

A KULTURÁLIS ÉS A TÁRSADALMI TŐKE KONTEXTUÁLIS HATÁSAI AZ ISKOLÁBAN*

DR. FÉNYES HAJNALKA – DR. PUSZTAI GABRIELLA

Az oktatásszociológiai kutatás egyik fő problémaköre, hogy milyen tényezők állnak az egyes tanulók tanulmányi eredményességének és továbbtanulási szándékának különbözősége háttérében. Tanulmányok sora foglalkozik azzal, hogy a kulturális tőke különböző típusai milyen mértékben és módon válthatók át iskolai sikerekre. Általános az a megközelítésmód, amely a tanulók egyéni erőforrásait vonja be a probléma elemzésébe. Tanulmányunkban arra vállalkoztunk, hogy a kulturális tőke mellett a társadalmi tőke hatásait is számba vesszük, valamint mindkét tőkeforma esetében – az egyéni szint mellett, – korábbi elméleti és empirikus hagyományokhoz visszanyúlva – kontextuális szintű hatások erejét igyekeztünk felmérni.

TÁRGYSZÓ: Oktatásszociológia. Társadalmi tőke. Kontextuális elemzés.

Egy korábbi tanulmányban (*Pusztai-Verdes* [2002]) megállapítottuk, hogy a felekezeti gimnazisták továbbtanulási terveinek alakulására a vitathatatlan fontosságú egyéni kulturális tőke birtoklása mellett a tanulói környezet nehezebben tetten érhető erőforrásai szintén erős befolyással bírnak. Ilyen erőforrás a társadalmi tőke azon formája, amely a családi és családon kívüli kapcsolatok zárt, szoros struktúrája, és az eredményesen érvényesülő normák által fejti ki hatását módosítva a kulturális tőke reprodukcióját (*Pusztai* [2004]). Felfigyeltünk arra is, hogy a tanulók továbbtanulással kapcsolatos döntésének háttérében, erőteljes mértékben, az iskolai környezet hatása, az iskolai osztályok összetételének sajátosságaiból adódó kontextus-tényező húzódik meg. A logisztikus regressziós modell eredményei szerint a csoporthatás fontosabb lehet az egyéni attribútumoknál, sőt az iskolai környezet hatásai kiterjedhetnek azokra a tanulókra is, akik maguk gyengébben vannak ellátva ilyen erőforrásokkal. Ezek az empirikus tapasztalatok a kontextuális tényezők erősségére irányították figyelmünket, azonban a korábbi elemzés során nem sikerült teljesen szétválasztani az individuális, a relációs és a kontextuális hatások erősségét. Jelen elemzésünkben kísérletet teszünk arra, hogy kikapintsuk a kontextuális hatásokat, s levonjuk az empirikus tapasztalatokból adódó elméleti és módszertani következtetéseket. Eredményeink a végzős felekezeti középiskolások körében általánosíthatók, de a további

* A kutatást az OTKA finanszírozta. Nyilvántartási szám: F22476. Ezúton szeretnénk köszönetet mondani a *Statistikai Szemle* főszerkesztőjének és lektorának hasznos megjegyzéseikért, melyeket beépítettünk tanulmányunkba. A kutatást a MTA Bolyai János Kutatási Ösztöndíj Kuratóriuma támogatja.

kutatásainkban azt kívánjuk vizsgálni, hogy az iskolarendszer más típusú oktatási intézményeiben milyen mértékben érvényesülnek az itt tapasztalt hatások.

A kontextuális elemzésről

A kontextuális elemzés viszonylag ritkán használt módszer, pedig a szociológusok és a társadalomkutatók gyakran szembesülnek olyan csoportszintű hatásokkal, melyek keveredhetnek individuális szintű változók hatásával. A két hatás szétválasztására pedig a regressziós magyarázó modellek nem mindig elegendők. A kontextuális elemzés lényegét *Davis és társai* [1961] és *Moksony* [1985] nyomán összegezhettük. A módszer akkor használható, ha több objektumunk van, melyek az elemzés különböző szintjén helyezkednek el, és az egyik objektum része a másinak. A probléma abból adódik, hogy milyen következtetéseket vonhatunk le egy különböző aggregációs szinteken jelentkező hatástípus természetéről, ha adataink meghatározott aggregátumokhoz (csoportokhoz, megyékhez, országokhoz) tartozó egyedek viselkedését írják le. Felléphet ugyanis a tévkövetkeztetés veszélye (a szakirodalom ezt ökológiai tévkövetkeztetésnek hívja). Eszerint, például ha az öngyilkosságról vannak régiónkénti különbségek, és tudjuk mekkora közöttük a protestánsok aránya, a két változó közötti korrelációból (ezt ökológiai korrelációnak hívjuk) mégis hibás lenne azt a következtetést levonni, hogy a protestánsok inkább hajlanak az öngyilkosságra, mint a más felekezetűek (individuális hatás). Nem biztos, hogy a túlnyomórészt protestánsok lakta régiókban éppen a protestánsok követnek el gyakrabban öngyilkosságot, lehet, hogy a kisebbségben levő más felekezetek nagy öngyilkossági aránya okozza a látszólagos összefüggést.

Az ökológiai tévkövetkeztetések vezettek el a kontextuális elemzés kidolgozásához a szociológia módszertanával foglalkozó kutatók körében. Egy ökológiai korreláció mögött számtalan individuális hatás húzódhat meg, és hogy ezek típusát meghatározzuk, kontextuális elemzésre van szükség. A kontextuális elemzés szimultán csoport- és individuális elemzésre ad lehetőséget. Az eljárás egyik legkézenfekvőbb módszere a Davis-féle grafikus módszer, melyet tanulmányunkban később részletesen ismertetünk. A kontextuális elemzés a mikro- és makroszint között létesít kapcsolatot, ezért különösen fontos szerepe van a szociológiai elemzésekben. Ezúttal az oktatásszociológia területén alkalmazzuk a módszert.

Elméleti előzmények a mikro- és makroszintű elemzések oktatásszociológiai alkalmazásához

Az elemzés értelmezési keretei két kérdéskörre épülnek. Az első a kulturális- és a társadalmi-tőke-fogalom meghatározásának változatait öleli fel, a második, az individuális megközelítés mellett, a kontextuális szint fontosságával foglalkozik.

Pierre Bourdieu három alapvető tőkeformában gondolkodik. A „közvetlenül pénzzé konvertálható” (*Bourdieu* [1999] 157. old.) gazdasági tőke mellett tárgyalja a kulturális tőkét, amelynek családi transzmissziója eredményezi az iskolai sikert, valamint „a társadalmi kötelezettségekből vagy kapcsolatokból fakadó” (*Bourdieu* [1999] 159. old.) kapcsolati (másképpen társadalmi) tőkét, amelynek nagysága a mozgósítható kapcsolatok hálójának kiterjedtségétől valamint az összekapcsolódó személyek másféle tőkéinek nagyságától függ. *Coleman* rendszerében is három tőkefajta jelenik meg, melyek párhuzam

zamba állíthatók az előbbiekkal s ugyanúgy transzformálhatók. Az általa fizikai vagy tárgyi tőkének nevezett fogalom lényegében a gazdasági tőkével egyenértékű, a kulturális tőkével rokonítható emberi vagy humán tőke pedig az egyén képzettségében, tudásában és készségeiben testesül meg (Coleman [1988]). A társadalmi tőke Coleman szerinti meghatározásának első fele hasonló a Bourdieu-féléhez: „...azon aktuális és potenciális erőforrások összessége, amelyek a kölcsönös ismeretségek vagy elismerés többé-kevésbé intézményesült viszonyai tartós hálózatának birtoklásához kapcsolódnak” (Coleman [1994]), a második fele azonban új távlatokat nyit a fogalom értelmezéséhez, mivel olyan erőforrásokról szól, amelyek az egy csoporthoz való tartozáson alapulnak. A colemani társadalmi tőke nagyságát a csoporton belüli normák erőssége, a közösségi viszonyok szerkezeti állandósága és a társadalmi érintkezések stabilitása növeli, s a társadalmi tőke nem a konfliktusos mezőben összeütköző egyének (Bourdieu [1999]), hanem a társadalmi csere rendszerében egymással együttműködő cselekvők kapcsolathálózatainak közös tulajdonsága (Coleman [1990]).

