

MÓDSZERTAN

Bartus Tamás

OKSÁGI KAPCSOLATOK EREJÉNEK MÉRÉSE KONTINGENCIATÁBLÁKBAN: AZ ESÉLYHÁNYADOS PROBLÉMÁI ÉS A HATÁSNAGYSÁG*

Bevezetés

Ez a tanulmány adatok elméletorientált értelmezésével és elemzésével foglalkozik. Az elmúlt években több munka vetette fel azt a problémát, hogy a kutatást motiváló kérdésre valójában nem kapunk választ, ha az empirikus bizonyítékokat nem fordítjuk le a szignifikáns hatások statisztikai zsargonjáról a kutatást motiváló oksági hipotézisek nyelvére (King–Tomz–Wittenberg 2000), illetve akkor, ha az adatelemzéskor használt statisztikai modell nem konzisztens az adatokat létrehozó folyamatokkal (Freedman 1991; Esser 1996; Sørensen 1999). A szóban forgó kutatási irány szerint a statisztikai összefüggések oksági értelmezése nem más, mint feltételes várható értékek különbségeinek (a továbbiakban: *hatásnagyságok*nak) kiszámítása a statisztikai bizonyítékokból (Long 1997, Greene 2000). Az adatelemzésnek van egy olyan területe, ahol ez az ajánlás valószínűleg kedvezőtlen fogadtatásra találna. Ez a terület a kontingenciatáblák elemzése. Kontingenciatáblák elemzésének standard eszköze az esélyhányados. A kontingenciatáblák elemzésének irodalmában jól ismert az az érv, hogy azért érdemes a hatásnagyság helyett az esélyhányadost használni, mert ez utóbbinak kedvezőbbek a statisztikai tulajdonságai.

A tanulmány amelllett érvel, hogy kontingenciatáblákban az esélyhányados nem feltétlenül megfelelő eszköze oksági kapcsolatok értelmezésének. (Az érvelés kiterjeszthető kategorikus változók regressziós elemzésére is; lásd Bartus 2003). A tanulmány első részében a probabilisztikus okság koncepciójának bemutatása után amelllett érvelek, hogy az esélyhányados értéke nehezen értelmezhető, sőt, üres céllal rendelkező 2x2-es táblákban hibásan mutatja az oksági kapcsolatot. A tanul-

* A tanulmány a TÁRKI-ban 2002. január 9-én tartott előadás, valamint a Bertalan László emlékére rendezett konferencián (2002. március 25–26, Budapest) megtartott előadás anyagának továbbfejlesztett változata. Az előadásokon megfogalmazott gondolatok világos kifejtését nagymértékben segítették Lengyel György, Rudas Tamás és Tardos Róbert megjegyzései. A szerző külön köszönettel tartozik a *Szociológiai Szemle* névtelen lektorának a hasznos kritikái észrevételekért. Köszönettel tartozom továbbá Tóth István Györgynek, aki rendelkezésemre bocsátotta a tanulmányban használt adatokat.

mány második részében pedig azt fogom kimutatni, hogy olyan táblákban, ahol a függő változó kettőnél több értéket vehet fel, a feszítő cellás esélyhányadosok asszociációt mutathatnak ott, ahol valójában nincs okunk asszociációt feltételezni. A feszítő cellás esélyhányadosok csak akkor mutatják helyesen az oksági kapcsolatok fennállását és a hatás előjelét, ha a független változó nem befolyásolja az irreleváns kimenetek bekövetkezési valószínűségét. Mivel ez a feltétel a gyakorlatban nem teljesül mindig, a gyakorlati alkalmazások során fenntartással kell kezelni a feszítő cellás esélyhányadosokra alapozott oksági következtetéseket.

Mivel írásom központi témája a statisztikai bizonyíték értelmezése, nem foglalkozhatok részletesen a hatásnagyság és az esélyhányados statisztikai tulajdonságainak összehasonlításával. Szintén nem tartozik a tanulmány tárgyához az – az oksági következtetés statisztikai irodalmában tárgyalt – kérdés, hogy milyen módszerekkel kell adatokat gyűjteni ahhoz, hogy egy statisztikai összefüggés oksági összefüggésként legyen értelmezhető. Végig feltételezem, hogy a kutató „ideális” adatokat használ, azaz az adatelemzés során használt minta a vizsgált populációból vett véletlen mintának tekinthető. Amellett fogok tehát érvelni, hogy ilyen ideális mintákban a hatásnagyság az esélyhányadosnál jobban alkalmas a kontingenciatáblákban összefoglalt információ világos értelmezésére.

