

MÓDSZERTAN

MÓDSZERTANI MEGFONTOLÁSOK AZ ISKOLAI MOBILITÁS VIZSGÁLATÁHOZ

NAGY Péter Tibor

OFI-OPKM / WJLF

1027 Budapest, Margit krt. 64a; e-mail: nagy.peter.tibor@ella.hu

Összefoglalás: A vitacikk súlyozási megoldást ($\text{weight} = 1/(\text{a megkérdezett testvéreinek száma}+1)$) kínál arra a minden mobilitáskutatásnál jelentkező problémára, hogy a megkérdezett nemzedékre elégségesen reprezentatív minta apákra vonatkozó adatszolgáltatása nem reprezentatív az apák nemzedékére, mert a többgyermekes apáknak nagyobb az esélye, hogy visszaemlékezzen rájuk valaki. A kísérlet bizonyítja egyfelől, hogy súlyozásos módszerrel érdemben közelebb jutunk az apák nemzedékéhez, mint anélkül; másfelől, hogy a magyarországi középiskolai végzettségi csoportba, ill a felsőfokú végzettségi csoportba iránuló mobilitás lényegesen nagyobb, mint eddig gondoltuk.

Kulcsszavak: vita, társadalmi mobilitás, iskolai mobilitás, oktatásszociológia, módszertan, súlyozás

Jelen – vitacikknek szánt¹ – írás szerzője *nem* mobilitáskutató, hanem olyan oktatásszociológus, oktatástörténész, aki különféle, tanulmányi mobilitással összefüggő adatfelvételeket használva szembesült azzal a problémával, hogy nemcsak azt kellene mérni, hogy az adott tanulói népesség mobilitási esélyei szempontjából mit jelent az iskola, hanem azt is, hogy a szülők generációja szempontjából mit jelent, vagyis: milyen eséllyel és hova küldheti egy szülői generáció a gyermekeit, hogyan tekint(het) ilyen szempontból az iskola intézményrendszerére.

Egy véletlen mintavétellel kialakított tanulói minta pl. lehet maradéktalanul reprezentatív az általános iskolásokra, azaz arról minden további nélkül informál, hogy a vizsgált tanulók számára mit jelent az iskoláztatás; arról azonban nem ad képet, hogy a szülők szempontjából mit jelentett ugyanez: az eredeti mintatagjaink szüleinek ugyanis *nem egyenletes az esélye* arra, hogy „bekerülhessenek a másodlagos mintába” (magyarán: beszámoljon róluk *valaki*), hiszen akinek egyetlen gyereke volt, annak pontosan feleakkora az esélye, hogy valaki *éppen az ő szokásairól, az ő iskolázottsá-*

1 A probléma felismerése után Csákó Mihály és Róbert Péter véleménye és biztatása kellett ahhoz, hogy megoldási javaslatomat végül cikké formáljam, melyet a szerkesztőség és a lektorok javaslatai alapján jelen vitacikkben véglegesítettem. Köszönet mindannyiuknak. A cikk a Karády Viktor vezette NKFP kutatás és az általam vezetett OTKA kutatás segítségével jöhetett létre.

gáról, az ő foglalkozásáról számoljon be, mint akinek két gyereke volt. (Egy iskolai felvétel kétszer akkora valószínűséggel éri el az utóbbi személy valamelyik gyermekét.) Vagyis: minél több gyereke volt valakinek, annál nagyobb eséllyel számol be *éppen róla* valaki.

Mindebből az is következik, hogy, még ha az az állítás *igaz* is, hogy egy adott iskolatípusba járó diákok x arányban érkeznek diplomás családból, de az már nem igaz (pedig ez *ugyanannak* a keresztátlának a másik adata), hogy a diplomás szülők y százalékban küldik gyerekeiket egy meghatározott iskolatípusba. A tanulókon keresztül „megtalált” diplomás szülők ugyanis nem reprezentálják a diplomás szülőket, tekintve, hogy az egygyerekesek erősen felülreprezentáltak körükben... Persze nemcsak a mindenkori diáknépességekből felvett adatokon vizsgálódhatunk, hanem *bármely* olyan ismert iskolázottságú korcsoporton, ahol valahonnét ismerjük az apa foglalkozását, iskolázottságát, a torzító hatás megmarad.