Az oktatásügyi kutatásban tanulmányozott folyamatok elméleti megközelítése, valamint az elemzési módszerek kiválasztása különösen alapos megfontolást kíván, hiszen az iskola-rendszer egyik legfontosabb jellemzője, hogy nem egyénileg kerül viszonyba a tanulókkal, hanem az osztály- és iskolatársak valamint a tanuló közösségek is hatással vannak az egyes tanulókra. E hatásmechanizmus sokrétűségének az együttes számbavétele ritkán kerül tárgyalásra a szakirodalomban. A század első felének empirikus kutatásaiban, Moreno Hudson Intézetben végzett vizsgálatai óta, erős hagyománya van a közvetlen társadalmi környezet, a formális társadalmi alakulatok keretein belül létező informális kapcsolathálózatok kutatásának (Mérei [2000]). A társadalomkutatás eszközrendszerének és a társadalmi cselekvéshez való viszonyának átalakulása (Coleman [1989]) nyomán kibontakozó másik paradigmában az egyének az elemzési egységek, s a figyelem az egyéni viselkedést magyarázó tipikus demográfiai és státustényezőkre irányul. A mintavételi eljárások finomodásával az egyének általában csupán hasonló helyzetű esetek csoportjaiként jönnek számításba. Ez az individuális szemlélet a weberi értelemben vett cselekvés helyett csak a viselkedés magyarázatára képes, kevésbé tartja megvalósíthatónak az egyének intencionális orientációjának vizsgálatát, és ritkán törekszik választ keresni arra, hogy az egyéni célorientációk miként rendeződnek össze közösségi cselekvésrendszerre (Coleman [1989]). Ennek a szemléletnek az a legszembetűnőbb hiányossága, hogy figyelmen kívül hagyja a konkrét társadalmi kapcsolatok szerepét az egyén önálló döntéseinek kialakulásában. Az uralkodóvá váló kérdőíves vizsgálatok kezdetben még közösségek tagjaira, azonos oktatási szervezet szereplőire (Lazarsfeld–Thielens [1958], Coleman [1961]), azaz egymással kapcsolatban álló egyénekre korlátozódtak, később pedig egymástól független egyénekre, majd a sűrű közösségi vagy szervezeti minták a szélesebb populációk nagyobb statisztikai pontosságú felmérése kedvéért háttérbe szorultak.

Az e téren tapasztalható és egyre növekvő hiányérzetet enyhíti a relációs szempontot érvényesítő strukturális elemzés (Wellman [1988]), amely a társadalomnak az egyének, csoportok kapcsolatain alapuló szövedékét vizsgálja, s az egyéni cselekvést a reá gyakorolt strukturális kényszerek hálójában értelmezi. A szakirodalom különbséget tesz gyenge és erős kötés között. Az előbbi a jelentős társadalmi vagy térbeli távolságokon átívelő laza összeköttetés, ismeretség (Granovetter [1991]), az utóbbi pedig a szoros kapcsolattartás, amelyet vagy a zárt szerkezet jellemez, vagy a közös értékek és normák elfogadása az alap-

ja (Coleman [1988]). Coleman [1990] szintetizáló elméletének alapköve az egyéni szinten jelentkező szükségletek kielégítését célzó szándékos cselekvés, amely minden esetben a környezet hatására realizálódik, amely ösztönzi és korlátozza az egyén viselkedését, szűri és értelmezi az információkat, jelentéseket artikulál, erőforrásokat allokál. Ennek alapján értelmezte az iskolában lezajló folyamatokat, s úgy vélte, döntő fontossága van a tanulót körülvevő közösségek jellemzőinek, mert ezek révén az egyén nemcsak a számára elérhető anyagi és kulturális javaktól válik függővé (Coleman [1988]).

Az amerikai oktatáskutatásban a különböző fenntartású iskolák diákjainak tanulmányi eredményességét feltáró vizsgálatok (Coleman–Hoffer [1987], Coleman [1988], Bryk–Lee–Holland [1993]) eredményeinek értelmezése körül kibontakozó vitában Coleman felhívja a figyelmet a tanulók egyéni attribútumai (a „student input”) és az iskolai társadalmi környezet hatása („school effect”), vagyis az egyéni és a közösségi szint közötti különbségre. Noha a szerző elméleti téziseiben egyértelműen kifejti, hogy „...a társadalmi tőke nem az egyéneknél rejlik, hanem az emberek közötti kapcsolatok szerkezetében” ([1990] 302. old.), az intergenerációs zártságot Carbonaro [1997] egyének tulajdonságaként értelmezi, egy-egy tanuló azon attribútumaként, hogy kapcsolat van a szülei és barátja szülei között. Morgan és Sorensen ([1999a], [1999b]) ugyanezt egy közösség, például egy iskolai diáktársadalom ismertetőjegyének tekintik. Ebből a nézőpontból az következik, hogy az a tanuló, akinek alacsony szintű a személyes szociális kapcsolatrendszere, de összességében szorosan kötődik az iskolai közösséghez, ugyanazokat az előnyöket élvezzi, mint a magas szintű személyes kapcsolatrendszerrel rendelkező tanulók.

A kulturális tőke reprodukciós hatását vizsgáló Ferge Zsuzsa [1980] tapasztalatai szerint azokban az iskolákban, ahol többségében vannak a szellemi foglalkozásúak gyermekei, ott az egyébként meglévő heterogenitás, azaz az iskola vagy az osztály tanulóinak társadalmi sokszínűsége bizonyos mértékig korrigálja a hátrányosabb származású diákok továbbtanulási szándékait. Kutatásai szerint a továbbtanulási szándékkal rendelkezők aránya azokban az iskolákban magasabb, ahol a tanulók között az iskolázottabb szülők gyermekei felülreprezentáltak jelen. Az 1990-es években a középiskolások továbbtanulási döntéseinek alakulása mögött is jelentős intézményi hatások sejthetők (Robert [2000a], [2000b]). Természetesen ezek a hatások igen sokféle tényezőből adódhatnak (a pedagógusok kor, és nem szerint összetétele, képzettsége, az intézmény felszereltsége, finanszírozása, a módszerek, a tanterv. Ezúttal a tanulók társadalmi összetételéből származó „school effect” az elemzés tárgya.

EMPIRIKUS ELEMZÉS

Az előbbi feltevések empirikus ellenőrzésére a felekezeti középiskolák diákjai körében, 1999-ben készült kérdőíves vizsgálat adatait használtuk fel. A minta kiválasztásánál az Oktatási Minisztérium statisztikai osztálya által rendelkezésünkre bocsátott adatok mellett az egyházak pedagógiai intézeteinek segítségét is igénybe vettük.

