya az elsősök és a végzősök közötti különbség, de nem az esélyek változása. Valóban, a módszerrel szemben felhozható, hogy a végzősök között már nincsenek ott az időközben lemorzsolódottak, akik esetleg inkább alacsonyabb státuszú szülők gyerekei. Gaszó és Laki 1973-as, 1997-es és 2000-es adatok alapján veti össze az egyetemi és főiskolai hallgatók származási háttérét és alapvetően változatlanúságot tapasztal; interpretációjuk szerint a felsőoktatás expanziója nem kapcsolódott össze esélykiegyenlítődéssel.⁴ Bukodi (1995) 1992-es adatokon, többszörös regressziós modellel vizsgálja az iskolázottság és az apa foglalkozása illetve iskolázottsága közötti közvetlen kapcsolatot. Az időbeli változásokat a minta életkori csoportokra bontásával, mintegy keresztmetszeti kohorszelemzést végezve számszerűsíti. Azonban a tényleges változások ezzel a módszerrel sem detektálhatók teljes megbízhatósággal. E kohorszelemzés problémája, hogy az idősebb kohorszok a természetes elhalás miatt nem teljesek, ami azért okozhat gondot, mert hazánkban igen erős a várható élettartam társadalmi meghatározottsága (pl. Kovács–Hablicsek 2006).

További vizsgálati eredmények kilencvenes évek végi adatokra támaszkodva erős származási hatást mutatnak az iskolai teljesítmény tekintetében, így Andor és Liskó (2000), vagy Róbert (2004). Ezek a vizsgálatok azonban nem végeznek összevetést korábbi évek adataival.

A fentiekben és a következőkben is gyakran kiemeltük, hogy az egyes eredmények különbsége mögött technikai okok állhatnak, ami talán elbizonytalanítja az olvasót. Célunk azonban legkevésbé sem az empirikus kutatások hiteltelenítése, sokkal inkább a komparatív kutatások esetén szükséges módszertani standardizálás hangsúlyozása, ahogyan azt Breen és Luijkx (2004) is megállapítja: *... Amikor, mint jelen esetben is, vizsgálatunk komparatív jellegű, felmerül a kérdés, ténylegesen milyen mértékben mérrik konzisztensen adataink a vizsgált populációra jellemző, a származás és megszerzett státusz közötti hatást. Az egyes felvételek között a populáció definíciójában, a mintavételi elrendezésben, a válaszadási arányban vagy a mérési hibában meglévő különbség mind-mind okai lehetnek a fluiditás megfigyelt eltéréseinek – bár a mobilitás-kutatások általában nem veszik figyelembe ezt a szempontot.*

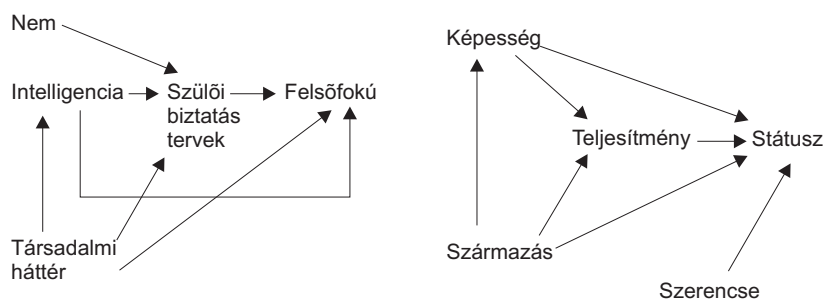
4 Ez a kijelentés első hallásra talán talán paradoxonnak tűnhet, ám matematikailag nem az: mint Mare (1981) korábban említett eredménye is mutatja, az adott végzettséget megszerzők arányának változása független a társadalmi esélykülönbségek változásától.

MÓDSZERTAN

Az elemzési módszer

A kategoriális adatokra alkalmazott gráf-modellek marginális loglineáris modelleként történő kezelése egészen új megközelítés (Rudas–Bergsma 2004; Rudas et al. 2006). Mobilitásvizsgálatok kategoriális adataira azért lehet érdemes használni ezt a módszertant, mert ezen a területen gyakran alkalmaznak oksági modelleket (státusz-elérési modellek), illetve, ahogyan később részletezzük is, a szakterület tipikus megközelítései a loglineáris paraméterek használatával statisztikailag megfogalmazhatóvá válnak.

A módszer lényege, hogy segítségével az 1. vagy a 2. ábrán láthatókhöz hasonló, többlépcsős, összetett folyamatokat írhatunk le, kézenfekvő módon interpretálható paraméterekkel. Tekintsük példaként az 1. ábra első modelljét.