Ezen a ponton ismertük fel, hogy itt valójában az iskolázottsági mobilitás két arcáról, a *kilépési és belépési mobilitás* problémájáról van szó.

A PROBLÉMA

Jól ismert, hogy a komplett mobilitás-vizsgálatokban, (legalábbis amelyek az ISA paradigmát követik) mind a belépési, mind a kilépési mobilitást közvetlenül az adatfelvétel során felvett személyek felől szokták vizsgálni. (Connor 1979; Erikson–Goldhorpe 1992; Featherman et al. 1975; Lipset–Bendix 1959; Luijckx et al. 1995) Azaz a *belépési* mobilitást úgy, hogy a szokásos módszerekkel reprezentatív adatfelvételt végeznek, majd az iskolázottsági vagy foglalkozási csoportokra vizsgálják meg az apák és anyák iskolázottsági és foglalkozási összetételét, hogy kimondhassák, hogy egy meghatározott társadalmi csoportba honnan milyen szélességű út vezet. A *kilépési* mobilitást pedig a megkérdezett személyek gyermekeinek iskolázottsági/foglalkozási helyzete segítségével definiálják, azaz megvizsgálják, hogy a felvett személyekből képzett csoportok hová milyen valószínűséggel *küldhették* gyermekeiket.

Erre a vizsgálatra csak a komplett mobilitás-vizsgálatok során van lehetőség – ilyen volt nálunk pl. az 1992-s Róbert Péter vezette TÁRKI mobilitás-vizsgálat, vagy a Kulcsár Rózsa vezette 1983-s KSH vizsgálat – ahol tulajdonképpen három, sőt négy generációra nézve rendelkezünk adatokkal. Ez a módszer kétségtelenül megfelelő, de van két rendkívül komoly hátránya.

Az egyik, hogy természetesen csak az *éppen élő* emberekkel kapcsolatban szolgáltat adatokat – egy idősebb nemzedék élő tagjai pedig semmiképpen *nem reprezentálják* generációjuk egészének belépési mobilitását, hiszen a generáció eredeti (fiatal felnőttkori) összetételéhez képest felülreprezentáltak lettek benne az iskolázottak és tehetősebbek, a fiatalabb nemzedék tagjai pedig annak függvényében tűnhetnek társadalmi mobilitás szempontból előnyösebb vagy kevésbé előnyös kibocsájtó csoportnak, hogy későn vagy korán vállaltak-e gyereket, hiszen aki későn vállalt, annak gyermeke semmiképpen nem érhetett még el magasabb iskolázottsági-jövedelmi státuszt, tehát épp a hosszabb tanulmányi idő miatt későbbi gyerekvállaló csoportokat

torzítja kibocsátási szempontból „lefelé”, vagy legalábbis a „még nem tudjuk” csoportja felé.

A másik komoly hátrány, hogy valódi történeti vizsgálatra semmiképpen nem alkalmas, hiszen a száz-százhusz évvel ezelőtt született csoportok kibocsátási mobilitását semmiképpen nem mérhetjük ezzel a módszerrel.

Ráadásul az ilyen – tulajdonképpen két irányba tekintő – mobilitás-vizsgálatnál sokkal gyakoribbak azok a felvételek, melyek csak egy irányba tekintenek, csak a megkérdezettek szüleinek foglalkozását, iskolázottságát tudakolják. Ilyenek továbbá a történetileg rendelkezésre álló adatbázisok, pl. az iskolai anyakönyvek, az 1945 előtti budapesti és országos statisztikai évkönyvek, vagy az 1930-as népszámlálás is. (Utóbbiakat Andorka Rudolf sok tekintetben feldolgozta² [pl. Andorka 1982].)

Szükségesnek látszik tehát, hogy az oktatásszociológiai és kétgenerációs mobilitás-vizsgálatok szülőadatai alapján vizsgáljunk kilépési mobilitást – ennek akadályá vizsont, hogy a szülőkre nem reprezentatív a gyerekekre reprezentatív felvétel.

Hipotézisünk szerint – melyet ezennel vitára bocsátunk – ahhoz, hogy a szülőkre mégis valamennyire reprezentatív legyen állításunk, adatbázisunkat a kilépési mobilitás vizsgálatához súlyozni kell, mégpedig gyerekszámuk reciprokával. Ez a szám úgy számítható ki, hogy $WEIGHT = 1/(a \text{ megkérdezett testvéreinek száma} + 1)$.