Adatok és változók

A kutatás Magyarország teljes területére kiterjedő országos, a felekezeti középiskolák két végzős évfolyamán tanuló diákjaiból készült reprezentatív mintán. Mivel nem állt rendelkezésünkre a felekezeti középiskolásokról teljes névsor, többlépcsős, csoportos

mintavételt alkalmaztunk. Először az iskolákat választottuk ki az akkor számításba jövő 89 intézményből, és rétegezési technikákat alkalmaztunk. Az átalakuló szervezeti struktúra miatt a felekezeti középiskolák közül a 11-12. évfolyammal rendelkező iskolákat a rétegeképző változók (előbb felekezet, majd régiók végül az iskola székhelyének településtípusa) szerint csoportokba osztottuk. Az így kapott minden egyes csoportból a felekezeti középiskola-hálózat sűrűségével arányosan, vagyis elemszámmal arányos mintavétel útján választottuk ki az egyes iskolákat, majd a kiválasztott iskolákban, a 11-12. évfolyamos osztályok közül, véletlen mintát vettünk. A 53 középiskola (ebből 7 budapesti gimnázium) 1463 11-12. évfolyamos diákja került. A diákok, a kérdezőbiztosok útmutatásai alapján, önállóan töltötték ki a kérdőívet. Jelen dolgozatban, a választott probléma miatt, a felmérés adataiból csak a gimnáziumi almintával foglalkozunk, amelybe 48 gimnázium (26 római katolikus, 15 református, 6 evangélikus és 1 görög katolikus) 1385 diákja tartozik bele.

Mivel az elméletekben használt fogalmak egy részének operacionalizálása a szakirodalomban is vita tárgya, ez a kérdés részletes bemutatást igényel. A változóknak két nagyobb csoportja van: az egyéni és a közösségi szintűek. A közösségi szinten alatt ebben az esetben az iskolai osztályokat jellemző tulajdonságokat értjük. Egyéni szintű változó a családi kulturális tőkét a szülők iskolai végzettségi megnevezésekkel megjelenítő szülői kvázi felsőfokú dichotóm változó¹ (DIPS), a szülők kulturális tevékenységét² (KULTTOK), a gazdasági tökeellátottságot kifejező³ (GAZDAG) változó valamint a lakóhely településtípusára utaló (VAROSI) változó. Mivel a szülők iskolai végzettsége és foglalkozása között inkonzisztencia mutatkozik, a kizárólag vezető vagy értelmiségi foglalkozású szülői háttérrel⁴ külön változó formájában vontuk be az elemzésbe (ERTELSZ).

A társadalmi tőkének elemzésben való megjelenítésére szintén egyéni szintű változók sora hivatott. Az általunk használt adatbázis lehetővé tette, hogy a családon belüli társadalmi tőke megjelenését ne egyszerűen szerkezeti, hanem tartalmi jellemzők mentén ragadjuk meg. A családon belüli társadalmi tőkeforrást (Coleman [1988] eredeti elképzelésének megfelelően) a családtagok vallásosság szempontjából mutatkozó egységét (CSVALEGY) dichotóm változóval⁵ mértük. A családból az adott iskolatípusról tapasztalattal rendelkezők létszáma a társadalmi tőke információs potenciálját (HANYJAR) fejezi ki.

A korábbi elemzések nagy jelentőséget tulajdonítottak az azonos iskolákhoz tartozó tanulók és szülők családon kívüli kapcsolatainak. Ennek mérésére a család helyi egyházközösségbe való beágyazottságának mértékét⁶ kifejező változót (TEMS) tartottuk alkalmasnak. A Coleman hipotézisében egyéni társadalmi tőkeforrásként emlegetett zárt struktúrát intragenerációs szinten a diákok baráti körének homogén vallásos összetételével⁷ láttuk jel-

¹ A szülők együttes végzettségét kifejező összevont változót a szakirodalom alapján az anyák és az apák ötfokú iskolai végzettségi változóiból úgy állítottuk elő, hogy ha legalább az egyik szülő felsőfokú végzettségű, és a másik minimum érettségizett, akkor a változót 1-gyel kódoltuk, más esetben értéke 0 lett.

² A változó értéke 1, ha legalább az egyik szülő szépirodalmi olvasmányokat kedvel, egyébként 0.

³ A családok által birtokolt vagyontárgyak alapján kialakult pontszámok felső harmadába tartozókat jelöltük 1-gyel, más esetben a változó értéke 0.

⁴ A dichotóm változót úgy állítottuk elő, hogy 1-gyel jelöltük azokat az eseteket, ahol mindkét szülő vezető vagy értelmiségi foglalkozású, más esetben a változó értéke 0.

⁵ Ha család minden tagja (tanuló, szülők, testvérek) közösségi és/vagy személyes vallásgyakorlattal rendelkezik, 1-gyel jelöltük, más esetben a változó értéke 0.

⁶ A családtagok templomba járási gyakoriságát kifejező változókat összegző folytonos változó.

⁷ Dichotóm változó, 1-gyel jelöltük, ha a tanuló barátai döntően vallásos fiatalok más esetben a változó értéke 0.

lemezhetőnek (BVAL), az intergenerációs zártságot az azonos normákon alapuló szülői-baráti kapcsolatok⁸ (BVALS) jelenítik meg a modellben.

A változók másik csoportja az iskolai osztályok egy-egy jellemző tulajdonságát képviseli. A reprodukciós elmélettel összhangban áll, hogy a tanulmányi eredményességet befolyásolja a magas kulturális tőkével rendelkező tanulók közösségen belüli aránya. A felsőfokú végzettségű szülők iskolánkénti arányának alakulását mutató (DIPSOSZ) változó⁹ segítségével vizsgálható a tanulók iskolai környezetében a felsőfokú végzettségű szülőkkel rendelkezők aránya. Emellett a társadalmi elmélet megfontolásai szerint három iskolánkénti változót szerepeltettünk: az egyházközsegekhez, gyülekezetekhez tartozók, vagyis a gyenge kötéssel kapcsolódók csoportonkénti sűrűségét¹⁰ (TEMSOSZ), a tisztán vallásos baráti körrel rendelkező, vagyis a zárt kapcsolathálózatokhoz tartozó szülők sűrűségét¹¹ (BVALSOSZ), és a vallásos baráti körrel rendelkező, vagyis a zárt kapcsolathálózatokhoz tartozó diákok sűrűségét¹² (BVALOSZ) kifejezőket.

A kontrollváltozók között szerepeltetjük az iskola regionális elhelyezkedésére (KELNYUG) és a tanuló saját felekezeti hovatartozására (KATOLIK, REFORM, EVANGELI) vonatkozó változókat, hogy a területi és az esetleges felekezetek közötti egyenlőtlenségek hatása is kiszűrhető legyen. A felekezeti különbségek azért is érdekesek, mert *Weber* [1982] szerint egyéb tényezők mellett a vallásosság, sőt a felekezet meghatározza a teljesítményről, a munkamorálról alkotott felfogást.

Mivel arra voltunk kíváncsiak, hogy a felekezeti gimnazisták esetében a tanulók továbbtanulási terveire gyakorolt hatások között mekkora szerepe van az individuális, a relációs és a kontextuális jellemzőknek, a kutatási előzmények nyomán haladva olyan függő változót választottunk, amely több elmélet szellemében képes kifejezni a diákok mobilitási esélyeit, a továbbtanulási terv karakterét, vagyis az egyetemen továbbtanulni szándékozókat megkülönböztettük¹³ (EGYETR) a más intézménytípusban továbbtanulók vagy a tovább nem tanulók táborától (*Boudon* [1981], *Róbert* [2000a]).

A kontextuális elemzésben használt individuális változók: DIPS, TEMS, BVALS, BVAL, ezek kontextuális megfelelői pedig: DIPSOSZ, TEMSOSZ, BVALSOSZ, BVALOSZ. A függő individuális változó az EGYETR.

A Davis-tipológia

Ahogy a bevezetőben írtuk, elemzésünk előzménye egy olyan logisztikus regressziós modell, melyben a diákok egyetemi továbbtanulási szándékát egyaránt magyarázták individuális és csoportszintű változók (*Pusztai-Verdes* [2002]). Ráadásul az ottani elemzés eredménye szerint a kontextuális hatások sokszor erősebbnek tűntek, mint a többi individuális szintű magyarázó változó hatása. Ezért döntöttünk úgy, hogy az elemzést elvégezzük kontextuális modellek segítségével is.