Oksági kapcsolatok erejének mérése: hatásnagyság és esélyhányados

Az empirikus elemzések talán legfontosabb célja annak megállapítása, fennállnak-e az elmélet által feltételezett oksági kapcsolatok. Az eredmények értelmezésének ekkor egy olyan gyakorlatnak kell lennie, amely a statisztikai bizonyítékokat lefordítja az oksági kapcsolatok nyelvére. Amikor a kutatók elméleteket, modelleket fogalmaznak meg, rendszerint várható értékek vagy valószínűségek változásainak terminusaiban fogalmazzák meg az oksági kapcsolatokat vagy ezek empirikus következményeit. A tanulmánynak ebben a részében először azt mutatom meg, hogy a hatásnagyság és az esélyhányados mérőszámai szorosan kapcsolódnak az oksági kapcsolatok nyelvéhez. Ezután azt vizsgálom, milyen értelmezési előnyökkel és problémákkal jár együtt az oksági kapcsolatok mérése mind a hatásnagyságnál, mind pedig az esélyhányadosnál.

Probabilisztikus okság

Legalább Hume óta elfogadott az a nézet, hogy az oksági kapcsolat fennállásának három feltétele van: (1) ok és okozat tér- és időbeli összekapcsolódása, (2) az ok megelőzi az okozatot, valamint (3) az ok és az okozat közötti kapcsolat állandó vagy szükségszerű (vö. Suppes 1970). Az empirikus elemzés fázisában különösen a harmadik kritérium tisztázása fontos ahhoz, hogy a megfigyelt szabályszerűségeket

oksági kapcsolatként tudjuk értelmezni.¹ Az oksággal foglalkozó irodalomban (lásd pl. Suppes 1970; Lieberman 1985; Sobel 1998; Winship–Morgan 1999; Goldthorpe 2001) rendszerint vagy a statisztikai függőség, vagy az okság tényellentétes fogalmát használják a harmadik kritérium explikálásához.

Tegyük fel, hogy megfigyeléseink szerint egy C eseményt nagy valószínűséggel követ egy másik, E esemény. Az okság tényellentétes felfogása alapján ebből a megfigyelésből csak akkor következik, hogy C esemény oka E eseménynek, ha igaz az a tényellentétes feltevés, hogy ha C nem következett volna be, akkor nagy valószínűséggel E esemény sem következett volna be. A tényellentétes feltevés természetesen úgy is megfogalmazható, hogy ha C következett volna be, akkor E csak kis valószínűséggel következett volna be. A tényellentétes felfogás alapján tehát C csak akkor oka E -nek, ha

$$P(E|C) \neq P(E|\neg C).^2$$

(a „ $\neg$ ” szimbólum a „nem” jele). Defináljunk két változót – x és y – a következőképpen. Ha C bekövetkezik, akkor $x=1$, míg ha C nem következik be, akkor $x=0$. Hasonlóan, $y=1$, ha E bekövetkezik, míg $y=0$, ha E nem következik be. Ekkor x és y változók között csak akkor áll fenn oksági kapcsolat, ha C esemény oka E eseménynek. Az okság tényellentétes felfogása alapján C akkor és csak akkor oka E -nek, ha

$$(1) \quad P(y=1|x=1) \neq P(y=1|x=0).$$

(1) alapján világos, hogy oksági kapcsolatok fennállására vonatkozó hipotéziseket a $P(y=1|x=1)$ és a $P(y=1|x=0)$ feltételes valószínűségek összehasonlításával lehet empirikusan felülvizsgálni. Az (1) egyenlőtlenségből levezethető két minimális követelmény, amelyeket teljesítenie kell egy asszociációs mérőszámnak ahhoz, hogy használatával az oksági hipotézisek felülvizsgálhatók legyenek. Az első követelmény az, hogy a mérőszámnak függetlenséget kell jeleznie, ha az (1)-ben szereplő feltételes valószínűségek azonosak. A második követelmény az, hogy a mérőszámnak annál erősebb kapcsolatot kell mutatnia, minél nagyobb a „távolság” az (1)-ben szereplő feltételes valószínűségek értékei között. A tanulmány hátralevő részeiben kizárólag erre a két intuitív követelményre támaszkodva fogom értékelni a hatásmagnaság és az esélyhányados viselkedését.