Így az egygyermekes apák egyszeres szorzóval, a kétgyermekes apák 0,5-ös szorzóval, a háromgyermekes apák 0,33-as szorzóval, a négygyermekesek pedig 0,25-ös szorzóval kerülhetnek beszámításra.

Ez a belátás tulajdonképpen átalakítja a társadalmi mobilitásról szóló elemzési módszert is: amennyiben nem egyetlen keresztábra kétirányú százalékszámáival mutatjuk be a kilépési és belépési mobilitást.³ Ha azt kérdezzük, hogy a jelenlegi diplomások milyen arányban származnak nem érettségizett apáktól, akkor – ahogy eddig is – a súlyozatlan mintát kell használnunk (hiszen a mai diplomásokra nézve a minta reprezentatív), ha viszont azt kérdezzük, hogy a korabeli érettségizetlen férfiak közül milyen arányban találunk olyanokat, akinek diplomás „vált” a gyerekéből, akkor a súlyozott mintát kell használnunk. Hasonló módon kell eljárunk egy iskolai adatbázis esetében is.

A fenti gondolatmenet helyességét *elvileg* belátva két feladat adódott. Az egyik feladat a hipotézis tesztelése *legalább egy-két* konkrét és ellenőrizhető példán, a másik annak vizsgálata, hogy meglévő eredményeinket érdemes-e ennek függvényében újra számolni.

2 A szöveg első változata az Andorka Rudolf emlékkonferencián hangzott el 2006-ban.

3 A profi mobilitás-kutatók nemcsak tudják, de kurzusaikon tanítják is, hogy a szülőkre már nem reprezentatív a minta. Ennek ellenére a keresztábra ilyen irányú használatának „tilalma” nincs jelen a szakmai közvéleményben. Az általam mintavétellel megvizsgált (lektorált folyóiratban megjelenő, tudományosan minősített szakemberek által írt) angol és magyar nyelvű oktatásszociológiai közlemények nagyobbik része vagy kétirányú % számokat tartalmaz, vagy nyelvi fordulattal utal rá, hogy kilépi mobilitásra is megfelelőnek tekinti adatait.

A MÓDSZERTANI HIPOTÉZIS TESZTELÉSE

Ha hipotézisünk igaz, akkor a „súlyozott apák” egy konkrét születési csoportjának iskolai végzettsége közelebb fog állni a valósághoz, mint a „súlyozatlan apák” iskolai végzettsége.

A hipotézis igazolása érdekében keresnünk kell egy olyan adatbázist, amely a megkérdezett személyek vonatkozásában a legfőbb szocioökonómiai mutatók szerint széles körben elismerten reprezentatív, s szerepel benne

1. a megkérdezett neme,
2. a megkérdezett iskolázottsága,
3. a megkérdezett születési éve,
4. a megkérdezett szüleinek iskolázottsága,
5. a megkérdezett szüleinek pontos születési éve.

Előfeltétel volt, hogy a szülők iskolázottságát ugyanolyan (vagy ugyanolyanná tehető) skála mutassa, mint a megkérdezettek iskolázottságát.

A teszthez elsőként a Róbert Péter-féle 1992-es 3000-es elemszámú TÁRKI-s mobilitás-kutatást⁴ használjuk fel.

Ezután a nemek, a születési évek, az apák és anyák születési éve alapján négy változót hozunk létre:

- Az egyik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900 és 1909 között, 1910 és 1919 között, 1920 és 1929 között stb. született megkérdezett *férfiakból* hozunk létre csoportokat.
- A másik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900 és 1909 között, 1910 és 1919 között, 1920 és 1929 között stb. született *apákból* hozunk létre csoportokat.
- A harmadik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900 és 1909 között, 1910 és 1919 között, 1920 és 1929 között stb. született megkérdezett *nőkből* hozunk létre csoportokat.
- A negyedik változó értékeit úgy határozzuk meg, hogy az 1900 és 1909 között, 1910 és 1919 között, 1920 és 1929 között stb. született *anyákból* hozunk létre csoportokat.⁵

Természetesen a második és negyedik változó – a néhány ismeretlen esetet nem számítva – szinte minden sorban tartalmaz értékeket, az első és negyedik változó viszont csak az adatbázis nemileg megfelelő részénél rendelkezik értékekkel.⁶

4 Társadalomkutatási Informatikai Egyesülés – TDATA-C80: TÁRKI Mobilitás 1992. A magyarországi népesség rétegződése és társadalmi mobilitása. Kutatásvezető Róbert Péter.