Tanulmányunkban két objektum szerepel, az egyik a diák, aki tovább akar tanulni, a másik pedig az iskola, illetve a tanulói osztály, melynek része az egyén. Kontextuális ha-

⁸ Dichotóm változó, 1-gyel jelöltük, ha a szülők barátaai döntően vallásos emberek, más esetben a változó értéke 0.

⁹ Folytonos változó, a felsőfokú végzettségű szülőkkel rendelkező tanulók aránya az iskolai közegben.

¹⁰ Folytonos változó, a gyenge kötésekkel rendelkező szülők iskolai arányának átlaga.

¹¹ Folytonos változó, a zárt struktúrájú kapcsolathálózatokhoz tartozó szülők iskolai arányának átlaga.

¹² Folytonos változó, a zárt struktúrájú kapcsolathálózatokhoz tartozó diákok iskolai arányának átlaga.

¹³ A felekezeti iskolások a „Hová szeretnél felvételizni?” kérdésre válaszoltak. A megfogalmazás lehetővé tette, hogy egy vagy több konkrét intézményt, szakot jelöljenek meg célul.

tásnak azt nevezzük, amikor az egyént környezete sajátosságaival jellemezzük, azaz jelen esetben az iskolai osztály egyes jellemzőivel, individuális hatásnak pedig, ha az egyént saját tulajdonságaival jellemezzük. A két hatás kölcsönhatásba léphet, azaz az individuális hatások erősségét befolyásolhatja a kontextuális hatás. A kontextuális és individuális hatások vizsgálatára többféle módszer létezik (kovariancia elemzés, lineáris és nem lineáris regresszió stb.). Közülük a legszemléletesebb a Davis-féle grafikus módszer (*Davis és társai* [1961]), melyet dichotóm változók esetére dolgoztak ki.¹⁴ A Davis-modell alap esetben azokra az esetekre alkalmazható, amelyekben a kontextuális változót a független individuális szintű változóból képezzük, például egyszerű átlagszámítással.

A módszert a következő lépések sorozatával alkalmaztuk.

1. Kontextuális változó példánkban az iskolai osztály egy jellemzője (például a diplomás szülők aránya osztályonként), és ugyanezen kontextuális változó individuális megfelelője, hogy az adott diák szülője felsőfokú végzettségű-e vagy nem. Független változónk, hogy a diák egyetemre készül továbbtanulni vagy nem. Ekkor kiszámítjuk a diplomás szülők gyermekei körében az egyetemi továbbtanulási arányt osztályonként, illetve a nem diplomás szülők gyermekei továbbtanulási szándékát osztályonként. Egy táblát készítünk, melyben elsőként a diplomás szülők aránya szerepel osztályonként, majd pedig a fenti két adatsor.

2. Lineáris regresszióval¹⁵ két egyenest illesztünk a diplomás szülők gyermekei és a nem diplomás szülők gyermekei továbbtanulási arányaira, majd ezeket egy koordináta-rendszerben ábrázoljuk a diplomás szülők aránya függvényében. Az egyenesek meredeksége mutatja a kontextus hatását, az egyenesek távolsága pedig az individuális hatást.

3. Ekkor alkalmazzuk a Davis-féle tipológiát. Ha a két egyenes egybeesik és meredekségük nulla, akkor nincs sem individuális, sem kontextuális hatás, függő változónkat tehát nem magyarázza egyik hatás sem, azaz példánkban a diplomás szülők aránya osztályonként nem hat a diákok továbbtanulási terveire, és egyéni szinten, hogy valakinek diplomás-e a szülője, ez nem befolyásolja a továbbtanulási szándékot. Ha a két egyenes egybeesik, de meredekségük nem nulla, ekkor van kontextuális, de nincs individuális hatás (tiszta kontextuális hatás esete). Ekkor tehát nem számít, hogy valakinek diplomás-e a szülője, de a diplomás szülők osztályonkénti aránya hat a továbbtanulási tervekre. Ha a két egyenes nem esik egybe, de meredekségük nulla, ekkor nincs kontextuális, de van individuális hatás (tiszta individuális hatás esete). Példánkban tehát ekkor fontos a diplomás családi háttér, de csoportszinten a diplomás szülők osztályonként eltérő aránya nem befolyásolja a diákok továbbtanulási szándékát. Davis nyomán beszélhetünk ezenkívül egy tisztán additív esetről. Ekkor a két egyenes párhuzamos, és meredekségük nem nulla, azaz az individuális és kontextuális hatás is fellép, de a kontextus változásával nem módosul az individuális hatás erőssége. A továbbtanulási szándéknál számít tehát, hogy valakinek diplomás-e a szülője, és számít az is, hogy az osztályban milyen a diplomás szülők aránya, de a két hatás nem lép kölcsönhatásba. Függetlenül a diplomás szülők arányától osztályonként, egyforma a családi háttér hatása. Végül előfordulhat egy additív keresztetű eset, amikor a két egyenes meredeksége nem nulla, nem esnek egybe, és nem is párhuzamosak (ezen belül számtalan variáció előfordulhat). Ilyenkor, ahogy változik a kontextus, módosul az individuális hatás mér-

¹⁴ A módszer használatára példa egy korábbi tanulmány (*Fényes* [2000]), amely a felsőoktatási felvételi szelekció intézményszintű hatásait vizsgálta.

¹⁵ A pontfelhőket vizsgálva próbálkoztunk nem lineáris összefüggések vizsgálatával is, de nem jártunk eredménnyel.

téke, tehát a diplomás szülők arányától osztályonként függ, hogy a diplomás szülők gyermekei mennyiben szőnek más továbbtanulási terveket, mint társaik.

Az elemzést a fenti példán kívül még három esetre végeztük el különböző magyarázó változókkal.

Itt jegyezzük meg, hogy a regresszióknál kapott magyarázott varianciarányad (R^2) mutató majdnem minden modellben elég alacsony, ám ez a szociológiai elemzésekben nem szokatlan. A módszertani irodalomban vita van arról, hogy az alacsony R^2 -érték mennyiben kérdőjelezi meg a modellek eredményeit (Moksony [1998], Hunyadi [2000]). Tanulmányunkban nem kívánunk állást foglalni a vitában. Az alacsony R^2 értékek azonban mindenképpen figyelmeztetnek arra, hogy az eredmények óvatosan kezelendők. Modelljeinkben a kicsi magyarázott hányad oka lehet, hogy modellenként csak egy individuális és egy kontextuális változót vontunk be a modellbe, ha a modelleket egy közös „nagy” modellben szerepeltethetnénk, akkor a magyarázóhányad bizonyára növekedne, de ennek kimutatása túllép az adott tanulmány keretein.

Hipotézisek

1. A diákok továbbtanulási terveit befolyásolja, hogy szüleik felsőfokú végzettségűek-e a vagy nem. Feltehetőleg a nagyobb kulturális tőke ambiciózusabb továbbtanulási terveket eredményez. Azonban felléphet kontextuális hatás is, méghozzá annak additív keresztező esete, azaz azokban az osztályokban, ahol több a diplomás szülő, mind az értelmiségi származásúak, mind a többi diák inkább választja a továbbtanulást, ráadásul a nem értelmiségi származásúakra húzó hatással van a környezet: ahol sok a diplomás szülő, több nem értelmiségi gyermek fogja vállalni a felvételi vizsga kockázatát. (Erre a jelenségre figyelt fel Ferge [1980] is.)

