

KAPITÁNY BALÁZS

## A hátrányos társadalmi helyzetek generációk közötti átörökítése: egy magyarországi követéses vizsgálat eredményei

Tanulmányunk központi kérdése a különféle hátrányos helyzetek generációk közötti átörökítése. A felhasznált adatbázis az Életünk Fordulópontjai vizsgálat egy speciális longitudinális almintája. A szülői háztartásról szóló, 2001/2002-es adatok segítségével határozzuk meg, hogy 2008/9-ben milyen életkörülmények között élnek az időközben felnőtté vált fiatalok. Kutatási kérdésünk az, hogy milyen tényezők segítségével magyarázható az egyes iskolai végzettségi fokozatok megszerzése, a korai iskolaelhagyás, illetve a sikertelen karrierkezdés. A logisztikus regressziós modellek eredményei szerint a szülők iskolai végzettségétől, kulturális tőkéjétől függetlenül lényeges szerepet játszik a szülők anyagi helyzete is. A középfokú iskolatípus kiválasztása kulcsemény a későbbi sikeres karrierkezdés szempontjából. A modellek ezenkívül arra is utalnak, hogy a szülői háztartás segélyezett volta, illetve az, ha a szülői háztartásban senki nem rendelkezett munkajövedelemmel, szintén növeli a gyermek későbbi sikertelen karrierkezdésének esélyét.

### 1. Elméleti alapok

A szegénység, a különféle hátrányos társadalmi helyzetek generációk közötti átörökítésének, újratermelődésének kérdései az elmúlt években egyre inkább a hazai közbeszéd fókuszába kerültek. Ez a publicisztikai, közpolitikai érdeklődés azonban szinte egyáltalán nem támaszkodik hazai empirikus kutatásokra, és igen kevésbé hasznosítja a nemzetközi empirikus vizsgálatok tapasztalatait.

A nemzetközi szakirodalomban a kérdés empirikus kutatásának gyökerei két irányba nyúlnak vissza.

Egyfelől a hatvanas-hetvenes években a hagyományos intergenerációs mobilitáskutatások kezdtek foglalkozni azzal a kérdéssel, hogy az apák

foglalkozása, iskolai végzettsége mennyiben határozza meg a gyermek iskolai végzettségén mint közvetítő tényezőn keresztül, illetve közvetlenül a (fiú)gyermek foglalkozási rétegét (Blau és Duncan 1967, a témáról magyarul lásd a Róbert Péter 1998 által szerkesztett szöveggyűjteményt). Nem meglepő módon bizonyos hátrányos foglalkozási pozíciók átörökítése egyben erős összefüggést mutat a hátrányos társadalmi helyzet és a szegénység átörökítésével, így a mobilitáskutatások eredményei kapcsán az egyik központi kérdéssé vált a szegénység továbbörökítésének az ügye.

Másfelől ebben az időszakban már a demográfusokat is erőteljesen foglalkoztatták az egyes (terjedő, akkoriban deviánsnak tartott) demográfiai viselkedések – például a válás, a házasságon kívüli gyermekvállalás stb. – generációról generációra való áthagyományozódásának kérdései (a válásra pl. Bumpass–Sweet 1972; Mueller–Pope 1977). Mivel ezek a demográfiai magatartások – akkoriban mindenképpen, de valamennyire napjainkban is – egyben szegénységi kockázatot jelentenek, így ezek a vizsgálatok a szegénység átörökítésnek kérdéseit is erőteljesen érintették.

A fenti tudományos iskolákhoz tartozó elemzések általában keresztmetszeti, de retrospektív jellegű adatokat is gyűjtő adatbázisok (kérdőíves felvételek, censusok) feldolgozásával készültek. Az ilyen jellegű adatok sokszínűsége és használhatósága azonban erőteljesen korlátozott. Míg a szülők iskolai végzettségére, foglalkozására, esetleges válására, a házasságon kívüli születés tényére vonatkozó adatok többé-kevésbé objektív módon begyűjthetők a kérdeztől, ezen túllépni meglehetősen kockázatos.

Márpedig a szegénység, a különféle hátrányos helyzetek átörökítésének vizsgálatához legalább olyan adatokra lenne szükség, mint a szülők egykori jövedelmi helyzete, vagyontárgyai, étkezési, higiénés szokásai, sőt, nyilván igen lényeges volna a merőben szubjektív vélekedések ismerete is. (Milyen nevelési elveket követtek a szülők, hogyan gondolkodtak a takarékoságról, a sikerről, milyennek látták saját társadalmi helyzetüket stb.)

Magyarországon a mobilitáskutatáson belül, a szülőkre vonatkozó, minél bővebb adatok retrospektív módszerű begyűjtésének alakult ki hagyománya. (Pl. a Tárki 1992-es mobilitásfelvétele.) Noha ezen vizsgálatok a hagyományos mobilitáskutatás szempontjából sok, nagyon érdekes, előremutató eredményhez vezettek (ld. pl. Blaskó 1998; 2002; Róbert 2001), összességben ez az adatgyűjtési forma – megítélésünk szerint – mégis inkább zsákutcának tekinthető. A retrospektív adatok egyik jelentős hátránya a visszaemlékezésen alapuló adatok nyilvánvaló torzított volta, illetve az a tény, hogy a gyermeki generációból a szülői generációra visszatekintő alapon szerzett adatok nem tekinthetők teljes egészében reprezentatívnak.

A nemzetközi tudományos közvélekedés uralkodó irányzata szerint az ilyen kérdések vizsgálatához elsősorban is régóta fennálló követéses vizsgálatok<sup>1</sup> alkalmasak, olyanok, amelyekben „egykoron” – a vizsgálat

<sup>1</sup> Elvileg regiszteradatok is jók erre a célra – néhány skandináv országban néhány év múlva már elég régóta léteznek ilyen adatbázisok ahhoz, hogy ezek segítségével lehetséges

indulásakor – maguk a kisgyermekes szülők szolgáltattak „bemeneti” adatokat, majd évtizedek elmúltával immár a felnőtt gyermekek élete a „kimenet”.

Az első vizsgálat, amely ilyen elemzési igénynek megfelelő adatokat állított elő, az egyesült államokbeli PSID (Panel Study of Income Dynamics) volt, amely 1968-ban indult, 4800 háztartás követésével. A 90-es években a kutatóknak már legalább 20 éves követési időszak állt rendelkezésére, az induló háztartások kisgyermekai önálló életet élő felnőtté váltak. Ennek hatására a 90-es években megindult a PSID adatokon a generációk közötti átörökítés kérdéskörével foglalkozó publikációk sora.<sup>2</sup>

A kilencvenes évek végére újabb amerikai és európai adatforrások váltak elemezhetővé. Egyfelől más követéses adatbázisok is eléggé „megöregedtek” ahhoz, hogy ilyen típusú elemzést lehessen készíteni belőlük, másfelől több, eredetileg nem ilyen célra szánt, de ilyen elemzésekre megfelelőképpen átalakított kohorszvizsgálatok vagy adminisztratív adatgyűjtések adatbázisain is születtek hasonló elemzések. A különböző adatforrásokból származó tanulmányokat szemléliz a következő áttekintő jellegű cikkek: Harper et al. 2003; Jenkins–Siedler 2007a; Jenkins–Siedler 2007b; Bird 2007.

Az elmúlt években pedig már a harmadik világ államai (pl. Banglades, Malajzia, Indonézia, Mexikó) is megfelelően hosszú követéses vizsgálatokkal rendelkeznek (ezeket áttekintő pl. Jenkins–Siedler 2007b), így publikálni kezdték az eredményeiket.

Noha az új kutatási eszközök nagymértékben növelték a hátrányos helyzetek generációk közötti átörökítődéséről való tudásunkat, rengeteg új kételyt és kutatási kérdést is felvetettek. Ezek közül két témakört feltétlenül szükséges röviden megemlíteni: az egyik a magyarázó és a magyarázott változók kiválasztásának a kérdése, a másik az oksági viszonyok és a közvetítő mechanizmusok problémája.

Azt, hogy pontosan mivel is mérjük, hogyan is operacionalizáljuk a hátrányos helyzetet a szülői, illetve a gyermeki generációban, azt egyfelől a lehetőségek, másfelől a kutatási kérdés határolják be. A retrospektív jellegű vizsgálatok esetén a szülői generációra vonatkozó adatok mennyiségileg és minőségüket tekintve is nagyon korlátozottak voltak. Az új követéses adatbázisok itt óriási lehetőségeket nyitottak meg a kutatók előtt, amelyeket ki-ki ideológiája és kutatási hipotézisei szerint próbált meg felhasználni. Így például az első publikációk jelentős része a szociális segélyezés vélt negatív vagy pozitív hatásait próbálta meg tesztelni. Mások a hagyományos értelemben vett szülői jövedelem mérésének kérdéseivel foglalkoztak. Vajon az egy évben mért szülői jövedelmi helyzet megfelelő prediktor-e? Ha nem, hány évre kell kiterjeszteni a kisgyermekkor adatgyűjtést, hogy valid módon meghatározhassuk a hátrányos jövedelmi helyzetet (szegénységet)? Harmadrészt felmerültek a hagyományos keresztmetszeti adatok esetén fellépő kérdések: ha jövedelem-

legyen vizsgálni az intergenerációs átörökítődés folyamatait. Ezen adatbázisok használhatóvá válása valószínűleg újabb paradigmaváltást hoz majd ezen a kutatási területen.

<sup>2</sup> A PSID saját bibliográfiájában (<http://psidonline.isr.umich.edu/Publications/Bibliography/Search.aspx>) 2011 áprilisában az „Intergenerational Effects” kulcsszó 440 találatot hozott.

mel határozzuk meg, pontosan hogy is mérjük a hátrányos jövedelmi helyzetet (ekvivalencia-skálák és egyébek)? Ha nem jövedelemmel, akkor mivel? Hasonlóan sokféle lehetőség van a gyermeki generáció esetén. Mivel jellemzően fiatal felnőttekről van szó, sokak szerint a munkajövedelem itt nem a legszerencsésebb mérőeszköz, ezért jellemező az elért iskolai végzettség, vagy a sikeres/sikertelen munkapiaci belépés mint eredményváltozó használata.

Akárhogy is definiáljuk a szülői és a gyermeki kohorsz változóit, a kutatási eredmények szinte kivétel nélkül alátámasztják az összefüggés létét: aki hátrányos körülmények közé születik, az felnőttként átlag feletti eséllyel kerül hátrányos körülmények közé. Az összefüggés erősségét azonban alapvető mértékben befolyásolják a fenti definíciós, módszertani kérdések.

A nemzetközi szakirodalomban hangsúlyosan felmerül az ok-okozati viszony kérdése is: Valóban a hátrányos körülmények, például a szegénység örökítődik-e át, vagy csupán egy statisztikai együttjárásról van szó, és valójában bizonyos háttértényezők egyaránt hatnak a gyermekkori szegénységre és a felnőttkori hátrányos helyzetre? Elvileg például feltehető, hogy nem a hátrányos helyzet örökítődik, hanem például a szülők némely genetikai adottsága vagy értékrendje. Lehetséges, hogy nem is a szegénység örökítődik át, hanem például a szülők bizonyos „lustasága”, speciális, a többségitől eltérő kultúrája (ld. a „the culture of poverty” irodalmát) vagy alkoholizmusa okoz szegénységet a gyermekkorban, és egyben határozza meg olyan módon a gyermek értékrendjét, hogy maga is nagyobb eséllyel lesz szegény.

De ha valóban van is oksági viszony a szegényként felnövés és a későbbi szegénység között, vajon milyen hatásmechanizmusok közvetítik ezt a viszonyt? Itt felmerül az egészségi állapot, a lakókörnyezet, a szelektív intézményi hozzáférés és sok egyéb mint potenciális közvetítő tényező. Természetesen kérdéses, hogy az előbbi bekezdésben okként felsorolt potenciális tényezők közül néhány nem fogható-e fel egyben – már a szülői generáció szintjén is – okozatként is. Kérdéses az is, hogy amennyiben a fenti közvetítő tényezőket mind kontroll alatt tartja a kutató, akkor marad-e egyáltalán valós „megtisztított” hatása a szülői szegénységnek?

A fentiekben felvetett és ehhez hasonló kérdésekkel rengeteg tanulmány foglalkozik<sup>3</sup>. Bár a válaszok a különböző kutatási kérdések esetén jellemzően nem egyértelműek, azonban az eredmények összességében arra utalnak, hogy a szegénységben felnövekvés egyértelműen rontja a későbbi életútesélyeket, és ez az összefüggés nem magyarázható meg teljesen olyan, egyéb háttértényezőkkel, amelyek önmaguk korrelálnak a gyermekkori szegénységgel (Jenkins–Siedler 2007a). Ugyanakkor abban a kérdésben, hogy az összefüggés mögött kulturális vagy strukturális

<sup>3</sup> Például az előbb említett genetikai meghatározottság kérdése elég jól tesztelhető, ha örökbefogadott és vér szerinti gyermekek esetén vetjük össze a szegénység átörökítődésének folyamatát, úgy, hogy közben figyelembe vesszük az adoptált gyermekek vér szerinti szüleinek adatait is. Így már ennek a témakörnek is külön kutatási iskolája alapult ki, ld. pl. Björklund et al. 2006.

okok húzódnak-e meg, gyakorlatilag ideológiai szekértáborok háborúja alakult ki.

