

CSATA ZSOMBOR

**AZ ISKOLÁZOTTSÁGI ESÉLYEK TÁRSADALMI MEGHATÁROZOTTSÁGA
AZ ERDÉLYI MAGYAR FIATALOK KÖRÉBEN**

Bevezető

Tanulmányunkban az erdélyi magyar fiatalok iskolázottsági esélyeinek társadalmi meghatározottságával foglalkozunk. Központi kérdésünk a mobilitásvizsgálatok klasszikus problémafelvetéséhez kapcsolódik: befolyással van-e a származási háttér a fiatalok iskolai életútjának alakulására, a rendszerváltás óta kibővült romániai magyar iskolahálózat kereteiben a társadalmi egyenlőtlenségek újratermelődéséről vagy leépüléséről beszélhetünk.

A nemzetközi szociológiai szakirodalomban kevés olyan szakterületet találunk, melynek módszertani és konceptuális kerete, hipotézisrendszere annyira kidolgozott lenne, mint a társadalmi rétegződés- és mobilitáskutatásoké. Bár a társadalmi egyenlőtlenségek tudományos igényű megismerésének és kezelésének igénye összekapcsolódik a szociológia születésével és végigvonul annak történetén, az empirikus adatfelvételeken alapuló vizsgálatok széleskörű elterjedése – különösen a hatvanas évektől kezdődően – új elméleti modellek és ehhez kapcsolódó új módszertani megoldások sorozatát indította el (Boudon 1974, Bourdieu-Passeron 1977, Mare 1980 stb.). Ezen újítások mögött általában nyugaton tevékenykedő szerzők neveit találjuk, azonban a modellek „keleti tömb-béli” és ezen belül magyarországi alkalmazása, átalakítása sem váratott magára (Ferge 1972, Andorka – Simkus 1983, Róbert 2001a, b stb.).

E tekintetben a romániai szociológia sajnálatos kivételt képez. A kommunista diktatúra Romániájában a szociológia rendszerellenes tudományágként való megbélyegzése csak részben magyarázat arra, hogy a világszerte népszerű empirikus mobilitásvizsgálatok „mainstream” irányvonala kevés nyomot hagyott a romániai társadalomszerkezetet elemző vagy később a rendszerváltás hatásait vizsgáló szakemberek írásain. Annak ellenére, hogy a rendszerváltás óta eltelt lassan tizenhárom év alatt számos nagymintás kérdőíves vizsgálat készült Romániában, az Országos Statisztikai Intézet éves jelentéseket készít és a rendszerváltás óta már a második népszámlálás adatain dolgozik – ezeken az adatokon csak ritka kivétellel végeztek rétegződés-, vagy mobilitáselemzéseket, iskolázottsági esély-egyenlőségekkel foglalkozó elemzés pedig szinte teljességgel hiányzik a romániai szakirodalomból.

A ritka kivételek közé tartozik Cărtăna (2000) – egy ISA paradigmában íródott – tanulmánya, melyben az iskolai és a „társadalmi foglalkozási státusmobilitás” kérdésével egyaránt foglalkozik. Bár az elemzés főként a mobilitás településszerkezet és régiók szerinti különbségeit tárgyalja, értékes összefüggéseket vonultat fel az iskolai életpályák strukturális meghatározottságáról és ezek időbeni változásáról.¹

¹ A vizsgálat empirikus alapját az ország népességére reprezentatív, 37474 fős mintán végzett kérdőíves felmérés adatai képezik. Az adatfelvétel a CURS közvélemény-kutató intézet végezte 1991-ben. Az iskolai mobilitás elemzésébe bevont alanyok száma 29897, ami a 25 éves és idősebb (iskolai tanulmányaikat vélhetően már befejezett) népesség mintabeli számát jelenti.

Megállapítása szerint Románia népességének iskolázottság szerinti összetétele két hullámban alakult át az elmúlt ötven év során, amely mögött először a korai szocialista társadalmakra általában (így a 60-as, 70-es évek Romániájára is) jellemző oktatási reformok hatását, majd a rendszerváltás során ezeket az új gazdasági-politikai berendezkedésnek megfelelően korrigálni hivatott szerkezeti átalakításokat véli felfedezni. A kommunista kormányzat reformjai nyomán a kötelező iskolai képzés időtartamát először 7 osztályra, majd a hetvenes évek végén 10 osztályra emelik, ezzel párhuzamosan pedig – az erőltetett iparosítás gazdaságpolitikájával összhangban – megnövekedik a szakoktatás súlya az oktatási szerkezetben belül. Bár 1989 után a szakmunkás- és a főként technikai képzést nyújtó ún. posztliceális képzésben résztvevők száma néhány évig még fennmarad, a szocialista ipar fokozatos leépülésével az így szerzett jogosítványok értékvesztése az elméleti (liceumi és egyetemi) oktatásban résztvevők relatív arányának növekedéséhez vezet. Az átalakuló oktatási szerkezet és a munkaerő-piaci kereslet közötti diszkrépancia, valamint a kötelező oktatás általános iskolai szintre való csökkentése miatt megnövekszik az iskolából kimaradók aránya is. (1998-ban ez a liceumi oktatásban 4,2 százalékos, a szakiskolai képzésben 5,6 százalékos, a posztliceális képzésben pedig 8,4 százalékos lemorzsolódást jelentett) (Cărtăna 2000.111.).

Mindent összevetve az elmúlt ötven év során folyamatosan bővülő oktatási szerkezet (az ingyenes tömegoktatás elterjedése az iskolai képzés alacsonyabb szintjein, a felsőoktatás beiskolázási számainak növekedése a rendszerváltás során stb.) a lakosság képzettségi szintjének globális emelkedését vonta maga után. Eszerint 1999-ben a 25 éves és idősebb lakosság 78 százalékának az apától eltérő iskolai végzettsége volt és csak egyötödük reprodukálta szülei iskolai státusát. Mielőtt azonban a romániai társadalom nyitottságára vonatkozóan ezek alapján messzemenő következtetéseket vonnánk le, Cărtăna felhívja figyelmet arra, hogy a felfele irányuló mobilitás közel fele egylépcsős (elsősorú) és a szerkezeti átalakulások által magyarázott strukturális mobilitás mutatója is meglehetősen magas (közel 40 százalék).

Sajátos megközelítésmódja miatt a tanulmány kevés figyelmet szentel az iskolázottsági esélyek társadalmi rétegek szerinti alakulásának. Egyetlen, a teljes populációra vonatkozó esélyhányadost számol ki: eszerint 1999-ben az alacsonyabb (elemi vagy általános iskolai) képzettségű szülők gyerekeinek 6,9-szer kisebb az esélye arra, hogy felsőfokú képzést szerezzen, mint azoké, akiknek apja maga is főiskolai vagy egyetemi végzettséggel rendelkezik.

Tekintettel arra, hogy vizsgálatunk a magyar fiatalok iskolázottsági esélyeivel foglalkozik, a továbbiakban néhány olyan 1989 után írott elemzést is meg kell vizsgálnunk, amelyek – bár nem kifejezetten az iskolai mobilitás problémáját tárgyalják – nélkülözhetetlen információkkal szolgálnak az romániai magyar oktatás helyzetéről, ugyanakkor – akárcsak a fentebb bemutatott tanulmány – olyan hipotéziseket tartalmaznak, melyeket a későbbiekben ellenőrizni fogunk.

Igen fontos kisebbségpolitikai kérdéssről lévén szó, 1989 után számos olyan elemzés készült², amely a magyar nyelvű oktatás intézményes hátterét, a magyar tanulók különböző iskolázottsági szinteken való részvételét és ennek kapcsán a többségi nemzettel szembeni esélyhátrányok kérdését is érinti (Papp Z. 1998, Erdei - Papp Z. 2001, Murvai 2000a, 2000b, 2001). Idézett adataik alapján úgy tűnik, hogy míg az alap- és középfokú képzést nyújtó magyar iskolák száma mennyiségileg összhangban van a magyar kisebbség arányával a romániai népességben belül, a magyar nyelven tanulók minden képzési szinten alulreprezentáltak a korosztályonkénti arányukhoz képest. Az 1. táblázatban szereplő részarányok vizsgálata azt mutatja, hogy „az érték egyetlen évben sem éri el az 5 százalékot, miközben a ország lakosságának részaránya 7,1 százalék³. A különbség általában 2,3-2,4 százalék körüli – ez a hányad lemond az anyanyelvi oktatás-

² Sajnálattunkra az 1989 előtti időszakra vonatkozóan nincsenek megbízható adataink, pedig az idősebb fiatalok iskolai éveik tekintélyes részét a szocializmus idején töltötték le (lásd 10. lábjegyzet)

³ Megjegyzendő, hogy a hivatkozott adat az 1992-es népszámlálás eredményeiből származik. A 2002-es népszámlálás szerint a magyarok aránya a teljes népességben belül 0,5 százalékkal, azaz 6,6 százalékra csökkent.)

ról. A kilencvenes évek elején, a nyitás és a reménykeltő távlatok idején az arányszám növekedett, 4,9 százalékos volt, a évtized végére már 4,7%. A tendencia egyértelműen negatív.” (Murvai 2000a, 110. o.)

1. táblázat: Magyar nyelven tanulók 1989 után

iskolai év	Romániában összesen	ebből magyarul tanuló	arány (%)
1989-1990	5 380 141	231 893	4,3
1990-1991	4 843 569	236 708	4,9
1991-1992	4 559 610	222 826	4,9
1992-1993	4 397 521	216 663	4,9
1993-1994	4 289 123	211 380	4,9
1994-1995	4 303 540	208 652	4,8
1995-1996	4 330 774	202 545	4,7
1996-1997	4 297 119	196 158	4,6
1997-1998	4 245 808	198 808	4,7
1998-1999	4 223 444	197 279	4,7
1999-2000	4 089 033	190 335	4,6
2000-2001	4 032 127	187 140	4,7
2001-2002	3 972 245	187 156	4,7

Forrás: 1989-1999: Murvai, 2000, 110.

1999-2000: Murvai, 2001b, 166.

2000-2001: *Minorities and Education...*, 2001, 145.

2001-2000: *The Present Time...*, 2002, 141.

A beiskolázási számok (abszolút számokban mérve) csaknem minden egyetem előtti iskolai szinten csökkentek (2. táblázat). Ez alól a posztsekundér (technikumi) oktatás a kivétel, ahol a 90-es évek elejétől kezdődően gyarapodott a továbbtanulók száma.⁴ A legnagyobb mértékű fogyás a liceumi tanulók körében figyelhető meg: a 1999-2000-es tanévben a tíz évvel korábbi létszám alig háromnegyede tanult érettségi adó középiskolában. A beiskolázási számok csökkenése elsősorban a természetes népességfogyással magyarázható (az erdélyi magyar fiatalok korévenkénti létszámát lásd a mellékletben közölt 5. ábrában).

⁴ A táblázatban összevonva jelennek meg a szakiskolai és az ún. posztsekundér (posztliceális, technikumi) oktatásban résztvevők. Ezzel kapcsolatban fontos megjegyeznünk, hogy az anyanyelven folyó szakiskolai oktatás törvénybe foglalását a vizsgált periódusban hosszas vita övezte, ami intézményi szinten a magyarul oktató szakiskolák alacsony számában, az iskolaválasztás egyéni szintjén pedig a magyar nyelvű elméleti liceumok iránti preferenciában nyilvánult meg. Jelenleg egy 1997-ben hozott kormányrendelet szabályozza a magyar nyelvű szakoktatást, amely a Tanügyi Törvényt korrigálva lehetővé teszi a magyar nyelven történő tanulást a szakiskolákban. Ennek ellenére „rendezett magyar nyelvű szakmai képzést csak Kovászna és Hargita megye biztosít, Kolozs, Szatmár és Temes megyében 1997-1998-ra megszűnt a szakoktatás, a többi tizenkét megyében pedig el sem indult” (Murvai 2000b. 135.). A posztsekundér szakoktatás ezzel szemben „az 1997/36-es sürgősségi kormányhatározat által módosított tanügyi törvény értelmében indulhatott be az 1998-1999-es iskolai évvel kezdődően. Az első évben 1347 diákot iskoláztunk be, a következőkben pedig 2094-et.” A szakoktatásban rögzített beiskolázási számok csaknem változatlan trendje mögött tehát tulajdonképpen a szakiskolások csökkenése, a technikumokban résztvevők növekvő száma figyelhető meg.

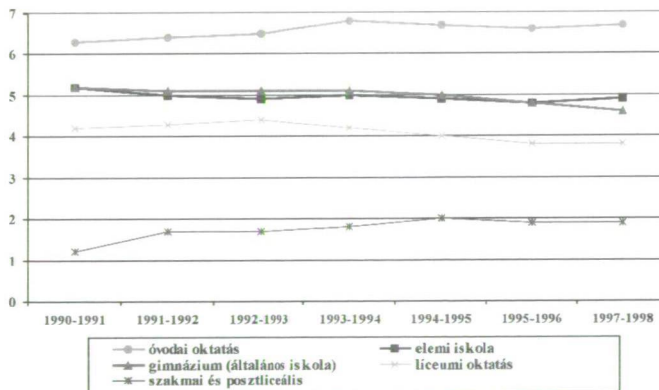
2. táblázat Magyar nyelven tanulók 1989 után, iskolai szintek szerint

	összesen	óvoda	általános	közép-iskola	szak- vagy poszt-szekundér
1989-1990	231 893	44834	153 379	33555	125
1990-1991	236 708	47600	142 591	41367	5150
1991-1992	222 826	47530	134 486	33409	7401
1992-1993	216 663	49255	128 625	31196	7587
1993-1994	211 380	48192	125 580	30475	7133
1994-1995	208 652	47811	123 500	30774	6567
1995-1996	202 545	45839	120 360	29950	6396
1996-1997	196 158	42816	119 887	29604	3851
1997-1998	198 808	40978	121 244	29196	7390
1998-1999	197 279	40397	122 385	27274	7223
1999-2000	190 335	38947	118 834	25216	7338

Forrás: 1989-1999: Murvai, 2000a, 110.