2. A második hipotézis, Granovetter [1991] nyomán, a diákok ún. „gyenge kötés”-eire vonatkozik. Ha a diák szülei rendszeresen járnak templomba, ezzel kiépítenek egy gyenge kötésű kapcsolathálót, és ezek a gyenge kötések hatással lehetnek a diákok továbbtanulási terveire. A különböző társadalmi réteghez tartozó emberek közötti tágabb ismeretség elősegítheti az esetleg hátrányos helyzetű diákok motivációját, ösztönözheti őket a továbbtanulásra. Ez feltételezésünk szerint főleg olyan osztályokban lesz így, ahol a szülők többsége rendszeres templomba járó és feltehetőleg ismerik is egymást.

3. Végül Coleman [1988] nyomán megfogalmazhatunk két másik hipotézist, amely a diákok ún. „erős kötés”-eire, illetve a baráti kör zártságára vonatkozik. Az erős kötések, illetve ezek zártságát a szülők, illetve a gyermekek túlnyomórészt vallásos (közvetlen) baráti körével mértük. Hipotézisünk szerint a zárt (vallásos) baráti kör egyfajta normabiztonságot jelent, és ez erőforrásként jelentkezhet a továbbtanulási döntésnél. Emellett a kontextus, az hogy egy osztályban milyen a vallásos baráti körű diákok aránya, szintén pozitív hatással lehet a diákok továbbtanulási kedvére. Morgan és Sorensen ([1999a], [1999b]) szerint azok a diákok is, akik kevés erős kötéssel rendelkeznek, de szorosan kötődnek az iskolai közösséghez, élvezik azokat az előnyöket, amelyeket a magas kapcsolatrendszerű diákok, és ezért feltehetőleg nagyobb lesz a továbbtanulási kedvük is (az utóbbi megjegyzés a cikk szerzőitől származik). Emellett feltesszük, hogy a szülők vallásos baráti köre nem fejt ki olyan erős hatást, mint ha maga a diák rendelkezik ilyen kapcsolatokkal, ráadásul a szülők egymást túlnyomó-

részt nem ismerik, tehát a baráti kör zártsága nem is érvényesül, így ez a modell feltehetőleg kisebb magyarázó erővel rendelkezik.

Eredmények

A már hivatkozott logisztikus regressziós modell eredményei a következők voltak.

1. tábla

A különböző szintű kulturális- és társadalmi-tőke-mutatók, a regionális és felekezeti tényezők, valamint az egyetemi továbbtanulási terv kialakulásának összefüggései

Változó	<i>B</i>	<i>SE</i>	Wald	<i>df</i>	Szignifikancia	exp(<i>B</i>)
DIPS	-0,1820	0,2103	0,7491	1	0,3868	0,8336
ERTFOGSZ	0,5887	0,2438	5,8329	1	0,0157	1,8017
GAZDAG	-0,1601	0,1825	0,7699	1	0,3803	0,8520
KULTTOKK	0,1622	0,1504	1,1625	1	0,2810	1,1761
VAROSI	0,3333	0,1585	4,4223	1	0,0355	1,3956
CSVALEGY	0,3153	0,2431	1,6823	1	0,1946	1,3706
HANYJAR	0,1793	0,1604	1,2490	1	0,2637	1,1964
TEMS	0,0131	0,0359	0,1333	1	0,7150	1,0132
BVALS	-0,0565	0,1911	0,0874	1	0,7676	0,9451
BVAL	0,3363	0,1690	3,9587	1	0,0466	1,3998
DIPSOSZ	0,6956	0,1176	34,9995	1	0,0000	2,0049
TEMSOSZ	0,7252	0,4618	2,4666	1	0,1163	2,0652
BVALSOSZ	-1,3010	0,8690	2,2417	1	0,1343	0,2722
BVALOSZ	1,4117	0,4741	8,8665	1	0,0029	4,1028
KELNYUG	0,1803	0,1602	1,2668	1	0,2604	1,1976
EVANGELI	0,5439	0,5370	1,0259	1	0,3111	1,7227
REFORM	0,2043	0,4342	0,2214	1	0,6380	1,2267
KATOLIK	-0,2457	0,4423	0,3086	1	0,5786	0,7822
Konstans	-3,1023	0,6673	21,6117	1	0,0000	

Megjegyzés. A táblában *B* a regressziós együttható, *SE* a standard hiba, a Wald a Wald-teszthez tartozó empirikus próba-függvény-érték, amellyel azt vizsgáljuk, hogy a *B* nem nulla-e. *df* a teszthez tartozó szabadságfok, Szignifikancia mutatja a regressziós együttható empirikus szignifikanciáját, és végül exp(*B*) az *e*-re emelt *B*. A modell illeszkedésének jellemzésére *Rudas és társai* π^* indexét [1994] használtuk. Ennek az a lényege, hogy a megfigyeléseket két részre bontjuk: egy, a modell által leírható, és egy másik, a modell által nem leírható részre. Ezt a felbontást sokféleképpen el lehet készíteni, de kiválasztva a legkedvezőbbet, amikor a modellel nem leírható rész a lehető legkisebb, e rész aránya az összes megfigyeléshez képest lesz a π^* érték. A π^* -index szemléletesen mutatja, hogy milyen közel vagyunk a modellhez. Ha a π^* értéke kicsi, akkor a megfigyeléseknek csak egy kis része nem írható le a modellel, tehát közel vagyunk a modellhez. És fordítva, ha a π^* értéke nagy, akkor a megfigyelések egy jó része nem írható le a modellel a legkedvezőbb esetben sem, tehát nem vagyunk közel a modellhez. A fenti modellre a π^* értéke 0,37, ami közepes illeszkedést jelent.

Az eredmények részletes értelmezésére e helyt nem térünk ki, erre már egy korábbi tanulmányban sor került (*Pusztai–Verdes* [2002]). Csupán annyit jegyünk meg, hogy a kontextuális változók (DIPSOSZ, TEMSOSZ, BVALSOSZ, BVALOSZ) közül kettő látványosan fontos szerepet játszott a diákok továbbtanulási terveiben, és az egyéni szintű változók többsége nem fejtett ki jelentős hatást a függő változóra. Mindez a kontextuális elemzésre irányítja figyelmünket. Négy kontextuális modellt vizsgáltunk meg a Davis-féle módszer segítségével. Nézzük elsőként azt a modellt, ahol a diplomás szülők osztályonkénti (és egyben iskolánkénti, hiszen egy iskolából egy osztályt kérdeztek meg) ará-

nya függvényében néztük az értelmiségi és nem értelmiségi származású diákok egyetemi továbbtanulási terveit. A lineáris regressziós eljárás eredményei a következők.

2. tábla

Lineáris regressziós modell a diplomás és nem diplomás szülők gyermekei egyetemi továbbtanulási terveire, a diplomás szülők osztályonkénti aránya szerint

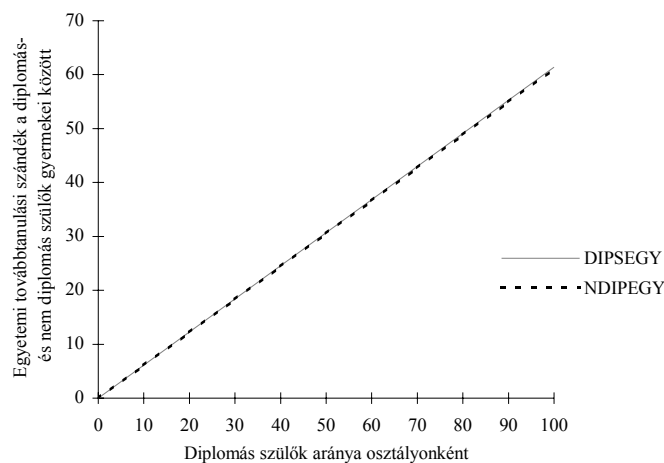
Függő változó	DIPSEGY		NDIPEGY	
	B (SE)	béta	B (SE)	béta
Konstans	1,534 (8,3)		8,037 (6,376)	
TEMSOSZ	0,614*** (0,129)	0,57***	0,611*** (0,115)	0,612***
R ²	0,325		0,375	

Megjegyzés. A táblában szereplő regressziós B együtthatók alatt zárójelben szerepel a standard hiba, emellett mind a B-k, mind a béták mellett *al jelöltük az együtthatók szignifikanciáját (***= 0,1 százalékos **= 1 százalékos, és *= 5 százalékos szintet jelöli, illetve egyéb esetben az együttható nem volt szignifikáns).