1. ábra Két státusz-elérési gráf-modell (Spirtes et al. 1993; Kolosi 2006)

A kiindulási probléma Sewell és Shah (1968) klasszikus vizsgálatára épül, azóta többen foglalkoztak vele, a gráf jelen formáját Spirtes és társai (1993) javasolják. A modell a felsőfokú továbbtanulással kapcsolatos elhatározás kialakulását reprezentálja az objektív társadalmi-demográfiai tényezőktől kiindulva az azoktól függő pszichológiai faktorokon át, mélyebb betekintést engedve ebbe a folyamatba annál, mint ha csak a szokott módon (pl. logisztikus regresszió alkalmazásával) az elhatározást mint függő változót, az összes többi változót mint azonos szintű magyarázó változót tekintenénk. Ezt a mélyebb betekintést segíti például, hogy a szülők biztatásának meghatározó faktorairól is képet kapunk, vagy az intelligenciának a továbbtanulási tervekre gyakorolt direkt (minden más faktortól független) és indirekt (a szülői biztatáson keresztül érvényesülő) hatását is el tudjuk különíteni. Az ábra második modellje, a Kolosi (2006) által javasolt AOLE modell (képesség – *Ability*, származás – *Origin*, szerencse – *Luck*, teljesítmény – *Effort*) modell szintén egy többlépcsős státusz-elérési folyamatot modellez.

Az 1. és 2. ábra modelljeinek matematikai elnevezése *irányított körmentes gráf-modell* (a későbbiekben röviden gráf-modell), ahol a gráf csúcsai a változókat, a nyílak a köztük levő feltételes kapcsolatokat reprezentálják. Két pont között a nyíl hiá-

nya feltételes függetlenségi állításoknak feleltethető meg, a következő szabályt alkalmazva (Lauritzen 1996):

Adott V változó feltételesen független nem-leszármazottaitól (nondescendants) szüleiére, mint feltételre nézve, ahol a nem-leszármazottak azok a pontok, amelyek nem érhetők el V -ből irányított úton, míg szülőnek azokat a pontokat nevezzük, ahonnan V mutat V -be.

A szabály szerint az ábra első modelljében például a felsőfokú továbbtanulási elhatározás feltételesen független nem-leszármazottjától, vagyis a nemtől, szüleiére, azaz az összes többi változóra, mint feltételre nézve. A nem független továbbá az intelligenciától és a társadalmi háttértől, még hozzá feltétel nélkül, hiszen a nemnek nincs szülője. A szabály alkalmazásával a második gráf, az AOLE modell például a szerencsének a származástól, a képességtől, és a teljesítménytől való függetlenségét implikálja.

Kategoriális változók esetén a gráf-modellek ún. marginális loglineáris modelleként kezelhetők. A gráf-modelleket megadó feltételes függetlenségi állítások ugyanis megfeleltethetők bizonyos marginális loglineáris paraméterek 0-vá tételének (Rudas–Bergsma 2004; Rudas et al. 2006). E paraméterek a hagyományos loglineáris paraméterekkel (pl. Rudas 1998) szemben nem a teljes táblából, hanem annak marginálisáiból számolandók.

A hagyományos loglineáris paraméterek az adott változók közötti feltételes kapcsolat átlagos erősségének mértékéként interpretálhatók, az összes többi változóra, mint feltételre nézve. Hasonlóképpen értelmezhetők a marginális paraméterek is, az „összes többi változó” alatt a marginális többi változóját értve. Az AOLE modellt definiáló paraméterek közt Rudas, Bergsma és Németh (2006) által javasolt paraméterezés szerint szerepel például a $\frac{OAE}{AE}$ és a $\frac{OEL}{EL}$ paraméter. A marginális loglineáris paraméterek szokásos terminológiája szerint a paraméterek felső indexe a paraméterhez tartozó *marginálist* adja meg, az alsó index a paraméterhez tartozó hatás. Vegyük észre, hogy a két paraméter más-más marginális mellett definiált, ezért ez a paraméterezés nem adható meg a klasszikus loglineáris elemzés keretei között. Az első paraméter a származásra (O), mint feltételre nézve méri a képesség (A) és a teljesítmény (E) közötti feltételes kapcsolat erősségét. Szokásos szóhasználattal ezt úgy is mondhatjuk, hogy a képességnek a teljesítményre gyakorolt *direkt hatását* mérjük a többi változó szerinti korrigálás után. Itt a direkt hatás megfogalmazás a *teljes hatással* állítja szembe a paramétert, amit a korrigálás nélküli $\frac{AE}{AE}$ paraméter adna.

A modell paraméterezésében szereplő másik paraméter, az $\frac{OEL}{EL}$ a teljesítmény és a szerencse a származásra és képességre vett feltételes kapcsolatát számszerűsíti. Ennek a paraméternek az értéke 0 a modell szerint, hiszen a teljesítmény (E) éppen a marginálisban szereplő másik két változóra (a szüleiére) nézve feltételesen független a szerencsétől (L).

Láttuk, hogy a gráfok minden éle egy adott feltételes kapcsolatnak feleltethető meg, míg az él törlése a paraméterezésben megjeleníthető feltételes függetlenséget implikálja. A társadalomtudományokban széles körben használt LISREL (vagy lineáris strukturális egyenletek modell, *linear structural equation model*) esetén a paraméterek értelmezése jóval nehezebb (Cox–Wermuth 2001), és – mivel több lokális regressziós egyenletre épít – nem garantált az egyes egyenletek konzisztenciája (Rudas–Bergsma 2004).