Egy további elemzés szerint (Papp Z. 1998), amennyiben a magyar tannyelvű oktatási intézményeket látogató fiatalok arányát a romániai tanulók tanévenkénti összlétszámához viszonyítjuk, a következő eredményekhez jutunk (1. ábra):

1. ábra A magyar nyelvű oktatásba beiskolázott tanulók aránya a teljes tanulónépességen belül Romániában 1990 és 1998 között, iskolai szintenként, százalékban



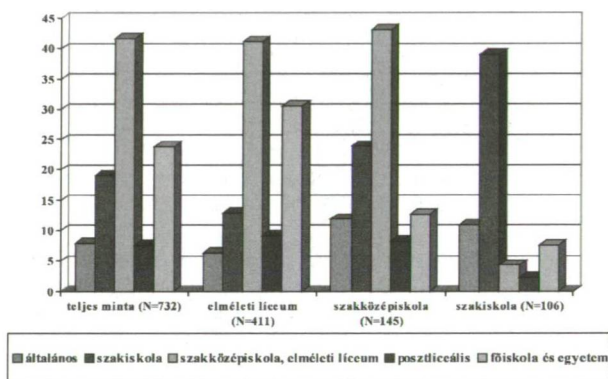
Forrás: Papp Z., 1998, 9-12.

Az adatok alapján megfigyelhető, hogy a magyar oktatásban résztvevők aránya csökken ahogyan haladunk a magasabb szintű képzés irányába. A „lemorzsolódás” úgy tűnik, hogy a kötelező oktatásba

való belépéskor nagyobb (az óvodai szintről az elemi szintre), mint az onnan való kilépéskor (a kötelező gimnáziumi szintről a liceumi oktatás irányába). (Papp Z. 1998. 12.). A szakmai és posztliceális magyar nyelvű képzésben résztvevő fiatalok feltűnően alacsony aránya a magyarul oktató intézmények alacsony beiskolázási számaival magyarázható.

Az elemi és általános iskolákban tanuló fiatalok származási hátteréről ugyan keveset tudunk, annál több referenciaadat és tanulmány áll rendelkezésünkre azonban a középiskolások szüleinek foglalkozásbeli státusáról és iskolai végzettségéről. Egy 1999-ben Erdély ügyvezető „elitliceumaiban” végzett vizsgálat⁵ szerint az említett tanintézmények magyar hallgatói több mint egynegyedének apja felsőfokú oklevéllel rendelkezik, miközben a román diákok esetén ez az arány meghaladja a negyven százalékot. Bár az alacsonyabb képzettségű szülők gyerekeinek esélyhátránya az elméleti liceumokba való bejutáskor a bemutatott adatok alapján mindkét almintán nyilvánvaló, annak mértékében mutatózó – az etnikai hovatartozás szerinti – eltérések magyarázatra szorulnak. Egy igen plauzibilisnek tűnő érvelés szerint a különbség mögött a kommunista rendszer magyarokkal szembeni megszorító oktatáspolitikájának hatásait kell látnunk, minek következtében a magyar szülők a magasabb végzettségi szinteken alulreprezentáltakká váltak. (Véres 2000.20.) Egy 2001-ben végzett további elemzés⁶ adatai ugyanakkor arra hívják fel a figyelmet, hogy ezek az esélyhátrányok csökkennek ahogyan haladunk az alacsonyabb státusú középiskolai képzési szintek (szakközép- és szakiskola) irányába (2. ábra).

2. ábra A különböző középiskolai szinteken tanulók apáinak iskolai végzettsége (százalékban)



Forrás: Erdélyi Középiskolások felmérés, 2001

Szándékosan hagytuk a végére a magyar fiatalok felsőfokú intézményekben való részvételének a bemutatását. Ennek oka kettős: egyrészt ezen a képzési szinten a legnagyobb azoknak az aránya, akik nem magyar nyelven folytatják tanulmányaikat – emiatt az alábbiakban a szempontunk nem a magyar nyelvű oktatásban résztvevők, hanem a magyar nemzetiségű diákok számának a bemu-

⁵ A vizsgálatot a kolozsvári Max Weber Szakkollégium végezte az említett tanintézmények hallgatóira évfolyamok és egyetemi fakultások szerint reprezentatív, 418 fős magyar és egy 404 fős román mintán.

⁶ A felmérést a Max Weber Szakkollégium tagjai végezték a Sapientia Kutatói Programok Intézetének támogatásával. A vizsgálat a magyarul tanuló erdélyi középiskolások diákokra iskolai szint és életkor szerint reprezentatív, 750 fős mintán készült.

tatása lesz. Másrészt a korábbi képzési szinteken regisztráltakkal szemben a felsőfokú oktatásban résztvevő magyar diákok száma növekvő tendenciát mutat (bár arányaiban nem tér el számottevően a romániai hallgatók összlétszámához viszonyítva, ilyenformán követi a romániai felsőoktatás bővülő trendjét - 3. táblázat).

3. táblázat Romániai és romániai magyar nemzetiségű hallgatók a felsőfokú oktatásban

tanév	romániai hallgatók száma	romániai magyar hallgatók száma	a magyar hallgatók százalékos megoszlása
1989-1990	164 507	7100	4,31
1990-1991	203 864	8300	4,07
1991-1992	250 027	8777	3,98
1992-1993	322 080	12 842	3,98
1993-1994	360 967	8814	2,44
1994-1995	369 662	n.a.	n.a.
1995-1996	336 011	12 248	3,64
1996-1997	354 493	13 240	3,73
1997-1998	360 590	13 944	3,86
1998-1999	407 720	15 122	3,95
1999-2000	452 621	21 724	4,82
2000-2001	533 152	23 381	4,39
2001-2002	571 613	24 598	4,30

Forrás: 1989-2000: Erdei-Papp Z., 2001, 109.
 2000-2001: Minorities and Education..., 2001, 145.
 2001-2002: The Present Time..., 2002, 141.

Vizsgálatunk szempontjából a fentieknél szuggesztívebbek azok az adatok, amelyek a liceumot és szak-középiskolát befejezett magyar hallgatók felsőfokú intézményben való továbbtanulásának mértékét mutatják. Eszerint az elmúlt években érettségizett magyar fiatalok egyre nagyobb hányada folytatja tanulmányait főiskolán vagy egyetemen (4. táblázat).

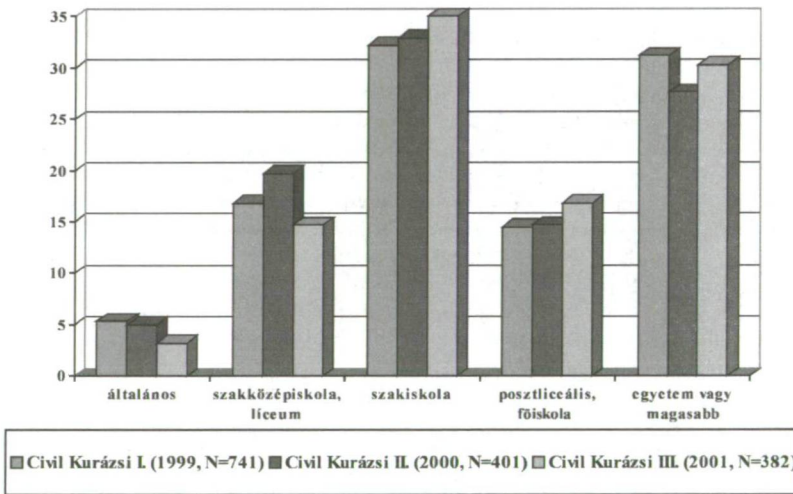
4. táblázat Az romániai magyar érettségizettek továbbtanulása a felsőfokú intézményekben

tanév	érettségizettek	felsőfokú képzésben továbbtanul	Százalékban
1995-1996	2426	1195	49,25
1996-1997	2428	1348	55,51
1997-1998	2386	1398	58,59
1998-1999	2492	1623	65,12
1999-2000	2278	1665	73,09

Forrás: 1995-2000: Erdei-Papp Z., 2001 120.

Az adatok kétségkívül a felsőfokú oktatásban való részvétel növekvő esélyeiről tanúszkodnak a romániai magyar fiatalok körében olyan feltételek között, amikor főként a megfelelő korosztályokban regisztrált demográfiai fogyás miatt az alacsonyabb képzési szinteken nem növekedett a magyar nemzetiségű tanulók száma. Több próbálkozás történt annak a vizsgálatára is, hogy az egyetemre vagy főiskolára való bejutás növekvő esélyeire milyen hatással van a családi származás (ezen belül pedig a vizsgálatunk tárgyát képező szülők iskolai végzettsége). Egy 1997-ben végzett, a Kolozsáron tanuló egyetemi hallgatókra reprezentatív felmérés adatai szerint a magyar diákok körében mintegy 54 százalékra tehető azoknak az aránya, akiknek apja érettségivel nagyobb szintű (posztliceális, főiskolai vagy egyetemi) oklevelet szerzett. Lévéen, hogy ezt „egy európai viszonylatban is meglehetősen erős, nagyarányú reprodukciós esélynek tekinthetjük... az iskolai előrejutás esélyegyenlősége a szülők iskolázottságától függően erősen korlátozott; a probléma fordítottját úgy lehet kifejezni, hogy a alacsony iskolázottságú szülők gyerekeinek mobilitási esélye meglehetősen alacsony, amit komoly értelmiségi tehetség-utánpótlási gondként értékelnek a szakemberek” (Veres 1998. 7.). A megállapítást megerősítik azon évi rendszerességgel végzett vizsgálatok adatai is, amelyeket a Babes-Bolyai Tudományegyetem oktatóinak és hallgatóinak munkacsoportja végez 1999 óta. (a Civil Kurázszi kutatás-sorozatról bővebben lásd: Péter 2002) (3. ábra).

3. ábra Apa legmagasabb iskolai végzettsége a kolozsvári magyar egyetemi hallgatók körében (%)



Forrás: Civil Kurázszi felmérések, I–II–III 1999–2001

Az iskolázottsági egyenlőtlenségek változásának hipotézisei

Ebben az alfejezetben azokat a legfontosabb elméleteket szeretnénk röviden bemutatni, amelyek az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek kapcsán a nemzetközi szakirodalomban megfogalmazódtak. A bemutatásban néhány olyan megfontolást részletezünk, amelyek egyrészt módszertani segítséget nyújtanak adataink feldolgozásában és értelmezésében, másrészt körvonalazzák azokat a legfontosabb

hipotéziseket, amelyeket a későbbiekben adatainkon ellenőrizni fogunk. A különböző országokban és különböző időszakokban rögzített tapasztalatok közös jegye az, hogy a bővülő oktatási rendszer fényében elemzik az iskolázottsági esélyek alakulását, a társadalmi származás hatását tehát nemcsak az egyes iskolai életutakban, hanem a kohorszok között is megvizsgálják.

Az ún. modernizációs elmélet szerint az oktatási rendszer az ipari társadalom funkcionális elvárásainak megfelelően bővül és az iskolázottság egyre fontosabb szerepet játszik a státusmegszerzésben. (Treiman 1970, Parsons 1977, idézi Bloosfeld-Shavit 1993) Az iskolai szelekció meritokratikus alapokra helyeződik, emiatt a származás hatása csökken az iskolázottsági esélyek meghatározásában.

A modernizáció elméletével szögesen szembenálló hipotézis szerint az iskolai esélyegyenlőtlenségek a radikális társadalmi átalakulások ellenére fennmaradnak. Emögött az a megfontolás áll, hogy az egalitarizmus és a társadalmi rétegzettség között állandó ellentmondás feszül, amelyek az eredménye egy trendnélküli fluktuáció az egyenlőtlenségek alakulásában (Sorokin 1927, idézi Szelényi és Aschafennburg 1993).

Az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek néhány további értelmezése kifejezetten a társadalmi státus generációk közötti reprodukciójának magyarázataira koncentrálnak.

A kulturális tőke elméletének klasszikus megfogalmazása szerint az alacsonyabb iskolai képzettségű szülők gyerekei eleve esélyhátránnyal indulnak az iskolai képzésben: nincsenek azoknak a képességeknek a birtokában, amelyeket általában a család közvetít és amelyek nélkülözhetetlenek az iskolai előrehaladásban. Emiatt az iskolai képzésben leginkább értékelt kulturális erőforrások, mint a domináns társadalmi értékek ismerete, a nyelvi képességek és az ehhez kapcsolódó interakciós stílusok elsajátítása stb. könnyebb a képzettségesebb családból származó gyerekek számára, ami szükségképpen esélyegyenlőtlenségeket generál az iskolai előrehaladásban.

Az elmélet radikálisabb formája az oktatási rendszer sajátosságaiban látja a probléma okát, amely a tehetségfelfedezés feladatának ellátása, valamint az oktatás kínálati lehetőségei mindenki számára való hozzáférhetővé tétele helyett, sokkal inkább a társadalmi kontroll intézményeként működik. Az uralkodó társadalmi osztály nyilvánvaló befolyással van az oktatás szerkezetére és tartalmára, hatalmát arra használja fel, hogy a domináns kultúra értékeit érvényesítse az oktatásban és – az iskolai előrehaladás feltételeként – mindenekelőtt ezt keresse számon. (Bourdieu és Passeron 1977).

Az iskolai egyenlőtlenségek magyarázatában a hatalmi tényező kiemelt szerepét hangsúlyozzák az ún. „új osztály” elméletek is (Szelényi és Aschafennburg 1993). Ezek szerint a posztindusztriális társadalmakban a hatalom a közös tulajdon felett rendelkező vagy a nagy volumenű kulturális tőkét birtokló elit kezében van, akik monopolizálják a társadalmi pozíciók és privilégiumok elosztásában elsőrendű szerepet játszó iskolarendszer legrangosabb intézményeit. Emiatt a réteghelyzet szerepe az iskolai előremenetelben felértékelődik, amely a társadalmi egyenlőtlenségek további elmélyüléséhez vezet.