Jelen tanulmányunknak nem az a célja, hogy részletesen áttekintse a hátrányos helyzetek átörökítésére vonatkozó empirikus szakirodalmat. Ez egyfelől meg is haladná a tanulmány kereteit – Kertesi és Kézdi (2005) például mintegy 10 oldalon keresztül mutatja be a szegénység átörökítése kapcsán a közgazdasági ihletésű szakirodalom egy igen-igen kis szegmensét –, másfelől az sem lenne szerencsés, ha demográfusként mi végeznénk el ezt a munkát. Végképp nem szeretnénk a partvonalon kívülről bekiabálva állást foglalni átideologizált kérdésekben. Rövid ismertetőnkkel csupán azt szeretnénk volna érzékeltetni, hogy tudatában vagyunk annak, miszerint a következőkben bemutatandó, két generáció adataira építő empirikus elemzés – korábbi alkalmas adatállományok híján – csak Magyarországon lép meglehetősen üres térbe, valójában igen kiterjedt nemzetközi elemzési tradícióhoz csatlakozik.

Magyarország – mint arra már korábban is utaltunk – szociológusokon keresztül kapcsolódott a társadalmi mobilitás nyugati irodalmához, és a demográfusok is aktívan követték a generációk közötti átörökítések kapcsán kialakuló vitát (előbbire: pl. Andorka 1982; 1995; Róbert 1986; Blaskó 1998; stb. utóbbira: Rátay–Tusnady 1985; Pongrácz 1987). Azonban megfelelő intergenerációs követéses adatbázisok híján a magyar elemzések bizonyos tekintetben korlátok közé szorultak. Bár Magyarországon is indult még a rendszerváltást megelőzően jó néhány<sup>4</sup> kohorszjellegű követéses vizsgálat, ezek intergenerációs adatgyűjtéssé fejlesztését azonban nem végezték el.

Már a rendszerváltás követően (1992-ben) indult a mindmáig legjelentősebb hazai longitudinális adatgyűjtés, a Magyar Háztartás Panel, amely azonban 1997-ben megszűnt. Ez a vizsgálat viszont nem kohorszvizsgálat, hanem hagyományos keresztmetszeti háztartásmintából induló követéses vizsgálat volt. 2007-ben a kutatók ismét kísérletet tettek a Magyar Háztartás Panel eredeti, 1992-es válaszadóinak felkeresésére, ez volt az úgynevezett Háztartások Életpálya Vizsgálata (HÉV vizsgálat) (ld. Kolosi–Tóth 2008). A 2007-es, ismételt felkeresésnél azonban a sikerességi arány csupán 37% (az életben lévők esetén 45%) volt, de a fiatalok között még ettől is jelentősen elmaradt (Páthy–Dencső–Hudoimet 2008). Ennek ellenére mégis ebből a vizsgálatból születtek meg – ismereteink szerint – a témánkhoz kapcsolódó, ugyanakkor a mi adatbázisunkhoz hasonlóan kétgenerációs adatbázison készült hazai elemzések.

Gábos és Szívós a 2007-ben elért, 1992-ben 4–15 éves háztartástagok (n: 471) körében vizsgálta a gyermekkori háttér hatását az későbbiekben elért iskolázottságra (Gábos–Szívós 2008). A magyarázott változó az érettségi megszerzése, illetve a diploma feltételezett megszerzése volt. Logisztikus regressziós modelljeikben a következő magyarázó változókat használták: szülők iskolai végzettsége, a háztartás jövedelme, nem, életkor, lakóhely, testvérek száma, etnikum. Saját kutatási kérdésünk

<sup>4</sup> Házasságok követéses vizsgálatai: 1966, 1974, 1980, 1991/92, ld. pl. KSH 2003; 1971: „Budapest” vizsgálat; ld. pl. Eiben és Tsai 1988.; 1983: Budapesti Longitudinális Fejlődésvizsgálat (BLFV), ld. pl. Bass 2007; 1980-83: Országos Longitudinális Gyermeknövekedési vizsgálat, ld. pl. Joubert 2006.

szempontjából is igen érdekes az elemzésük, hogy az általuk használt magyarázó változók köre (talán az alacsony elemszám miatt) igen szűk, szubjektív változókat egyáltalán nem tartalmaz. A következőkben ennek a vizsgálatnak a replikáját elvégezzük a saját adatbázisunkon is, elsősorban validálási szándékkal.

A másik a HÉV adatbázisán született intergenerációs elemzés Keller Tamás munkája (Keller 2008). Mivel saját, a szegénység átörökítésének a mechanizmusaira vonatkozó kutatási kérdésünk csak érintőlegesen kapcsolódik Keller cikkének fő kérdéséhez (a szülői és a gyermeki jövedelmek és személyiségjegyek közötti összefüggések), annak eredményeire a jövőben nem építünk.

## 2. Módszertani kérdések

Mivel elemzésünkben egy egyedi módon kialakított meglehetősen összetett longitudinális adatbázis adatait használjuk, az eredmények értelmezéséhez, illetve interpretációs korlátainak megértéséhez szükséges a szokásosnál valamennyivel részletesebben bemutatni néhány, az elemzett adatbázishoz kapcsolódó módszertani kérdést.

### 2.1. A felhasznált adatbázis

Az KSH Népeségtudományi Kutatóintézet *Életünk Fordulópontjai* adatgyűjtési programja<sup>5</sup> 2001/2 fordulóján indult egy mintegy 16 300 fős, az akkor 18–75<sup>6</sup> éves lakosságra reprezentatív mintán. A minta személyi és nem háztartási jellegű volt, vagyis minden válaszadó személy más-más háztartásban lakott. 2004/5, illetve 2008/9 fordulóján az adatgyűjtést megismételtük, ismét felkeresve korábbi válaszadóinkat, pontosabban közülük azokat, akik még életben voltak, Magyarországon éltek, és nem tagadták meg a további válaszadást. Az adatfelvételi hullámok közötti lemorzsolódás nem egyenletesen érintette a különböző válaszadói csoportokat, az ennek következtében fellépő torzítást súlyozással ellensúlyoztuk. A válaszadók azonban az évekkel együtt öregedtek, így 2008/9 fordulóján a legfiatalabb válaszadó is már 25 éves volt.

A minta előregedése értelemszerű módon azonban csökkentette a válaszok felhasználhatóságát, hiszen a fiatal felnőttek így kimaradtak volna a felvételtől. Ezért úgy döntöttünk, hogy egy kiegészítő mintát veszünk a 20–24 éves (1984–88-ban született) fiatal felnőttek körében. Ezeket a fiatal felnőtt válaszadókat azonban nem a korábbi válaszadók mintájától független módon választottuk ki, hanem a mintát a saját válaszadóink megfelelő korcsoportokhoz tartozó gyermekeivel töltöttük fel. A minta feltöltése oly módon történt, hogy 2008/9-es harmadik adatgyűjtéskor minden válaszadót megkérdeztünk, van-e életben lévő 1984–88 években

<sup>5</sup> A programról további információk elérhetőek a [www.demografia.hu](http://www.demografia.hu) honlapon.

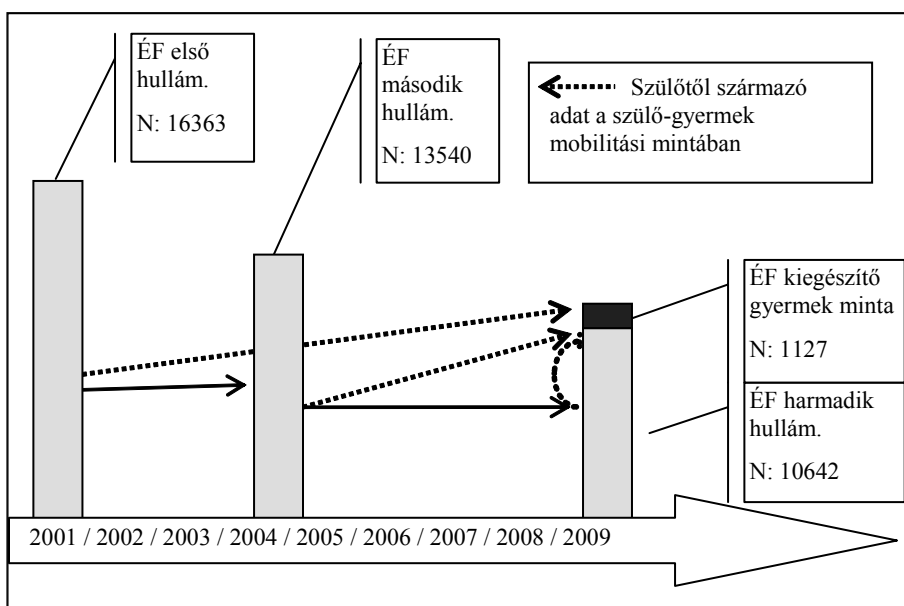
<sup>6</sup> Itt és a jövőben is életkor alatt mindig betöltött életkort értünk, tehát pl. 18 éves az a személy, aki már elmúlt 18 éves, de még nem töltötte be a 19.-et.

született vér szerinti vagy örökbe fogadott gyermeke. Ha az illetőnek volt ilyen gyermeke, az bekerült a kiegészítő mintába. Amennyiben a szülők mintája reprezentatív az adott népességre – márpedig reményeink szerint az –, akkor gyermekeik mintája is csaknem helyesen reprezentálja az adott korosztályokat, tehát ezen a módon egy reprezentatív kiegészítő mintához jutottunk.<sup>7</sup>

A nem teljesen pontos reprezentáció oka, hogy vannak olyan gyermekcsoportok, akiknek nincsenek életben lévő válaszadó szülei, és akiknek így arra sincsenek esélyei, hogy bekerüljenek a „szüleiken keresztül” mintába. A 20–24 éves gyermekek között azonban a teljesen árvák aránya még meglehetősen alacsony, így ezzel a torzítással a jövőben nem foglalkozunk.

Az 1580, a feltételeknek megfelelő gyermekből 1127 gyermekkel sikerült interjút készítenünk (súlyozatlan adatok). Ez a 71 százalékos válaszadói arány a mai magyarországi címlistas adatgyűjtések válaszadási hajlandóságához viszonyítva jó aránynak számít.

1. ábra Az *Életünk Fordulópontjai* adatbázis-rendszer szerkezete, a szülő-gyermek mobilitási adatbázis helye ebben az adatrendszerben



A mintába bekerült, új, fiatal felnőtt válaszadók segítségével adott a technikai lehetőség a szülők és gyermekek adatainak összekapcsolására, szülő-gyermek válaszadó diádok létrehozására. Természetesen ebben az esetben a minta érdekessége, hogy noha minden válaszadó gyermekhez

<sup>7</sup> Ennek a mérete azonban elvileg duplája a keresztmetszeti vizsgálatokban arányosnak, mivel nem csak az anyák lányait, illetve a férfiak fiait kerestük fel. A jelenlegi – nem keresztmetszeti – adatbázis szempontjából ez a méretnövekedés nem jelent torzítást.

egy szülő adatai kapcsolódnak, a válaszadó szülők száma mégis alacsonyabb, mint a gyermekeké, hiszen az adott öt évfolyamban született több testvér esetén több fiatal felnőtt válaszadóhoz tartozik ugyanaz a szülői adat. (Vagyis több-szülő gyermek diádban a szülői adat megegyezik.)

Ráadásul nemcsak 2008/9-es szülői adatokat lehet hozzákapcsolni a válaszadó gyermekek adataihoz, hanem a 2001/2-es első és a 2004/5-ös második adatfelvételi hullámból származó adatokat is. 2001/2-ben az 1984-88-ban született gyermekek kiskamaszok voltak, túlnyomó többségük ekkor az „eredeti válaszadó” szülő háztartásában élt. Tehát a szülő által 2001/2-ben szolgáltatott adatok, például a háztartás életkörülményeiről, a nevelési elvekről, a partnerkapcsolat minőségéről stb. pontos adatokat szolgáltatnak a gyermek szocializációjának körülményeiről.

Ezeket az adatbázisokat összekapcsolva tehát egy, mintegy 1127 fős, a jelen fiatal felnőttjeire vonatkozó, speciális, az életkörülmények, értékek, beállítódások intergenerációs átörökítését bemutatni képes longitudinális adatbázis jön létre. A következőkben az elemzéseink alapja ez a speciális, longitudinális, intergenerációs adatbázis lesz. Ezt az adatbázist nevezük „*Életünk fordulópontjai: szülő-gyermek mobilitási adatbázisnak*”. Ezen az adatbázison fogjuk vizsgálni és bemutatni, hogy a kamaszkori életkörülmények hogyan befolyásolják a fiatal felnőttek életét.

A tényleges elemzés elkezdése előtt azonban még igen röviden a súlyozás és az alapsokaság torzulásának a kérdéseire is ki kell térni.

## 2.2. A szülő-gyermek mobilitási adatbázis súlyozása

A longitudinális felvételek esetén a mintába „benőtt” gyermekek a nemzetközi szakirodalom alapján jellemzően a válaszadó szülő súlyát kapják meg. Jelen esetben mi is a szülői súlyból indultunk ki, azonban a longitudinális szülői súlyt az átvétel után korrigálnunk kellett. Ugyanis természetesen nem volt véletlenszerű, hogy a szülők által bediktált 1580 megfelelő korú gyermekből mely 71% szolgáltatott adatot, és mely 29% nem. A gyermek válaszadási esélyét alapvetően három dolog határozta meg: hogy együtt él-e vagy sem a válaszadó szülővel, hogy az anya vagy az apa volt-e az eredeti minta tagja, illetve, hogy fiú vagy lánygyermekről van-e szó.

Összességében az e három tényezőtől származó torzítást ellensúlyozandó, a fiatal válaszadó szülőtől örökölt „eredeti súlyát” egy, a fenti három torzítást ellensúlyozó további korrekciós tényezővel módosítottuk, így állítván elő a speciális minta válaszadóinak végleges súlyát.