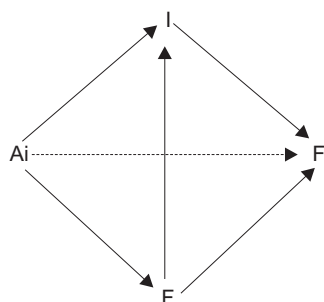
A modell

Kutatási kérdéseink a 2. ábrán látható modell, Treimannak Duncan-Featherman-Duncan-tól átvett státuselérési modelljének (Treiman 1970) hatásaira vonatkoznak. Az ábrán szaggatottal jelöltük a modellben nem szereplő, de egyébként „elképzelhető” AiF hatást. (Az eredeti modell az adatbázisainkban nem szereplő jövedelmet is tartalmazza, de ez a különbség nem érinti az itt vizsgált kapcsolatokat, azok azonosak.) A modell a fenti szabály alkalmazásával ekvivalens módon definiálható az alábbi feltételes függetlenségi állítás teljesülésével:

$$F \perp Ai \mid IAf. \quad (1)$$

Treiman a modernizációs hipotézisben konkrét al-hipotéziseket fogalmaz meg, eszerint a modernizációval gyengül

1. az apa foglalkozása - foglalkozás teljes hatás,
2. az apa foglalkozása - foglalkozás direkt hatás,
3. az apa foglalkozása - iskolázottság direkt hatás, ugyanakkor erősödik az
4. iskolázottság – foglalkozás direkt hatás.



Ai: apa iskolázottsága
Af: apa foglalkozása
I: iskolázottság
F: foglalkozás

2. ábra A vizsgált modell

A modernizációs hipotézis egyes pontjait követve az elemzés célja a marginális loglineáris paraméterek értékeiből kiindulva a kapcsolatok időbeli változásának vizsgálata. Az elemzést nemenként külön végezzük, hiszen a tárgyalt kérdésekben több korábbi vizsgálat is nemi különbségeket mutatott ki (hazai friss példa Róbert–Bukodi 2004). Fontos hangsúlyozni, hogy a loglineáris paraméterek függetlenek a táblák marginálisaitól, ezért pl. az apa-kérdezett összevetésekben előnyös módon a foglalkozási struktúra változásaitól független változást jelenítik csak meg, vagy – másik példával élve – kiküszöbölik az egyetemi képzés expanziójának hatását. Természetesen ugyanazzal az előnyös tulajdonsággal bír a klasszikus loglineáris elemzés is, ahogyan azt például Andorka és Simkus (1983) a módszertan megválasztásának indoklásakor hangsúlyozza.

Rudas, Bergsma és Németh (2006) eljárását követve a modellnek megfelelő eloszlás az alábbi marginális loglineáris paraméterekkel adható meg:

$$A_i, A_i, A_i A_f, A_i A_f, A_i A_f I, A_i A_f I, A_i A_f I, A_i A_f I, A_i A_f I F, A_i A_f I F, A_i A_f I F, A_i A_f I F \quad (2)$$

Az (1)-ben megadott állításnak megfelelően az alábbi paraméterek értéke nulla:

$$\begin{matrix} A_i A_f I F & A_i A_f I F & A_i A_f I F & A_i A_f I F \\ A_i F & A_i A_f F & A_i I F & A_i A_f I F \end{matrix} \quad (3)$$

Könnyen látható, hogy a kapott 16 paraméter teljes paraméterezést ad, hiszen minden hatáshoz tartozik paraméter. A paraméterezés ezen kívül rendelkezik a hierarchikusság és rendezett dekomponálhatóság tulajdonságaival is.⁵ A modernizációs hipotézis négy pontjának megfelelő paraméterek a $\begin{matrix} A_i A_f I F \\ A_i F \end{matrix}$, $\begin{matrix} A_i A_f I \\ A_f I \end{matrix}$, $\begin{matrix} A_i A_f I F \\ I F \end{matrix}$ ill. a paraméterezésben nem szereplő $\begin{matrix} A_f F \\ A_f F \end{matrix}$, ezek időbeli változását vizsgáljuk a továbbiakban.

A modellnek megfelelő maximum likelihood-becslés Wicher Bergsma *Mathematica-rutinjának* segítségével kapható meg.⁶

A minta, a változók definiálása

Ugyanezen adatok felhasználásával több vizsgálat is készült már (pl. Bukodi 2001; Bukodi 2003; Róbert–Bukodi 2004). Az eredmények közvetlen összevethetősége érdekében Róbert és Bukodi (2004) döntését követve a vizsgálati populációt a 20–69 éves, aktuálisan dolgozóknak ill. a valaha dolgozó munkanélküliekben határoztuk meg. A nemenként külön bontott együttes eloszlás celláit a szokásosan alkalmazott 0,5-ös elemszámmal töltöttük fel az üres cellák elkerülése érdekében. A mintaelemszámok a következőképpen alakultak:

1983:	férfiak – 9076 mintaelem (2 üres cella),	nők – 7834 (3 üres)
1992:	férfiak – 7045 (2 üres),	nők – 6364 (2 üres)
2000:	férfiak – 2463 (nincs üres),	nők – 2009 (5 üres)

Az elemzés során az adatbázisokhoz eredetileg hozzárendelt súlyokat használtuk.

A modell viszonylagos összetettségét ellensúlyozandó a változók képzésénél a kategóriák alacsony számára törekedtünk. Az *iskolázottságot* bináris változóként használtuk, mégpedig az apa (érettségizett/érettségi nélkül) ill. a kérdezett (diplomás/diploma nélkül) esetére más kategóriákkal, ennek oka a megközelítőleg azonos eloszlású változók képzésére való törekvés volt.