Az iskolázottsági egyenlőtlenségek reprodukciója szempontjából a származási család kulturális erőforrásainál Boudon az anyagi háttér hatását érzi fontosabbnak (Bloosfeld-Shavit 1993). Véleménye szerint az iskolai képzés első szakaszában a kulturális hatások fontosak ugyan (ezeket elsődleges tényezőként definiálja) ez az elmélet azonban nem ad kellő magyarázatot arra a helyzetre, amikor az oktatás expanziója révén az iskolai képzés alacsonyabb szintjein megnyílnak a kapuk az alacsonyabb társadalmi-gazdasági háttérű diákok számára is. Boudon az iskolai életutat átmenetek sorozataként fogja fel, amikor az egyes iskolai szakaszok végén a tanulónak és családjának döntenie kell a továbbtanulásról és az iskola megválasztásáról. A magasabb szinten való továbbtanulás vagy a tanulmányok befejezése egy racionális döntés eredménye, amely alapvetően az anyagi helyzet és a remélt eredmény (pl. piacképes tudás, jobb munkahely) által meghatározott költség-haszon modellben születik (másodlagos tényező). Boudon szerint, ahogyan haladunk a magasabb iskolai szintek irányába, úgy helyeződik át a hangsúly a másodlagos hatásokra az iskolai egyenlőtlenségek magyarázatában.

Boudon elméletének a racionális döntésméleti modellben való továbbgondolását Goldthorpe-nál találjuk meg. (Goldthorpe 1996) Goldthorpe a döntésméleti perspektíva mellett a boudoni elmélet két specifikusabb elemét emeli ki. Ezek közül az első, az „aspirációk pozicionális elmélete” arra vonatkozik, hogy a magasabb iskolázottságra való egyéni törekvéseket nem abszolút módon, hanem az egyének osztálypozíciójához mérten kell értelmezni. (Goldthorpe 1996.489.). Ilyenformán például a munkás- illetve a hivatalnokosztály gyerekeinek azon törekvése, hogy egyetemet végezzenek, nem kezelhető ugyanazon a szinten: ebben az esetben a munkáscsaládból származó gyerekek aspirációi magasabbak. Ugyanakkor a munkásosztályból származó fiatalok nyilvánvaló iskolázottsági esélyhátránya mögött nem valamiféle „aspirációs szegénységet” kell feltételeznünk, itt sokkal inkább arról van szó, hogy nagyobb „társadalmi távolság” kell megtegyenek ahhoz, hogy egy egyetemi oklevél birtokába jussanak. Goldthorpe ezen álláspontja tulajdonképpen a kulturális tőke elméletének egyfajta kritikájaként is értelmezhető, hiszen az aspirációk mértékét tekintve nem feltételez osztályspecifikus eltérést, ezzel összhangban pedig úgy véli, hogy nincs nyilvánvaló bizonyíték arra sem, hogy az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek növekedtek volna az oktatás expanziójával.

A boudoni elmélet másik kiemelt vonatkozásaként Goldthorpe az iskolázottsági esélyek magyarázatában – egy bővülő oktatási rendszer feltételei között – a másodlagos hatások szerepét hangsúlyozza. A „társadalmi távolság” a goldthorpe-i értelemben nem jelent mást, mint eltérő lehetőségeket és korlátokat egy adott iskolai szint elérésében: eszerint a különböző társadalmi helyzetű családokban más és más költség-haszon modellek érvényesülnek, amikor az iskola megválasztásáról döntenek. A liberális elmélettel szemben, amely azon a meggyőződésen alapul, hogy a tanítatás költségei – a gazdasági növekedés és a növekvő átlagkereset miatt – egyre csökkenő befolyással vannak az iskolai döntésekben, Goldthorpe úgy véli, hogy a családi jövedelem továbbra is erőteljesen befolyásolja azt, hogy az oktatással kapcsolatos lehetséges alternatívák közül melyet választanak. Ennek okát a különböző társadalmi rétegek jövedelmének eltérő fluktuációjában, az életkor szerinti kereseti görbe különbözőségében valamint a oktatási támogatások nem méltányos elosztásában látja.

A racionális döntés „haszon” oldalán az elérni kívánt célok (jobb munkahely, jobb osztálypozíció) sikerének becslése áll, amely a maga során szintén nem független az osztályhelyzettől. Az előnyösebb társadalmi helyzetű családokra ugyanis nagyobb nyomás nehezedik abban a tekintetben, hogy társadalmi pozíciójuk megtartása érdekében ún. „deffenzív kiadásokként” nagyobb befektetéseket eszközöljenek gyerekeik iskoláztatásában (Goldthorpe 1996. 494.).

Goldthorpe következtetése tehát az, hogy a fennmaradó iskolázottsági esélyegyenlőtlenségeket nem az osztálykultúra vagy a kulturális tőke terminusaiban lehet megragadni, hanem a Boudon által javasolt racionális cselekvési modell alapján. Az elmélet kritikusai úgy vélik azonban, hogy nem feltétlenül van ellentmondás a racionális döntésmélet és az osztályspecifikus társadalmi normák felismerése között (Scott 1996). Az a tény ugyanis, hogy az emberek olyan értékeket és normákat követnek, amelyekhez emocionálisan kötődnek, nem feltétlenül jelenti azt, hogy ezek alapján irracionálisan fognak cselekedni. Az iskolaválasztás, valamint az iskolai karrier alakulásának vizsgálatok tehát az osztályspecifikus kulturális normatív hatásokat és a költség-haszon modell által meghatározott döntésméleti megfontolásokat egyaránt figyelembe kell venni.

Az iskolai mobilitással kapcsolatos további elméletek az iskolázottsági egyenlőtlenségek időbeni (különböző életkori kohorszok közötti) változásának magyarázatára koncentrálnak.

Ezek közül az egyik legmarkánsabb hipotézis szerint, amennyiben az iskolalátogatási arányok az idők folyamán növekednek, az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek szükségképpen csökkenni fognak. Emögött az a megfontolás áll, hogy az alacsonyabb társadalmi-gazdasági státusú rétegek körében relatíve nagyobb arányban növekedhetnek az iskolalátogatási arányok, míg a felsőbb rétegek mutatói már eleve jobbakként és gyorsabban elérhetik a felső határt (plafonálódnak).

Az iskolai esélyek alakulása tehát elsősorban a különböző rétegek kiinduló helyzetétől és a különböző iskolai szintek telítettségétől függ. Husley és munkatársai szerint (Bloosfeld-Shavit 1993) az oktatás kiterjedésének korai szakaszában (amikor az egyes iskolai szintek telítettségi foka még alacsony és nagyok az iskolázottsági egyenlőtlenségek), az alacsonyabb társadalmi rétegek körében ugyan relatíve erőteljesebben növekszik a magasabb iskolai képzésben részesülők száma, ez azonban a felsőbb rétegekkel szemben nem javít az iskolázottsági esélyeiken (abszolút értelemben véve ebben a szakaszban a növekedés még mindig nagyobb a magasabb társadalmi-gazdasági státusú rétegeknél). Az iskolázottsági esélyek növekedése és ezáltal az egyenlőtlenségek csökkenése az oktatás expanziójának későbbi szakaszában várható, amikor magasabb státusúak körében az adott iskolai szinten tanulók száma eléri a telítettségi fokot.

Az iskolázottsági esélyek vizsgálatában az oktatás expanziójának hatását Marének (1980) sikerül leválasztania a tanulók szelekciójának folyamatáról és ezáltal új korszakot nyit a probléma vizsgálatában. Mare megközelítésmódja a Boudonéhoz hasonló: olyan modellt dolgoz ki, amelyben az iskolai életutat a különböző iskolai szintek közötti átmenetek folyamataként értelmezi. „Ebben az értelmezési keretben a fő hangsúly a továbbtanulási döntéseken van, az iskolai hierarchia nem más, mint egy »döntési fa«, amellyel kapcsolatban azt vizsgáljuk, hogy az egyes »elágazási pontokon« a továbbtanulási döntések meghozatalában milyen szerepe van a családi háttérnek”. (Bukodi 1998. 160.). A logisztikus regresszió módszerére alapozott eljárás külön vizsgálja tehát az egyes iskolai szintekre történő átmenet valószínűségét (annak a valószínűségét, hogy a pl. a tanuló érettségi után egyetemen tanuljon) és külön a származás hatását ezekre a valószínűségekre. „A módszer lényege, hogy a társadalmi-gazdasági háttér hatását becsli az egyes iskolázottsági szintről a másikra való »fejlődés« logaritmikusan valószínűségére. Így Mare a »tisztta« esélyeket elemzi, kiszűrve az iskolázottság széleloszlásainak változását, vagyis azt, hogy a emberek iskolázottabbak lesznek a képzési időtartam növekedésének köszönhetően” (Róbert 2001a.17.).

Mare az Egyesült Államokbeli férfiak iskolázottsági esélyeivel kapcsolatban a fenti modellt alkalmazva arra a következtetésre jut, hogy a társadalmi-gazdasági háttér hatása az alacsonyabb iskolai szinteken érvényesül leginkább. Empirikus tapasztalatait azzal magyarázza, hogy az alacsonyabb státusú családból származó gyerekek iskolai életútjuk korai szakaszában kemény szelekciós szűrőn mennek át, minek következtében csak a legjobb képességű munkásosztálybeli gyerekek jutnak el magasabb iskolai szintre. Ezek a szinteken – a „differenciált lemorzsolódás” következtében – a társadalmi-gazdasági háttér egyre kevésbé korrelál a főiskola vagy egyetem elvégzéséhez szükséges szellemi és motivációs képességekkel.

Az iskolai egyenlőtlenségek magyarázatában a kulturális normatív versus anyagi tőke primátusának vitájába Mare is bekapcsolódik, úgy véli, hogy az általa vizsgált népességben a „magasabb társadalmi-gazdasági státus szociálpszichológiai előnyei a magasabb iskolai szinteken a legfontosabbak, a gazdasági előnyök viszont a főiskolai képzést megelőző évek iskolai előremenetelében bizonyulnak hasznosabbnak” (Mare 1980.303.).

Az iskolázottsági esélyek magasabb szinten történő kiegyenlítődéseként magyarázatában egy másik érveléstípus is ismeretes. Eszerint a társadalmi háttér hatása azért érvényesül erősebben az iskolai életpálya korai szakaszában, mert a fiatal tanulók sokkal kiszolgáltatottabbak a szüleik preferenciáinak és anyagi helyzetének, mint idősebb társaik, akik – különösen azokban az országokban, ahol alacsonyak az iskolázottság költségei – iskolai karrierjükön önállóbban döntenek (Müller 1990, idézi Blossfeld-Shavit 1993).

Mare és Müller idézett megállapításai az azonos kohorszokba tartozó tanulóokra vonatkoznak. Mare módszere azonban arra is lehetőséget teremt, hogy a társadalmi-gazdasági státus hatásának változását a kohorszok között is megvizsgálhassuk. A kohorszok közötti változások tekintetében a fentiek alapján két logikailag komplementer hipotézis körvonalazódott (Blossfeld-Shavit 1993).

A differenciált szelekció hipotézise szerint a társadalmi háttér hatása a korai iskolai átmenetekben kohorszról kohorszra csökken, a magasabb iskolai szinteken pedig kohorszról kohorszra növekszik. Arról van szó ugyanis, hogy amennyiben a különböző háttérű társadalmi rétegek egyre nagyobb hányada vesz részt egyre magasabb szintű képzésben, a képességek és a motivációk tekintetében egyre egyenlőbbek lesznek, minek következtében a társadalmi-gazdasági háttér szelekciós szerepe a magasabb iskolai szinteken értékelődik fel.

Az iskolai életpálya hipotézise ezzel szemben azt mondja, hogy a társadalmi származás hatása kohorszról kohorszra az egyre magasabb iskolai szintre történő átmenet során csökken. Az oktatás expanziójával ugyanis egyre több alacsonyabb társadalmi rétegből származó fiatal számára válik lehetővé az általános és a középfokú oktatásban való részvétel, ebben az iskolai szakaszban tehát a szülői befolyás szerepének csökkenése miatt a társadalmi származás hatása is egyre kisebb lesz. Az iskolai életút kései szakaszában a társadalmi hatás szerepe továbbra is kicsi lesz, hiszen az idősebb tanulók eleve függetlenebbek a családjuk preferenciáitól és anyagi helyzetétől.

Végül, az iskolai mobilitás időbeni változásának elemzésekor azokat az empirikus tapasztalatokat kell számbavennünk, amelyek a szocialista társadalmak deklaráltan „egyenlősítő” oktatáspolitikájának hatásait vizsgálják az iskolázottsági esélyek alakulásában. A szocialista átalakulás hipotézise szerint a korai szocializmus időszakában a beiskolázási arányok ugyan valóban a jól ismert kvótarendszer előírásai szerint alakultak, mihelyt azonban az így létrejött „elsőgenerációs elit” megerősítette privilegizált pozícióját, és hatalmát kiterjesztette az oktatási rendszer ellenőrzésére is, az alacsonyabb társadalmi státusú rétegekből származó fiatalok mobilitási esélyei drasztikusan csökkentek, miközben a felsőbb rétegek körében megerősödött az iskolai státus reprodukciója.

A fentiek összegzőképpen Bloosfeld és Shavitt (1993) alapján az iskolázottsági esélyek rétegspecifikus jellegével, valamint ennek időbeni változásával kapcsolatosan az alábbi hipotézisek körvonalazódnak:

- ◆ a modernizációs hipotézis: a társadalmi származás hatása mind az egyes iskolai átmenetekben, mind pedig longitudinálisan (az egyes kohorszok között) csökken;
- ◆ a reprodukciós hipotézis különböző magyarázatainak (kulturális normatív hatások hipotézise, az új osztályelméletek, a racionális döntésméleti modell) közös eleme az, hogy az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek időben fennmaradnak, és a származás hatása az iskolai életszakasz korai szakaszában érvényesül leginkább;
- ◆ a maximálisan fenntartott egyenlőtlenség hipotézise szerint a társadalmi származás hatása csak azoknak az iskolai átmeneteknek az esetében csökken, ahol a privilegizált osztályok iskolalátogatása elérte a telítettség fokot;
- ◆ a differenciált szelekció hipotézise: a társadalmi háttér erőteljes hatása a korai iskolai átmenetekben kohorszról kohorszra csökken, a magasabb iskolai szinteken pedig kohorszról kohorszra növekszik;
- ◆ életpálya-hipotézis: az oktatás bővülésével a származás hatása kohorszról kohorszra az egyre magasabb iskolai szintre történő átmenet során csökken.