## 2.3. Akik részben kimaradnak: elvált apák gyermekei

Kutatásunk fő kérdése, hogy a kiskamasz korban megélt hátrányos életkörülmények (jövedelmi szegénység, rossz lakáskörülmények, kilátástalan családi viszonyok stb.) milyen hatással vannak a felnőtté válás folyamatára, a korai felnőttkorra. A gyermekként megélt életkörülményekről adatokat pedig a jelenlegi fiatal felnőtt válaszadó egyik szülője szolgálta-



tott még 2001/02-ben. Csakhogy vannak olyan esetek, amikor a válaszadó szülő már 2001/2-ben sem élt együtt a későbbiekben válaszadó gyermekével. Jellemző példája, hogy az eredeti adatszolgáltató szülő válaszadó egy elvált apa volt, s a válás, a szülők szétköltözése már 2000-ben vagy korábban megtörtént. Ebben az esetben az apa 2001/2-es életkörülményei, nevelési elvei stb. már nyilván nem szolgáltatnak hasznos információt a gyermek életkörülményéről. Ez okból kutatásunkból azokat a szülő-gyermek (jellemzően apa-gyermek) diádokat ki kellett zárunk az elemzésből, akik már a 2001/2-es adatfelvétel idején sem éltek közös háztartásban.

Ez a szűkítés arányában (5,4% súlyozva) és elemszámában (súlyozva 60 fő, súlyozatlanul 50 fő) meglehetősen kis korlátozást jelent, azonban ez a szűkítés – jellemzően – egy nagyon érzékeny csoportot érint: a korai szülő válással érintett gyermekeket. Ez a csoport nem esett ki teljesen az elemzésből – hiszen, ha az elvált szülők közül az édesanya volt a 2001/2-es válaszadó, vannak érvényes adataink –, de az elemzésben ennek a szülők korai válásával érintett csoportnak az aránya a valós arány mintegy fele körül lehet. Ennek a csoportnak az alulreprezentáltsága – a teljesen árva gyermekek mintából történő kikerülése mellett – kutatásunk egy létező korlátja.

Mivel ezt a csoportot az elemzésből kizártuk, így mintánkban súlyozva 1067 (súlyozatlanul 1077) olyan szülő-gyermek diád vesz részt, ahol a gyermek 2001-ben együtt élt a későbbi válaszadó szülővel.

### **3. A HÉV vizsgálat replikája**

Saját empirikus elemzésünk első lépésében egy úgynevezett replikavizsgálatot végzünk, vagyis a saját adatbázisunkon megismételjük Gábos András és Szívós Péter (2008) vizsgálatát, amelyet a Háztartások Életpálya Felvételének (HÉV) adatbázisán végeztek. A replikavizsgálat sajátosságai szerint arra törekedünk, hogy a két adatbázisban a magyarázó és a magyarázott változók a lehető legjobban megfeleljenek egymásnak. A vizsgálat megisméltése megítélésünk szerint a kapott eredmények validálása szempontjából igen lényeges.

A HÉV vizsgálat főbb jellemzőit már korábban bemutatottuk. A két adatbázis több ponton eltér egymástól, ezek közül talán a legfontosabb, hogy a HÉV-ben lényegesen több évjárat adatait kellett összevonni az összességében még így is jóval alacsonyabb elemszám elérése érdekében, ellenben a követési időszak lényegesen hosszabb (10–15 év), mint az ÉF szülő-gyermek adatbázisban. Emellett a HÉV vizsgálatban – feltehetően az igen nagy lemorzsolódás miatt – erőteljes mintatorzulások figyelhetőek meg, például irreálisan magas (14 százalékos) a 4 vagy több gyermeket nevelő családok száma.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Valójában a nők 6–7%-ának születik 4 vagy több gyermeke, és a négy vagy több gyermeket nevelő családok keresztmetszeti aránya ennél is lényegesen alacsonyabb.

1. táblázat A replikavizsgálat adatbázisai, főbb jellemzők

	HÉV	Életünk Fordulópontjai szülő- gyermek adatbázis
Adatgyűjtő intézmény	Tárki	KSH-NKI
Vizsgált kohorszok születési éve	1977–1988	1983–1988
Bemeneti változók mérése	1992(–97)*	2001/02
Fiatalok betöltött kora az első méréskor	4–15(–20) éves	13–17 éves
Kimeneti változók mérése	2007	2008/9
Fiatalok kora a kimeneti mérés évében	19–30 éves	20–24 éves
Súlyozatlan elemszám	471	1067

\* A testvérek száma és a gyermekszám változóhoz a család helyzetében 1997-ig bekövetkezett változásokat is figyelembe vették

A Gábos–Szívós szerzőpáros elemzésében a magyarózott változó egyféle „várható iskolai végzettség” volt, amelyet a szerzők úgy állapítottak meg, hogy a befejezett tanulmányokon felül figyelembe vették a jelenleg folytatott tanulmányokat is. Vagyis például egy olyan személynek, aki a kérdezéskor érettségivel rendelkezett, de éppen egyetemi tanulmányokat folytatott, mintegy „megelőlegezték” a sikeres diplomaszerezést. Ezek után egymásra épülő logisztikus regressziós modellek sorozatát (összesen 7 modellt) állították fel, amelyekben azt magyarázták, vajon a szülői háttértényezők hogyan határozzák meg annak az esélyét, hogy valaki sikerrel leérettségizik-e, illetve sikerrel diplomát szerez-e. Ezt a magyarózott változót képzetük le mi is a modellünkben.

A magyarózó változók az eredeti és a megismételt elemzésben a következők voltak:

- A két szülő végzettsége közül a magasabbik mekkora? Vagyis a szülők között van-e legalább egy érettségizett, illetve legalább egy diplomás<sup>9</sup>?
- A szülői háztartás jövedelme, folytonos, logaritmizált formában.
- A gyermek neme.
- A gyermek életkora.
- A szülői háztartás településtípusa (Budapest, város, falu).
- A szülők száma (egyszülős háztartás-e), illetve a testvérek száma<sup>10</sup>.
- A válaszadó roma származású-e, a kérdezőbiztos minősítése alapján.

<sup>9</sup> Az eredeti szöveg nem teljesen egyértelmű abban a tekintetben, hogyan is jártak el, ha az egyik vér szerinti szülő nem élt a gyermekkel, vagy ha mostohaszülő nevelte a gyermeket, így mi a saját elemzésünkben a gyermekkel egy háztartásban élő vér szerinti vagy nevelőszülő, szülők végzettségét vettük figyelembe.

<sup>10</sup> A HÉV esetén a szülők, illetve a testvérek száma az 1992–97-es időszakból megfigyelt változó. Ha ezen évek legalább egyikében a gyermek csak az egyik szülővel élt, egyszülős háztartásként soroltuk be. A testvérek számát az ugyanebben az időszakban a háztartásban található legmagasabb 18 év alatti gyermekszámból alakítottuk ki. Ezzel szemben mi ezen változók képzésekor csupán egyetlen év (2001/2 adatait) vettük figyelembe.

A modellek egymásra épülésének logikáját most részletesen nem ismertetjük, az megtalálható az eredeti szövegben, így most az eredmények hasonlóságaira, eltéréseire koncentrálnak.

Alapvetően megállapítható, hogy a megismételt vizsgálat eredményei a kritikus pontokon egyértelműen megfeleltethetőek egymásnak. Mindkét vizsgálat eredményei szerint a gyermek később elért iskolai végzettségére egyértelműen és erőteljesen hat a szülők iskolázottsága. Amennyiben a szülők valamelyike érettségizett, meghatározódik az esélye annak, hogy a gyermek is érettségit szerez. Ugyanez a hatás elmondható a diploma megszerzésére is, bár ez utóbbi esetben az esélyhányadosok – mindkét adatbázis esetén – valamivel kisebbek. A jövedelem és egyéb kontrollváltozók hatása után az iskolázottság hatása továbbra is egyértelműen szignifikáns marad.

A szülői háztartás jövedelmi helyzete – a szülők végzettségét kontroll alatt is tartva – szignifikáns hatást gyakorol a modellekben az érettségi megszerzésének esélyére. Lényegesen gyengébb – sőt a többi kontrollváltozó bevonása után már nem is szignifikáns ugyanennek a hatása a diploma (feltételezett) megszerzésére. Ez az eredmény első pillanatban arra utal, hogy a szülők iskolai végzettségben megtestesülő kulturális tőkéje mellett a jövedelemnek is önálló hatása van, legalábbis alacsonyán iskolázott szülők gyermekeinek érettségiszerezése kapcsán. Azonban itt szükséges óvni az eredmények túlinterepretálásától, mert könnyen lehetséges, hogy a jövedelemnek csupán azért van saját hatása, mert a szülők kulturális tőkéjét igen egyszerű módon operacionalizáltuk, s lehet, hogy a szülői kulturális tőke pontosabb, összetettebb mérése esetén ez az összefüggés eltűnne. A kérdéssel a következőkben részletesebben foglalkozunk.

Mindkét adatbázison futtatott elemzésnek fontos és egybehangzó eredménye, hogy a lánygyermekek esélye lényegesen nagyobb, mint a fiúgyermekeké mind az érettségi, mind a diploma megszerzésére.

Az életkori hatás a HÉV adatbázisban egyértelműen negatív, míg az ÉF adatbázisban nem szignifikáns. Ez teljesen logikus eltérés, és arra vezethető vissza, hogy míg a HÉV adatbázisban 12, addig a ÉF adatbázisban csak 5 kohorsz vett részt. A HÉV idősebb, még a 70-es években született kohorszai az oktatási boom előtt végzeték iskoláikat, így itt az idősebbeknek átlag alatti esélyük van egyes oktatási fokozatok elérésére. Az ÉF-ben résztvevő 1983-mas legidősebb és 1988-as legfiatalabb évjáratok között ilyen különbség értelemszerűen nem figyelhető meg.

A lakóhely esetén komoly hatások semelyik adatbázison sem találhatók.

Az egyszülős családi háttérnek az érettségi megszerzése szempontjából, úgy tűnik, semmilyen negatív hatása nincs, az ÉF adatbázis azonban azt az eredményt találta, hogy az egyszülős családban növekedő gyermekeknek kisebb esélyük van a diploma megszerzésére, mint a kétszülős családokban élő, egyébként hasonló helyzetű társaiknak. Ezen eredmény értelmezésekor azonban figyelembe kell venni, hogy az egyszülős családok háztartásjövedelme – egyszerűen az egy kereső miatt – jellemzően alacsonyabb, mint a kétszülős családoké, itt pedig a jövedelmet már kontrolláltuk. A jövedelmi helyzetet nem kontrollálva az ÉF adatbázisban az érettségi megszerzésére is az egyszülős családi helyzet negatív hatása mutatkozna.

TANULMÁNY

A testvérek száma és a roma etnikum kapcsán mindkét adatbázisban hasonló összefüggések mutatkoznak. A három vagy több testvérel együtt növekedő (tehát jellemzően négy vagy több gyermekes) családokban felnövő gyermekeknek a szülők iskolázottságának és a szülői háztartás jövedelmének kontrollálása után egyértelműen kisebb esélyük van diploma szerzésére. (Sőt, az ÉF adatbázisa szerint már az érettségi megszerzésére is.)

A HÉV adatbázisban egyáltalán nem, az ÉF adatbázisban pedig minimális számban szerepeltek roma diplomások, így az etnikai származás hatását csupán az érettségi megszerzése kapcsán tudtuk vizsgálni. Itt a roma származásnak mindkét adatbázis esetében egyértelmű és radikálisan negatív hatását találtuk. Mivel azonban a nagyon nagy (négy vagy több gyermeket nevelő) családok többsége ma Magyarországon – mindkét vizsgálat szerint – roma származású, így a nagy korreláció miatt egyszerre nem tudtuk a modelleken szerepeltetni a származást és a testvérek számát. Emiatt nem tudjuk elkülöníteni a roma származás és a testvérek számának egymással összefüggő hatásait.

2. táblázat A HÉV és a szülő-gyermek mobilitási minta eredményei

	A gyermekek iskolázottsága							
	Legalább érettségi							
	E1 modell		E2 modell		E3 modell		E4 modell	
	HÉV	ÉF-SZGY	HÉV	ÉF-SZGY	HÉV	ÉF-SZGY	HÉV	ÉF-SZGY
Érettségi	7,53***	7,94***	6,10***	6,84***	5,07***	6,91***	4,87***	5,90***
Érettségi felett	17,76***	23,11***	12,57***	13,70***	10,82***	13,41***	9,42***	12,10***
Háztartás-jövedelem logaritmizált			7,84***	5,97***	4,70**	8,00***	3,29*	5,06***
Nem (ref: férfi)					2,20***	3,33***	2,15***	3,56***
Életkor					0,88***	1,01	0,88***	1,00
Város					1,38	1,31	1,27	1,28
Budapest					1,62	1,97*	1,58	2,15*
Szülők száma (0-más, 1-egy szülő)					1,06	1,27	0,72	1,22
0					1,30	0,89		
2					0,79	0,72		
3+					0,60	0,21***		
Etnikum (ref: nem roma)							0,15***	0,16***
Súlyozatlan n	455	1077	454	1023	454	1022	418	1022
Log pseudo-Likelihood								
Pszedo R <sup>2</sup>	0,199	0,214	0,225	0,230	0,268	0,286	0,288	0,302

*Kapitány: A hátrányos társadalmi helyzetek generációk közötti átörökítése*

	A gyermekek iskolázottsága					
	Diploma					
	D1 modell		D2 modell		D3 modell	
	HÉV	ÉF-SZGY	HÉV	ÉF-SZGY	HÉV	ÉF-SZGY
Érettségi	3,88***	3,45***	3,37***	3,18***	2,58***	3,18***
Érettségi felett	11,63***	11,74***	9,12***	9,28***	9,03***	9,11***
Háztartás-jövedelem logaritmizált			3,71**	1,95*	3,40**	1,78
Nem (ref: férfi)					1,92***	1,90***
Életkor					0,95	1,03
Város					1,69*	0,85
Budapest					0,81	1,08
Szülők száma (0-más, 1-egy szülő)						0,60**
0					0,84	1,03
2					0,46**	0,64*
3+					0,25***	0,28**
Etnikum (ref: nem roma)						
Súlyozatlan n	455	1077	454	1023	454	1022
Log pseudo-Likelihood						
Pseudo R <sup>2</sup>	0,153	0,168	0,164	0,164	0,220	0,193

Szignifikancia szintek (itt is a többi hasonló táblázatnál): \*\*\*  $x < 0,01$ ; \*\*  $x < 0,05$ ; \*  $x < 0,1$

#### 4. A magyarázó változók pontosítása, a modellezés új struktúrája

A replikavizsgálat után első lépésben a magyarázó változóink pontosítását végeztük el. Ezután a korábbiakhoz hasonló módszerrel folytatjuk tovább a logisztikus regressziós modellek építését.