Az egyenesek ábrázolásához a standardizálatlan regressziós B együtthatókat használtuk fel. A két egyenes egyenlete, miután a konstanhoz tartozó B együtthatók nem szignifikánsak: $DIPSEGY = 0,614 \cdot DIPSOZ$, illetve $NDIPEGY = 0,611 \cdot DIPSOZ$.

A modellhez az 1. ábra tartozik.

1. ábra. Kontextuális és individuális hatások bemutatása a Davis-féle módszerrel a diplomás szülők aránya szerint (százalék)



Megjegyzés. Az eredmények értelmezéséhez fontos adalék, hogy a diplomás szülők aránya 6,45 és 83,33 százalék között mozgott osztályonként.

Amint az látható, a Davis-típológia szerint a tiszta kontextuális hatás esete áll fenn, tehát van kontextuális és nincs individuális hatás. Ekkor akár diplomás a diák szülője, akár nem,

az egyetemi továbbtanulási szándék nem tér el jelentősen, szemben eredeti hipotézisünkkel. Úgy látszik a továbbtanulási tervek itt nem az otthonról hozott kulturális tőke szerint különböznek: a hátrányos helyzetű diákok merészebb terveket szőnek a jövőről, mint ahogy azt elvárnánk. Ez viszonylag ritka empirikus tapasztalat, s az elemzés ezen pontján úgy tűnik, hogy valamely, az intézmény légköréből adódó hatásnak köszönhető, amit *Coleman* a „school effect” fogalmával jelöl. A nem diplomás szülők körében már az iskolaválasztásnál szempont lehet az erős iskolai normarendszer húzóerejének reménye.

Másik eredmény: ha egy osztályban nő az értelmiségi szülők aránya, akkor mind az értelmiségi, mind a nem értelmiségi szülők gyermekei szívesebben tanulnának tovább egyetemen, mint egyébként (van tehát kontextuális hatás). Itt *Ferge* állítása részben igazolódott, a sok értelmiségi gyermek húzó hatással van nem értelmiségi társaikra is a továbbtanulási terveikben.

Nézzük a gyenge kötések erejét, azt hogy esetünkben a rendszeresen (hetente, vagy két hetente) templomba járó szülők gyermekei vajon inkább jelentkeznének-e egyetemre, mint társaik (individuális hatás), illetve hogy a gyenge kötésekkel rendelkező szülők aránya osztályonként befolyásolja-e a továbbtanulási terveket (kontextuális hatás).

3. tábla

Lineáris regressziós modell a templomba járó és nem járó szülők gyermekei egyetemi továbbtanulási terveire, a templomba járó szülők osztályonkénti aránya szerint

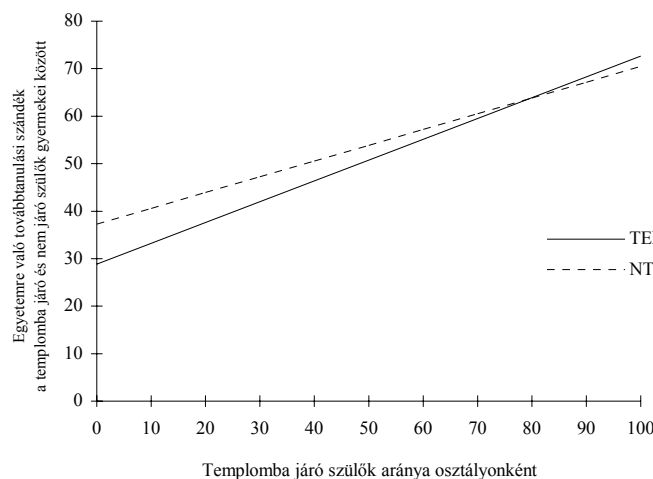
Függő változó	TEMSEGY		NTEMEGY	
	B (SE)	béta	B (SE)	béta
Konstans	28,863*** (7,665)		37,27*** (6,541)	
BVALSOSZ	0,438*** (0,125)	0,457***	0,332** (0,116)	0,385***
R ²	0,209		0,148	

Megjegyzés. A táblában szereplő regressziós *B* együtthatók alatt zárójelben szerepel a standard hiba, emellett mind a *B*-k, mind a béták mellett *-al jelöltük az együtthatók szignifikanciáját (***= 0,1 százalékos **= 1 százalékos, és *= 5 százalékos szintet jelöli, illetve egyéb esetben az együttható nem volt szignifikáns).

Az egyenesek ábrázolásához itt is a standardizálatlan *B* együtthatókat használtuk fel. A két egyenes egyenlete: TEMSEGY= 28,863+0,438*TEMSSOSZ, illetve NTEMEGY= 37,27+0,332*TEMSSOSZ.

Itt az additív keresztező eset áll fenn, ez a szűkülő olló esete. (Lásd a 2. ábrát.) Szemben eredeti hipotézisünkkel, a továbbtanulási tervekre, úgy tűnik, a gyenge kötések kevés hatással vannak, az osztályok többségében a nem rendszeresen templomba járó szülők gyermekeinek nagyobb a továbbtanulási kedve. A szülők gyenge kötésekkel álló kapcsolathálója tehát nem jelent tőkeforrást a továbbtanulásnál. Az ok az lehet, hogy aki nem vallásos léte felekezeti gimnáziumba írta gyermekét, ambiciózusabb a továbbtanulási tervekkel rendelkezik. Kontextuális hatása azonban van a gyenge kötéseknek: ahogy nő az osztályban a rendszeresen templomba járó szülők aránya, úgy mind a templomba járó, mind a nem járó szülők gyermekeinek nő a továbbtanulási kedve. A gyenge kötéssel rendelkező szülők gyakori előfordulása, ezek szerint, közösségi erőforrássá válik.

2. ábra. Kontextuális és individuális hatások bemutatása
a Davis-féle módszerrel a templomba járó szülők aránya szerint
(százalék)



Megjegyzés. Az eredmények értelmezéséhez fontos adalék, hogy a rendszeresen templomba járó szülők aránya 7,14 és 96,55 százalék között mozgott osztályonként.

További eredmény, hogy ahol sok a templomba járó szülő, ott már alig tér el a két csoport (templomba járó, illetve nem járó szülőkkel rendelkező diákok) egyetemi továbbtanulási szándéka (szűkül az olló). Tehát az amúgy kevésbé ambiciózus vallásos gyermekek továbbtanulási kedve nő, ha az osztályban sok a rendszeresen templomba járó szülő.

Nézzük meg az erős kötések hatását. Két modellünkben egyrészt a szülők baráti körének zártsága (túlnyomórészt vallásos barátok), illetve a diák baráti körének zártsága szerepel. Ezek hipotézisünk szerint hatással vannak a diákok továbbtanulási terveire, mind individuális szinten, mint az osztályban előforduló gyakoriságuk szerint.