Az *apa foglalkozását* a kérdezett 14 éves korában meglevő foglalkozással definiálták a kérdőívek. A *foglalkozás* meghatározásakor szerencsés lett volna a kérdezett első foglalkozásának használata, de ez az információ nem állt rendelkezésre mindegyik adatbázisban. Ezt a problémát megoldandó Andorka (1995) azzal próbálkozik, hogy külön vizsgálja a fiatalokat, ahol a „jelenlegi” foglalkozás jó proxy a pályakezdő foglalkozásra. Jelen tanulmányban ezzel a céllal külön elvégezzük a 20–29 éves korosz-

5 Ezek definíciójáról ill. a tulajdonságok implikációjáról lásd Bergsma-Rudas 2002.

6 A program elérhető az interneten:
<http://www.uvt.nl/faculteiten/fsw/organisatie/departementen/mto/software2.html.print>

tály vizsgálatát. A foglalkozási kategóriák kialakításánál Erikson és Goldthorpe (1992) ajánlását követve az EGP skálához illeszkedő hármas beosztást használtuk. Ennek a kategóriák alacsony számán kívül az is előnye, hogy az ordinalitás következtében vertikális mobilitást határoz meg a kategória-ugrás, vagyis Erikson és Goldthorpe megfogalmazásában presztízs-, és nem osztály-alapon kategorizálunk:

1. felső osztály (szolgáltató osztály: vezető, szellemi szabadfoglalkozású, diplomás alkalmazott)
2. középosztály (egyéb szellemi, szakmunkás, iparos/kereskedő/szolgáltató, gazdálkodó)
3. alsó osztály (alacsonyabb szintű kereskedelmi és szolgáltató dolgozók, betanított munkás/segédmunkás/mezőgazdasági fizikai).

EREDMÉNYEK

A valószínűség-hányados tesztstatisztika szerint a modell illeszkedése mindhárom évben, mindkét nemre rossz ($p < 0,01$), kivéve a 2000-es évben a nők esetét, ahol a modell jól illeszkedik ($p = 0,115$). Vagyis a modellt definiáló, (1)-ben meghatározott, az apa iskolázottságára és a kérdezett foglalkozására vonatkozó feltételes függetlenségi állítás nem fogadható el. Ezért a modellt elvetettük, és a továbbiakban a 2. ábra modelljének módosított, az Ai-F nyilat is tartalmazó változatát alkalmaztuk. A paraméterezést tekintve ez a (3)-ban felsorolt paraméterek szabad, nem nullában rögzített paraméterként történő használatát jelenti.

A kutatási kérdésünk szempontjából releváns négy paraméter értékének becslése az 1. táblázatban található. A cellákban a felső érték a férfiakra, az alsó a nőkre kapott becslés. Minden paraméter értéke szignifikáns.⁷

7 Ha másként nem jelezzük, 0,05 szintű szignifikanciát számolunk.

I. táblázat A becsült paraméterek (NE: nem értelmezhető, mert nincs az adott cellának megfelelő paraméter)

Paraméter	Év	A paraméterhez tartozó marginális táblázat cellái								
		(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,1)	(3,2)	(3,3)
$\frac{A_i A_j B F}{A_j F}$	1983	0,06	-0,14	0,08	0,04	0,12	-0,16	-0,10	-0,02	0,08
		0,36	-0,25	-0,11	-0,09	0,28	-0,19	-0,27	-0,03	0,3
	1992	0,33	-0,13	-0,20	-0,02	0,17	-0,15	-0,31	-0,04	0,35
		0,33	-0,2	-0,13	-0,07	0,08	-0,01	-0,26	-0,12	0,14
	2000	0,30	-0,20	-0,10	-0,11	0,31	-0,20	-0,19	-0,11	0,30
		0,15	-0,10	-0,05	-0,10	0,06	0,04	-0,05	0,04	0,01
$\frac{A_i A_j B I}{A_j I}$	1983	0,32	-0,05	-0,27	-0,32	0,05	0,27	NE	NE	NE
		0,30	-0,13	-0,17	-0,30	0,13	0,17	NE	NE	NE
	1992	0,34	-0,06	-0,28	-0,34	0,06	0,28	NE	NE	NE
		0,34	-0,09	-0,25	-0,34	0,09	0,25	NE	NE	NE
	2000	0,42	-0,13	-0,29	-0,42	0,13	0,29	NE	NE	NE
		0,28	-0,07	-0,21	-0,28	0,07	0,21	NE	NE	NE
$\frac{A_i A_j B F I}{I F}$	1983	1,19	-1,19	NE	-0,28	0,28	NE	-0,91	0,91	NE
		1,28	-1,28	NE	-0,43	0,43	NE	-0,85	0,85	NE
	1992	1,35	-1,35	NE	-0,4	0,4	NE	-0,95	0,95	NE
		1,15	-1,15	NE	-0,4	0,4	NE	-0,75	0,75	NE
	2000	0,92	-0,92	NE	-0,31	0,31	NE	-0,61	0,61	NE
		1,01	-1,01	NE	-0,19	0,19	NE	-0,82	0,82	NE
$\frac{A_j F I}{A_j I}$	1983	0,72	-0,20	-0,52	-0,23	0,09	0,14	-0,49	0,11	0,38
		0,73	0,02	-0,75	-0,25	-0,05	0,30	-0,48	0,03	0,45
	1992	0,79	-0,23	-0,56	-0,15	0,08	0,07	-0,64	0,15	0,49
		0,71	-0,06	-0,65	-0,17	0,02	0,15	-0,54	0,04	0,50
	2000	0,95	-0,41	-0,54	-0,32	0,27	0,05	-0,63	0,14	0,49
		0,66	-0,03	-0,63	-0,23	0,05	0,18	-0,43	-0,02	0,45