##### 4.1. Az anyagi helyzet mérésének korrekciója

A háztartás jövedelmi helyzete, amennyiben az adatok egy adott időpontra, vagy akár egy adott évre vonatkoznak, a nemzetközi szakirodalom szerint meglehetősen alacsony validitású változó (Behrman–Taubman 1990; Solon 1992). Az alacsony érvényesség egyik fő oka, hogy a családok jövedelmei az idő múlásával, illetve egyes ideiglenes életút-eseményekhez kapcsolódóan igen nagy mértékben ingadoznak.

Például amíg az édesanya a szülés után kilép a munkából, a család jövedelme erőteljesen csökken, amennyiben azonban sikerül visszatérni a munkapiacra, ez a csökkenés csak ideiglenes. Egy ilyen ideiglenes kilépés tehát valójában jelentősen alacsonyabb (tervezhető) szegénységi kockázatot jelent, mint ha – például tartós betegség miatt – az egyik felnőtt családtag huzamosan munka nélkül lenne. Amennyiben az anyagi helyzet nem az éppen aktuális jövedelemmel, hanem vagyontárgyakban és életmódjegyekben megtestesülő anyagi helyzettel mérjük, a fentiek miatt feltehetően stabilabb és érvényesebb mérőszámot kapunk.

Ennek tesztelésére létrehoztunk egy 0–15-ös anyagi helyzetet mérő skálát, amely tíz vagyoni helyzetet jellemző vagyontárgy<sup>11</sup> és öt életmódjegy<sup>12</sup> alapján épült fel, egyszerű kumulatív módon. Az így kapott skála meglehetősen magas Cronbach Alfa értékkel rendelkezik (0,81), amely semelyik item elhagyásával nem növelhető tovább<sup>13</sup>. A korábbi E2 modellbe ezt a skálát a jövedelem logaritmus helyett beépítve, lényegesen meg is nőtt a modell magyarázóereje (0,23-ról 0,27-re). Mivel a jövedelmi és az anyagi helyzetet mérő két változó korrelációja nem volt determinisztikus jellegű (0,55), így megpróbáltuk mind a pénzbeli jövedelmet mérő változót, mind az anyagi helyzetet mérő skálát beépíteni a modellbe. Ebben az esetben azonban a modell magyarázóereje nem nőtt, és a jövedelmi változó szignifikanciája megszűnt. Mivel teljesen ugyanezt tapasztaltuk a diploma szerzését magyarázó modellek esetén is, így a jövedelmi változót az anyagi helyzetet mérő változóra cseréltük.

#### 4.2. A kulturális tőke mérésének korrekciója

A kulturális tőkét a magasabb végzettségű szülő három csoportra osztott iskolai végzettségi csoportjával mérni nem éppen a legkifinomultabb módszer. Noha megmaradtunk a két szülő közül a magasabb végzettségű végzettségének figyelembevételénél, mintánk több mint kétszeres elemszáma valamivel részletesebb csoportosítást is lehetővé tett: Egyfelől megkülönböztettük a maximum 8 általánost végzett szülőket a szakmunkásoktól, másfelől a főiskolát végzetteket az egyetemet végzettektől. Ezzel a két kis módosítással rögtön javult a korábbi E1 és D1 modellek magyarázóereje (0,21-ről 0,25-re; illetve 0,17-ről 0,18-ra). A referenciacsoportot ezenkívül az érettségire módosítottuk.

A szülők kulturális tőkéjének további pontosítása céljából képeztünk egy, a kulturális aktivitást mérő öt változóból<sup>14</sup> álló skálát. Ezen a

<sup>11</sup> Lakás, amelyben mindenkinek van egy külön szobája; WC és fürdőszoba vagy zuhanyzó a lakásban; kert, terasz vagy kellemes környezetre nyíló erkély, telefon, autó, színes televízió, automata mosógép, mosogatógép, videó-magnó, számítógép.

<sup>12</sup> Évente egy hét nyaralás, új ruhák rendszeres vásárlása, elöregedett bútorok lecserélése, naponta egy tál meleg étel elfogyasztása, havonta legalább 5 ezer forint félretétele.

<sup>13</sup> Más indexképzési móddal is kísérletet tettünk, de az ugyanezen 15 itemből z-score transzformáció után képzett alternatív skála valamivel rosszabbul teljesített a modellekben, mint a hagyományos kumulatív skála, így végül a hagyományos skála alkalmazása mellett döntöttünk.

<sup>14</sup> Előfizet vagy rendszeresen megvesz egy újságot; havonta egyszer meghívja a barátait

skálán két ponttal vettük figyelembe, ha valaki létrehozta az adott aktivitást, egy ponttal, ha nem hozza létre, de nem azért, mert nem is igényli, hanem például anyagi vagy egyéb okból, nulla ponttal, ha valaki létrehozhatná, de nem igényli. Így egy 0-tól 10-ig tartó skálát kaptunk. Ez a skála azonban igen jelentős mértékben összefügg a szülői iskolai végzettséggel. Emiatt ezt a változót az iskolai végzettségtől függően relatív jellegűvé, kiegészítő skálává tettük, vagyis azt számoltuk ki, hogy az egyes szülők esetén ennek a skálaváltozónak az értéke meghaladja, vagy elmarad-e az adott szülői végzettségi csoportra átlagosan jellemzőtől. Így például a szakmunkás szülők esetén átlagosan 5,88 volt ennek a skálaváltozónak az értéke. Ha az adott szülő például 7 pontot kapott, akkor nála a kulturális tőke korrekciós értéke 1,12 volt. Ez azt mutatja, hogy az adott család feltehetően nagyobb kulturális tőkével rendelkezett, mint amilyen az iskolai végzettség változójából feltételezhető lett volna. Ez a változó azonban már részben szubjektív, részben egyéni jellemzőket is tartalmazott, így értéke elvileg azzal is összefüggésben lehet, hogy az első hullám idején a későbbi válaszadó apukája vagy anyukája szolgáltatott nekünk adatokat.

(Például könnyen lehetséges, hogy az apuka nem, míg az anyuka olvasott legalább hetente egyszer szépirodalmat. Ebben az esetben annak függvényében, hogy a későbbi fiatal felnőtt 2001-es családi viszonyairól ki szolgáltatott adatot, más lehet a változó mértéke.)

Ennek a potenciális torzításnak a csökkentésére a kulturális tőkét kiegészítő változó mellett a modellbe beépítettük a kiegészítő változó és a válaszadó szülő nemének keresztthatását is. Ezek a keresztthatások nem voltak szignifikánsak, a kulturális tőkét pontosító változó azonban igen – de csak az érettségi megszerzését magyarázó modellekben.

### *4.3. Családdemográfia*

A nemzetközi – elsősorban egyesült államokbeli – szakirodalom alapján a gyermekkori családi háttér demográfiai változójának erős hatást kellene mutatniuk a későbbi szegénységi kockázatokkal (pl. McLanahan 1988; McLanahan–Sandefur 1994; Corcoran 1995 stb.). A replikavizsgálatban két családdemográfiai változót alkalmaztunk: egy- vagy kétszülős háztartásban nevelkedett-e a kérdezett, illetve mennyi a vele együtt nevelkedő testvérek száma. Mindkét változó szignifikáns hatást gyakorolt a diplomaszerezést magyarázó modell esetén. Az érettségi megszerzése esetén azonban csak a nagyon magas testvérszámnak volt némi korlátozó hatása.

A 2001-ben egyszülős családban élők aránya a mi mintánkban 12,3% volt<sup>15</sup>. Vannak azonban az egyszülős családokon kívül más olyan család-

---

vacsorára, hetente legalább egyszer olvas könyveket, szépirodalmat; havonta egyszer-kétszer elmegy színházba, hangversenyre, vagy múzeumba; időt szakít saját magára, hobbi-jára.

<sup>15</sup> A valós arány a teljes szülő-gyermek longitudinális adatbázisban mintegy 16–18% körül lehet, de a módszertani bevezetőben elmondottak miatt, azokat a szülő-gyermek diádokat kizártuk az elemzésből, ahol a kérdezett szülő már 2001-ben sem élt a gyermekekkel. Már-

demográfiai konstellációk is, amelyek kockázatokként értelmezhetőek. Ilyenek lehetnek a többedik kapcsolaton alapuló családok, amelyekben az együtt élő pároknak korábbi partnerkapcsolataik és abból hozott gyermekeik vannak. Előfordulhat, hogy maga a későbbi válaszadó élt 2001-ben együtt az édesanyjával és anyja új partnerével egy háztartásban. Ez formálisan kétszülős családnak számít, de lehetséges, hogy egy ilyen családi konstelláció szegénységi pluszkockázatokat hordoz magában. Az is lehetséges, hogy maga a kérdezett a vér szerinti szüleivel él együtt, de egyben együtt él anyjának korábbi kapcsolatából származó féltestvéreivel is, vagy anyja új partnerének a korábbi kapcsolataiból származó gyermekeivel. De persze az is előfordulhat, hogy a kérdezett vér szerinti testvére más háztartásban él, stb. Lehetséges, hogy a kérdezett édesapjának volt egy korábbi házassága, és a kérdezettnek vannak ebből a házasságból származó féltestvérei, stb.

Áttekintve a szóba hozható és mérhető rengeteg lehetőséget, úgy döntöttünk, hogy mi csupán két könnyen mérhető, ritkább, de feltehetően komolyabb problémákat hordozó családi konstellációt veszünk figyelembe. Egyfelől azt vizsgáltuk, hogy 2001-ben a későbbi kérdezett egy háztartásban élt-e szülőjének korábbi kapcsolatából származó hozott gyermekével, akivel neki értelemszerűen rokoni kapcsolata nem volt. (A lenyegesen gyakoribb féltestvéreket nem vettük figyelembe.) Másfelől, amennyiben a kérdezett édesanyjával élt együtt, figyelembe vettük, hogy vajon van-e az édesanyjának külön, másutt élő kiskorú gyermeke. (Az édesapák külön élő kiskorú gyermekeit és a külön élő nagykorú gyermekeket nem vettük figyelembe.) Ebbe a két „erőteljesen újraalakult családra” utaló csoportba a válaszadók mintegy 4 százaléka tartozik.

Felmerülhet a szülők élettársi kapcsolata mint potenciális kockázati tényező. 2001-ben a későbbi fiatal felnőtteknek csak szűk 5 százaléka élt élettársi kapcsolatos szülői háztartásban, és ezen kapcsolatok jelentős része is újjáalakult, tehát nem a gyermek születésétől tartó kapcsolat. Ennek az értelmezéséhez fontos tudni, hogy a 80-as évek második felében, amikor kérdezettjeink születtek, még a mostani két ötöddel szemben egytized körül volt a házasságon kívüli születések aránya. Ezen születések is jellemzően egyszülős családokat és nem az élettársi kapcsolatokat jellemezték. A kevés élettársi kapcsolatban realizálódott gyermekvállalás után, 2011-re ezek az élettársi kapcsolatok is jelentős részben vagy házassággá alakultak, vagy felbomlottak.

Végül felmerül a párkapcsolat rossz minősége mint speciális családemográfiai tényező. Vajon egy olyan személynek, aki körül a családban mindennaposak a szülők közötti veszekedések, ahol az érintettek nagyon elégedetlenek a partnerkapcsolatukkal, ahol a vitáikat tettelegesség segítségével oldják meg stb., ez a családi háttér nem jelent-e a későbbiekben nemcsak partnerkapcsolati, de akár valamiféle szegénységi, iskolázottsági kockázatot is? A 2001-es kérdőívben részletesen, több kérdésben körbejártuk a partnerkapcsolat minőségének témakörét. Azonban ezen adatok validitásának is jelentős korlátja, hogy a válaszok mindig csak az egyik szülőtől származnak, és lehetséges, hogy ugyanazt a családi

---

pedig ezen elemzésből kizárt gyermekek többsége feltehetően egyszülős háztartásban élhetett 2001-ben.



helyzetet merőben másként értékeli a két partner. Mivel azonban a nyers keresztábrákon nyugvó adatok összefüggést mutattak a partnerkapcsolat minőségével és a később megszerzett iskolai végzettséggel, érdemesnek tűnt bevonni az elemzésbe ezt a dimenziót. Végül úgy döntöttünk, hogy egy egyszerű változóval leválasztjuk azokat a partnerkapcsolatokat, ahol a válaszadó szülő nyilatkozata szerint több különböző témakörben (pl. alkoholfogyasztás, féltékenység) is gyakran vagy mindennap vitatkoznak a szülők. Ez a kétszülős családok mintegy ötödében volt jellemző.

Sajnos azonban az egyes családdemográfiai potenciális kockázati tényezők között determinisztikus összefüggések is megfigyelhetők. Aki egyedül neveli gyermekét, az nyilván nem vitatkozhat a partnerével. Az erőteljesen újraalakult családok között jelentősen felülreprezentáltak az élettársi kapcsolatok stb.