A feladatunk az, hogy a romániai magyar oktatási rendszer sajátosságainak, valamint a rendelkezésünkre álló empirikus adatok figyelembevételével a fenti hipotézisek mentén az erdélyi magyar fiatalok rétegspecifikus iskolázottsági esélyeire vonatkozóan érvényes megállapításokat fogalmazzunk meg.

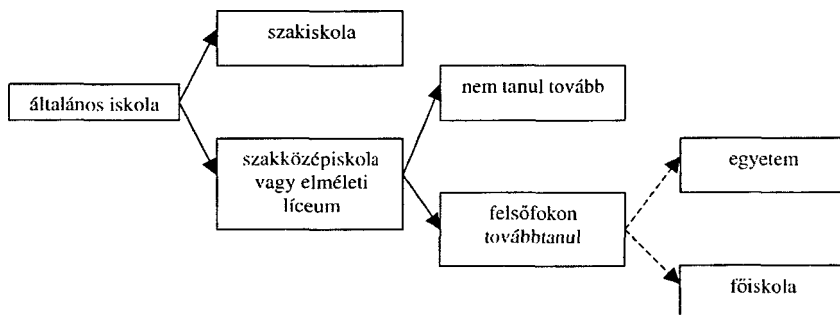
A vizsgált adatok és módszerek

Elemzésünkben a Mozaik 2001 vizsgálat belső-erdélyi és pariumi, valamint a székelyföldi adatainak összevont adatbázisát használjuk.⁷ Mindkét felvételt az egyes régiók 15 és 29 év közötti fiataljainak nem és kor szerint reprezentatív mintáján készült és összesen 1946 esetet tartalmaz.⁸

Tekintettel arra, hogy a vizsgált népesség 39 százaléka még nem fejezte be iskolai tanulmányait, a mobilitásvizsgálatokban elterjedt legmagasabb befejezett iskolai végzettség helyett függő változóként a legmagasabb megkezdett iskolai szint mutatóját vontuk be az elemzésbe. A korábban már idézett Mare (1980) módszertani megfontolásait követve az iskolai életutat így egymást követő döntések sorozataként értelmezzük és azt vizsgáljuk, hogy az egyes továbbtanulási alternatívák⁹ közötti választást hogyan befolyásolja a szülők iskolai végzettsége. (A modell magyarországi alkalmazásáról bővebben lásd: Szélényi–Aschafennburg 1993, Bukodi 1998, Róbert 2001a.)

Az elemzésbe bevont iskolai hierarchia tehát nem más, mint a 4. ábrában megjelenített „döntési fa”. Ebben a szerkezetben az adott iskolai szintről való továbbtanulási döntések vizsgálatát nem a teljes népességhez, hanem az eggyel alacsonyabb iskolai szinten teljesítő fiatalok csoportjához viszonyítva elemezzük. Például a felsőfokú intézményekben továbbtanulók esetében az érettségi diplomával rendelkezők csoportja jelenti a viszonyítási alapot, mert a főiskolai vagy egyetemi továbbtanulásra vonatkozóan ők vannak döntési helyzetben.

4. ábra A „döntési fa”



A „döntési fának” megfelelően az iskolai hierarchia hat szintjét különítettük el, ezek a következők:

- ◆ I1. Középszintű (elméleti líceum, szakközépiskola, szakiskola) továbbtanulás az általános iskolát sikerrel befejezettek körében
- ◆ I2. Érettségit nyújtó középszintű továbbtanulás az általános iskolát sikerrel befejezettek körében
- ◆ I2a. Középszintű továbbtanulás a középszinten továbbtanulókhöz viszonyítva (érettségit adó középiskola versus szakiskola)
- ◆ I3. Felsőfokú továbbtanulás az érettségizettekhez viszonyítva

⁷ Amellett, hogy vizsgálatunkban a teljes erdélyi fiatal népesség iskolázottsági mobilitása érdekelt, a két erdélyi almintára összevonására főként a régiók közötti oktatási célú migráció mértékének ellenőrizhetetlensége miatt került sor. Ez a magyarázata annak is, hogy az adatokat az említett területi bontásban nem elemezzük.

⁸ Az erdélyi magyar fiatalok számának területi megoszlásával arányosan Belső-Erdélyben és a Partiumban 1196, Székelyföldön 750 személyt kérdeztek meg.

⁹ A továbbtanulási alternatívák körébe természetesen az iskolai tanulmányok befejezése is beletartozik.

- ◆ 14. Egyetemi továbbtanulás az érettségizettekhez viszonyítva
- ◆ 14a. Egyetemi továbbtanulás a felsőfokon továbbtanulókhoz viszonyítva (egyetem vs. főiskola, mekkora az egyetemisták aránya a felsőfokúak körében)

A fenti iskolai szintek esetében 0-val jelöltük azokat, akik az adott szintet nem érték el, 1-el azokat, akik elérték. Ahogyan haladunk a magasabb szintek felé, annál kevesebb esetszámmal van dolgunk, a csak általános iskolát végzettek csoportja például már nem szerepel azok között, akik a felsőfokú továbbtanulásról döntenek, hiszen a főiskolára vagy egyetemre való felvételhez érettségi diploma szükséges.

A független változóként bevont szülők iskolai végzettségét az alábbi ötfokú skálán mérjük:

- ◆ 1. elemi vagy általános iskolai végzettség
- ◆ 2. szakiskola (szakmunkásképző)
- ◆ 3. szakközépiskola vagy elméleti liceum
- ◆ 4. technikum vagy főiskola
- ◆ 5. egyetem vagy posztgraduális képzés

Amint azt az egyes elméletek bemutatásának szerkezetével is jeleztük, az iskolázottsági esélyegyenlőtlenségek alakulásának két aspektusa érdekel: egyrészt arra keresünk választ, hogy az egyes iskolai életutakon belül, a különböző iskolai szinteken felfelé haladva változik-e a szülők társadalmi származásának hatása a továbbtanulásról való döntésekben, másrészt ennek időbeli változását is megvizsgáljuk: arra is kíváncsiak vagyunk, hogy kohorszról kohorszra ezek a hatások hogyan változnak.

A vizsgálatban három korcsoportot különítettünk el, a 15–19, a 20–24 és a 25–29 évesek alcsoportját.¹⁰ Lévéen, hogy a 15–19 illetve a 20–29 éves korosztályok iskolai választásának lehetőségei eltérnek egymástól (a 15–19 évesek döntő többsége számára a legmagasabb iskolai szint az érettségit nyújtó liceum vagy szakközépiskola lehet¹¹, a 20–29 éveseké pedig az egyetem¹²) a szülői háttér hatásának longitudinális változását a teljes mintabeli népesség bevonásával csak az alacsonyabb iskolai döntésekre vonatkozóan végezhetjük el. Az érettségi utáni továbbtanulási döntések összehasonlítását így a két utolsó korcsoportra redukáljuk.

Az elemzésben az iskolai szint korcsoportok szerinti megoszlásainak bemutatását követően a továbbtanulók arányát vizsgáljuk az előző végzettségi szinthez viszonyítva (1). Ezután a legmagasabb iskolai szint származás szerinti meghatározottságának vizsgálatára a lineáris regresszió módszerét használjuk (2). Végül az egyes továbbtanulási alternatívák szerinti esélyegyenlőtlenségeket egyrészt az esélyhányadosok, másrészt a logisztikus regresszió módszerével elemezzük (3). Ebben a fázisban arra vagyunk kíváncsiak, hogy a szülők iskolai végzettsége befolyással van-e az egyes szinteken történő iskolaválasztási döntésekre.

¹⁰ Az adatok értelmezését nagyban megkönnyíti, ha vázoljuk, hogy a különböző kohorszok a hivatalos beiskolázási normák szerint melyik évben érnek el/fejeznek be egy adott iskolai szintet. Az alábbi táblázat ezt szemlélteti:

Iskolai szint	15–19	20–24	25–29	20–29
Befejezett általános iskola	1996–2000	1991–1995	1986–1990	1986–1995
Érettségi	2000–2004	1995–1999	1990–1994	1990–1999
Befejezett egyetem	2004–2008	1999–2003	1994–1998	1994–2003

¹¹ A 15–19 évesek között 41 olyan esetet találtunk (7,1 százalék - lásd 5. táblázat), akik már elkezdtek felsőfokú tanulmányaikat. Ezen fiatalok esetében az iskolai szintet az érettségit nyújtó középiskola szintjén maximalizáltuk lévén, hogy a 15–17 évesek számára a felsőfokú intézményben való továbbtanulás nem valós döntési alternatíva.

¹² Számolnunk kell azal is, hogy a fiatalok az érettségit követően hosszabb-rövidebb szünet után is dönthetnek a továbbtanulásról vagy nyernek felvételt felsőfokú intézménybe. Ebben az értelemben a 25–29 éves korcsoportnak több gondolkodási ideje/próbálkozási lehetősége van. A kohorszok közötti felsőfokú iskolázottsági esélyek összehasonlításánál erre külön felhívjuk a figyelmet.

Továbbtanulási arányok az egyes iskolázottsági szinteken

A fiatalok jelenlegi iskolai szintjének korcsoport szerinti megoszlásaiban jól tetten érhető a rendszerváltás után folyamatosan átalakuló romániai oktatási szerkezet néhány alapvető sajátossága, amelyeket a tanulmány első fejezetében már vázoltunk. A képzési szinteken felfele haladva ezek közül elsőként az általános iskolából kimaradók arányának enyhe növekedése említhető meg. Míg a 25–29 évesek körében – akik még a rendszerváltás előtt jártak általános iskolába – csak 0,7 százalékot tesz ki azoknak az aránya, akik még ezt a szintet sem fejezték be, a legfiatalabbaknál ennek több, mint háromszorosát regisztráltuk. (Az alacsony esetszámok miatt a különbség azonban nem szignifikáns, kijelentésünk tehát hipotézisértékű marad). Amint az ipari és a műszaki képzés státuszvesztése, valamint anyanyelvi szakoktatással kapcsolatos huzavonának alapján várható is volt, kohorszokként fokozatosan csökkent a szakiskolai képzésben résztvevők/szakiskolát végzettek relatív aránya, miközben enyhén növekedett az érettségi oklevelet adó elméleti liceumokban, szakközépiskolákban résztvevők¹³. Végül – a bővülő felsőoktatás eredményeként – az egyetemi képzésben résztvevők egyre nagyobb arányáról kell számot adnunk: a 20–24 évesek körében csaknem 10 százalékkal több fiatal látogatta/látogatja valamely egyetemi intézmény előadásait, mint a 25–29 éveseknél.

5. táblázat. A jelenlegi iskolai szint, korcsoportok szerint, százalékban

	15–19 ¹⁴	20–24	25–29	összesen
általános iskolai tanuló	1,5	0,0	0,1	0,5
általános iskolát befejezte	6,8	9,6	9,1	8,6
általános iskolát nem fejezte be	2,2	1,6	0,7	1,5
általános iskolai szint összesen	10,5	11,2	9,9	10,6
szakiskolai tanuló	5,1	0,1	0,0	1,5
szakiskolát befejezte	7,9	15,2	16,9	13,7
szakiskolát nem fejezte be	0,4	0,7	1,3	0,8
szakiskolai szint összesen	13,4	16	18,2	16
szakközépiskolai tanuló	11,5	0,1	0,1	3,4
szakközépiskolát befejezte	4,9	9,9	12,1	9,3
szakközépiskolát nem fejezte be	0,4	0,7	1,0	0,7
liceumi tanuló	40,2	1,0	0,1	11,9
liceumot befejezte	5,9	15,6	22,1	15,1
liceumot nem fejezte be	0,5	1,0	1,9	1,2
liceumi szint összesen	63,4	28,3	37,3	41,6
technikumban tanul	2,0	3,4	0,9	2,1
technikumot befejezte	0,2	5,7	8,7	5,2
technikumot nem fejezte be	0,2	0,3	0,0	0,2
foiskolán tanul	2,7	3,9	0,7	2,5
foiskolát befejezte	0,2	1,6	2,8	1,6
foiskolát nem fejezte be	0,0	0,0	0,4	0,2
egyetemen/PhD-n tanul	7,1	23,7	6,0	12,8
egyetemet/PhD-t befejezte	0,4	4,2	13,6	6,4
egyetemet/PhD-t nem fejezte be sen	6,4	1,6	1,0	0,9
felsőfokú szint összesen	12,8	44,4	34,1	31,9
liceumi és felsőfokú szint összesen	76,2	72,7	71,4	73,5
Összesen	100,0	100,0	100,0	100,0

Forrás: Mozaik 2001

¹³ Nyomatékosan fel kell hívni a figyelmet, hogy a táblázatba foglalt adatok az egyes kohorszokon belül

Az említett tendenciákat explicitebbé teszi, ha az egyes iskolai szinteket elérők relatív arányának kohorszonzkenti összehasonlítását elvégezzük. A 6. táblázatban az adott iskolai szintet elért fiatalokat az egyvel alacsonyabb szintet befejezettek csoportjához viszonyítjuk, ezúttal nemcsak kor, hanem nemek szerinti bontásban is.

A középiskolai továbbtanulást illetően (I1), míg a nők körében az arányszámok a legfiatalabb kohorsz felé haladva fokozatosan nőnek, a férfiak esetében nem mutatható ki ilyen egyértelmű változás, amely a hajdani nem specifikus különbségek megszűnését jelzi ezen az iskolai szinten¹⁵ A középfokú továbbtanulásról lemondó, ma 20–24 éves férfiak átlagnál magasabb arányára nincs egyértelmű magyarázat, az azonban nem hagyható figyelmen kívül, hogy ezt a korosztályt éppen az általános iskola befejezése után érte az 1989-es fordulat és az azt követő oktatásszervezési bizonytalanság (amely végül 8 osztályban maximalizálta a kötelező oktatás időtartamát a korábbi tizzel szemben), minek következtében többen lemondtak a szakképesítés vagy az érettségi diploma megszerzéséről¹⁶.

A középiskolában továbbtanulók döntő többsége érettségét adó középiskolát látogat/látogatott, természetesen tehát, hogy a szakközépiskolákban, elméleti liceumokban való továbbtanulás (I2) a fenti trendet követi, azzal a különbséggel, hogy ezúttal igen markáns nemek szerinti eltérések mutathatóak ki mindegyik életkori kohorszban. A általános iskolát befejezett lányok szakközépiskolában vagy elméleti líceumban való továbbtanulását a fiúkénál magasabb arányok jellemezték még a legidősebb kohorszban is, ez a távolság a 20–24 évesek körében tovább növekedett (a rendszerváltást közvetlen követően a lányoknál nőtt, a fiúknál csökkent az említett középiskolákban továbbtanulók aránya), végül a legfiatalabaknál egy közel 11 százalékos aránykülönbségnél állapodott meg.