¹ Tanulmányunk nem foglalkozik az okság első két kritériumával. Habár az időbeli sorrend figyelembevétele szükséges feltétele az adatelemzés helyességének, az időbeliség nem vet fel további fogalmi problémákat. Az első kritérium empirikus kutatás számára releváns módosítására kitűnő példa az eseménytörténet-elemzés (Blossfeld–Rohwer 1995; Pötter–Blossfeld 2001). Érdemes megjegyezni, hogy az oksági elemzés Lazarsfeld által kidolgozott módszerében az első és a harmadik kritérium megfogalmazása eltér az itt ismertetettől (vö. Hyman 1955).

² Ugyanez az összefüggés következik a statisztikai függőség elvéből is. E esemény statisztikailag függ C eseménytől, ha $P(E|C) \neq P(E)$. Mivel $P(E) = P(E|C)P(C) + P(E|\neg C)P(\neg C)$ és $P(\neg C) = 1 - P(C)$, a $P(E|C) \neq P(E)$ egyenlőtlenség azonos a $P(E|C)[1 - P(C)] \neq P(E|\neg C)[1 - P(C)]$ egyenlőtlenséggel. Ha C bekövetkezési valószínűsége egynél kisebb, az egyenlőtlenség mindkét oldala osztható $[1 - P(C)]$ -vel, és megkapjuk az első egyenlőtlenséget. Ha C tényleg oka E -nek, a $P(C) < 1$ feltevés elengedhetetlen, hiszen nem lehet ok egy olyan esemény, amelynek bekövetkezése nem manipulálható (vö. Sobel 1998).

A hatásnagyság

A valószínűségek közötti „távolság” talán legegyszerűbb mérőszáma a különbség. Ekkor az oksági kapcsolat erejét feltételes valószínűségek különbségeként mérjük. Ezt a mérőszámot a továbbiakban hatásnagyságnak fogom nevezni. (Ennek a mérőszámnak az angol neve az oksági következtetések statisztikai irodalmában *effect size* [Hyman 1955; Sobel 1998; Winship–Morgan 1999], a kontingenciatáblákkal foglalkozó irodalomban pedig *difference in proportions*.) A hatásnagyság, $\Delta P(y=i, x)$ definíciója 2x2-es táblánál a következő:

$$(2) \quad \Delta P(y=1, x) = P(y=1|x=1) - P(y=1|x=0).$$

2x2-esnél nagyobb táblánál kétértékű változókkal többféleképpen lehet kódolni az egyes kategóriákat, ezért (2) nem ad világos szabályokat a hatásnagyság kiszámítására. Tegyük fel, hogy y az $1, \dots, i, \dots, J$, x pedig az $1, \dots, j, \dots, J$ értékeket veheti fel. A hatásnagyság pontosabb megfogalmazása a következő:

$$(3) \quad \Delta P(y=i, x_{jk}) = P(y=i|x=j) - P(y=i|x=k) \quad (1 \leq k \leq J).$$

A $K \times L$ nagyságú kontingenciatáblában tehát $(K-1) \times (K-1)$ hatásnagysággal lehet leírni a feltételezett oksági kapcsolatokat.

A hatásnagyságnak van egy olyan tulajdonsága, amely nagyon egyszerűvé teszi az értelmezését. A hatásnagyság értékkészlete korlátos, és ezek a korlátok világos tartalmi jelentéssel rendelkeznek. A hatásnagyság értékkészlete korlátos, mivel valószínűségek különbsége: a hatásnagyság abszolút értéke 0 és 1 között lehet. Ezek a szélső értékek világos elméleti jelentéssel bírnak: a hatásnagyság abszolút értékei közül a 0 a kapcsolat hiányát (a statisztikai függetlenséget), az 1 pedig a kapcsolat determinisztikus jellegét mutatja. Ez a tény lehetővé teszi a hatásnagyság értékének kvalitatív értelmezését. Ha a hatásnagyság értéke, mondjuk, 0,01, akkor tudjuk, hogy a változók között gyakorlatilag nincs kapcsolat. Ha a hatásnagyság értéke 0,1, akkor tudjuk, hogy a kapcsolat „gyenge”. Ha viszont a hatásnagyság értéke 0,9, a kapcsolatról tudjuk, hogy „erős”.