Emiatt végül a testvérek száma mellett, az élettársi kapcsolatokat el nem különítve, egyetlen összevont, a szülők partnerkapcsolati helyzetét mérő változót hozunk létre. Ennek lehetséges értékei a következők: egyszülős család (12%); erőteljesen újraalakult kétszülős család (4%), kétszülős család, vitákkal terhelt partnerkapcsolat (17%), kétszülős család, vitákkal nem terhelt partnerkapcsolat (67%). A különböző kockázatok mintegy egymásra épülnek ebben a változóban, így tehát az „erőteljesen újraalakult” család esetén nem vettük figyelembe a partnerkapcsolat minőségét. Az ilyen változóképzés lehetővé teszi a kapott változó modellekbe történő beépítését. (Referenciaérték a kétszülős család, vitákkal nem terhelt partnerkapcsolat.)

#### *4.4. A modellezés új struktúrája*

Az eredeti replikavizsgálathoz képest a különféle kontrollváltozók struktúráját is módosítottuk. Az új, lépcsőzetes modellépítési logikát mutatja a 3. táblázat:

Emellett a modellezésből elhagytuk a település típusára, illetve a roma származásra utaló változót. Előbbi azért hagytuk el, mivel a területi hátrányok ilyen leegyszerűsítő mérése semmiféle hasznos eredményt nem hozhatott.<sup>16</sup> A roma származás modellbe építése elsősorban módszertani okokból nem volt megoldható. Ez a változó ugyanis szinte determinisztikusan összefügg jó néhány, magyarázó változóval, és sajnos a magyarázott változóval is. Emiatt adatbázisunk annak a kérdésnek a vizsgálatára, hogy a roma etnikai származás önmagában, a többi tényezőtől elkülönítve is hordoz-e magában plusz szegénységi kockázatot, nem alkalmas. Egy ilyen kutatási kérdés megválaszolásához – módszertani okokból nagyon nehezen előállítható – speciális roma adatbázisra, vagy jóval nagyobb elemszámra lenne szükség.

<sup>16</sup> A kérdés elemzéséhez korrekt többszintű (multi-level) elemzésre lenne szükség.

3. táblázat A logisztikus regressziós modellek szerkezete

		A változó neve	A változó típusa	Nyers	DE	ANY	KUL	CSAL	TOT
Demográfia	A válaszadó neme	k3neme	Kat (ref: 1 férfi)	-	+				+
	A válaszadó életkora	x1betkor	Folyamatos	-	+				+
Szülői háztartás anyagi helyzete	Anyagi helyzetet mérő skála	x1szanyagi	Folyamatos	-		+			+
Szülői háztartás kulturális tőkésége	Szülői legmagasabb iskolai végzettsége	x1sziskmaxs	Kat (referencia: 3 érettségi)	-			+		+
	Kiegészítő kulturális tőkét mérő skála	x1relszkult	Folyamatos	-			+		+
	Válaszadó szülő neme * kiegészítő változó	x1relszkult* szulo_ k3neme	Kereszt-hatás				+		+
Család-demográfiai háttér	Szülői partnerkapcsolati helyzet	x1szcsaltip	Kat (ref: 4 a kétszülős család, vitákkal nem terhelt)	-				+	+
	Válaszadó szülő neme * Szülői partnerkapcsolati helyzet	x1szcsaltip * szulo_ k3neme	Kereszt-hatás					+	+
	Testvérek száma	x1testv	Kat. (ref: 2: egy testvér)	-				+	+

### 5. A pontosított modellek eredményei – az érettségi megszerzése

Az adatbázisunk eredményei szerint a mintában szereplő fiatalok 72 százaléka érettségizett vagy feltehetően érettségit fog szerezni. (Tehát, ha diák, akkor jelenleg olyan iskolatípusban tanul, amely elvégzése esetén érettségit ad.)

Az érettségi megszerzését statisztikai értelemben szignifikáns mértékben meghatározza mind a négy magyarázó változó típus. A hatás ereje azonban igencsak eltérő. A saját demográfiai helyzet két változója közül az életkor nem, csak a válaszadó neme mutat szignifikáns összefüggést. Az eredmények szerint a lányoknak nagyobb esélyük van az érettségi megszerzésére, és az összefüggés erőssége a többi változó kontroll alatt tartása esetén (TOT modell) csak erősödik. Ezekben a korosztályokban

feltehetően a lányok 80 százaléka érettségizett, ez az arány a fiúknál csak kétharmad körüli (64%).

A szülői háztartás anyagi, vagyoni helyzetének egyértelmű és erős hatása van: minél jobb a vagyoni helyzet, annál nagyobb az érettségi megszerzésének az esélye. Igen lényeges kérdés, hogy ez az eredmény hogyan függ össze a szülők kulturális tőkéjével. Nyilván a magasabb iskolázottságú szülők egyben jobb eséllyel vannak jól fizető állásban, így a szülők iskolai végzettsége egyszerre javítja a család vagyoni helyzetét és hat a gyermek iskolázottságára.

Vizsgálatunk egyik fontos eredménye, hogy noha a fenti összefüggés valóban létezik, a szülői háztartás vagyoni helyzetének – a szülők kulturális tőkéjének kiszűrése után is – erős és egyértelmű hatása van az iskolai végzettség megszerzésére. A szülői háztartás vagyoni helyzete tehát nemcsak közvetítő változó, hanem saját, önálló hatással is bír. Vagyis két, ugyanolyan kulturális tőkével rendelkező, hasonló családszerkezetű szülői családban felnövekvő gyermek közül annak volt nagyobb esélye leérettségizni, amelyikük családjának az anyagi helyzete jobb volt.

Ennek az eredménynek a további értelmezése ezen a ponton részben elméleti, részben ideológiai kérdés: Egyfelől feltehető, hogy a szülők, illetve a szülői család jó anyagi helyzete valamilyen módon a szülők munkapiaci jövedelemtermelő képességének a – nyilván nem tökéletes – mutatója, és ilyen értelemben a munkapiaci siker mutatója. A munkapiaci siker pedig meghatározható a szülő(k) foglalkozásával, ez pedig operacionálizálható lenne a mobilitási irodalomban bevett foglalkozási presztízs-skálával (ld. Treiman-féle, vagy a magyarországi Kulcsár-Harcsa-féle skálák). Ekkor az anyagi jólét valójában a szülői foglalkozási presztízs valamiféle tökéletlen helyettesítő mérőszámaként lenne felfogható. A fenti levezetést elfogadva erőteljesen közelítenénk ahhoz a fogalomhoz, amit a klasszikus mobilitási irodalom „származásnak” nevez, és amelyet jellemzően a szülők iskolai végzettségével és foglalkozásával operacionálizál (ld. Róbert 2001). Jelen esetben azonban nem célunk a klasszikus mobilitási irodalom szaktudományos kérdéseinek elméleti megalapozottságú vizsgálata, sokkal inkább a gyakorlati szociálpolitikai tanulságok az érdekesek. Ez utóbbi szempontból viszont különösen érdekes a rendszerváltás után felerősödő vagyoni egyenlőtlenségek szerepének vizsgálata. Ebből a gyakorlatias megközelítésből pedig adataink alapján megállapítható: az iskolai végzettség megszerzését illetően egyértelműen létezik az anyagi tőke közvetlen hatása is, a szülői háztartás kulturális tőkéjének a hatáserőssége azonban nagyobb.

Emellett eredményeink ezen a speciális mintán is egyértelműen igazolják azt a hazai mobilitáskutatásban a kezdetek óta ismert alapvető tényt, miszerint a szülők iskolai végzettségének növekedésével párhuzamosan nő a gyermek esélye az érettségi megszerzésére. Az összefüggés igen erős, főleg a legalacsonyabb végzettségű családok gyermekei vannak különösen rossz helyzetben az érettségi megszerzése szempontjából. (Ennek az az oka, hogy ezekből a családokból jellemzően érettségit nem adó szakiskolákba kerül a gyermek.)

A szülők iskolai végzettségével mért kulturális tőkét kiegészítő változó hatása is szignifikáns a kulturális modellben. Vagyis két, megegyező iskolai végzettségi kategóriába tartozó szülői család közül azon család

**TANULMÁNY**

gyermekének volt nagyobb esélye érettségit szerezni, ahol a kulturális jellegű aktivitás nagyobb volt. Ez az összefüggés azonban csak a háztartás anyagi helyzetének bevonásáig volt szignifikáns. A szülői család anyagi helyzete ugyanis adataink szerint jelentős mértékben meghatározza a kulturális fogyasztást is, így annak önálló hatását elvonja.

**4. táblázat Az érettségi megszerzését magyarázó logisztikus regressziós modellek**

	Nyers	DE	ANY	KUL	CSAL	TOT
NEM (ref: ffi)	2,249***	2,244***				4,407***
BETÖLTÖTT KOR	,998	,999				,991
ANYAGI HELYZET	1,438***		1,438***			1,237***
ISK. VÉGZ. (ref: ér)	***			***		***
Max. 8 osztály	,039***			,037***		,060***
Max. szakmunkás	,185***			,182***		,216***
Főiskola	2,141**			2,152**		1,755
Egyetem	3,693**			3,722**		2,484
REL KULT FOGY	1,125***			1,210***		1,085
REL KULT FOGY *				,952		,935
SZULÓ NEME						
CSALÁD TÍPUSA	***					
Egyszülős	,839				,849	2,628
Újjáalakult	,369***				,720	,897
Vitákkal terhelt	,672**				,822	1,615
CSALÁDTÍPUS * SZULÓ NEME						
Egyszülős * szülő neme					,912	,582
Újjáalakult * szülő neme					,405	,416
Vitákkal terhelt * szülő neme					,715	,708
TESTVÉREK (ref: 1)	***				***	
Nincs	,830				,885	,902
2	,708				,680*	,767
3 vagy több	,158***				,161***	,392**
Cox & Snell R Square		0,031	0,196	0,258	0,05	0,332

A családdemográfiai változók hatása a kulturális és anyagi tőkéhez viszonyítva egyértelműen gyenge. A családtípusok (egyszülős, erőteljesen újraalakult, vitákkal terhelt, „normális készülő”) esetén valójában nem találunk összefüggést. Ez egyértelműen ellentétes azokkal a korábban említett, elsősorban amerikai kutatási eredményekkel, amelyek a családszerkezetet olyan, önálló kockázati tényezőnek fogják fel, mint amely nem csupán a jövedelmi hatáson keresztül, de más utakon át (pl. az apai felügyelet, szociális minta hiánya) is hátrányosan hat a gyermek fejlődésére. Érdekes viszont a gyermekszám kapcsán kapott eredmény, amely szerint a valóban nagy családokban (4 vagy több gyermek) élőknek nemcsak a családi, de a teljes modellben is egyértelműen hátrányuk van. Ez utóbbi azt jelenti, hogy a nagycsaládosok – az érettségi megszerzése szempontjából – hátrányos helyzete nem vezethető vissza kizárólag a rosszabb anyagi helyzetre, az esetlegesen alacsonyabb kulturális tőkére. Sok testvér esetében nyilván kevesebb szülői energia marad egy-egy gyermekre, mint egy hasonló, de kevesebb gyermeket nevelő családban. Lehetséges, hogy ez nyilvánul meg az alacsonyabb érettségiszerzési esélyekben. Fontos azonban látnunk, hogy ez a pluszkockázat csak a valóban nagy (négy vagy több gyermeket nevelő) családok esetén marad fenn a kontroll után is a TOT modellben, a háromgyermekes családok esetén a nagyobb szegénységi kockázat kontrollálása után elolvad.

## **6. A pontosított modellek eredményei – a diploma megszerzése**

Adatbázisunkban a diplomások vagy feltehetően diplomát szerzők aránya 34%. A diplomaszerezést magyarázó modellek magyarázóereje jelentősen elmarad az érettségi megszerzését magyarázó modellektől. Megállapítható, hogy a modellekbe bevont magyarázó tényezők kevésbé determinisztikusan határozzák meg, hogy az érintett gyermek (feltehetően) diplomát szerez-e. Az egyes változók hatásának iránya jellemzően megegyezik az érettségi megszerzését magyarázó modellek esetén megfigyelttel, de a meghatározottság erejét tekintve jelentős különbségek találhatók.

Így például a lányok esélye mind az érettségi, mind a diploma megszerzésére magasabb a fiúk esélyénél. A diploma esetén azonban a lányok plusz esélye jóval alacsonyabb, mint a fiúké, és jelentős mértékben az érettségiszerzés aszimmetrikus arányára vezethető vissza. A mintában lévő érettségizett fiúk 46, a lányok 50 százaléka szerez feltehetően diplomát, de a fiúk esélye ez érettségi megszerzésre jóval alacsonyabb – ezt az előző modellben bemutattuk.

A szülői háztartás anyagi helyzetének a diploma megszerzése esetén is pozitív, egyértelmű, és a kulturális tőke kontrollálása után is fennmaradó hatása van. (Ez utóbbi azonban – tekintve a költségtérítéses képzések jelentős arányát – talán kevésbé meglepő, mint az érettségi esetén.) A szülői háztartás anyagi helyzetét magyarázó változót használó modell prediktív értéke azonban alacsonyabb, mint az érettséginél.

A szülők iskolai végzettsége esetén szintén gyöngébb a prediktív

TANULMÁNY

érték, sőt a kulturális tőkét mérő kiegészítő változó esetén – szemben az érettségi megszerzésével – egyáltalán nincs hatás.