4. tábla

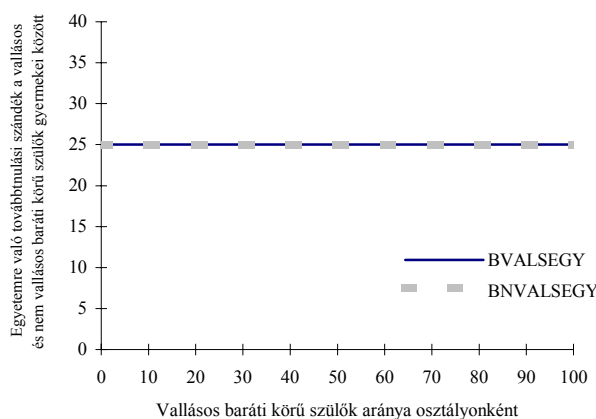
Lineáris regressziós modell a vallásos és nem vallásos baráti körrel rendelkező szülők gyermekei egyetemi továbbtanulási terveire, a vallásos baráti körrel rendelkező szülők osztályonkénti aránya szerint

Függő változó	BVALUEGY		BNVALUEGY	
	B (SE)	béta	B (SE)	béta
Konstans	25,015*** (6,072)		25,017*** (6,544)	
BVALOSZ	0,162 (0,097)	0,236	0,175 (0,115)	0,217
R ²	0,056		0,047	

Megjegyzés. A táblában szereplő regressziós B együtthatók alatt zárójelben szerepel a standard hiba, emellett mind a B-k, mind a béták mellett *-al jelöltük az együtthatók szignifikanciáját (***=0,1 százalékos **=1 százalékos, és *=5 százalékos szintet jelöli, illetve egyéb esetben az együttható nem volt szignifikáns).

Miután itt csak a konstanshoz tartozó B együtthatók szignifikánsak az egyenesek egyenlete: $BVALUEGY=25,015$, illetve $BNVALUEGY=25,017$.

3. ábra. Kontextuális és individuális hatások bemutatása a Davis-féle módszerrel a vallásos baráti körű szülők aránya szerint (százalék)



Megjegyzés. A vallásos baráti körű szülők aránya 2,13 és 79,31 százalék között mozgott osztályonként.

Amint látható, a szülők baráti körének zártsága nem fejt ki sem individuális, sem kontextuális hatást a diákok továbbtanulási terveire. (Ráadásul a modellek illeszkedése is nagyon rossz.) Ennek oka, ahogy azt az előzetes hipotéziseknél már említettük, hogy a zárt baráti kör a diákok szülei között nem érvényesül, a szülők nem feltétlenül ismerik egymást, mivel a felekezeti középiskolások között igen nagy arányban vannak kollégisták. A szülők baráti körének zártsága nem jelenik meg az iskola körül, és így a diákokra nem fejt ki hatást az erős kötések megléte.

Nézzük meg a diákok erős kötéseire vonatkozó modellt. Itt hipotézisünk szerint már erősebb hatásokkal számolhatunk.

5. tábla

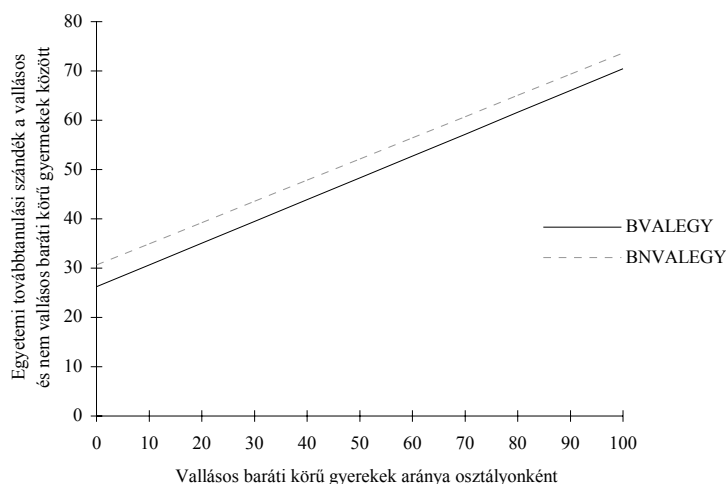
Lineáris regressziós modell a vallásos és nem vallásos baráti körrel rendelkező gyermekek egyetemi továbbtanulási terveire, a vallásos baráti körrel rendelkező gyermekek osztályonkénti aránya szerint

Függő változó	BVALEGY		BNVALEGY	
	B (SE)	béta	B (SE)	béta
Konstans	26,232** (7,979)		30,644*** (6,675)	
BVALOSZ	0,442*** (0,128)	0,45***	0,43*** (0,122)	0,459***
R^2	0,203		0,211	

Megjegyzés. A táblában szereplő regressziós B együtthatók alatt zárójelben szerepel a standard hiba, emellett mind a B -k, mind a béták mellett *-al jelöltük az együtthatók szignifikanciáját (***=0,1 százalékos **=1 százalékos, és *=5 százalékos szintet jelöli, illetve egyéb esetben az együttható nem volt szignifikáns).

Az egyenesek ábrázolásához a standardizálatlan B együttthatókat használtuk fel. A két egyenes egyenlete: $BVALEGY = 26,232 + 0,442 * BVALOSZ$, illetve $BNVALEGY = 30,644 + 0,43 * BVALOSZ$.

4. ábra. Kontextuális és individuális hatások bemutatása a Davis-féle módszerrel a vallásos baráti körű gyermekek aránya szerint



Megjegyzés. A vallásos baráti körű gyermekek aránya 7,14 és 96,97 százalék között mozgott osztályonként.

A Davis-tipológia szerint a tisztán additív eset áll fenn, tehát van kontextuális és individuális hatás, de a két hatás nem kereszteződik. Esetünkben – szemben eredeti hipotézisünkkel – a felekezeti gimnáziumokba beiratkozott nem vallásos baráti körrel rendelkező gyermekek továbbtanulási terveik ambiciózusabbak, tehát a baráti kör zártsága individuális szinten nem fejt ki pozitív hatását az egyetemi továbbtanulásra. Magyarázat lehet erre, hogy a zárt baráti körű, vallásos diákok között több a főiskolára jelentkező. Ennek hátterében a sajátos pályaválasztási arculatuk áll, ahogy ezt korábbi elemzések eredményei is mutatják (Pusztai [2004]). Az ő körükben gyakoribb a hagyományos értelmiségi (tanár, tanító), valamint segítő (gyógypedagógus, szociálpedagógus) pályákra jelentkezők aránya.

Csoportszinten az erős kötések jelenléte pozitívan befolyásolja az egyetemi továbbtanulási terveket, akár a zárt baráti körű, akár a nem zárt baráti körű diákokat nézzük. Ahol sok a túlnyomórészt vallásos baráti körrel rendelkező diák, azokban az osztályokban a diákok nagyobb kedvvel jelentkeznek egyetemre, mint egyébként. A vallásos diákok feltehetőleg az osztályban levő szoros kapcsolata húzó hatással van az esetleg gyengébb képességű, illetve hátrányos helyzetű diáktársakra, jobban motiválja őket a továbbtanulásra.