A táblázat harmadik sora az érettségét adó középiskolákban továbbtanulók arányát mutatja a középfokon továbbtanulókon belül (I2a). Az adatok egyrészt az érettségi oklevél rendszerváltás utáni nyelhe felértékelődésére hívják fel a figyelmet: a szakközépiskolában vagy elméleti liceumban továbbtanulók aránya a két szélső kohorsz között 5 százalékpontot emelkedett. Ennek alapján a 15–19 éves középiskolás fiúk közül már csak minden ötödik, a lányok közül csupán minden tizedik jár/járt szakiskolába. Mivel az emelkedés a fiúk és a lányok körében hasonló ütemben zajlott és azonos mértékű volt, a képzési preferenciák nemek szerinti (szignifikáns) különbségei időben változatlanok maradtak.

Amint már többször említettük, a rendszerváltást követő bővülő felsőoktatás miatt az érettségizettek egyre nagyobb hányada tanul tovább különböző felsőfokú intézményekben. Ezt a két idősebb kohorszra vonatkozó relatív arányszámok különbségei is szemléletesen mutatják: a 20–24 éves érettségizett férfiak körében csaknem 17 százalékkal nagyobb a felsőfokon továbbtanulók aránya, mint a 25–29 éveseknél¹⁷. A nőknél az eltérés számottevően kisebb (10%), ami a nem specifikus esélykü-

arányokat jelölik, a liceumi tanulók relatív arányának nyelhe növekedése nincs ellentmondásban tehát azzal, hogy egyre kevesebb a liceumi tanulók száma (ld. 2. táblázat). Az összehasonlításakor egyetlen csoportot képeztek a liceumot (vagy annál magasabb iskolát) végzettek és a liceumi tanulók egyaránt. Így lett a minimum liceumi iskolai szinten résztvevők aránya rendre 76,2% (15–19 évesek), 72,7% (20–24 évesek) és 71,4% (25–29 évesek).

¹⁵ Ismételjük a 15–19 évesek döntő hányada még nem kezdhetette el a felsőfokú tanulmányait, emiatt a középiskolai valamint a felsőfokú tanulmányokra vonatkozó adatsorokat esetükben csak együtt van értelme kommentálni (ld. előző lánb.)

¹⁶ A megfelelő szignifikancia-próbákat elvégezve a teljes vizsgált népességre vonatkozóan azt mondhatjuk, hogy nincs szignifikáns különbség a fiúk és lányok között a középiskolai továbbtanulást illetően, ám ez a kohorszonzkenti eltérésekkel magyarázható: a 20–24 éveseknél a nők, a 25–29 éveseknél a férfiak tanultak tovább magasabb arányban.

¹⁷ Ez különösen a falkonokra volt jellemző, ahol a kötelező tíz osztály megszűntével a megfelelő helyi intézmények is beszüntették a 9–10. osztályos oktatást és a továbbtanulásért általában újra ingázni kellett. Mindemellett a magánföldtulajdon visszaszerzése miatt látszólag megnövekedett a tradicionális (fiatal fiúkat segédként alkalmazó) munkaerőpiac felszívóképessége is, ami a továbbtanulás helyett több esetben inkább a munka irányába terelte az általános iskolát befejezett fiatalokat.

¹⁸ Mivel az 1995–1999 közötti négy tanévben érettségizettek továbbtanulásával kapcsolatos statisztikáknak a birtokában vagyunk (lásd 4. táblázat), a 20–24 évesek pedig éppen ebben az időszakban érettségiztek, módunkban

lönbségnek növekedésére utal a felsőoktatásba való belépéskor.

A táblázat két utolsó sorát vizsgálva (I4, I4a) kiderül, hogy a felsőoktatás bővülése tulajdonképpen az egyetemi képzés bővülését jelentette az elmúlt 13 évben¹⁸. Míg a technikumon, főiskolán résztvevők aránya nem változott (az érettségizettek közül minden ötödik tanult tovább ezekben az intézményekben, mindkét korcsoportban), az egyetemre felvételt nyert fiúk aránya egyharmadról közel 50 százalékra, a lányok esetében egynegyedről egyharmadra növekedett. Ennek alapján a továbbtanulási esélyek nemek szerinti egyenlőtlenségeire vonatkozó állításunkat is pontosítanunk kell: a nők egyértelmű esélyhátránya az egyetemi továbbtanulásban érvényesül.

6. táblázat. Az egyes iskolai szinteket elérők relatív aránya az előző iskolai szinthez viszonyítva, százalékban

Iskolai szint	15-19		20-24		25-29		Teljes minta	
	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők	Férfiak	Nők
I1	92,1	93,8	87,3	93,1	92,9	88,9	90,7	91,7
I2	73,5	84,2	66,4	81,2	69,2	75,4	69,7	80,0
I2a	79,8	90,2	76,0	87,3	74,5	85,1	76,6	87,3
I3	n.sz.	n.sz.	68,9	54,8	52,0	44,4	n.sz.	n.sz.
I4	n.sz.	n.sz.	47,6	34,5	33,9	24,1	n.sz.	n.sz.
I1.	n.sz.	n.sz.	69,0	63,4	65,5	54,4	n.sz.	n.sz.

n.sz. – nem számítható

11. Középszintű (elméleti liceum, szakközépiskola, szakiskola) továbbtanulás az általános iskolát sikerrel befejezettek körében

12. Érettségit nyújtó középszintű továbbtanulás az általános iskolát sikerrel befejezettek körében

12a. Középszintű továbbtanulás a középszinten továbbtanulókhöz viszonyítva (érettségit adó középiskola versus szakiskola)

13. Felsőfokú továbbtanulás az érettségizettekhez viszonyítva

14. Egyetemi továbbtanulás az érettségizettekhez viszonyítva

14a. Egyetemi továbbtanulás a felsőfokon továbbtanulókhöz viszonyítva (egyetem vs. főiskola, mekkora az egyetemisták aránya a felsőfokúak körében)

Az elért legmagasabb iskolai szint származás szerinti meghatározottsága

Ebben az alfejezetben arra keressük a választ, hogy az erdélyi magyar fiatalok legmagasabb szintű iskolai továbbtanulására milyen mértékben hat a szülők iskolai végzettsége. A vizsgálatot lineáris regresszió elemzéssel végezzük, ahol függő változóként a fiatalok által elért legmagasabb iskolai szintet, független változóként pedig a szülők – az említett ötfokú skálán mért – iskolai végzettség-mutatóját vontuk be az elemzésbe. A kapott eredményeket a 7. és 8. táblázatok szemléltetik, nemek szerinti bontásban.

áll ellenőrizni adataink megbízhatóságát. A statisztikák azt mutatják, hogy az említett periódusban az érettségizett fiatalok 57 százaléka tanult tovább, a felmérés adatai szerint pedig 62 százalék. A különbség oka nagy valószínűséggel az, hogy a 20-24 évesek egy része nem az érettségi évében nyert felvételt valamely felsőoktatási intézménybe, emiatt az éves statisztikákban úgy jelent meg, mint aki nem tanult tovább.

¹⁸ A felsőoktatásban tanulók számának növekedéséről lásd a 3. táblázatot

7. táblázat A férfiak legmagasabb iskolai szintjének társadalmi meghatározottsága, kohorszok szerint (standardizálatlan lineáris regressziós együtthatók, zárójelben a standard hibákkal)

Magyarázó változók	Kohorszok		
	15-19	20-24	25-29
Konstans	1,747	1,337	1,655
Apa iskolája	0,280*** (0,059)	0,329*** (0,074)	0,296*** (0,062)
Anya iskolája	0,138* (0,059)	0,459*** (0,078)	0,375*** (0,064)
R négyzet (%)	23,7	40,3	40,4

*** szignifikáns 0,001 szinten

* szignifikáns 0,05 szinten

Forrás: Mozaik 2001

8. táblázat. A nők legmagasabb iskolai szintjének társadalmi meghatározottsága, kohorszok szerint (standardizálatlan lineáris regressziós együtthatók, zárójelben a standard hibákkal)

Magyarázó változók	Kohorszok		
	15-19	20-24	25-29
Konstans	2,369	1,963	2,031
Apa iskolája	0,111 (0,059)	0,396*** (0,069)	0,381*** (0,080)
Anya iskolája	0,143* (0,059)	0,234*** (0,070)	0,158 (0,084)
R négyzet (%)	9,5	29,2	25

*** szignifikáns 0,001 szinten

* szignifikáns 0,05 szinten

Forrás: Mozaik 2001

A táblázatokban közölt mutatók alapján az alábbi megállapításokat fogalmazhatjuk meg:

- ◆ Nemek szerint eltérő R-négyzet értékekkel van dolgunk, a regressziós modellek a férfiak esetében (kohorsztól függetlenül) nagyobb hányadot magyaráznak a függő változó varianciájából. Ez azt jelenti, hogy a szülők iskolai végzettsége erőteljesebb meghatározója a férfiak továbbtanulásának, mint a nőkének.
- ◆ A két idősebb kohorszra¹⁹ alkotott modellek magyarázóerejüket tekintve a fiúk esetében egyáltalán nem, a nők esetében pedig alig különböznek. Ez azt jelenti, hogy a legmagasabb iskolai szint elérésének képzési háttér szerinti meghatározottsága időben nem változott.
- ◆ A standardizálatlan együtthatók nemek szerinti különbségei – szintén a két idősebb kohorszra vo-

¹⁹ Ismételen fel kell hívunk a figyelmet, hogy a 15-19 évesek körében a legmagasabb elérhető iskolai szintet az érettségis adó középiskolában maximáltuk, miközben az idősebbek főiskolai vagy egyetemi tanulmányokat is végezhetnek/végeztek. A modellek magyarázóerejét, valamint a regressziós együtthatókat emiatt csak a két idősebb kohorsz esetében van értelme összehasonlítani.

natkozóan – érdekes összefüggésre hívják fel a figyelmet: mind a férfiak, mind a nők esetében az ellenkező nemű szülő iskolai végzettsége gyakorol nagyobb hatást a gyerekek továbbtanulásával kapcsolatos döntésekre²⁰.

- ◆ Ezzel szemben az együtthatók kohorszonskénti eltérései minden esetben messze a standard hibán belülre esnek, emiatt a független változók parciális hatásának változatlan longitudinális trendjéről adhatunk számot: az említett két korcsoportban az apa, illetve az anya iskolai végzettségének gyereke továbbtanulására gyakorolt hatása időben nem változott. Egyetlen kivételt e tekintetben a nőknél regisztráltunk, ahol a fiatalabb kohorszokban az anya iskolai végzettsége – az idősebb kohorszokkal szemben – már szignifikáns részt magyaráz a függő változó varianciájából.

Ahhoz, hogy a független változók hatásának longitudinális elemzésébe minden kohorszt bevonhassunk, egy újabb regressziós modellt alkottunk, amelyben a függő változó legmagasabb kategóriája a mindenki számára elérhető iskolai szint, az érettségit adó középiskola lett. Amint várható volt, a kohorszok szerinti modellek – természetesen a fiatalabb korcsoport kivételével – vesztettek magyarázóerejükből (9., 10. táblázat). Ugyanakkor a szülők iskolai végzettségének longitudinális hatása egyértelműbb trendeket követ: az érettségi végzettségben maximalizált iskolai szinttel kapcsolatos döntések képzettségi háttér szerinti meghatározottsága – különösen a nők esetében – számottevően kisebb a 15-19 évesek esetén, mint az idősebb kohorszokban. A jelenség kétségteljesen összefüggésben van azzal, hogy kohorszonsként egyre kevesebb a megfelelő középiskolás-korú népesség és hogy ennek egyre nagyobb hányadát a rendszerváltás után teret nyert, érettségi oklevelet nyújtó elméleti liceumok „iskolázzák be” (ahol – amint láthattuk – a lányok felülreprezentáltak). Ezzel magyarázható az, hogy a képzetlenebb származási háttérrel rendelkező nőknek megnövekedett az esélye a magasabb státusú középiskolákban való továbbtanulásra. Arra vonatkozóan, hogy az apa, illetve az anya iskolai végzettségének hatása hogyan változik, a férfiakra vonatkozóan az adatok alapján továbbra sem adható egyértelmű válasz, a nők esetében viszont úgy tűnik, hogy az anya iskolai végzettsége egyre erőteljesebb meghatározója a gyerek egyetlen előtti iskolaválasztásának.

9. táblázat A férfiak (érettségiben maximalizált) legmagasabb iskolai szintjének társadalmi meghatározottsága, kohorszok szerint (standardizálatlan lineáris regressziós együtthatók, zárójelben a standard hibákkal)

Magyarázó változók	Kohorszok		
	15-19	20-24	25-29
Konstans	1,807	1,583	1,874
Apa iskolája	0,213*** (0,049)	0,221*** (0,058)	0,185*** (0,048)
Anya iskolája	0,159*** (0,048)	0,344*** (0,062)	0,294*** (0,050)
R négyzet (%)	26,3	35,8	36,1

*** szignifikáns 0,001 szinten

* szignifikáns 0,05 szinten

Forrás: Mozaik 2001

²⁰ A standardizálatlan regressziós együtthatók összehasonlításánál – a két függő változó (apa és anya iskolai végzettsége) között fennálló igen nagy multikollinearitás miatt – fokozottan figyelniünk kellett a standardhiba-értékekre. Megállapításaink érvényességét minden esetben ellenőriztük olyan körülmények között is, amikor a multikollinearitást művi-
leg kiküszöböltük (a két független változót rendre a reziduálisokkal helyettesítettük és az így alkotott regressziós modellek együtthatóit összehasonlítottuk).