A hatásnagyságnak azonban van egy kedvezőtlen statisztikai tulajdonsága. A kontingenciatáblák elemzésével foglalkozó irodalomban fontos szerepet játszik az a gondolat, hogy egy jó asszociációs mérőszám értéke legyen független a táblázat peremeloszlásaitól. A peremeloszlásoktól való függetlenség azt jelenti, hogy a mérőszám nem változik, ha bármelyik sor vagy oszlop gyakoriságait megszorozzuk egy tetszőleges számmal (vö. Agresti 1990).³ Belátható, hogy a hatásnagyság nem tesz eleget legalább az egyik követelménynek. Tegyük fel, hogy a független változó a sorváltozó! A hatásnagyság értéke változatlan marad, ha az egyik sor gyakoriságait megszorozzuk egy tetszőleges, zérustól különböző α számmal, mivel a szorzás nem befolyásolja a feltételes valószínűségek értékeit. Az egyik oszlop gyakoriságainak a megszorozása viszont

³ A peremeloszlásoktól való függetlenség mellett egy jó asszociációs mérőszámnak teljesítenie kell azt a követelményt is, hogy ne változzon az asszociációs mérőszám értéke, ha a sorokat és az oszlopokat felcseréljük. A sorok és oszlopok felcserélése után ugyanis nem a megfelelő feltételes valószínűségeket fogjuk kiszámítani (Agresti 1990). Ez a veszély oksági elemzésekénél nem fenyeget, hiszen az oksági hipotézis alapján tudjuk, hogy a sor- és az oszlopváltozók közül melyik a feltételezett ok, ezért mindig a helyes feltételes valószínűségeket fogjuk kiszámolni.

megváltoztatja a feltételes valószínűségeket. Természetesen a megváltozott feltételes valószínűségek különbsége nem lesz mindig ugyanaz, mint a szorzás előtt. Sőt, az is előfordulhat, hogy a különbség előjele is megváltozik a szorzás hatására. A hatásnagyság használatánál ezért fennáll a veszély, hogy ott is mérhet például pozitív hatást, ahol a hatás valójában negatív. A hatásnagyság értéke tehát nemcsak a populációra jellemző hatásnagyságnak, hanem y mintabeli peremeloszlásának is függvénye.⁴ A hatásnagyság torzított becslést ad a populációra jellemző hatásnagyságra, ha eltérő y mintabeli és populációbeli eloszlása. Az y változó mintabeli peremeloszlása csak akkor azonos a populációbeli eloszlással, ha a minta kiválasztása és a válaszmegtagadások eloszlása nem függ y -től. A szóban forgó függetlenségre azonban ritkán van garancia, ezért a hatásnagyság a gyakorlati alkalmazások zömében torzítottan mutatja a populációra jellemző hatásnagyságot.

Az esélyhányados

A hatásnagyság problémája az, hogy értéke közvetlenül függ a $P(x=1)$ és a $P(x=0)$ valószínűségektől. Egy egyszerű matematikai eljárással azonban meg lehet szabadulni a $P(x=1)$ és a $P(x=0)$ valószínűségektől. Tegyük fel, hogy x pozitív hatást gyakorol y -ra, azaz $P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0)$. Mivel $P(y=1|x=j) + P(y=0|x=j) = 1$ (j értéke vagy 0, vagy 1), ha a $P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0)$ egyenlőtlenség igaz, akkor fennáll a

$$(4) \quad P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$$

egyenlőtlenség is. A matematikai eljárás lényege az, hogy a (2) egyenlőtlenség két-értékű függő változók esetén továbbra is érvényes marad, ha (2) bal és jobb oldalán található feltételes valószínűségeket rendre elosztjuk a (4) bal és jobb oldalán található feltételes valószínűségekkel. Az osztást azért érdemes elvégezni, mert a $P(x=1)$ és a $P(x=0)$ valószínűségekkel egyszerűsíteni lehet az osztás eredményeképpen létrejövő törtet. Az osztás végeredménye a

$$P(y=1, x=1)/P(y=0, x=1) > P(y=1, x=0)/P(y=0, x=0)$$

egyenlőtlenség, amit átrendezve megkapjuk a

$$P(y=1, x=1)P(y=0, x=0)/P(y=0, x=1)P(y=1, x=0) > 1$$

egyenlőtlenséget. Ennek alapján az oksági kapcsolat erejének mérésére alkalmas a

$$(5) \quad P(y=1, x=1)P(y=0, x=0)/P(y=0, x=1)P(y=1, x=0)$$

mennyiség, azaz az esélyhányados. Az esélyhányados alkalmas oksági kapcsolatok erejének mérésére, hiszen minél erősebb az oksági kapcsolat, annál nagyobb az (1) egyenlőtlenség két oldala közötti különbség, és (4) miatt annál nagyobb az esélyhányados értéke.