5 Megjegyzendő, hogy nem négy, hanem nyolc változót készítettünk. A második négy változó az első négyet átfedő (öt évvel elcsúsztatott) korcsoportokat hozott létre. Az alábbi vizsgálatot mindkét korcsoportbeosztás segítségével elvégeztük, de minthogy az eltérések lényegtelennek bizonyultak csak az egyiket fogjuk közölni.

6 Igen fontos, hogy nemcsak a férfiak apáit kell számba vennünk. Ugyanis társadalmi csoport specifikus, hogy kik azok, akik, ha elsőnek fiuk születik, megelégednek egy gyerekkel, ha viszont elsőre (s esetleg másodikra, harmadikra is) lány, akkor második, vagy akár harmadik, negyedik gyereket is vállalnak abban a reményben, hogy „továbbvigye a család nevét.” Ez a torzító hatás kivédhető, ha a korcsoporthoz tartozó „férfiakkal” valóban a nők és férfiak korcsoporthoz tartozó apáit hasonlítjuk össze.

Ezután az első és harmadik változót keresztábrába állítjuk a megkérdezett iskolai végzettségével, s így minden évtized szülőiteire nézve százalékszámokat nyerünk, melyek a férfiakra és a nőkre külön-külön mutatják az iskolai végzettséget. Mivel az adatbázist a *megkérdezettek* nézve reprezentatívnak ismertük el, mostantól ezt tekintjük az adott születési csoportra nézve érvényes “valóságnak”.

Ezután a második változót keresztábrába állítjuk az *apa* iskolai végzettségével, majd a negyedik változót az *anya* iskolai végzettségével. Százalékszámokat kapunk, melyek rendre eltérnek az előző – férfiakra és nőkre számolt - százalékszámoktól.

Az eltérés oka egyes születési csoportoknál nemcsak a gyermekszám különbözőségében keresendő, hiszen pl. az 1900-1909 között született megkérdezett férfaink – tekintettel arra, hogy a 80-90 évet természetesen társadalmi csoport specifikusan, tehát iskolázottság-specifikusan élnek meg az emberek – teljesen más összetételt kell, hogy mutassanak, mint az 1900 és 1909 között született apák, hiszen az ő gyerekeik – akik visszaemlékeznek rájuk – az adatfelvétel pillanatában még csak középkorúak, tehát nincs szisztematikus torzulás velük kapcsolatban. A másik végponton nyilván nagyon kicsi lesz azoknak az apáknak a száma, akik 1954 után születtek, hiszen az ő gyerekeik éppen csak elérhették azt a 18 évet, ami az 1992-s adatfelvételbe való belépéshez szükséges volt.

Az 1940-es években születetteknel azonban e szempontok nem játszanak szerepet, e csoportra érdemes koncentrálnunk a tesztet.

További torzító faktor, hogy a századfordulón született apák vonatkozásában bizonyos iskolai végzettségek, pl. szakközépiskola, szakmunkásképző semmiképpen nem léteztek, de a gyermeki emlékezet – nyilván analógiásan – e kategóriákba is számos apát sorolt. Ezért az eredményeket úgy vonjuk össze, hogy a felsőfokú végzettségük arányát, illetve az érettségivel és felsőfokú végzettséggel rendelkezők arányát lássuk.

Ezt követően az egész adatbázist megsúlyozzuk a gyerekszám reciproka segítségével kialakított súllyal⁷ és ismét elvégezzük az előző lépést (lásd *1. táblázat*).

1. táblázat A “férfiak” és az “apák” iskolai végzettsége a TÁRKI adatbázis szerint

	8 ált vagy kevesebb	szakmunkásképző	középiskola	felsőfok
1940 és 1949 között született férfiak	25,60%	33,10%	24,00%	17,30%
1940 és 1949 között született apák	29,30%	35,00%	20,30%	15,30%
1940 és 1949 között született apák – súlyozva	25,10%	33,60%	24,10%	17,20%

A „valóság”-ot jelentő *férfi* megkérdezettjeink és a súlyozatlan, ugyanabban az évtizedben született *apák* iskolai végzettsége között nem kevesebb, mint 2% különbséget