A hatások időbeli változásának szignifikanciájára vonatkozó próba szerint az

- Apa foglalkozása - Foglalkozás direkt hatás nem változott szignifikáns módon egyik nem esetén sem,
- az Apa foglalkozása- Iskolázottság direkt hatás a férfiak esetében 1983 és 1992 között nem változott szignifikánsan, de 1992-2000 között (és a teljes 1983-2000 közötti intervallumot tekintve is) szignifikánsan erősödött, míg a nők esetében sehol nem változott szignifikánsan,
- az Iskolázottság – Foglalkozás direkt hatás nem változott szignifikáns módon sem a nők, sem a férfiak esetében, míg
- az Apa foglalkozása – Foglalkozás teljes hatás a férfiak esetében mind 1983-1992 között, mind 1992-2000 között (és a teljes 1983-2000 intervallumon is) szignifikánsan változott. Az egyes paraméterértékek változására külön elvégzett

szignifikancia-teszt alapján elmondható, hogy ezt a változást a záródás irányába mutató (abszolút értékükben növekedő) paraméterek szignifikáns változása hozta. A nők esetében a változás csak az 1983-1992 intervallumon szignifikáns. Itt a részletes teszt alapján elmondható, hogy a középosztálybeli apák utódainak esélyei változtak szignifikánsan, mégpedig a nagyobb nyitottság irányába. 1992-2000, sőt 1983-2000 sem találunk viszont szignifikáns változást.

A 20-29 éves korosztályt külön is vizsgáltuk, bár az esetszámok így erősen lecsökkentek (2000-ben csak 703 férfi és 530 nő tartozott a mintába), tehát óvatosan értelmezendők az eredmények. A tapasztalatok jórészt a fentiekhez hasonló tendenciát – a nők esetén változatlan esélyegyenlőtlenségeket, a férfiaknál bizonyos mutatók esetén már növekvő egyenlőtlenségeket - mutatnak. Az utóbbi megfigyelést részletezve: az apa foglalkozásának és a fiú iskolázottságának 1983-1992 között felerősödő összefüggését, illetve az iskolázottság – foglalkozás hatás 1983 és 2000 közötti szignifikáns csökkenését találtuk.

ÖSSZEGZÉS

Eredményeink szerint (1) *az iskolázottságnak lényegi szerepe van a társadalmi státusz elérésében*, ám ez a hatás nem erősödött, sőt, a fiatal férfiaknál inkább csökkent. Ugyanakkor (2) bár az apa foglalkozásának a kérdezett foglalkozására vonatkozó teljes hatása mindhárom évben mindkét nemre igen erős, (3) a direkt hatás jóval gyengébb, de szignifikáns. Figyelembe véve, hogy (4) az apa foglalkozása erős hatást gyakorol az iskolázottságra, elmondható, hogy a társadalmi újratermelődés egy része az iskolai végzettségen keresztül valósul meg, vagyis *az iskolának a társadalmi reprodukcióban is lényeges szerepe van, az újratermelődés fontos csatornájának tekinthető*.

Az (1)-(4) eredmények mind egybevágóan az ipari társadalmakra vonatkozó klasszikus megfigyelésekkel, például a múlt század közepének Amerikáját vizsgáló, a mobilitáskutatások második nemzedékéhez tartozó, így a szokásos útelemzést használó Blau és Duncan eredményeivel (Ganzeboom et al. 1991). Ugyanakkor Treiman és Yip (1989) 21 országban a hetvenes évek elejéről származó adatait összevetve az iskolázottságot lényegében a származástól függetlennek találják (szemben a (4) eredménnyel), ezzel arra a következtetésre jutva, hogy a foglalkozási státusz sokkal inkább a végzettség, mint a származás függvénye. Ezzel szemben egy friss nemzetközi vizsgálat angol, francia, ír, svéd és holland adatokból kiindulva a származásnak a státusz megszerzésre vonatkozó hatását az iskolázottságra korrigálva is erősnek találta (Breen–Luijckx 2004). Ezekben az országokban, Magyarországhoz hasonlóan, a társadalmi újratermelődésnek az iskolázottságon kívül más jelentős csatornáit is feltételezhetők.

Az apa foglalkozásának az iskolázottságra vonatkozó hatása eredményeink szerint mindhárom évben szignifikáns, ez megfelel az iskolai teljesítmény tekintetében erős származási hatást kimutató hazai vizsgálatoknak (Andor–Liskó 2000; Róbert 2004). A hatás férfiak esetén tapasztalt erősödése, nők esetén talált változatlansága az *c.* részben említett – igaz, nem teljesen azonos kérdésfeltevéssel, nem azonos intervallumon és nem azonos módszertannal készült – hazai vizsgálatok legfőbbjével egybevág. Szé-

kelyi és társai (1998) írása ugyan ellentmondani látszik, ők a mobilitás csökkenését detektálják, ám az eredmények összevethetőségével kapcsolatban korábban már jeleztük a lehetséges problémákat.