10. táblázat A nők (érettségiben maximalizált) legmagasabb iskolai szintjének társadalmi meghatározottsága, kohorszok szerint (standardizálatlan lineáris regressziós együtthatók, zárójelben a standard hibákkal)

Magyarázó változók	Kohorszok		
	15-19	20-24	25-29
Konstans	2,402	2,15	2,102
Apa iskolája	0,091	0,265***	0,294***
	(0,047)	(0,053)	(0,064)
Anya iskolája	0,166*	0,172***	0,123
	(0,047)	(0,054)	(0,067)
R négyzet (%)	9,6	25,4	23,9

*** szignifikáns 0,001 szinten

* szignifikáns 0,05 szinten

Forrás: Mozaik 2001

Esélyegyenlőségek az egyes iskolázottsági szintek elérésében²¹

Ebben a részben először azt vizsgáljuk, hogy a szülők iskolai végzettsége milyen mértékben hat gyerekeik továbbtanulására, mekkorák az esélyegyenlőségek a különböző származási háttérű fiatalok között az egyes iskolai szintek elérésében. A kérdés strukturalista nézőpontú átfogalmazása így hangzana: az oktatási rendszernek melyik szinten a legnagyobb az átérésztöképessége és hol a legerősebb a származás szerinti szelekció?

Az esélyegyenlőség mértékét először az ún. esélyhányadosokkal²² mértük, ami azt mutatja meg, hogy két különböző származási csoporthoz tartozó fiatalokat összehasonlítva, melyikben nagyobb és mennyivel az adott szintű továbbtanulás esélye (Bukodi 1998: 162). A vizsgálatban az apa iskolai végzettsége mentén két származási csoportot különítettünk el: az elsőkben azok a fiatalok vannak, akiknek apja legfennebb szakiskolát végzett, a másodikba a legalább érettségi diplomával rendelkező apák gyerekei kerültek.²³ Az így értelmezett származás hatását a már jól ismert döntési fa minden elágazásánál megvizsgáltuk. Mivel a fiatalok teljes iskolai életútját vizsgáltuk, elemzésünkbe csak a 20-29 éveseket vontuk be.²⁴

A 11. táblázatban rögzített adatok egyértelműen azt mutatják, hogy a származás szerinti szelekció az alacsonyabb iskolai szinteken, a középiskolába való belépéskor érvényesül a leginkább: a magasabb státusú apák gyerekeinek több mint 6-szor nagyobb az esélye a középiskolában való továbbtanulásra, mint azoknak, akiknek apja nem rendelkezik érettségi diplomával. Az adatokból továbbá az is látszik, hogy az esélyhátrányok ezen a szinten a nőknél fokozottabban érvényesülnek. Amennyiben azonban az általános vs. érettségi (I2), illetve szakiskola vs. érettségi (I2a) sorokat alaposabban megvizsgáljuk, rögtön kiderül, hogy az esélyhátrány nem specifikus jellege annak tulajdonítható,

²¹ A továbbiakban a mondandónk csak a 20-29 éves fiatalokra vonatkozik.

²² Az esélyhányados értelmezéséhez lásd pl. Székelyi - Barna 2002. 379-380., Rudas 1993.

²³ A mobilitásvizsgálatokban megszokottól eltérően az apáknál ezúttal nem a legmagasabb és a legalacsonyabb (általános vs. egyetemi) végzettségi csoportokat különítettük el. Az igen alacsony cellánkénti esetszámok miatt célszerűbbnek látszott mintánkat az érettségi mentén kettéválasztani.

²⁴ Az alsóbb iskolai szinteken bevonhattuk volna ugyan a 15-19 éves fiatalokat is, ez azonban azt jelentette volna, hogy nem ugyanazzal a népességgel dolgozunk az alacsonyabb és a magasabb szinteken. Ez az iskolai életúton belüli - különböző iskolai szintekhez tartozó - esélyhányadosok összehasonlítását tette volna nehezebbé.

hogy a lányok közül lényegesen kevesebben járnak szakiskolába. A képzetlenebb származási háttérrel rendelkező lányoknak tehát az általános iskola befejezése után azért nehezebb továbbtanulni, mert rögtön egy magasabb szintű végzettségre – érettségi diplomára – „pályáznak”.

Ezzel szemben a fiúk nagyobb hányada számára jelent a szakiskola alternatívát az érvényesüléshez, és ide több alacsonyabb végzettségű szülő gyereke „befér”. A képzetlenebb társadalmi háttérű fiúk egy része számára emiatt az igazi vizválasztót a szakiskola vs. érettségi jelenti: ezért magasabb a fiúknál az esélykülönbség akkor, amikor a szakiskola helyett az érettségit adó középiskolában való továbbtanulás mellett döntenek.

11. táblázat Iskolázottsági esélyhányadosok a 20–29 éves erdélyi magyar fiatalok körében (a legfeljebb szakiskolát végzett apák gyerekeinek továbbtanulási esélyei a legalább érettségi diplomával rendelkező apák gyerekeihez viszonyítva) – nemek szerint

Iskolai szint		nők	férfiak	összesen 20–29
11	középfok vs. általános	9,3	5,5	6,1
12	érettségi vs. általános	8,2	8	7,4
12a	érettségi vs. szakiskola	6,7	8	7
13	felsőfok vs. érettségi	3,8	4,6	4,2
14	egyetem vs. érettségi	3,3	4,2	3,9
14a	egyetem vs. főiskola	1,6	2	1,8

Forrás: Mozaik 2001

A felsőfokú továbbtanulásnál a képzettségi háttér szerinti szelekció, kisebb intenzitással ugyan, de továbbra is érvényesül: az alacsonyabb végzettségű apák érettségizett gyerekeinek több mint négyszer kisebb az esélye egy felsőfokú intézményben való továbbtanulásra mint, azoknak a fiataloknak, akiknek apjuk maga is érettségi vagy annál értékesebb diplomával rendelkezik. A nemek szerinti különbségek itt is számottevőek, az alacsonyabb származási kategóriába tartozó lányok nagyobb relatív eséllyel nyernek felvételt egy felsőoktatási intézménybe, mint a hasonló helyzetű fiú társaik. Előnyük különösképpen az egyetemi oktatásba való felvételtkor érvényesül (az ennek megfelelő esélyhányados értéke 3,3, szemben a fiúk körében regisztrált 4,6-tal.). Végül a legkisebb esélykülönbségeket (lányok és fiúk körében egyaránt) a látogatott felsőfokú intézmény típusa szerint rögzítettük: a képzetlenebb származási háttérű fiatalok körében „csupán” 1,8-szor valószínűbb az egyetemi képzés választása a főiskolaival szemben. Ez a jelenség sokkal inkább a romániai felsőoktatás egyik sajátosságára, mint az esélyek kiegyenlítődére hívja fel a figyelmet ezen az iskolai szinten. Arról van szó ugyanis, hogy a rendszerváltást követő időszakban átjárhatóbbá vált a határ a főiskola és az egyetemi képzés között, ami a felsőoktatás amúgy sem alacsony sztereotípiájának megnövekedéséhez vezetett. Emiatt a legtöbb szakon sem a képzés curriculumuma, sem a két-féle diploma munkaerő-piaci konverzióértéke nem különbözik számottevően, emiatt ezek a szempontok az iskolaválasztásnál is veszítettek relevanciájukból.

Az iskolázottsági esélyek iskolai életúton belüli alakulásával kapcsolatosan összességében azt mondhatjuk tehát, hogy az erdélyi magyar 20–29 éves fiataloknál a képzettségi háttér meghatározó ereje az alacsonyabb iskolai szintektől a magasabbak irányába csökken. Vizsgáljuk meg, hogy mindkét kohorszunkra vonatkozóan érvényes-e ez az állítás, vagy ellenkezőleg, a származás továbbtanulásra gyakorolt hatását illetően időben változás következett be.

A származás hatásának időbeli változása

Ezzel kapcsolatban a 12. táblázatban közölt adatok azt mutatják, hogy az idősebb kohorszoknál még hasonló mértékű szelekcióval kellett szembesülnie mind a középiskolába, mind a felsőfokú intézménybe való felvételnél: a kevésbé képzett apák gyerekeinek mindkét elágazásnál több, mint hat-szoros volt az esélyhátránya azokkal szemben, akiknek apja legalább érettségi diplomával rendelkezik. Minden bizonnyal a főiskolai és az egyetemi beiskolázási számok megnövekedésének közvetett hatását kell látnunk amögött, hogy a magasabb szinten rögzített esélyhátrányosok a 20–24 évesek körében már kisebbek. Mindeközben a középiskolába való belépés származás szerinti meghatározottsága nem változott számottevően²⁵. A felsőfokú oktatás „áteresztőképességének” megnövekedése érthető tehát, hiszen változatlan származási összetételű rekrutációs alapokon bővült.

12. táblázat. Iskolázottsági esélyhátrányosok a 20–29 éves erdélyi magyar fiatalok körében (a legfeljebb szakiskolát végzett apák gyerekeinek továbbtanulási esélyei a legalább érettségi diplomával rendelkező apák gyerekeihez viszonyítva) – kohorszok szerint

Iskolai szint		20–24	25–29	összesen 20–29
I1	középfok vs. általános	5,9	6,6	6,1
I2	érettségi vs. általános	7,9	7,3	7,4
I2a	érettségi vs. szakiskola	7,9	6,2	7
I3	felsőfok vs. érettségi	3	6,3	4,2
I4	egyetem vs. érettségi	3,3	4,7	3,9
I4a	egyetem vs főiskola	2,2	1,5	1,8

Forrás: Mozaik 2001

Annak a megállapítására, hogy a származás hatása az egyes iskolai szintek elérésére időben változott-e, egy másik statisztikai módszer is kínálkozik. Ez a logisztikus regresszió, amelynek segítségével nemcsak, hogy megnézhetjük, hogy a fenti időbeli változások szignifikáns elmozdulásokat jelentenek-e, hanem több magyarázó változó bevonását is lehetővé teszik. Emiatt az eddig csak az apa iskolai végzettségével operacionalizált származásmutató jelentéstartományát kibővítjük és egy anyagi helyzetre vonatkozó mutatót is bevonunk az elemzésbe. A fiatal családjának vagyoni helyzetét a tartós fogyasztási cikkek számával mérjük. Bevonásával közelebb jutunk a bemutatott elméleti hipotézisek hiteles ellenőrzéséhez és ezáltal az erdélyi magyar fiatalok továbbtanulásában mutatkozó esélyegyenlenségek pontosabb megértéséhez.

A mellékletben közölt 13a–18b táblázatokban az egyes iskolai szintek elérésének feltételes valószínűségére vonatkozó logisztikus regressziós modellek szerepelnek, maximum likelihood becsléssel.²⁶ Független változónk tehát az adott iskolai szint elérése, illetve el nemérése, 0 illetve 1-es kódolással. Magyarázó változóink a már jól ismert apai iskolai végzettségre utaló, öt itemből álló mutatóés az újonnan

²⁵ Jeleznünk kell azonban, hogy – az érettségiben maximált legmagasabb iskolai szintre vonatkozó lineáris regressziós modelleink alapján (ahol a 15–19 évesek is szerepelnek: 9. és 10. táblázat) – a legfiatalabb kohorszban a középiskolába való belépésnél rögzített esélyhátrányok is már csökkenő tendenciát mutatnak.

²⁶ A módszer magyarországi alkalmazásával kapcsolatban lásd pl. Róbert 2001a, Szelenyi–Aschaffenburg 1993.

bevont vagyoni helyzetmutató, amely 0-tól 15-ig vehet fel értékeket, aszerint, hogy hány tartós fogasztási cikk birtokában van a fiatal családja²⁷.

A táblázatokban először az ún. főhatásokat közöljük, amelyben az apa iskolai végzettségének hatását (apa iskolája), a kohorszhatásokat (kohorsz 20–24²⁸), valamint a vagyoni helyzet hatását (vagyoni h.) találjuk meg. A képzettségi származás hatásának kohorszkonkénti elemzését már elvégeztük, adatainknak tehát rezonálniuk kell az esélyhányadosok kapcsán elmondottakkal. A vagyoni helyzet beemelése azonban új helyzetet teremt: arra is választ kell kapnunk, hogy egy adott iskolai szint elérésében a képzettségi háttérnek vagy a vagyoni helyzetnek van nagyobb szerepe.

Modelljeink egy második lépésben az ún. interakciós hatásokat is tartalmazzák, amivel a már tárgyalt képzettségi háttér, valamint a vagyoni helyzet hatásának időbeni változását fogjuk ellenőrizni. A táblázatokban a következő mutatók szerepelnek: standardizálatlan regressziós együttható (B), a standard hiba (S.E.), a szignifikanciaszint (Sig), a magyarázó változók erőssorrendjét tükröző parciális R-értékek, valamint az esélyhányados (Exp B)²⁹. A modell illeszkedését az RL négyzet mutató adja meg³⁰.

Az iskolai szinteken felfele haladva először a középiskolai továbbtanulásra vonatkozó modellünket vizsgáljuk meg. A 13a táblázat adatai igazolják korábbi megállapításainkat, miszerint a fiatalok középiskolában való továbbtanulásának valószínűsége annál nagyobb, minél magasabb apjuk iskolai végzettsége (Sig. 0,000) továbbá jól mutatják, hogy kohorszhatás ezen a szinten nem érvényesül (Sig. 0,3205). (Emlékezzünk vissza középfokú továbbtanulásról lemondó, ma 20–24 éves férfiak átlagnál magasabb arányára, miközben egyre több hasonló korú lány nyert felvételt a középfokú intézményekbe). Szignifikáns ezzel szemben a vagyoni helyzet hatása, amely a képzettségi háttérnél is erősebb befolyást gyakorol a középiskolai továbbtanulásra. Amint az interakciós hatásokat vizsgálva kiderül (13b táblázat), ez a hatás időben erősödött, ami azt jelenti, hogy a 20–24 évesek körében a szerepebb vagyoni helyzetű családból származók esélyhátránya növekedett az előző kohorshoz képest. A képzettségi származás befolyásának mértéke ezzel szemben változatlan maradt.