7 Technikai részletkérdés, hogy a gyerekszám reciprokos súlyozás következtében megváltozott a vizsgált apák abszolút száma. Ha ezt el akarjuk kerülni, akkor a súlyozatlan és súlyozott apaszám hányadosával megszorozzuk a gyerekszám-reciprokot, ez érdemben nem változtatja meg a súlyozás hatását, de visszaállítja az eredeti abszolút apaszámot.

találunk. Minthogy a “valóság”-ban e csoportban 17,3%-os felsőfokú végzettséggel számolhatunk, ez a 2%-os hiba $1,131$ szoros torzítást jelent: $17,3/15,3=1,1307$.⁸

Amikor azonban a súlyozott számokat vesszük szemügyre, mindössze 0,1%-nyi különbséget találunk, azaz alig 1,006 szoros torzításra leltünk: $17,3/17,2=1,0058$.

Másképpen fogalmazva a súlyozás eredményeképpen e korcsoportnál valódiról elhanyagolhatóra esett vissza a valóságban megfigyelt és az apaként megidézett emberek iskolai végzettsége közötti különbség.

Ha az érettségivel vagy diplomával rendelkező csoportot együtt vizsgáljuk, ez a “valóságban” 41,3%-ot -tesz ki, az első számítás szerinti apáknál 35,6%-ot, a „súlyozott apáknál” viszont hasonlóképpen 41,3%-ot – tehát itt még inkább megmutatkozik módszerünk sikere, mert az eredetileg 1,160-szoros torzítás a hihetetlen 1,000-szeres, azaz teljes egybeeséssé változott át...

Második kontrollunk ugyanerre az adatbázisra támaszkodik, mégis független. A nőkre elvégzett vizsgálat jelen esetben teljes értékű kontrollnak tekinthető, hiszen a „valóság” ebben az értelemben egy másik almintából, ugyanennek az adatbázisnak a női mintájából keletkezett, az anyák iskolai végzettségét viszont, akár csak az előző esetben a teljes adatbázisból számoltuk ki. Az eredmény itt kevésbé látványos: a diplomásoknál az eltérés 6,4%, súlyozva pedig 5,2%. A legalább érettségizettek vonatkozásában pedig 10,2%-ot, ill 4,2%-ot jelent. *Mindkét esetben a súlyozott adatbázis közelíti meg jobban a valóságot.*

A harmadik kontroll-mintánk a *Társadalmi mobilitás Magyarországon 1983 c.* kutatásból származik.⁹

Itt is ugyanazokat a változókat hozzuk létre, és ugyanazokat a számításokat véghezvük el.

A súly kialakításánál itt fokozottan figyelembe kell venni, hogy az eredeti adatbázis csak súlyozott formában reprezentálja a lakosságot, így az új súly az eredeti súly és a gyerekszám reciprokának szorzata lesz.

Minthogy ez egy tíz évvel korábbi felvétel az ideálisan megvizsgálható csoport az 1930-as években születetteké.

2. táblázat A “férfiak” és az “apák” iskolai végzettsége a KSH-adatbázis szerint

	8 ált vagy kevesebb	szakmunkásképző	középiskola	felsőfok
1930 és 1939 között született férfiak	72,5	2,0	14,5	10,9
1930 és 1939 között született apák	54,3	25,5	11,4	8,8
1930 és 1939 között született apák – súlyozva	49,7	27,7	12,4	10,2

8 Természetesen a „% számok hányadosa” mindig kockázatos szám, hiszen a kategória alacsony telítettsége (0 hoz közeli százalékszám) esetén kicsiny különbségek óriásira nőhetnek, magas telítettsége (100% közeli szám) esetén pedig jelentős különbségek is lényegtelennek tűnhetnek.

9 Az adatgyűjtemény egyedi TÁRKI azonosítója: TDATA-A39; kutatásvezető: Kulcsár Rózsa, Központi Statisztikai Hivatal Társadalomstatistikai Főosztály.

A 2. táblázatból első pillantásra megállapítható, hogy „valami nem stimmel”, a „valóságban” ugyanis alig 2% végzett szakmunkásképzőt, míg az apák esetében ez 25-28%. A magyarázat igen egyszerű: akik saját iskolai végzettségükről nyilatkoztak, azok pontosan tudták, hogy ők nem végeztek szakmunkásképző iskolát – hiszen amikor ők tizenévesek voltak olyan még nem létezett, akik viszont apjuk iskolai végzettségéről szóltak, azok az apa szakmunkás munkajellegéből indultak ki, s mondtak szakmunkásképzőt.