Az c. részben említett hazai tanulmányok közül az *apa foglalkozásának az utód foglalkozására* vonatkozó *direkt*, iskolázottságra kontrollált hatását az adott periódusra egyedül Luijck és társai (1995) vizsgálták férfiakra vonatkozóan, 1973-as, 1983-as és 1992–1993-as adatokat összevetésével. Megközelítésük – az elemzési módszer eltérésén kívül – abban különbözik a jelen tanulmányétól, hogy nem korrigáltak az apa iskolázottságára, illetve külön vizsgálták a le- ill. felfelé mutató mobilitás esélyeit. A származás felfelé mutató mobilitásra vonatkozó hatásával kapcsolatban U-alakú görbét detektáltak, míg a lefelé mutató mobilitással kapcsolatban változatlan hatást. Bár eredményük a módszertani eltéréseket figyelembe véve csak óvatosan vethető össze közvetlenül a miénkkel, de nem is feltétlenül mond ellent az általunk a le- ill. felfelé mutató mobilitásra összességében talált 1983–1992 közötti változatlanságnak.

Hasonlóan, az *iskolázottságnak a foglalkozására* vonatkozó *direkt*, származásra kontrollált hatásával az említett hazai források közül Luijck és társai foglalkoztak. Ők 1973-as, 1983-as és 1992–1993-as adatok alapján fordított U-alakú görbét detektáltak a végzettség lefelé mutató mobilitásra gyakorolt hatására vonatkozóan, a felfelé mutató mobilitásra vonatkozó hatás változatlanságát tapasztalták, ami újfent nem mond ellent a mi (eltérő módszerrel kapott) eredményünknek, azaz az 1983–1992 közötti, bármilyen irányba mutató mobilitás változatlanságának.

Több tanulmány foglalkozik ugyanakkor a korábban már idézettek közül az *apa foglalkozása – foglalkozás teljes hatással*. Bukodi (2001) és (2003) mobilitási arányszámot használ a kérdés megválaszolására, így a két eredmény nem vethető össze közvetlenül.⁸ Róbert és Bukodi (2004) eredményei, bár más módszerrel készültek, jórészt alátámasztják tapasztalatainkat. A „Unidiff” (két időpont között egyenletesen változó mobilitási esélyeket feltételező, lásd Xie 1992) modell⁹ alapján az 1983-as, 1992-es és 2000-es évek összevetésében a nőknél a mobilitás-növekedés lassulására, míg a férfiaknál már záródásra utaló jeleket találtak.

8 A mobilitási arányszám ugyanis – az itt használt loglineáris paraméterekkel szemben – változással reagálhat csupán a táblázat marginálisainak, tehát a struktúra megváltozásának a hatására is.

9 Firth (2005) említi azt a problémát, miszerint a Unidiff modell becsült paraméterei (a loglineáris modellekkel ellentétben) nem bírnak a marginális változásoktól való függetlenség tulajdonságával. Ezért rosszul illeszkedő modell mellett fennáll annak veszélye, hogy a mobilitási esélyek modell által adott változását önmagukban a strukturális változások okozzák (Róbert és Bukodi vizsgálatában bár a Unidiff modell a disszimilitási index szerint jól magyarázta az adatokat, de a valószínűség-hányados statisztikát tekintve rosszul illeszkedett). Bár nem tartozik szorosan jelen tanulmány tárgyához, de megemlítjük, hogy megvizsgáltuk Róbert és Bukodi (2004) eredményeinek érzékenységét a marginálisok változására, s tapasztalataink szerint azok stabilitást mutatnak. David Firth-szel folytatott megbeszélés alapján ezt az érzékenységetestet a következőképpen végeztük: a három évhez tartozó három tábla marginálisait a lokális esélyhányadosok rögzítése mellett homogenizáltuk az un. iteratív arányos illesztés algoritmusának segítségével, majd megismételtük a Unidiff modell illesztését.

KÖVETKEZTETÉSEK

A fentieket összefoglalva: a vizsgált időszakban Magyarországon Treiman hipotézisével ellentétes (férfiaknál bizonyos egyenlőtlenségek növekedése), vagy azt legalábbis nem alátámasztó (változatlan esélyegyenlőtlenségek) tendenciák figyelhetők meg. Vagyis ezt az időtávot tekintve a mottóban idézett két, egymásnak ellentmondó magánvélemény közül inkább a pesszimista nyert empirikus alátámasztást. A szülői háttér hatása a fiúk iskolázottságára folyamatosan erősödik, sőt a származás az iskolarendszert megkerülve, más csatornákon keresztül is befolyásolja az elért státuszt. Eközben a diploma munkaerőpiaci értéke, vagyis a foglalkozási státusz elérésében betöltött szerepe a hipotézisben várttal szemben nem növekedik, sőt, a fiataloknál inkább csökken.