5. táblázat Felsőfokú végzettség megszerzését magyarázó logisztikus regressziós modellek

	Nyers	DE	ANY	KUL	CSAL	TOT
NEM (ref: ffi)	1,593***	1,589***				2,058***
BETÖLTÖTT KOR	1,052	1,053				1,023
ANYAGI HELYZ.	1,332***		1,332***			1,173***
ISK. VÉGZ. (ref: ér)	***			***		***
Max. 8 osztály	,063***			,062***		,135***
Max. szakmunkás	,393***			,394***		,484***
Főiskola	2,929***			2,949***		2,704***
Egyetem	3,418***			3,432***		2,743***
REL KULT FOGY	1,052			1,115		,988
REL KULT FOGY *				,930		,946
SZULÓ NEME						
CSALÁD TÍPUSA	***				*	
Egyszülős	,561***				,631	1,050
Újjáalakult	,494*				,892	1,307
Vitákkal terhelt	,536***				,483**	,582
CSALÁDTÍPUS * SZÜLŐ NEME	***					
Egyszülős * szülő neme					,789	,562
Újjáalakult * szülő neme					,288	,273
Vitákkal terhelt * szülő neme					1,129	1,305
TESTVÉREK (ref:1)	***				***	
Nincs	1,006				1,079	1,182
2	,699*				,655**	,690
3 vagy több	,243***				,266***	,669
Cox & Snell R Square		0,013	0,138	0,184	0,037	0,233

A családdemográfiai változók esetén egyfelől ismét megfigyelhető a 3, illetve a 4 vagy több gyermeket nevelő családokban élők alacsonyabb diplomaszerzési esélye. Ez a hatás azonban most az anyagi helyzet bevonása után elveszti szignifikáns jellegét. Vagyis a sokgyermekes családokban felnőőknek a családjuk rosszabb anyagi helyzete miatt kisebb az esélyük diplomát szerezni, mint a kis családokban felnőőknek. A családstruktúra esetén továbbra sincsenek komoly hatások. Plusz kockázat

nem az egyszülős vagy erőteljesen újjáalakult családok esetén figyelhető meg, hanem a sűrű vitákkal terhelt, kétszülős családok esetén. A teljes modellben azonban ezek a hatások már elolvadnak, elsősorban a szülők iskolai végzettségének kontrollja után.

## **7. A magyarított változó módosítása: „korai iskolaelhagyók”, illetve a „sikertelen karrierkezdők”**

Az iskolapadból való korai kilépés elleni közdelem az EU egyik vezető célja lett az elmúlt években, tekintve, hogy a korai iskolaelhagyás arányának csökkentése egyszerre növeli az EU munkaerejének versenyképességét, növeli a jövőbeli foglalkoztatottságot és csökkenti a szegénységet. A korai iskolaelhagyásnak (Early School Leaving) két – egymáshoz igencsak hasonló – definíciója van.

Az Eurostat ezt az indikátort az egyes országok munkaerő-felvételeinek (LFS) adatai alapján számolja. Eszerint korai iskolaelhagyó, aki 18–24 éves; nincs középfokú végzettsége (szakképzettsége, szakképzettségnek nem elfogadva a kétéves vagy rövidebb szakképzést), és a kérdezést megelőző négy hétben nem vett részt oktatásban vagy szakképzésben. Ennek az indikátornak az aránya Magyarországon jelenleg 11–12% körül van, és az ország 2020-ra vállalta ennek az értéknek a 10% alá való csökkentését.

Az OECD definíciója szerint ezzel szemben a következőképpen kell számolni a korai iskolaelhagyók arányát: 20–24 évesek között az a személy, aki jelenleg nem tanul és nincs középfokú végzettsége (szakképzettsége). A két indikátor egymáshoz meglehetősen hasonló értéket eredményez, de az OECD-féle meghatározás valamivel szerencsésebbnek tűnik (ld. EU 2005). Mivel az Életünk Fordulópontjai Szülő-gyermek mintában a válaszadók korcsoportja az OECD definíciónak felel meg, azért mi ez alapján képeztük a korai iskolaelhagyók arányát. Ennek a csoportnak az aránya a mi mintánkban 11% volt.<sup>17</sup>

A korai iskolaelhagyás redukciója valóban fontos és értelmes társadalmi cél lehet, mivel az államigazgatás számára jól megfogható célcsoportot jelent, és a korai iskolaelhagyók valóban messze átlag feletti arányban nem tudnak belépni a munkaerőpiacra, és válnak ennek következményeképp szegénnyé.

Ugyanakkor fontos látnunk azt, hogy a korai iskolaelhagyás az adataink szerint nem jelenti teljes meghatározottsággal azt, hogy az érintett fiatal munkanélküli lesz. Adataink szerint a korai iskolaelhagyók egy nem elhanyagolható részének, mintegy 30 százalékának sikerült elhelyezkednie a hagyományos munkapiacra alkalmazottként, jellemzően segéd- és betanított munkásként. (Emellett még jó néhányan dolgoznak alkalmi munkásként vagy közmunkásként.) A korai iskolaelhagyó nők esetén pedig a korai gyermekvállalás és utána a gyese és a gyete igénybevétele tekinthető az egyik jellemző életútnak. A mintánkban szereplő korai iskolaelhagyók csaknem ötöde jelenleg gyeseen vagy gyeten van!

<sup>17</sup> Ez összesen 112 főt jelent. Ez az alacsony elemszám nagyban korlátozza az elemzési lehetőségeket.

Ezen anyasági támogatások azért jelenthetnek „menekülő utat” a korai iskolaelhagyók részére, mert igénybevételekhez nem szükséges előzetes munkaviszony, és mégis legális, államilag elismert távollétet jelentnek a munkapiacról, három gyermek vállalása esetén akár 14 (3+3+8) évig.

Másfelől a korai iskolaelhagyás meglehetősen szűk definíció is. Pontosán tudjuk például, hogy ma Magyarországon a középfokú szakképzés egy nem elhanyagolható része oktatási „parkoló pályaként” működik. Ezekben a képzésekben ha a diáknak még sikerül is szakmunkás-bizonyítványt szereznie, ez számára komoly munkaerő-piaci előnyt nem jelent. Adatbázisunk lehetőséget ad annak megvizsgálására is, hogy melyek azok a fiatalok, akik – függetlenül attól, hogy korai iskolaelhagyók voltak vagy sem – már kikerültek az iskolapadból, de munkaerő-piaci helyzetük nem kielégítő, vagyis munkaerő-piaci karrierjük kudarcosan, sikertelenül indul.

Ebbe a csoportba soroltuk azokat a fiatalokat, akik semmilyen formában nem folytattak tanulmányokat, és saját magukat munkanélkülinek (11%), pénzkereső munkát nem végző egyéb inaktívnak (3%), alkalmi munkákból élőnek (3%), illetve közmunkásnak (1%) sorolták be. Mint látható, ez a csoport lényegesen nagyobb, mint a korai iskolaelhagyók csoportja, arányát tekintve ez összes fiatal csaknem 1/5-e ide sorolható. A következőkben ezt a csoportot – elemszáma a mintában 196 fő – „sikertelen karrierkezdőknek” nevezzük.

Miután az alapvetően iskolai végzettségük alapján meghatározott korai iskolaelhagyókat bemutattuk, a jelenlegi aktivitásukat tekintve, érdemes a munkaerő-piaci helyzet alapján meghatározott sikertelen karrierkezdőket is iskolai végzettség szerint bemutatni: A legjellemzőbb iskolai végzettségi csoport a szakmunkásképző, szakiskola befejezése (32%). 28% az általános iskolai végzettséget vagy még azt sem szerzők csoportja. A legalább érettségizők aránya 40%, ennek a csoportnak csaknem fele tett szakközépiskolai érettségit. A gimnáziumi érettségit tettek közül pedig sokan nem hagyományos úton szereztek az érettségit, hanem szakmunkásképző befejezése után esti tagozaton. A diplomások aránya 5%, ami arra utal, hogy egy diplomával sem minden esetben egyszerű a belépés a munkapiacra. Ha ennek a csoportnak a képzettségét mégis jellemezni szeretnénk, akkor egyértelműen a szakmunkásképzők, szakiskolák szerepét kell kiemelnünk. A csoport tagjainak pont fele (50%) iskolai karrierje folyamán legalább egyszer diákja volt szakmunkásképző intézménynek. Ez az eredmény egyértelműen arra utal, hogy sikertelen karrierkezdés szempontjából nem elég a korai iskolaelhagyókra koncentrálni, a későbbi munkaerő-piaci kudarcokban a szakképzésnek is igen komoly szerepe van.

Elemzésünk folytatásában a fentiekben ismertetett modelleket újból lefuttatjuk, de jelen esetben a magyarázott változó nem valamiféle hipotetikus iskolai végzettség lesz, hanem a „korai iskolaelhagyók” és a „sikertelen karrierkezdők” csoportja. Vajon a szülői ház mely attribútumai mutatnak összefüggést a korai iskolaelhagyással és a sikertelen karrierkezdéssel? Elvi alapon az feltételezhető, hogy a korábbi, az iskolai végzettség elérését magyarázó összefüggések mutatkoznak meg, csak most – értelemszerűen – fordított irányban. Valóban erről van szó, vagy bizonyos pontokon eltér egymástól a két jelenségcsoport oksági rendszere?



A korábbi elemzésekben használt változókon nem módosítottunk, egyetlen kivétellel: Mivel az egyetemi diplomás szülővel rendelkezők között nem volt korai iskolaelhagyó, így ezekben a magyarázó modellekben a szülői iskolai végzettség esetén egy kategóriába vontuk össze a főiskolai és egyetemi diplomát.

## **8. Kikből lesznek a „korai iskolaelhagyók”?**

A korai iskolaelhagyás esetén a kérdezett nemének a szerepe sokkal kisebb, mint az érettségi megszerzése esetén, a lányok előnye épphogy megmutatkozik a teljes modellben. A lányok esélye 10, a fiúké 11% a „korai iskolaelhagyásra”. Ennek ez eredménynek feltehetően az az oka, hogy a különféle szakiskolákba kerülő fiúk a szakmai végzettségükkel „megmenekülnek” a korai iskolaelhagyó kategóriától, és így itt – ez érettségivel szemben – nem kerülnek hátrányos helyzetbe.

A család anyagi helyzete és a szülők iskolai végzettsége igen jelentős szerepet játszik a korai iskolaelhagyás előrejelzésében. Az adatok arra utalnak, hogy a korai iskolaelhagyás azon családok gyermekeinél válik nagy eséllyel realitássá, ahol semelyik szülőnek sincs még szakmunkás-végzettsége sem. (Vagyis ahol a szülők is – mai szemmel nézve – korai iskolaelhagyónak számíthatnának.) Ugyanakkor feltétlenül nyugtalanító a család anyagi helyzetének egyértelmű és erős hatása, főleg az, hogy ez a hatás a szülők iskolai végzettségének kontrollja után is megmarad. Ez az eredmény megerősíti azt a korábbi eredményünket, hogy a hátrányos helyzet generációk közötti átörökítésének nemcsak a közvetett (az iskolai végzettségen keresztül működő), hanem a közvetlen csatornái is működnek.

A szülői család típusa esetén meglepő és váratlan eredményeket kaptunk: Az adatok arra utalnak, hogy a válások, kapcsolat-megszakadások következtében létrejövő, speciális családtípusok eltérően hatnak a korai iskolaelhagyás esélyére: az egyszülős családban felnövekvő gyerekekénél csökkenti, míg a válást követően újraalakult családokban növekvőknél növeli az esélyét annak, hogy ez érintett korai iskolaelhagyó lesz. A korai iskolaelhagyóknak a mintában lévő alacsony elemszáma miatt azonban ezen következtetéseket óvatossággal kell kezelni. A háromnál több gyermeket nevelő nagycsaládok pluszkockázatát azonban már kevesebb kétkedéssel lehet kezelni: ugyanezt az összefüggést láttuk az érettségi és a diploma megszerzése esetén is.

6. táblázat A „korai iskolaelhagyást” magyarázó logisztikus regressziós modellek

	Nyers	DE	ANY	KUL	CSAL	TOT
NEM (ref: ffi)	,897	,898				,617*
BETÖLTÖTT KOR	,979	,979				,938
ANYAGI HELYZ.	,603***		,603***			,710***
ISK. VÉGZ. (ref: ér)	***			***		***
Max. 8 osztály	69,489***			71,820***		24,046***
Max. szakmunkás	11,235***			10,936***		6,913***
Felsőfok	,905			,907		1,952
REL KULT FOGY	,852***			,890		1,124
REL KULT FOGY *				,884		,803
SZULÓ NEME						
CSALÁD TÍPUSA	***					**
Egyszülős	,786				,540	,080**
Újjáalakult	4,426***				2,960*	4,447**
Vitákkal terhelt	2,197***				1,353	,629
CSALÁDTÍPUS *						
SZULÓ NEME						
Egyszülős * szülő neme					1,769	3,572
Újjáalakult * szülő neme					1,199	,307
Vitákkal terhelt * szülő neme					2,212*	2,240
TESTVÉREK (ref: 1)	***				***	**
Nincs	1,339				1,217	1,293
2	1,497				1,579	1,317
3	12,299***				11,597***	4,467***
Cox & Snell R Square		0,001	0,171	0,173	0,073	0,235

### 9. Kikből lesznek a „sikertelen karrierkezdők”?

A sikertelen karrierkezdők csoportja lényegesen nagyobb és nehezebben „megfogható”, mint a korai iskolaelhagyóké. Ebben az esetben a modellek magyarázóereje jelentősen elmarad, mintegy a fele a korábbiakénak. A családtípus és a demográfiai változók esetén gyakorlatilag nem beszélhetünk valós hatásról, még a fiúk pluszkockázata tűnik ezen hatások közül leginkább stabilnak. (A százalékokat nézve a lányok 16, a férfiak 21 százaléka került a sikertelen karrierkezdő kategóriába.) A testvérek száma esetén furcsa, részben nem logikus eredményeket találtunk: Egy-

felől a családdemográfiai modellben nemcsak a négy, hanem a háromgyermekes családokban felnövekvőknek is nagyobb esélyük van a sikertelen karrierkezdetre. Ez idáig logikus, és az előzőekben tapasztaltaknak megfelelő irányú összefüggés. A többi kontrollváltozó bevonása után a teljes modellben azonban csak a háromgyermekesek pluszkockázata marad szignifikáns, a négygyermekeseké nem.