Ezért, hogy használható adathoz juthassunk összevontuk a szakmunkásképzős és ennél alacsonyabb végzettségeket egyetlen nem érettségizett tömbbé (2a. táblázat).

2a. táblázat A „férfiak” és az „apák” iskolai végzettsége a KSH-adatbázis szerint

	középiskolánál alacsonyabb	középiskola	felsőfok
1930 és 1939 között született férfiak	74,5	14,5	10,9
1930 és 1939 között született apák	79,8	11,4	8,8
1930 és 1939 között született apák – súlyozva	77,4	12,4	10,2

Az előbbi számítást ismételten elvégezve megvizsgáljuk, hogy a 30-as években született férfiak (2321 fős almintá) és az ugyanabban az évtizedben született apák (3679 fős almintá) milyen arányban felsőfokú végzettségűek. Kitűnik, hogy a súlyozatlan apák megfelelő adata 2%-kal alacsonyabb, mint a férfiaké, s így (ha ismét csak a „férfiakat” fogadjuk el valóságnak) a megfigyelt apák adata 1,25-szörösen torzít. Ha azonban a súlyozást elvégezzük a különbség alig 0,7% lesz, s így a torzítás 1,07-re csökkent, tehát elhanyagolhatóvá vált. A közép- és felsőfok összevont értékeit tekintve pedig 1,26-szorosról, 1,13-szorosra csökkent a torzító hatás. Itt a különbség kevésbé látványos, de a súlyozás itt is érdemben javított a helyzeten.

Hipotézisünk – két azonos adatbázisból származó de független és egy harmadik iskolázottsági teszt alapján - igaznak bizonyult: a súlyozás révén közelebb kerültünk a közvetve megfigyelt apák és anyák társadalmi valóságához, mint súlyozás nélkül.

A TÉNYLEGES MOBILITÁS-KÜLÖNBSÉG A KÉTFÉLE SZÁMÍTÁS UTÁN

Második hipotézisünk szerint a súlyozás érdemi különbséget jelent majd minden olyan számításnál, mely az apák és anyák nemzedéke felől indítva kilépési mobilitást akarnak számolni. Térjünk vissza az 1992-s TÁRKI mobilitás-vizsgálathoz.

3. táblázat A felsőfokú végzettséggel nem rendelkező apák gyermekeinek iskolai végzettsége – az 1992-es adatbázis alapján

	N	Súlyozatlan %	Súlyozott %
Nem járt	18	0,7	0,4
Kevesebb 8 általánosnál	410	15,8	11,9
8 általános	631	24,3	21,7
Szaktunskáképző	731	28,2	28,3
Középiskola	565	21,7	26,4
Felsőfokú	240	9,3	11,3
Összesen	2595	100	100

A régi számítási mód szerint a diplomával *nem rendelkező* apák gyermekeinek 9,3%-a lett diplomás, az új számítási mód szerint 11,3%-a. Tehát 1,22-szer nagyobb a diplomásrétegbe irányuló kilépő mobilitás, mint eredetileg gondoltuk.

Hasonló módon kiszámítottuk, hogy *az érettségivel nem rendelkező apák gyerekeinek a régi számítás szerint 27%-a, az új számítás szerint viszont már 37%-a szerzett (legalább) érettségit.* A gyermeküket a szocialista korszakban beiskolázókra (1940 után születettek) szűkítve a bázist, *a régi számításnál az érettségivel nem rendelkező férfiak 35%-a, az új számítás szerint viszont 42%-a tudta legalább érettségéhez juttatni gyermekét...* A középiskolai végzettségbe irányuló kilépési mobilitás tehát 1,37-szer, a fiatalabb nemzedéknél 1,2-szer nagyobb, mint gondoltuk. A gyerekszám a régebbi nemzedékekénél nagyobb, az újabbaknál kisebb arányban torzít.