A líceumban való továbbtanulásra vonatkozó modelljeink (14a., b. táblázat) – lévén, hogy a továbbtanulók döntő hányada érettségi oklevelet szeretne szerezni, ezért „saját képükre” formálják a középiskolások csoportját – nem sokban különböznek az előzőektől. Az apa iskolai végzettségének illetve a vagyoni helyzetnek a hatása egyaránt érvényesül, úgy tűnik, hogy a líceumban való továbbtanulásnál a kulturális és az anyagi háttérnek egyformán fontos szerepe van. Ebben a vonatkozásban időbeni elmozdulásról sem beszélhetünk (egyik interakciós hatás sem szignifikáns). Csökkent viszont a modellek magyarázóereje az előző szinthez képest, ami várható is volt, hiszen – amint már említettük – az igazi demarkációs vonalat a származás hatása szempontjából nem a középiskola típusa, hanem az oda való bekerülés vagy lemaradás jelenti.

Ezt az okfejtést erősítik meg a szakiskolai vs. líceumi továbbtanulással kapcsolatos adataink is (15a táblázat), ahol modellünk magyarázóereje még kisebb az előzőeknél (RL négyzet: 0,138). Hangsúlyeltolódás figyelhető meg ugyanakkor a képzettségi háttér hatásának irányába, úgy tűnik, hogy a magasabb

²⁷ A vagyoni helyzet annak a háztartására vonatkozik, akivel az alany együtt él. Fiatalokról lévén szó, nem mellékes azonban, hogy a szülői vagy önálló családi háztartásról van szó, hiszen a szülővel együtt élő fiatalok esetében a vagyoni átlag szignifikánsan magasabb. Félő tehát, hogy a vagyoni helyzet mögött az egzisztenciális önállóság/függőség erősen munkál. Modelljeinket emiatt mindkét alcsoportra vonatkozóan lefuttattuk, az esetleges eltérésekre külön felhívjuk a figyelmet a szövegben.

²⁸ A kohorszokat értelemszerűen kategóriális – és mivel csak két kohorszunk van – dichotóm változóként építettük be a modellbe, ahol a referencia-kategória a 25–29 éveseké.

²⁹ Az esélyhányados-értékeket ezúttal a következőképpen értelmezzük: ha 1-nél nagyobb, akkor az adott iskolai szint elérésének esélye növekvő, ha 1-nél kisebb, akkor csökkenő.

³⁰ Értelmezése a logisztikus regresszió R-négyzet együtthatójával analóg módon történik (bővebben lásd Székelyi – Barna 2002. 41.3).

státusú középiskolákba való bejutáskor az apa iskolai végzettsége többet „nyom a latban”, mint a család vagyoni helyzete. Mindemellett természetesen mind a magasabb képzettségi háttér, mind a jobb anyagi helyzet az érettségit adó középiskolában való továbbtanulást valószínűsíti a szakiskolával szemben (az esélyhányadosok nagyobbak egynél). Kohorszhatás itt sem érvényesül, a szakiskolai részvételben mutatkozó 2 százalékos relatív „lemaradás” (6. táblázat 12a sora) a két kohorsz között nem takar tehát szignifikáns elmozdulást. A 16b tábla alapján interakciós hatásokról sem beszélhetünk: időben sem az apa iskolai végzettségének, sem a család vagyoni helyzetének hatása nem változott.

A fiatalok felsőfokú továbbtanulásával kapcsolatban (16a táblázat) kohorszhatás érvényesül: mint ahogy azt már többször jeleztük, a 20–24 évesek az érettségi megszerzése után szignifikánsan nagyobb arányban tanulnak tovább, mint idősebb társaik. Továbbá biztonsággal állíthatjuk – akár csak az imént – hogy a képzettségi háttér befolyásának van primátusa a vagyoni helyzetével szemben. Nem tudni azonban, hogy ez az „erősorrend” a későbbiekben is fennmarad-e, hiszen egy vagyoni helyzet-kohorszok szerinti szignifikáns interakciós hatással van dolgunk, amely az anyagi helyzet befolyásának növekedését jelzi a felsőfokon való továbbtanulásban. Végül azt kell megjegyeznünk, hogy a modellek magyarázóereje alacsonyabb, mint amit a középiskolába való belépéskor mértünk, ez a származás globális hatásának csökkenését mutatja a felsőfokú továbbtanulásban.

Az ötödik iskolázottsági szintünk az egyetemi iskolai szint az érettségizettekhez viszonyítva. A főhatásokat tartalmazó modellünk csaknem azonos az előző iskolai szinten bemutatottal (17a táblázat), a vagyoni helyzet és a kohorsz szerinti interakciós hatás azonban ezúttal nem érvényesül. Ezen a ponton külön fel kell hívni a figyelmet a szüleikkel együtt élő, valamint az önálló családot alapított fiatalok között mutatkozó eltérésekre. A szüleiktől külön élő fiatalok esetében az említett kohorszhatás nem érvényesül (körülkben nem növekedett számottevően az egyetemi hallgatók aránya, ami azt jelzi, hogy a családalapítás és az egyetemi továbbtanulás hasonló mértékben zárja ki egymást mindkét kohorszban). Ennél fontosabb viszont az, hogy a vagyoni helyzet hatása a szülőkkel egy háztartásban élők esetében kevésbé érvényesül.

Végül a felsőfokú intézmények közötti választást illetően egyedül a képzettségi háttér hatása számottevő: a magasabb végzettségű apák gyerekei nagyobb eséllyel vesznek/vettek részt egyetemi képzésben, és ez a tendencia a szüleikkel együtt lakó fiataloknál időben erősödött (az interakciós hatás szignifikanciája: 0,0356, 18b. táblázat).

Összefoglalás és tárgyalás

A tanulmányunkban az erdélyi magyar fiatalok iskolázottsági esélyeit, annak származás szerinti meghatározottságát, illetve a származás hatásának időbeli változását tárgyaltuk. Szintetizálva a korábban elmondottakat, a vizsgált népesség továbbtanulási esélyeiről valamint annak származási meghatározottságáról az alábbiakat jelenthetjük ki:

- ◆ A jelenlegi iskolai szint kohorszok szerinti megoszlásai magukon viselik a rendszerváltás után folyamatosan átalakuló romániai oktatási szerkezet alapvető jegyeit. Eszerint a rendszerváltást követő időszakban több fiatal hagyta abba tanulmányait már az általános iskola befejezése előtt, csökkent a szakiskolai képzésben résztvevők relatív aránya és emelkedett a liceumban tanulóké. A beiskolázási számok folyamatos növelése miatt egyre több fiatal tanul tovább egyetemen.
- ◆ A származás (képzettségi háttér és vagyoni helyzet) meghatározó ereje az alacsonyabb iskolai szintektől a magasabbak irányába csökken. Ugyanakkor a továbbtanulás magyarázatában a középiskolai szinten a vagyoni helyzetnek, a felsőfokú szinten pedig a képzettségi háttérnek van elsőrendű szerepe.
- ◆ A középiskolai továbbtanulásnál megszűnni látszanak a nem specifikus különbségek, ezzel szemben növekedett a nők esélyhátránya az egyetemre való belépéskor. Az alacsonyabb származási kategóriába tartozó lányok a középiskolai felvételnél kisebb, az egyetemi felvételnél viszont nagyobb

relatív eséllyel indulnak, mint a hasonló helyzetű fiú társaik. Ugyanakkor a képzettségi háttér hatása az alsóbb szintektől a felsők fele intenzívebben csökken a fiúknál, mint a lányoknál.

- ◆ A származás hatását tekintve kohorszok szerint is szignifikáns eltéréseket jegyeztünk, ebből következtettünk az iskolázottsági esélyek időbeni alakulására. Lineáris regressziós modelljeink azt mutatják, hogy a legmagasabb iskolai szint elérésének képzettségi háttér szerinti meghatározottságát illetően a két idősebb kohorsz között nincs számottevő változás, a 15–19 éveseknél kapott adatok alapján azonban annak csökkenése várható. Ennél markánsabb időbeli elmozdulásokat jegyeztünk az egyes iskolai szinteken, különösen a független változóként bevont tökétenyezők parciális hatásait illetően. Eszerint mind a középiskolai, mind az egyetemi továbbtanulásban egyre hangsúlyosabb relatív szerepet kap a vagyoni helyzet, a képzettségi háttér szerepe úgy tűnik, hogy az egyes szinteken belüli differenciálódásban játszik fontos szerepet: a magasabb képzettségi háttérű fiatalok egyre inkább választanak szakiskola helyett liceumot, főiskola helyett egyetemet.

Elemzésünk egyik lényegi mondanója tehát az, hogy a származás hatása az iskolázottsági esélyek magyarázatában leginkább az alsóbb iskolai szinteken érvényesül és a magasabbak irányába csökken. Amint láthatuk, a jelenség magyarázatára számos teoretikus magyarázat kínálkozik. Bár a rendelkezésünkre álló empirikus háttéranyag korlátozott volta nem teszi lehetővé pontos ellenőrzésüket, számos pro és kontra érvet sorakoztathatunk fel egyikük vagy másikuk mellett.

A Müller (idézi Bloosfeld és Shavit, 1993) által javasolt életpályamodell szerint a gyerekek iskolaválasztása nagymértékben a szülők preferenciáinak (és emiatt anyagi-társadalmi helyzetének) függvénye, ez a szülői befolyás azonban a fiatalok önállósodásával párhuzamosan csökken, a magasabb iskolai szinteken való továbbtanulással kapcsolatban tehát a fiatalok egyre inkább maguk hozzák döntéseiket. Az elmélet implicit módon egy kevésbé költséges felsőfokú iskoláztatási rendszert feltételez vagy anyagilag önállósodott és jól szituált fiatalokat. Az anyagi helyzetre vonatkozó feltétel Romániára vonatkozóan nyilvánvalóan nem teljesül, hiszen a rendszerváltást követő években az eleve alacsony reálbérek tovább csökkentek, a munkanélküliek aránya pedig a fiatalok körében a legmagasabb. Az iskoláztatás költségeivel kapcsolatban pedig fontos megemlíteni, hogy az állam által a felsőoktatásra fordított erőforrások mértéke nem egyenesen arányban változott a hallgatói létszámnövekedéssel, ami a tandíjköteles (államilag nem, vagy csak részben támogatott) helyek megjelenése mellett egyéb költségterheléssel is járt a hallgatókra nézve³¹. A Müller-féle elmélet felsőoktatásra vonatkozó premisszái tehát kevésbé érvényesek a romániai magyar hallgatókra nézve, magyarázatát maradéktalanul nem vonatkoztathatjuk az általunk vizsgált népességre.

Első látásra plauzibilisnek tűnik Marének a „szelekciós mechanizmusokra” vonatkozó tézise, miszerint a korai iskolai átmenetekben a képzetlenebb származási háttérű fiatalok igen erős szelekciós szűrőn mennek át énnélfogva csak a legjobban képzettek jutnak el a magasabb iskolai szintekre. Emiatt a felsőfokú intézménybe való felvételtkor – hasonló teljesítményű fiatalokról lévén szó – kevésbé számítanak a származási különbségek. Mare hipotézisét nem áll módunkban hitelesen ellenőrizni, hiszen magyarázatában az iskolai teljesítmény kiemelt fontosságú, erre vonatkozó adatok pedig nem állnak rendelkezésünkre. Viszonylag pontos statisztikai adataink vannak viszont az egyes iskolai szinteken való továbbtanulás, ezáltal pedig a „szűrés” mértékét illetően. Amint azt már többször említettük, a romániai magyar szakoktatásban tanulóihiánnyal küszködnek, a belső-erdélyi nagyvárosokban – hasonló okok miatt – gyakorlatilag nincs magyar nyelvű szakiskolai képzés, az általános iskolát végzett tanulók csaknem 80 száza-

³¹ Ezek közül hogy csak a legfontosabbat említsük: a hallgatók egyre kisebb hányada jutott állami bentlakáshoz, ami a lakberek és lakásárak jelentős megnövekedését eredményezte az egyetemi városokban. Ehhez kapcsolódóan meg kell említenünk továbbá az egyre inkább meritokratikus alapokra helyezett ösztöndíj-politikát is, melynek nyomán a támogatásra fordítható keretösszeg csupán körülbelül 10–15 százalékát fordítják ún. szociális ösztöndíjakra.

léka liceumban tanul tovább és az említett demográfiai trendek miatt ez az arány növekvőben van. A bizonytalan munkaerő-piaci feltételek miatt specifikus képzést nyújtani nem tudó liceumi oktatásból az érettségizettek egyre növekvő hányada számára nyílnak meg a felsőfokú oktatási intézmények kapui. Ezek alapján – különösen a rendszerváltás előtti igen komoly teljesítményselekción tapasztalata után – nagy kockázattal lehet azt az álláspontot fenntartani, hogy az említett iskolai szinteken erős teljesítményszűréssel találják szembe magukat a közép- vagy felsőszintű oktatásba bebozsátást nyerni szándékozó fiatalok.

Ehelyett – különösen a magasabb iskolai szinteken, ahol az oktatás bővülésével párhuzamosan növekedtek a tanítatás költségei – a vagyoni helyzet szelekciós funkciója értékelődik fel, és – amint az időbeli trendeket vizsgálva láthattuk – egyre hangsúlyosabb szerepet kap. A meglévő adataink alapján nem állt módunkban megvizsgálni azt, hogy a kevésbé költséges oktatási formák 2001 utáni megjelenése – elsősorban a vidéki városokban folyamatosan kiépülő főiskolai hálózat, valamint a magyar állam által támogatott EMTE-Sapientia Egyetem székelyföldi szakjainak beindítása – átrendezte-e a felsőfokú továbbtanulás esélyeinek származás szerinti meghatározottságát. Az azonban egyértelműen látszik, hogy a romániai magyar felsőoktatás a tömegoktatás pályájára lépett, ahol a konkurencia lassan a kínálati oldalon van. Ez szükségképpen egy minőségi alapú belső differenciálódáshoz kellene, hogy vezessen, aminek alapja a piacképes tudás közvetítésében szerzett kompetencia. Míndaddig azonban, amíg az oktatásban a magas sztenderdítés általános képzés az államilag támogatott (és akadémiai státusuk megszerzése érdekében ehhez kell igazodniuk a magánintézményeknek is), az igazi szelekció a munkaerőpiacra való kilépéskor megy végbe. Ilyen körülmények között az oktatás szerepe a mobilitási esélyek meghatározásában jóval redukáltabb, hiszen a megszerzett oklevél nem garantál biztos karriert. Fennáll annak veszélye, hogy a tömegesedő felsőoktatás ilyenformán tovább gyarapítja az „üres státusok” és a diplomás emigránsok számát. Ezek alapján valószínű tehát, hogy az alacsonyabb társadalmi pozíciójú rétegeknél az egyre nagyobb költségterheléssel járó tanítatás továbbra is meglehetősen kockázatos befektetésnek tűnik.