A *munkaerőpiac működésére*, Treiman hipotézisének kiindulási pontjára vonatkozó eredményeink magyarázatakor Goldthorpe meritokratikus elméletekkel szembeni szisztematikus kritikája (1996) citálható. Szerinte *nem feltétlenül a hatékonyság* működteti a munkaerő allokálást: az iskolázottság egyfajta életstílust, kulturális háttérrel is jelent, gyakran ezért és nem a tényleges tudásért keresnek a munkaadók diplomás alkalmazottat. A *posztindusztriális*, tudás-alapú gazdaságban ugyanakkor nem is feltétlenül a kognitív képességek kerülnek előtérbe: olyan, tipikusan expanzióban levő poszt-indusztriális területeken, mint a kereskedelem, PR vagy a promóció inkább a megjelenés, a beszédstílus kap nagy szerepet. Ezek viszont a családból öröklődnek, s nem az iskolán keresztül szerezhethők meg. A modern társadalmakban ugyancsak erősödő kis- és középvállalkozói szektorban hasonló a helyzet: a szülők nem csak a tárgyi javakat örököltetik át utódaikra, hanem a szintén szükséges vállalkozói kultúrát, individualisztikus munkaerőkeresést is. Az *iskola szerepével* kapcsolatos eredményeink lehetséges magyarázata elsősorban az oktatás demokratizálódásához fűzött optimista várakozásokat cáfoló vizsgálatokhoz (Mare, Boudon) köthető. Míg ezek a vizsgálatok a pusztán a felsőoktatási férőhelyek számának növelését célzó társadalompolitikai beavatkozások szükségszerű sikertelenségét hangsúlyozzák, addig hazai szerzők a felsőoktatás expanziójának végrehajtási módját is kritizálják, például. Gázsó (1997) szerint a szelektív felsőoktatást a spontán makrotársadalmi folyamatokat felerősítve a közoktatás-politika is támogatja.

A bevezetőben említett reakcióidő-problémára hivatkozva persze elképzelhető, hogy a rendszerváltás és a vizsgálat időpontja között eltelt idő túl rövid a gazdasági/politikai változások tényleges társadalmi leképeződéséhez, bár a jelenlegi folyamatok kevésbé valószínűsítik az itt kimutatottal ellentétes irányú tendencia megjelenését. Pl. az általános iskolai teljesítményben megmutatkozó társadalmi egyenlőtlenségek növekedését kimutató vizsgálatok (Kertesi–Kézdi 2004) alapján inkább ennek továbbgyűrűzését jelezhetnénk előre a felsőfokú oktatásra vonatkozóan. Erre a kérdésre az idő választ ad, a további kutatásra azonban talán nem csak ez adhat okot. Tervezzük a kutatás kiterjesztését további kelet-európai országokra (hiszen Magyarország 1989 előtti társadalomrajza sok szempontból unikálisnak tekinthető a kelet-európai blokkon belül), és olyan, sajátos jóléti rendszert és foglalkozási struktúrát reprezentáló nem-szocialista országokra is, mint Hollandia, Nagy-Britannia, Olaszország vagy az Egyesült Államok.

IRODALOM

- Andor M.–Liskó I. (2000): *Iskolaválasztás és mobilitás*. Budapest: Iskolakultúra Kiadó.
- Andorka R.–Bukodi E. –Harcza I. (1994): Társadalmi mobilitás, 1992. In Andorka R.–Kolosi T.–Vukovich Gy. szerk.: *Társadalmi Riport*. Budapest: Társi, 293–310.
- Andorka R. (1995): A társadalmi mobilitás félszázados trendjei Magyarországon. In Andorka R.–Hradil, P.: *Társadalmi rétegződés*. Budapest: Aula, 393–427.
- Andorka R.–Simkus A. (1983): Az iskolai végzettség és a szülői család társadalmi helyzete. *Statistikai szemle*, 6: 592–611.
- Bartha E. (2002): Munkások a munkásállam után. A változás etnográfija egy volt szocialista „mintagyárban”. In Némédi D.–Szabari V.–Fonyó A. szerk.: *kötő-jelek 2002*. ELTE Szociológia Doktori Iskola Évkönyve. Budapest: ELTE Szociológiai és Szociálpolitikai Intézete, 117–149.
- Bergsma, W.–Rudas T. (2002): Marginal Models for Categorical Data. *The Annals of Statistics*, 30(1): 140–159.
- Boudon, R. (1974): *Education, Opportunity and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Breen, R.–Luijkx, R. (2004): Conclusions. In Breen, R. ed.: *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press, 383–446.
- Bukodi E. (1995): *Az iskolázottsági esélyek alakulása*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal.
- Bukodi E. (2001): *A nemzedékek közötti mobilitás alakulása 1983 és 2000 között*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal.
- Bukodi E. (2003): Társadalmi rétegződés, mobilitás. In Bukodi E. szerk.: *Társadalmi helyzetkép 2002*. Budapest: Központi Statisztikai Hivatal.
- Cox, D.R.–Wermuth, N. (2001): Some Statistical Aspects of Causality. *European Sociological Review*, 17(1): 65–74.
- Erikson, R.–Goldthorpe, J.H. (1992): *The Constant Flux*. Oxford: Clarendon.
- Életmód és időmérés-vizsgálat Magyarországon 1999-2000*. Budapest: TÁRKI Adatbank.
- Firth, D. (2005): Some Topics in Social Statistics. In Davison, A.C.–Dodge, Y.–Wermuth, N. eds.: *Celebrating Statistics: Papers in Honour of Sir David Cox on his 80th Birthday*. Oxford: Oxford University Press.
- Ganzeboom, H.B.G.–Treiman, D.J.–Ultee, W.C. (1991): Comparative Intergenerational Stratification Research: Three Generations and Beyond. *Annual Review of Sociology*, 17: 277–302.
- Gaszó F. (1997): A társadalmi folyamatok és a felsőoktatás. *Eszmélet*, 35.
- Gaszó F.–Laki L. (2004): *Fiatalok az újkapitalizmusban*. Budapest: Napvilág Kiadó.
- Goldthorpe, J.H. (1996): Problems of “Meritocracy”. In Erikson, R.–Jonsson, J.O. eds.: *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Colorado: WestviewPress, 255–288.
- Jonsson, J.O. (1992): *Towards the Merit-Selective Society?* Stockholm: Swedish Institute for Social Research.
- Kertesi G.–Kézdi G. (2004): *Általános iskolai szegregáció – okok és következmények*. Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek, BWP, 7.
- Kézdi G. (2002): Two Phases of Labor Market Transition in Hungary: Inter-Sectoral Reallocation and Skill-Based Technological Change. *Budapest Working Papers on the Labour Market*, 3. Budapest: MTA KTK–BKÁE.