Mindez a 10 évvel korábbi lényegesen nagyobb adatbázis alapján a következő:

4. táblázat A felsőfokú végzettséggel nem rendelkező apák gyermekeinek iskolai végzettsége – az 1983-as adatbázis alapján

	N	Súlyozatlan %	Súlyozott %
Nem járt	409	1,32	1,74
1–7. osztály	9426	30,47	30,29
8 általános	10393	33,60	30,98
Szaktunskáképző	3882	12,55	12,26
Érettségi	5035	16,28	18,00
Felsőfokú	1780	5,76	6,70
Összesen	30927	100	100

Mínt hogy 10 évvel korábban vagyunk, még sokan élnek a kifejezetten iskolázatlan népességből, s még nem nőtt fel az a nemzedék, amelyik a diplomások számát a 90-es évek elejére magasra emelte. Ennek következtében itt kisebb számokat láthatunk: a diplomával nem rendelkezők gyerekeinek az első számítás szerint 5,76, az új számítás szerint 6,70% volt felfelé mobil. Tehát a kilépési mobilitás 1,14-szer nagyobb, mint eddig gondoltuk.

Hasonló módon kiszámoltuk, hogy a középiskolai végzettséggel nem rendelkező apák felől nézve a felfelé irányuló kilépési mobilitás 1,11-szer nagyobb, mint gondolhattuk...

Annak megítélése, hogy ez a mobilitás mikor következett be, már csak úgy lehetséges, ha a megkérdezett érettségi vagy diplomaszerezési éve rendelkezésre áll: ez (megnémi képp a levelező és esti érettségik aránya) alapján dönthető majd el, hogy már a Horthy-korszakban gyerekkori tanulmányoknak köszönhetően ténylegesen megtörténik a "kilépés", vagy a szocialista korszakban lezajlott intragenerációs mobilitásnak, felnőttkori tanulásnak köszönhető-e ez a magasabb szám. A szocializmus kori magasabb kilépési mobilitás azonban – legalábbis a tény, hogy a korszakon belül történt a mobilitás, akár inter- akár intragenerációsan – vitathatatlanak tűnik.

Az új számítás – nem meglepő módon – azt is mutatja, hogy az egygyermekes családból származókra nagyobb mobilitás jellemző. Azaz a többgyermekesség csökkenti a kilépési mobilitási valószínűséget: már csak azért is, mert a gyermekszám nem egyszerűen társadalmi/iskolázottsági csoport specifikus, hanem társadalmi csoporton belül is a születésszabályozás, a tudatosabb élettervezés, s a modernitás jelzőszáma (természetesen csak statisztikailag, s csak nagy átlagban), s ezek a tulajdonságok valószínűsítik azt is, hogy a gyerek iskolázását szorgalmazzák a szülők. Nyilvánvaló az is, hogy minél magasabb a gyerekszám, annál kevesebb tőkét tud a család egy-egy gyerek iskolázásába fektetni, illetve annál kevésbé tud a gyerek korai pénzkereső aktivitásáról lemondani.

Az új számítás eredményeinek értékeléséhez másféle számítások is szükségesek lennének, pl. széleloszlás, loglineáris modellek, mintavételi hiba megváltozásának kiszámítása – de mindezek (melyet nálam statisztikailag avatottabb szakember végezhet csak el) vélhetőleg nem változtatják meg a tényt, hogy jelentős eltolódás várható a mobilitás mértékében.

E számítás – minthogy megváltoztatja az adatokat - vélelmezhetően érdemben szól hozzá nemcsak a magyarországi mobilitásról szóló vitákhoz, hanem az egyes társadalmak összehasonlításához is. (Connor 1979; Csákó 2002; Erikson–Goldhorpe 1992; Featherman et al. 1975; Liskó 2003; Róbert 2000; Szelényi 1996; Luijckx et al. 1995) Természetesen nem zárható ki, hogy mindezen nemzetközi vizsgálatokra elvégezve a kilépési mobilitás átszázalékolását, a mobilitás mindenütt egyenletesen növekedne, tehát az országok, modellek közötti sorrend nem változna.

KITERJESZTÉSI LEHETŐSÉG?

Ez a vizsgálati mód *minden* olyan adatbázison alkalmazható, ahol az apával vagy anyával kapcsolatban *bármit* megkérdeztek, ezért egy gondolat kísérlettel eltávolodunk a mobilitási kutatások mezejéről.

Ha nem a mindenkori *szülők* iskolázottságának a kérdését tennénk fel, hanem a mindenkori *teljes népesség egyes iskolázottsági csoportjait* akarnánk megvizsgálni, bármely – a kérdőívben feltett – kérdés alapján, talán erre is lehetőség nyílik.