Mind a szülők iskolai végzettségének, mind a szülői háztartás anyagi helyzetének a „szokásos” módon van hatása a sikertelen karrierkezdetben. A hatás iránya is a korábbiakban megfigyelttel megegyező: a szülői iskolai végzettség, illetve a szülői háztartás vagyoni helyzetének növekedésével párhuzamosan csökken az esély a sikertelen karrierkezdetre. A meghatározottságok azonban igen gyengék, az ezt mérő Cox & Snell-féle  $R^2$  0,1 alatt van mind az anyagi, mind a kulturális modell esetén.

A modell gyengesége mögött az áll, hogy jelen esetben egy más, társadalmilag nehezebben megmagyarázható jelenséget akarunk megközelíteni, mint az előző három magyarázott változó esetén. Az érettségi feltételezett megszerzése, a diploma feltételezett megszerzése és a korai iskolaelhagyás esetén a magyarázott társadalmi jelenség valójában – bizonyos korábban említett korlátozásokkal – a gyermek által elérendő iskolai végzettség. Ezzel szemben a sikertelen karrierkezdet bár összefügg az iskolai végzettség fokával, azonban ez az összefüggés egyáltalán nem determinisztikus. Éppen ez teszi lehetővé, hogy a modellünket továbbépítsük: a fiatal felnőtt feltételezett befejezett iskolai végzettségét a magyarázó változók közé hiba lenne beépíteni, mivel ennek megszerzése időben jóval később történik, mint 2001, amikor a többi magyarázó változónk vonatkozik.

Ugyanakkor a 2001-es első kérdezési hullám idején történt meg a kérdezettek nagy részénél a középfokú iskolatípus kiválasztása<sup>18</sup>. Ezért képeztünk egy új változót, amely azt mutatta, hogy az általános iskola befejezése után – jellemzően 1999–2002-ben, de a 6–8 osztályos gimnáziumok és az éviméltések miatt nem kizárólag ezekben az években – mi történt a későbbi válaszadóval. Gimnáziumba ment (37%), érettségit adó szakközépiskolába ment (32%), szakmát tanult, érettségit nem adó helyen (22%), illetve nem tanult tovább (9%). Referenciacsoportként a gimnáziumi továbbtanulást választottuk.

Az eredmények egyértelművé teszik, hogy a későbbi sikertelen karrierkezdés esetén kulcsesemény a középfokú iskolaválasztás. A változó bevonása után a modell magyarázóereje jelentősen megnőtt, és az összefüggés egyértelmű: aki középfokon nem vagy érettségit nem adó szakiskolában tanul tovább, az egyértelműen nagy eséllyel kockáztatja a későbbi sikertelen belépést a hagyományos munkapiacra. Ezzel szemben az érettségit adó szakközépiskolák és a gimnáziumok között ebből a szempontból nincs különbség. Ez persze nem zárja ki, hogy – például a fizetésekben – különbségeket lehessen regisztrálni.

Az a megállapítás, mely szerint a társadalmi pozíciók generációk közötti átörökítésében ma Magyarországon a középfokú iskolaválasztás kulcsszerepet játszik, természetesen nem újdonság. A kérdéskört több

<sup>18</sup> Eltekintve azoktól, akik 8 vagy 6 osztályos gimnáziumba jártak – de ez ő esetükben az érettségi megszerzése szinte adottnak tekinthető.

más tanulmány mellett (pl. Kertesi–Kézdi 2005) – empirikus adatokon – kiválóan bemutatja Andor Mihály és Liskó Ilona fontos és alapos könyve (Andor–Liskó 1999). A szerzők egy 1997/98-ben gyűjtött, több mint 4000 fős, speciálisan a középfokú továbbtanulási döntésekre fókuszáló adatfelvétel adatainak felhasználásával részletesen mutatják be, hogy a szülők iskolai végzettsége és egyéb tényezők hogyan befolyásolják a középfokú iskolaválasztásról hozott családi döntést.

A mi kutatási kérdésünk, adataink azonban alapvetően más szerkezetűek: Számunkra itt a középfokú iskolaválasztás nem magyarázott változó, hanem okozat. Azt tudjuk megvizsgálni, hogy az egykor (a 2000. év környékén) meghozott döntésnek milyen hatásai lettek, amikor 2008-ban már fiatal felnőttekké váltak az egykori kiskamaszok.

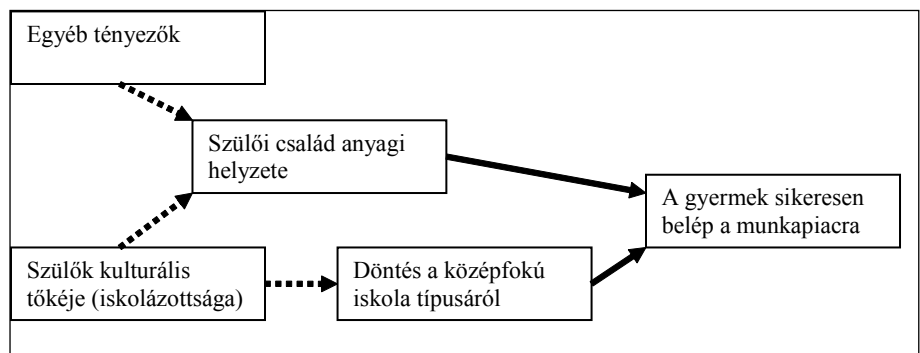
Így például az általunk épített, kibővített modell eredményei egyfelől valóban alátámasztják azt a korábbiakban is ismert ténytet, hogy a középfokú iskolatípus választása gyakorlatilag a szülők kulturális tőkéjének (iskolai végzettségének) a függvénye. Ez onnan derül ki, hogy amint a középfokú iskolaválasztást is bevontuk a modellbe (TOT+), a szülők iskolai végzettsége elveszti magyarázóerejét.

Ugyanakkor – és ez nagyon lényeges – eredményeink szerint a szülői háztartás anyagi helyzetének a hatása szignifikáns marad nemcsak a szülők iskolai végzettségének, hanem a középfokon választott iskola típusának bevonás után is. Tehát a középfokú iskolaválasztás valóban kulcsemény a későbbi sikeres karrierkezdet szempontjából, de – sajnos – a szülői háztartás más módon is hat a sikeres karrierkezdetre: úgy tűnik, a szülői jómód valamiképpen közvetlenül segíti a gyermek munkapiaci karrierjét.

Ha optimisták vagyunk, akkor azt feltételezhetjük, hogy a formális iskolai végzettségtől részben független anyagi sikeresség öröklődik valamilyen módon át a következő generációra. Természetesen azonban nem zárható ki a közvetlen vagyoni hatás sem. (Pl. a jobb módú szülők képesek támogatni gyermeküket, hogy olyan településre költözzön, ahol talál magának munkát stb.)

A lenti ábra mutatja a TOT+ modellben mért hatásokat (folytonos nyilak), illetve az ismert, a háttérben meghúzódó mechanizmusokat (szaggatott nyilak).

2. ábra A TOT+ modellben mért és feltételezett hatások



7. táblázat A „sikertelen karrierkezdést” magyarázó logisztikus regressziós modellek

	Nyers	DE	ANY	KUL	CSAL	TOT	TOT+
NEM (ref: ffi)	,693**	,694**				,574***	,748
BETÖLTÖTT KOR	,951	,950				,954	,949
ANYAGI HELYZ.	,787***		,787***			,850***	,887***
ISK. VÉGZ. (ref: ér)	***			***		***	
Max. 8 osztály	5,181***			5,288***		2,816***	1,453
Max. szakmunkás	1,809***			1,782***		1,304	,900
Főiskola	,592			,588		,705	,848
Egyetem	,456*			,455*		,615	,708
REL KULT FOGY	,900**			,844**		,924	,912
REL KULT FOGY * SZÜLŐ NEME				1,098		1,080	1,099
CSALÁD TÍPUSA							
Egyszülős	1,189				1,069	,573	,865
Újjáalakult	,778				,282	,208	,196
Vitákkal terhelt	1,182				1,390	,912	,938
CSALÁDTÍPUS * SZÜLŐ NEME							
Egyszülős * szülő neme					1,326	1,577	1,144
Újjáalakult * szülő neme					4,163	2,903	2,645
Vitákkal terhelt * szülő neme					,822	,794	,758
TESTVÉREK (ref: 1)	***				***	**	*
Nincs	,830				,805	,769	,765
2	1,747**				1,814***	1,694**	1,592*
3 vagy több	2,538***				2,720***	1,152	,964
ISKOLAVÁL. (ref: gi)	***						***
Nem tanul tovább	10,363***						5,140***
Szakmunkás	6,170***						3,696***
Szakközépiskola	1,365						1,188
Cox & Snell R Square		0,006	0,081	0,075	0,023	0,113	0,145

## 10. Egy speciális tényező vizsgálata: segélyezettként, inaktív családban felnőni

Az egyesült államokbeli és ausztrál szakirodalom egyik fő kutatási kérdése a segélyezett családokra vonatkozik: Vajon egy gyermek, aki olyan családi környezetben nő föl, ahol a család fő jövedelmi forrásai nem a munkajövedelmek, hanem az ezt pótló állami segélyek, nem kap-e ebben a környezetben olyan mintákat, amelyek a későbbiekben megnehezítik, hogy ő maga is munkát vállaljon? Vajon a segélyezett státusz nem okoz-e olyan „függőséget”, amely akár generációról generációra is képes a minták, értékek átadásán keresztül átörökítődni? Ha a családi minta azt mutatja, hogy a munkavállalás mellett más jövedelemszerzési formák is léteznek, a fiatal nem fogja-e ezeket a mintákat megtanulni és később preferálni?<sup>19</sup>

Ez a témakör Magyarországon, kevésbé tudományos alapokon, elsősorban nem a segélyekre kiélezve, hanem a munkavégzés hiánya mint családi minta átörökítése kapcsán merül fel. Ha rákeresünk az interneten az „úgy nő fel, hogy nem látja a szüleit dolgozni menni” kifejezésre, kiderül, hogy egy olyan – általában a romákra vonatkozó – toposzt találunk, amely egyaránt megjelenik a kiváló és kevésbé kiváló társadalomtudósok, politikusok, a bal- és jobb oldali média megnyilatkozásaiban. Úgy tűnik, általános az a feltételezés, hogy aki gyermekkorban szülei példáján nem „tanulta meg”, hogyan kell „dolgozni”, az felnőve olyan „rettentően alacsony munkakultúrával” rendelkezik majd, hogy képtelen lesz elhelyezkedni.

Adatbázisunk lehetőséget ad annak a megvizsgálására, hogy a segélyezett, illetve kizárólag nem dolgozókból álló háztartásokban felnőtt gyermekek fiatal felnőtté válva, valójában hogyan kezdték életüket.

A segélyek és szociális alapon járó juttatások közül (2001/2-ről van szó) ekkor a legelterjedtebb a „kiegészítő családi pótlék” volt, a mobilitási mintában szereplő családok 19 százaléka kapott ilyet. Ekkoriban a friss munkanélküliek „munkanélküli járadékban” (a családok 5%) részesültek, akiknek ez nem járt, azok kapták a „munkanélküliek jövedelem-pótló támogatását” (3%). A hagyományos értelemben vett segélyek három legelterjedtebb formája a rendszeres szociális segély (5%), az „átmeneti segély” (2%) és a „lakásfenntartási támogatás” (1%) volt. Egyéb pénzügyi segélyről a családok 4 százaléka számolt be. Talán ide sorolható még a jelentős részben szociális elemeket tartalmazó „közgyógyellátás”: a családok 4 százaléka kért és kapott valaki „közgyógyos” igazolványt. Természetesen a segélyfüggőség kérdésének teszteléshez azokat a családokat kellene leválasztani, akik tartósan „rászoktak” arra, hogy segélyeket igényeljenek és csatornázzanak be a családi jövedelembe. A jövedelemforrások kapcsán azonban mi csak egyetlen évre kérdeztünk rá, ez – lásd a jövedelemnél írottakat – korlátozza adataink validitását.

A fenti nyolc jövedelmi forrást figyelembe véve 2001-ben a későbbi válaszadók szülői családjainak csaknem harmada (31%) részesült vala-

<sup>19</sup> Az igen bőséges „intergenerational transmission of welfare receipt” irodalom részletes ismertetésétől itt most eltekintünk: Néhány kiindulópont: Suncan et al 1988; Gottschalk 1992; Kelleher-Jean 1999; Pepper 2000.

milyen segélytípusú vagy szociális küszöbhöz kötött jövedelemben. Egytized volt azoknak a családoknak az aránya, amelyek többfajta segélyről vagy szociális jövedelmi forrásról is nyilatkoztak.

A munkavégzés mint családi minta hiánya szintén – bár némi korlátokkal, de – operacionalizálható az adatbázisunkból. Itt is több gyakorlati kérdés merül fel: például egy gyermekét egyedül nevelő rokkantnyugdíjas édesanya esetén hiányzik-e az a bizonyos, kissé megfoghatatlan „családi mintaadás”, vagy ehhez a hagyományos értelemben vett „munkaképes, de nem dolgozó” szülők kellene? Mi a helyzet, ha a szülők nem dolgoznak, de egy a háztartásban élő testvér vagy nagyszülő igen? Végül úgy döntöttünk, hogy ott feltételezzük a szülői minta hiányát, ahol a háztartásban senki sem dolgozik alkalmazottként, önállóként, vállalkozóként, szövetkezeti tagként, tehát valamilyen hivatalos formában. A szülő–gyermek mobilitási minta 2001-es adatállományában a kamasz gyermeket nevelő családok 12 százaléka tartozott ebbe a csoportba. Természetesen ez a kép itt is sajnos csak keresztmetszeti jellegű, mivel a kérdezett szülein kívüli háztartástagok esetén a múltra vonatkozó információk nem állnak rendelkezésünkre.