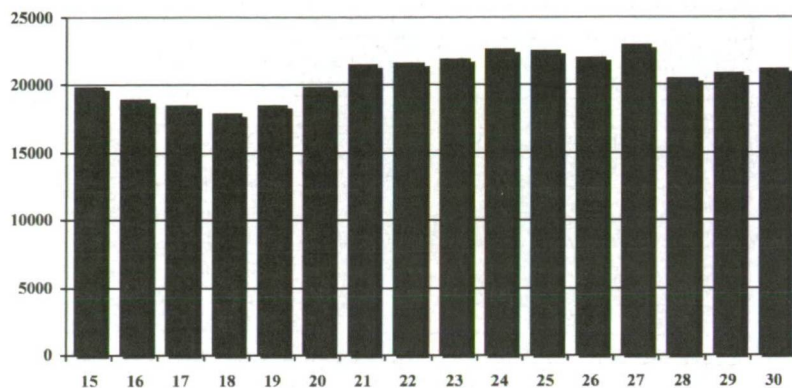
Véleményünk szerint egy ilyen összetételű költség-haszon modellben magyarázható az, hogy a magasabb beiskolázási számok ellenére a két idősebb kohorsznál nem csökkentek a származási esélyhátrányok. (Mint ahogy azt a bevezetőben bemutatott elemzések is igazolták). A jobb társadalmi pozíciójú 15–19 évesek esetén a középiskolai továbbtanulás mértéke már nagyon közel van az ún. telítettségi fokhoz, és az esélyek kiegyenlítődése irányába mutató trendek nagy valószínűséggel a szaturációs (maximálisan fenntartott egyenlőtlenség) modell kereteiben értelmezhetők.

Szakirodalom

- Andorka R. – Simkus A. (1983): *Az iskolai végzettség és a szülői család helyzete*. Statisztikai Szemle, 6.
- Bloosfeld, H. P. – Shavit, Y. (1993): *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colo: Westview Press.
- Boudon R. 1974. *Education, Opportunity and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. Wiley New York.
- Bourdieu, P. – Passeron, J. C. (1977): *Reproduction in Education, Society and Culture*. Sage, Beverly Hills.
- Bukodi E. 1998. *Nöttek-e az iskolázottsági esélyegyenlőségek*. Századvég, 2.
- Cărtănă, C. 2000. *Mobilitate socială în România. Aspecte cantitative și calitative la nivel național și în profil teritorial*. (Társadalmi mobilitás Romániában. Kvantitatív és kvalitatív aspektusok országos és regionális szinten). Sociologie Românească, 1.
- Erdei I. – Papp Z. A. 2001. *A romániai magyar hallgatók a felsőfokú képzésben*. In: Bodó Barna (szerk.): *Romániai magyar évkönyv 2001*. Szórvány Alapítvány–Polis, Temesvár–Kolozsvár.
- Ferge Zs. 1972. *A társadalmi struktúra és az iskolarendszer közötti néhány összefüggés*. In: Ferge Zs.: *Társadalmpolitikai tanulmányok*. Gondolat, Budapest.
- Goldthorpe J. 1996. *Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: the Case of Persisting Differentials in Educational Attainment*. British Journal of Sociology, 47.
- Mare R. 1980. *Social Background and School Continuation Decisions*. Journal of the American Statistical Association 75.
- Minorities and Education in Romania 2000–2001 School Year*. 2001. Ministry of Public Information, Ministry of Education and Research, Bucharest
- Murvai L. (2000a): *Magyar nyelvű oktatás Romániában (1989–1999)*. In: Bodó Barna (szerk.): *Romániai magyar évkönyv 2000*. Szórvány Alapítvány–Polis, Temesvár–Kolozsvár.
- Murvai L. 2000b. *A számok hermeneutikája. A romániai magyar oktatás tíz éve 1990–2000*. Magyar Nyelv és Kultúra Nemzetközi Társasága, Budapest.
- Murvai L. 2001. *Învățământul pentru minorități naționale în România*. (Oktatási rendszer a nemzeti kisebbségek számára Romániában). Sfera Politicii, 97–98.
- Papp Z. A. 1998. *A romániai magyar oktatás helyzete 1989 után*. Magyar Kisebbség, 1998/3. http://www.hhrf.org/magyar_kisebbsseg/9803/m980321
- Péter L. 2002. *Civil Kurácsi – Politikai kultúra kutatása a kolozsvári egyetemen*. WEB, 10.
- Róbert P. 2001a. *Egyenlőtlenség az iskolai képzésben*. In: *Társadalmi mobilitás a tények és vélemények tükrében*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest.
- Róbert P. 2001b. *Hipotézisek az oktatás és a társadalmi mobilitás összefüggéseiről*. In: *Társadalmi mobilitás a tények és vélemények tükrében*. Andorka Rudolf Társadalomtudományi Társaság – Századvég Kiadó, Budapest.
- Rudas T. 1993 *Kontingencia táblák elemzése*. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest.
- Scott J. 1996. *Comment on Goldthorpe*. British Journal of Sociology, 47.
- Székelyi M. – Barna I. 2002. *Túlélőkészlet az SPSS-hez*. Typotex, Budapest.
- Szelényi Sz. – Aschaffenburg K. 1993. *Inequalities in Educational Opportunity in Hungary*. In: Bloosfeld, H. P. – Shavit Y. (Eds.) *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, Colo: Westview Press.
- The Present Time in the Education of National Minorities in Romania*. 2002. Ministry of Public Information, Bucharest
- Veres V. 1998. *Pénz vagy tudás? A kolozsvári román és magyar egyetemisták társadalmi háttere és az értelmiségi utánpótlás sajátosságai*. Korunk, 1998/6. <http://www.hhrf.org/korunk/9806/6k05.htm>
- Veres V. 2000. *Nemzeti és állampolgári identitás az erdélyi középiskolások körében*. In: Uő. (szerk.): *Nemzeti és nemzetközi integráció? Erdélyi középiskolások átalakulásban*. Limes – Új Mandátum, Kolozsvár – Budapest.

Melléklet

5. ábra Az erdélyi és a Bákó megyei 15 és 29 év közötti fiatalok létszáma korévenként (2001)



Forrás: Népszámlálás 2002

13a. táblázat Logisztikus regresszió valamilyen középfokú iskolai szint elérésének valószínűségére, az általános iskolát befejezettekhez viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,8382	0,1517	0,0000	0,1915	2,3122
Vagyoni h.	0,5134	0,0614	0,0000	0,2955	1,6709
Kohorsz 20–24	-0,2196	0,2211	0,3205	0,0000	0,8028
Konstans	-0,8934	0,2804	0,0014		
R L-négyzet	0,268				
Khi-négyzet	208,379				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1212				

Forrás: Mozaik 2001

13 b. táblázat Logisztikus regresszió valamilyen középfokú iskolai szint elérésének valószínűségére, az általános iskolát befejezettekhez viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,7802	0,2203	0,0004	0,1164	2,1818
Vagyoni h.	0,3865	0,0821	0,0000	0,1610	1,4719
Kohorsz 20-24	-1,0690	0,5436	0,0492	-0,0490	0,3433
Apa isk. x K. 20-24	0,1312	0,3033	0,6653	0,0000	1,1402
Vagyoni h. x K. 20-24	0,2714	0,1261	0,0313	0,0582	1,3118
Konstans	-0,4862	0,3641	0,1818		
R L-négyzet	0,275				
Chi-négyzet	213,937				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1212				

Forrás: Mozaik 2001

14a. táblázat Logisztikus regresszió érettségit adó középiskolai szint elérésének valószínűségére, az általános iskolát befejezettekhez viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,8041	0,0849	0,0000	0,2465	2,2348
Vagyoni h.	0,2817	0,0345	0,0000	0,2115	1,3254
Kohorsz 20-24	-0,1217	0,1477	0,4099	0,0000	0,8854
Konstans	-1,7784	0,2030	0,0000		
R L-négyzet	0,208				
Chi-négyzet	299,747				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1212				

Forrás: Mozaik 2001

14b. táblázat Logisztikus regresszió érettségét adó középiskolai szint elérésének valószínűségére, az általános iskolát befejezettekhez viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,6767	0,1143	0,0000	0,1514	1,9675
Vagyoni h.	0,2446	0,0494	0,0000	0,1248	1,2771
Kohorsz 20-24	-0,9300	0,3969	0,0191	-0,0492	0,3946
Apa isk. x K. 20-24	0,2788	0,1705	0,1020	0,0216	1,3215
Vagyoni h. x K. 20-24	0,0763	0,0695	0,2722	0,0000	1,0793
Konstans	-1,4131	0,2557	0,0000		
R L-négyzet	0,211				
Khi-négyzet	304,662				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1212				

Forrás: Mozaik 2001

15a. táblázat Logisztikus regresszió érettségét adó középiskolai szint elérésének valószínűségére, a szakiskolában továbbtanulókhoz viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,7443	0,0938	0,0000	0,2359	2,1049
Vagyoni h.	0,1890	0,0386	0,0000	0,1416	1,2081
Kohorsz 20-24	-0,1049	0,1649	0,5247	0,0000	0,9004
Konstans	-0,9556	0,2306	0,0000		
R L-négyzet	0,138				
Khi-négyzet	150,952				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1094				

Forrás: Mozaik 2001

15 b. táblázat Logisztikus regresszió érettségét adó középiskolai szint elérésének valószínűségére, a szakiskolában továbbtanulókhoz viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,6069	0,1247	0,0000	0,1407	1,8347
Vagyoni h.	0,1803	0,0557	0,0012	0,0880	1,1976
Kohorsz 20-24	-0,7676	0,4548	0,0915	-0,0278	0,4641
Apa isk. x K. 20-24	0,2996	0,1886	0,1121	0,0219	1,3493
Vagyoni h. x K. 20-24	0,0224	0,0777	0,7732	0,0000	1,0226
Konstans	-0,6724	0,2939	0,0221		
R L-négyzet	0,141				
Khi-négyzet	153,928				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	1094				

Forrás: Mozaik 2001

16a. táblázat Logisztikus regresszió valamilyen felsőfokú iskolai szint elérésének valószínűségére, az érettségizettekhez viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,7288	0,0735	0,0000	0,2764	2,0726
Vagyoni h.	0,2493	0,0357	0,0000	0,1923	1,2832
Kohorsz 20-24	0,4376	0,1531	0,0043	0,0699	1,5489
Konstans	-3,2491	0,2721	0,0000		
R L-négyzet	0,196				
Khi-négyzet	247,138				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	882				

Forrás: Mozaik 2001

16 b. táblázat Logisztikus regresszió valamilyen felsőfokú iskolai szint elérésének valószínűségére, az érettségizettekhez viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,8615	0,1058	0,0000	0,2259	2,3667
Vagyoni h.	0,1282	0,0522	0,0141	0,0565	1,1368
Kohorsz 20-24	-0,0695	0,5176	0,8931	0,0000	0,8028
Apa isk. x K. 20-24	-0,8934	0,2804	0,0014	0,0000	0,7848
Vagyoni h. x K. 20-24	0,2211	0,0729	0,0024	0,0755	1,2475
Konstans	-2,9567	0,3542	0,0000		
R L-négyzet	0,205				
Khí-négyzet	258,025				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	882				

Forrás: Mozaik 2001

17a. táblázat Logisztikus regresszió az egyetemi iskolai szint elérésének valószínűségére, az érettségizettekhez viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,6474	0,0688	0,0000	0,2704	1,9106
Vagyoni h.	0,1996	0,0352	0,0000	0,1594	1,2209
Kohorsz 20-24	0,4046	0,1565	0,0097	0,0629	1,4987
Konstans	-3,7915	0,2871	0,0000		
R L-négyzet	0,163				
Khí-négyzet	193,145				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	882				

Forrás: Mozaik 2001

17b. táblázat Logisztikus regresszió az egyetemi iskolai szint elérésének valószínűségére, az érettségizettekhez viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,6283	0,0972	0,0000	0,1834	1,8745
Vagyoni h.	0,1610	0,0548	0,0033	0,0748	1,1747
Kohorsz 20-24	-0,0970	0,5424	0,8580	0,0000	0,9075
Apa isk. x K. 20-24	0,0447	0,1379	0,7457	0,0000	1,0457
Vagyoni h. x K. 20-24	0,0655	0,0718	0,3616	0,0000	1,0677
Konstans	-3,5158	0,3908	0,0000		
R L-négyzet	0,164				
Khi-négyzet	194,221				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	882				

Forrás: Mozaik 2001

18a. táblázat Logisztikus regresszió az egyetemi iskolai szint elérésének valószínűségére, a főiskolában továbbtanulókhöz viszonyítva: modell főhatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,3469	0,0830	0,0000	0,1535	1,4146
Vagyoni h.	0,0814	0,0441	0,0650	0,0463	1,0848
Kohorsz 20-24	0,2103	0,1938	0,2779	0,0000	1,2341
Konstans	-1,1249	0,3546	0,0015		
R L-négyzet	0,042				
Khi-négyzet	27,743				
Szabadágfok	3				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	481				

Forrás: Mozaik 2001

18b. táblázat Logisztikus regresszió az egyetemi iskolai szint elérésének valószínűségére, a főiskolában továbbtanulókhoz viszonyítva: modell interakciós hatásokkal, 2001

	B	S.E.	Sig.	R	Exp (B)
Apa iskolája	0,1640	0,1182	0,1654	0,0000	1,1782
Vagyoni h.	0,1285	0,0698	0,0657	0,0460	1,1371
Kohorsz 20-24	-0,4120	0,6825	0,5461	0,0000	0,6624
Apa isk. x K. 20-24	0,3534	0,1682	0,0356	0,0607	1,4240
Vagyoni h. x K. 20-24	-0,0792	0,0905	0,3813	0,0000	0,9238
Konstans	-0,8153	0,5032	0,1052		
R L-négyzet	0,049				
Khi-négyzet	32,422				
Szabadágfok	5				
Szignifikancia	0,0000				
Mintanagyság	481				