- Kolosi T.–Róbert P. (2004): A magyar társadalom szerkezeti átalakulásának és mobilitásának főbb folyamatai a rendszerváltás óta. In Kolosi T.–Tóth I.Gy.–Vukovich Gy. szerk.: *Társadalmi Riport 2004*. Budapest: TÁRKI, 48–74.
- Kolosi T. (2006): ELŐRE. A státuszmegszerzés és az esélyegyenlőtlenség komplex megközelítése. *Szociológiai Szemle*, 1: 93–102.
- Kovács K.–Habicsek L. (2006): *Iskolázottság és halandóság*. Budapest: Egészségügyi Stratégiai Kutatóintézet.
- Kurz, K.–Müller, W. (1987): Class Mobility in the Industrial World. *Annual Review of Sociology*, 13: 417–442.
- Lauritzen, S.L. (1996): *Graphical Models*. Oxford: Clarendon Press.
- Luijkx, R.–Róbert P.–de Graaf, P. M.–Ganzeboom, H.B.G. (1995): A származástól a teljesítményig: A státuszmegszerzés folyamata Magyarországon. *Szociológiai Szemle*, 4: 3–27.
- Luijkx, R.–Róbert P.–de Graaf, P. M.–Ganzeboom, H.B.G. (2002): Changes in Status Attainment in Hungary between 1910–1989. *European Societies*, 4(1): 107–140.
- Mare, R.D. (1981): Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review*, 46: 72–87.
- Róbert P. (2004): Iskolai teljesítmény és társadalmi háttér nemzetközi összehasonlításban. In Kolosi T.–Vukovich Gy.–Tóth I.Gy. szerk.: *Társadalmi Riport 2004*. Budapest: Tárki, 193–205.
- Róbert P.–Bukodi E. (2004): Changes in Intergenerational Class Mobility in Hungary, 1973–2000. In Breen, R. ed.: *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press, 287–315.
- Rudas T. (1998): *Odds Ratios in the Analysis of Contingency Tables*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Rudas T.–Bergsma, W. (2004): On Application of Marginal Models for Categorical Data. *Metron*, 62(1): 1–23.
- Rudas T.–Bergsma, W.–Németh R. (2006): Parameterization and Estimation of Path Models for Categorical Data. In Rizzi, A.–Vich, M. eds.: *COMPSTAT 2006 Proceedings in Computational Statistics*. Physica-Verlag, 383–394.
- Sewell, W.–Shah, V. (1968): Social Class, Parental Encouragement and Educational Aspirations. *American Journal of Sociology*, 73: 559–572.
- Simkus, A. (1981): Comparative Stratification and Mobility. *International Journal of Comparative Sociology*, 22(3): 213–236.
- Sorokin, P.A. (1964): *Social and Cultural Mobility*. Chicago: Free Press.
- Spirtes, P.–Glymour, C.–Scheines, R. (1993): *Causation, Prediction, and Search*. Springer-Verlag, New York, 149–150.
- Székelyi M.–Csepeli Gy.–Örkény A.–Szabados T. (1998): *Válaszúton*. Budapest: Új Mandátum.
- Társadalmi mobilitás Magyarországon 1983*. Budapest: TÁRKI Adatbank.
- Társadalmi mobilitás Magyarországon 1992*. Budapest: TÁRKI Adatbank.
- Treiman, D.J. (1970): Industrialization and Social Stratification. In Laumann, E.O. ed.: *Social Stratification, Research and Theory for the 1970s*. Indianapolis: Bobbs-Merill, 207–234.
- Magyarul In Róbert P. szerk. (1988): *Társadalmi mobilitás: hagyományos és új megközelítések*. Budapest: Új Mandátum Könyvkiadó, 86–111.
- Treiman, D.J.–Yip, K-B. (1989): Educational and Occupational Attainment in 21 Countries. In Kohn, M.L. ed.: *Cross-National Research in Sociology*. Newbury Park: Sage, 373–394.
- Xie, Y. (1992): The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review*, 57: 380–95.