Természetesen mind a szülői háztartás segélyezetttsége, mind a munkavégzést nem mutató családi minta igen erőteljesen összefügg a gyermek későbbi karrierkezdetével.

A segélyezetttséggel kezdve: Míg a nem segélyezett háztartásban növekvő gyermekek 12 százaléka, addig az egyfajta segély vagy szociális jövedelemtől beszámoló háztartásokban növekedők 30, a többszörösen segélyezett háztartásokban növekedők 43 százaléka válik sikertelen karrierkezdővé. Hasonlóan erős összefüggéseket tapasztalunk a családi munkatapasztalat kapcsán: Ha senki nem dolgozott 2001-ben szülői családban, a gyermeknek 2008-ban 46% esélye volt arra, hogy a sikertelen karrierkezdők közé kerüljön. Ha volt dolgozó a családban, ugyanennek az esélye 15%.

Az ilyen statisztikai együttjárásokból azonban nem következik semmiféle oksági kapcsolat. Például az alacsonyan iskolázott szülők nagyobb eséllyel veszítik el munkájukat, és kapnak emiatt szociális alapú jövedelempótlást, ugyanakkor nagyobb eséllyel küldik gyermeküket szakmunkásképzőbe, amely sok esetben a sikertelen karrierkezdet okává válik. Ebben az esetben nyilván nem a segélyezetttség ténye az oka a későbbi sikertelenségnek, hanem két, egymással statisztikailag együtt járó következményről van szó.

A logisztikus regressziós modellek pont az ilyen együttjárásoktól megtisztított, valós összefüggések kibogozására alkalmasak. Ha például a fenti, a sikertelen karrierkezdetet magyarázó modellt egészítjük ki a segélyezetttség tényével, akkor ebben az esetben az eredmények azt mutatják meg nekünk, hogy két egymással megegyező nemű, korú, kamaszkorában ugyanolyan szülői vagyoni háttérrel, szülői iskolai végzettséggel, családszerkezettel stb. rendelkező fiatal közül nagyobb eséllyel nem kezd-e sikertelenül munkapiaci karrierjét a későbbiekben az, aki olyan családban nőtt fel, amely rendszeresen segélyezett volt.

TANULMÁNY

8. táblázat A „sikertelen karrierkezdetet” magyarázó modellek további bővítése

	TOT+	TOT+S	TOT+ NM
NEM (ref: ffi)	,748	,735	,742
BETÖLTÖTT KOR	,949	,949	,940
ANYAGI HELYZ.	,887***	,907**	,913**
ISK. VÉGZ. (ref: ér)			
Max. 8 osztály	1,453	1,249	1,327
Max. szakmunkás	,900	,855	,912
Főiskola	,848	,924	,853
Egyetem	,708	,768	,702
REL KULT FOGY	,912	,924	,914
REL KULT FOGY * SZÜLŐ NEME	1,099	1,094	1,097
CSALÁD TÍPUSA			
Egyszülős	,865	,815	,838
Újjáalakult	,196	,208	,227
Vitákkal terhelt	,938	,977	,998
CSALÁDTÍPUS * SZÜLŐ NEME			
Egyszülős * szülő neme	1,144	1,148	1,101
Újjáalakult * szülő neme	2,645	2,956	1,980
Vitákkal terhelt * szülő neme	,758	,702	,704
TESTVÉREK (ref: 1)	*		*
Nincs	,765	,798	,755
2	1,592*	1,496	1,536
3 vagy több	,964	,872	,858
ISKOLAVÁL. (ref: gi)	***	***	***
Nem tanul tovább	5,140***	5,031***	4,985***
Szakmunkás	3,696***	3,415***	3,644***
Szakközépiskola	1,188	1,167	1,174
SEGÉLYEZETT (ref: 0)		***	VAN-E DOLGOZÓ (ref: van) 2,007***
Egyszeresen		1,670**	
többszörösen		2,174***	
Cox & Snell R Square	0,145	0,153	0,151



A modellek eredményei egyértelműen igen választ adnak a fenti kérdésre, a negatív hatás mind a többféle segélyt vagy szociális jövedelmet is igénybe vevő családok esetén, mind a munkajövedelemmel nem rendelkező családok esetén egyértelmű.

Az efféle eredmények láttán mindig felmerül a kétség: valóban, bizonyosan létező összefüggésről van szó? Nem lehet, hogy elfelejtettünk kontrollálni valamilyen tényezőre, amely valójában közös ok?

Így például kritikus pontnak tűnik a családi jövedelem kérdése. A segélyek és a szociális jellegű juttatások jellemzően jövedelmi helyzethez és nem valamiféle vagyoni skálához vannak kötve. Vajon nem volt-e emiatt, ebből a szempontból hiba, hogy a nagyobb általános magyarázóerő miatt lecseréltük a pl. a HÉV adatbázisban jól bevált (logaritmizált formájú) háztartásjövedelmet a vagyoni helyzetre? Nem lehetséges, hogy egyszerűen a család rossz jövedelmi helyzete az oka a későbbi sikertelen karrierkezdetnek?

Amikor azonban a fentiek miatt a háztartás vagyoni helyzetét a jövedelem logaritmussával helyettesítettük, a segélyezettség és a munkajövedelem nélküli család továbbra is szignifikáns hatást gyakorolt, és az esélyhányadosokban sem következtek be érdemi változások. (A pontos eredményeket épp emiatt terjedelmi okokból itt nem közöljük.) Az is figyelemre méltó, hogy a középfokú iskola választása is kontrollálva van, mégis találunk hatást. (Amennyiben ezt a változót kivonnánk a modellből, a két újonnan bevont változó hatása erősödne.)

Az eredményeink alapján nem állíthatjuk biztosan, hogy Magyarországon létezik generációról generációra átöröklődő segélyezetti csapda, illetve, hogy a családok átörökítik generációról-generációra a munka nélkül élést mint életformát. Az ilyen állítások még akkor is nagyon komoly vitákat váltanak ki, ha speciális adatállományok és sokkal nagyobb módszertani apparátus alapján kerülnek levonásra.

Adataink azonban arra utalnak, hogy a kérdés részletesebb tudományos vizsgálata nagyon indokolt lenne. Magyarországon a szociális segélyezési rendszer mai formájában és kiterjedtségében a rendszerváltás utáni években alakult ki. A rendszernek ez a „fiatalsága” már elmúlt, és valóban eljött az az idő, amikor már egyértelműen felmerülhet az intergenerációs hatások kérdése. A téma empirikus adatokon nyugvó magyarországi kutatása pedig mind a szociális ellátórendszer, mind a munkanélküliségi ellátórendszer szempontjából gyakorlati hasznossággal is járhatna.

## Irodalom

- Andorka Rudolf (1982): A társadalmi mobilitás változásai Magyarországon. Budapest, Gondolat.
- Andorka Rudolf (1995): A társadalmi mobilitás változásai 1973.tól 1992-ig. In: Statisztikai Szemle 1995/2. 101-120.
- Baron, Juan – Cobb-Clark, Deborah – Erkal, Nisvan, (2008): „Cultural Transmission of Work-Welfare Attitudes and the Intergenerational Correlation in Welfare Receipt”. IZA Discussion Papers 3904, Institute for the Study of Labor (IZA)

## TANULMÁNY

- Bass László (2007): Az esélyegyenlőtlenségek dinamikája. Gyerekesély Füzetek 2. MTA KTI Budapest 2007. p. 40.
- Behrman, Jere – Taubman, Paul: The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents income: results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics. *Review of Income and Wealth* 1990;36(2); 115–27.
- Bird, Kate (2007): The intergenerational transmission of poverty: An overview CPRC Working Paper 99. [http://www.unicef.org/socialpolicy/files/The\\_intergenerational\\_transmission\\_of\\_poverty.pdf](http://www.unicef.org/socialpolicy/files/The_intergenerational_transmission_of_poverty.pdf)
- Björklund, Anders – Lindahl, Mikael – Plug, Erik (2006): The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data. *The Quarterly Journal of Economics* 121 (3): 999–1028.
- Blaskó, Zsuzsa (1998): Kulturális tőke és státuszreprodukció. In.: *Szociológiai Szemle* 1998/3. letölthető: <http://www.mtapti.hu/mszt/19983/blasko.htm>
- Blaskó, Zsuzsa (2002): Kulturális reprodukció vagy kulturális mobilitás. In: *Szociológiai Szemle* 2002/2. 3–27.
- Blau, P. and Duncan, O. (1967): *The American Occupational Structure*. New York, NY: John Wiley & Sons.
- Bradley, R.H., & Corwyn, R.F. (2002): Socioeconomic status and child development. *Annual Review of Psychology*, 53, 371–399.
- Bumpass, Larry L. and James A. Sweet (1972): Differentials in Marital Instability. *American Sociological Review* 37: 754–766.
- Corcoran, Mary (1995): Rags to Rags: Poverty and Mobility in the United States. In: *Annual Review of Sociology* Vol. 21: 237–267
- Duncan, O., M. Hill, and S. Hofman (1988): Welfare dependence within and across generations. *Science* 239, 467–471.
- Eiben és tsai (1988): A budapesti gyermekek növekedése 12 éves korig, társadalmi, gazdasági helyzetük, életmódjuk és megbetegedési viszonyaik 12 éves korban. A KSH-NKI Közleményei 68. 100 oldal.
- EU 2005: Study on Access to Education and Training, Basic Skills and Early School Leavers (Ref. DG EAC 38/04) Lot 3: Early School Leavers. Final Report European Commission DG EAC, 2005 September
- Gábos András – Szívós Péter (2008): A gyermekkori háttér és az iskolázottság. In.: Kolosi Tamás – Tóth István György (szerk.) (2008): *Újratervezés. Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évizédeiben*. Budapest Társi 121–134. o.
- Gottschalk, P. (1992): The intergenerational transmission of welfare participation: Facts and possible causes. *Journal of Policy Analysis and Management* 11, 254–272.
- Harper, C., Marcus, R. and Moore, K. (2003): 'Enduring Poverty and the Conditions of Childhood: Lifecourse and Intergenerational Poverty Transmissions.' *World Development*, 31(3), 535–554.
- Iversen, Roberta – Farber, Naomi (1996): Transmission of Family Values, Work, and Welfare among Poor Urban Black Women. In.: *Work and Occupations* November 1996 vol. 23 no. 4 437–460.
- Jenkins, Stephen P. and Siedler, Thomas (2007a): The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries. DIW Discussion Papers 693. [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.59966.de/dp693.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.59966.de/dp693.pdf)
- Jenkins, S. P. and Siedler, T. (2007b): 'Using household panel data to understand the intergenerational transmission of poverty', DIW Discussion Papers 694. [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.59966.de/dp694.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.59966.de/dp694.pdf)
- Joubert Kálmán (szerk.): *Az Országos Longitudinális Gyermekeknövekedés-vizsgálat eredményei születéstől 18 éves korig I.* KSH NKI Kutatási Jelentések 83.
- Kelleher, J – Jean, C (1999): A literature review: transgenerational income support dependence, Australian Institute of Family Studies, Melbourne.
- Keller Tamás (2008): Fátum vagy nehéz örökség? Intergenerációs személyiségvonások szerepe a jövedelmek átörökítésében. In: *Szociológiai Szemle* 2008/4. 32–47.

- Kertesi és Kézdi (2005): Foglalkoztatási válság gyermekei. In: Kertesi Gábor: A társadalom peremén, Osiris, Budapest, 247–312.
- Kolosi Tamás – Tóth István György (szerk.) (2008): Újratervezés. Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évizedeiben. Budapest Tárki 246 o.
- KSH (2003): Tíz évvel a házasságkötés után (az 1990–1991-ben házasságot kötöttek longitudinális vizsgálata) KSH. 2003.
- McLanahan, Sara – Bumpass, Larry L (1988) „Intergenerational Consequences of Family Disruption.” *American Journal of Sociology*. 93:130–152.
- McLanahan, Sara and Sandefur, Gery (1994): *Uncertain Childhood, Uncertain Future*. Cambridge, HUP
- Mueller, Charles W. and Hollowell Pope (1977): *Marital Instability: A Study of its Transmission between Generations*. *Journal of Marriage and the Family* 39: 83–92.
- Pakpahan, Yus Medina – Suryadarma, Daniel – Suryahadi, Asep (2009): *Destined for destitution: intergenerational poverty persistence in Indonesia*. CPRC Working Paper 134
- Páthy-Dencső Blank – Hudomiet Péter (2008): Nyomtalanul? – adatfelvételi tapasztalatok. In.: Kolosi Tamás – Tóth István György (szerk.): *Újratervezés. Életutak és alkalmazkodás a rendszerváltás évizedeiben*. Budapest Tárki 2008. 184–206.
- Pepper, J. V. (2000): *The intergenerational transmission of welfare receipt: A non-parametric bound analysis*. *The Review of Economics and Statistics* 82 (3), 472–488.
- Pongrácz Tiborné (1987): *Serdülőkorú terhesek demográfiai jellemzői és a családi környezet szocializáló hatása*. In: *Demográfia* 2007/2–3 273–290.
- Rátay Csaba – Tusnády Gábor (1985): *Demográfiai változók szerepe a családi szocializációban*. In.: *Demográfia* 1985/1. 82–101.
- Róbert Péter (1986): *Származás és mobilitás*. Budapest Társadalomtudományi Intézet.
- Róbert Péter (1998): *Társadalmi mobilitás: hagyományos és új megközelítések*. Szöveggyűjtemény. Új Mandátum, Budapest, 1998. 323 old.
- Róbert Péter (2001): *A kulturális és anyagi erőforrások szerepe a státuszmegszerzés folyamatában*. In: Róbert Péter: *Társadalmi mobilitás*. Századvég–ARTT 2001. 84–116.
- Solon, Gary (1992): *Intergenerational Income Mobility in the United States*. In.: *The American Economic Review*, 82(3), 393–408.