Ha például egy meghatározott évtizedben született nemzedék iskolázottságának és templomjárási gyakoriságának összefüggését szeretnénk megvizsgálni (azon kérdés alapján, hogy „Édesapja az ön 10 éves korában milyen gyakran járt misére/istentiszte-

letre”), akkor nem hanyagolhatjuk el azokat sem, akiknek nem volt gyereke. A közelítő megoldás a következő eljárás lehet:

1. Egy adatbázisból megállapítjuk, hogy a.) manapság a mintába került idősebb gyermektelenek templomjárási gyakorisága átlagosan a mintába került hasonló korú *egygyermekesekhez* áll legközelebb, mert a többgyermekesek – azonos társadalmi csoporton belül – átlagosan gyakoribb templomjárók; hogy b.) manapság a 10 év körüli gyerekekkel rendelkezők templomjárási gyakorisága a velük átlagosan azonos korú gyermektelenekéhez közelebb áll, mint az átlagosan a mintába került hasonló korú többgyermekesekéhez – az utóbbiak átlagosan gyakoribb templomjárók.

2. Feltételezzük, hogy ez régebben, a vizsgált időszakban is így volt.

3. Demográfiai adatok (pl. népszámlálási adatok...) alapján megállapítjuk, hogy a gyermektelenek és az egygyermekesek együttes száma hogyan aránylik az egygyermekesekhez, ez az (egynél mindig valamivel nagyobb) szám legyen N.

4. Ezután új súlyt alkotunk.

– $WEIGHT = 1 / (\text{megkérdezett testvéreinek száma} + 1)$. (Ez azonos a vitacikk fentebbi részében leírt súlyal).

– $WEIGHT1 = WEIGHT$ ha a megkérdezettnek vannak testvérei, viszont $WEIGHT1 = WEIGHT * N$, ha nincsenek.

– S mivel testvér nélkül felnőttek esetében $WEIGHT = 1$, $WEIGHT1$ az ő esetükben egyenlő lesz N-nel.

Azaz: a korabeli egygyermekeseket úgy vesszük számításba, hogy „képviselhesék” gyermektelen nemzedéktársaikat is. Utóbbi eljárást lehet úgy finomítani, hogy évtizedenként külön-külön állapítjuk meg, hogy a gyermektelenek és az egygyermekesek együttes száma hogyan aránylik az egygyermekesekhez, s ezek (az 1-nél minden esetben valamivel nagyobb) számok legyenek N1, N2, N3 stb. Mármost, ha $WEIGHT1$ kiszámítása céljából az egyes évtizedekhez tartozó $WEIGHT$ -et minden „testvértelen” esetben átváltoztatjuk – évtized-specifikusan – N1, N2, N3-ra, olyan közel jutunk az eredeti társadalmi csoport leírásához, mint soha semmilyen más módszer esetén ...

IRODALOM

- Andor M. (2002): Diplomás szülők gyerekei. *Educatio*, 2.
- Andorka R. (1982): *A társadalmi mobilitás változásai Magyarországon*. Budapest: Gondolat.
- Connor, W.D. (1979): *Socialism, Politics and Equality*. New York: Columbia UP.
- Csákó M. (2002): ...és a doktor úr gyereke? *Educatio*, 2.
- Erikson, R.–Goldhorpe, J.H. (1992): *The Constant Flux*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, D.L.–Jones, F.L.–Hauser, R.M. (1975): Assumptions in the Social Mobility Research in the US. *Social Science Research*, 4: 329–360.
- Lipset, S.M.–Bendix, R. (1959): *Social Mobility in Industrial Society*. London: Heinemann.
- Liskó I. (2003): Továbbtanulási ambíciók és esélyek. *Educatio*, 2.
- Róbert P. (1986): *Származás és mobilitás*. Budapest: MSZMP KB Társ. Tud. Int.
- Róbert P. (2000): Bővülő felsőoktatás: ki jut be? *Educatio*, 1.
- Luijkx, R.–Róbert P.–Graaf, P.M.de–Ganzeboom, H.B.G. (1995): A származástól a teljesítményig: a státuszmegszerzés folyamata Magyarországon. *Szociológia*, 4.
- Szelényi I. (1996): A posztkommunista társadalom szerkezetének változásai. *Magyar Tudomány*, 4: 385–402.