ÖSSZEGZÉS ÉS KITEKINTÉS

Az elemzés tapasztalatai alapján egyértelmű, hogy megkerülhetetlen szerepe van a közösség szintjén megragadható erőforrásoknak, amelyek képesek arra, hogy a kulturális

vagy társadalmi tekintetben tökeszegény diákok is részesüljenek a közösségi erőforrásokban. Eredményeink szerint a diplomás szülők csak csoportszinten befolyásolják a továbbtanulási terveket a felekezeti gimnazisták körében. Mennél több értelmiségi szülő van egy osztályban, annál nagyobb az egyetemi továbbtanulási kedv, akár a diplomás szülők, akár a nem diplomás szülők gyermekeit nézzük. A gyenge kötésű kapcsolatháló, tehát az, hogy a szülő rendszeresen jár-e templomba, csak viszonylag kis hatással van a továbbtanulási tervekre. Hipotézisünkkel ellentétben a felekezeti gimnáziumokban a nem rendszeres templomba járó szülők gyermekei az ambiciózusabbak. Ahogy azonban nő egy osztályban a templomba járó szülők aránya, a két csoport továbbtanulási terve már nem különbözik jelentősen, és mindkét csoportra pozitív hatással vannak a szülők gyenge kötése, az ilyen osztályokban többen akarnak továbbtanulni egyetemen. Az erős kötéseknél, ahogy azt vártuk, a szülők baráti körének zártsága nem fejt ki hatást a diákok továbbtanulási terveire, sem individuális, sem csoportszinten. Ellenben hatása van a diák baráti köre zártságának. Azonban itt is, hipotézisünkkel ellentétben, a túlnyomórészt nem vallásos baráti körű diákok voltak az ambiciózusabbak, ők akartak inkább egyetemen továbbtanulni, és ennek okait külső tényezőkkel tudtuk magyarázni. Ha azonban egy osztályban sok a zárt, vallásos baráti körű diák, tehát a diákok szoros barátságban vannak, ez pozitív hatással van mind a vallásos, mind a nem vallásos baráti körű diákok továbbtanulási terveire.

Elemzésünk módszertani tanulságokkal is szolgált. Rámutatott arra, hogy érdemes kontextuális elemzéssel közelíteni szociológiai kérdéscsoportokat, így többet tudhatunk meg, mint egy egyszerű regressziós modellel. Rávilágít azonban a Davis-féle módszer fogyatékosára is, miszerint az elemzés csak dichotóm változókra, és csak egy kontextuális és egy individuális változó kezelésére alkalmas. (Ez lehet az oka az alacsony R^2 mutatóknak is.) A módszer továbbfejlesztése azonban már túlmutat a jelen tanulmány keretein.

IRODALOM

- BOUDON, R. [1981]: Társadalmi egyenlőtlenségek a továbbtanulásban. In: Halász G. – Lannert J. (szerk.) *Az oktatási rendszer elmélete*. Szöveggyűjtemény. OKKER. Budapest.
- BOURDIEU, P. [1999]: Gazdasági tőke, kulturális tőke, társadalmi tőke. In: Angelusz R. (szerk.) *A társadalmi rétegződés komponensei*. Új Mandátum. Budapest.
- BRYK, A. S. – LEE, V. E. – HOLLAND, P. B. [1994]: *Catholic schools and the common good*. Harvard University Press. Cambridge.
- CARBONARO, W. J. [1997]: Opening the debate on closure and schooling outcomes. *American Sociological Review*. 64. évf. 682–686. old.
- COLEMAN, J. S. [1961]: *The adolescent society*. Free Press. New York.
- COLEMAN, J. S. [1989]: Társadalomelmélet, társadalomkutatás és cselekvésemélet. *Szociológiai Figyelő*. 3. sz. 25–49. old.
- COLEMAN, J. S. [1988]: Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*. 94. évf. 95–120. old.
- COLEMAN, J. S. [1990]: *Foundations of social theory*. Belknap Press of Harvard University Press. Cambridge, Mass.
- COLEMAN, J. S. [1994]: Társadalmi tőke. In: Lengyel Gy. – Szántó Z. (szerk.) *A gazdasági élet szociológiája*. Aula. Budapest.
- COLEMAN, J. S. – HOFFER, T. [1987]: *Public and private high schools. The impact of communities*. Basic Books. New York.
- DAVIS, J. A. ÉS TÁRSAI [1961]: A technique for analyzing the effects of group compositions. *American Sociological Review*. 26. sz. 215–225. old.
- FÉNYES H. [2000]: Kísérletek az egyenlőtlenségek csökkentésére a felsőoktatásban. *Statistikai Szemle*. 78. évf. 2–3. sz. 151–169. old.
- FERGE ZS. [1980]: A társadalmi struktúra és az iskolarendszer közötti néhány összefüggés. In: *Társadalompolitikai tanulmányok*. Gondolat. Budapest.
- GRANOVETTER, M. [1991]: A gyenge kötések ereje. In: Angelusz R. – Tardos R. (szerk.) *Társadalmunk rejtett hálózata*. Magyar Közvéleménykutató Intézet. Budapest.
- HUNYADI L. [2000]: A determinációs együtthatóról. *Statistikai Szemle*. 78. évf. 9. sz. 753–765. old.
- LAZARSFELD, P. F. – THIELENS, W. [1958]: *Academic mind*. Social Scientists in a Time of Crisis. The Free Press. Glencoe. Illinois.

- MÉREI F. [1998]: *Közösségek rejtett hálózata*. Osiris. Budapest.
- MOKSONY F. [1985]: *A kontextuális elemzés*. Demográfiai füzetek. KSH Népeségtudományi Intézet. Budapest.
- MOKSONY F. [1998]: A kicsi szép. A determinációs együthartható értelmezése és használata a szociológiai kutatásban. *Szociológiai Szemle*. 4. sz. 3–18. old.
- MORGAN, S. L. – SORENSEN, A. B. [1999a]: Paternal networks, social closure and mathematics learning: A test of Coleman's social capital explanation of school effects. *American Sociological Review*. 64. évf. 661–682. old.
- MORGAN, S. L. – SORENSEN, A. B. [1999b]: Theory, measurement and specification issues in models of network effects on learning. *American Sociological Review*. 64. évf. 694–701. old.
- PUSZTAI G. – VERDES E. [2002]: A társadalmi tőke hatása a felekezeti gimnazisták továbbtanulási terveire. *Szociológiai Szemle*. 1. sz. 89–105. old.
- PUSZTAI G. [2004]: *Iskola és közösség. Felekezeti középiskolások az ezredfordulón*. Gondolat. Budapest.
- RÓBERT P. [2000a]: Bővülő felsőoktatás: ki jut be? *Educatio*. 1. sz. 79–94. old.
- RÓBERT P. [2000b]: Családösszetétel, társadalmi tőke és iskolai egyenlőtlenségek. In: *Pál E.* (szerk.) *Útközben*. Tanulmányok a társadalomtudományok köréből Somlai Péter 60. születésnapjára.
- RUDAS T. – CLOGG, C. C. – LINDSAY, B. G. [1994]: A new index of fit based on mixture methods for the analysis of contingency tables. *Journal of Royal Statistical Society*. Ser. B. 56. évf. 623–639. old.
- WEBER, M. [1982]: *A protestáns etika és a kapitalizmus szelleme*. Gondolat. Budapest.
- WELLMAN, B. [1988]: Strukturális elemzés: a módszertől és metaforától az elmélet és a tartalmi kérdések felé. In: *Angelusz R. – Tardos R.* (szerk.) *Társadalmak rejtett hálózata*. Magyar Közvéleménykutató Intézet. Budapest. 307–353. old.

SUMMARY

In a recent study we have found that in the case of the pupils of denominational secondary schools, besides the pupils' personal cultural capital the resources of the more hardly accessed school environment also has a strong effect on their intentions of further study. Such a capital can be the social capital, especially the whole amount of close inter- and intrafamilial relationships, which manifest themselves via the successful norms. This, at its turn modifies the reproduction of the cultural capital. During our research we noticed that in the background of the pupils' decisions concerning their further studies there stands the powerful influence of the school environment and that of the particular composition of classes. In accordance with the results of the logistic regression model, the influence of the group can be more important than the individual characteristics, and even more, the effects of the school environment can reach those as well who initially have less resources. These empirical findings lead us to become aware of the importance of the contextual factors, but in our previous analysis we did not manage to separate the impact of the individual, relational, and respectively contextual influences. In the present study we try to determine the contextual effects and to draw the theoretical and methodological consequences.