A hatásnagyság első definíciójához hasonlóan, (5) sem ad világos szabályokat arra, hogyan kell kiszámolni az esélyhányadost 2×2 -esnél nagyobb táblánál. Tegyük

⁴ Habár a hatásnagyság értéke közvetlenül csak x mintabeli peremeloszlásától függ, az y peremeloszlásától való közvetett függés azért áll fenn, mert $P(x) = P(x|y=1)P(y=1) + P(x|y=0)P(y=0)$.

fel, hogy y az $1, \dots, i, \dots, I$, x pedig az $1, \dots, j, \dots, J$ értékeket veheti fel. 2×2 -esnél nagyobb táblánál az asszociációkat az alábbi képlettel számoljuk ki:

$$(6) \quad P(y=i, x=j)P(y=k, x=k) / P(y=k, x=j)P(y=i, x=k) \quad (1 \leq k \leq J).$$

Ha a képletben szereplő indexek egymással szomszédos cellákat azonosítanak, (6) lokális esélyhányadosokat definiál. Ha a szóban forgó cellák közül vannak olyanok, amelyek egymással nem szomszédosak, (6) feszítő cellás esélyhányadosokat definiál. A $K \times L$ nagyságú kontingenciatáblában az asszociációkat tehát vagy $(K-1) \times (L-1)$ lokális, vagy ugyanennyi feszítő cellás esélyhányadossal írhatjuk le (Rudas 1998: 23–25).

Az esélyhányados nem rendelkezik azzal – a hatásnagyságra jellemző – kedvező tulajdonsággal, amely egyszerűvé teszi az oksági kapcsolatok erejének megállapítását. Az esélyhányados értékkészlete felülről nem korlátos, hiszen a valószínűségek hányadosa bármekkora nullánál nagyobb és a végtelennél kisebb értéket felvehet. Ezért az esélyhányados értékei közül csak egy rendelkezik világos tartalmi jelentéssel: ha az esélyhányados értéke 1, akkor nincs kapcsolat. Az esélyhányados tehát csak azt mutatja, hogy milyen távol van a kapcsolat erőssége a függetlenségtől (vö. Bishop–Fienberg–Holland 1975). Azonban lehetetlen megítélni, milyen közel van a kapcsolat a determinisztikushoz, ha az esélyhányados értéke, mondjuk, 10 vagy 100 vagy 1000. Az ilyen nagy értékek értelmezhetőségét javíthatja, ha az esélyhányados helyett annak logaritmusát használjuk. A logaritmus transzformáció használata mellett még az szól, hogy ha az x vagy y változó kódolását megváltoztatjuk, akkor az esélyhányados új értéke a kódolás előtti érték reciproka lesz, az esélyhányados logaritmusa viszont csak előjelet vált a kódolás megváltoztatása után (Reynolds 1977).

Az esélyhányados tehát kiküszöböli a hatásnagyság kedvezőtlen statisztikai tulajdonságát, de mivel a hatásnagyság feltételes esélyek hányadosa, az esélyhányados értékkészlete nem korlátos, ezért kvalitatív értelmezése nehéz. Az esélyhányados matematikai képlete különösen akkor vet fel problémákat, ha a kontingenciatábla egyik cellája üres (Fienberg 1987; Reynolds 1977). A probléma illusztrálásához tekintsük az alábbi kontingenciatáblát!

	$y=0$	$y=1$
$x=0$	a	b
$x=1$	d	0

Tegyük fel, hogy $a > b$, $b \approx 0$ és $a \approx d$! Ekkor a hatásnagyság értéke megközelítőleg zérus, az esélyhányados értéke szintén zérus. A hatásnagyság tehát a kapcsolat hiányát – az esélyhányados viszont a lehető legerősebb negatív kapcsolatot mutatja! Az oksági kapcsolatnak valójában nagyon gyengének kell lennie, hiszen az (1) egyenlőtlenségben szereplő feltételes valószínűségek közül az egyik zérus, a másik majdnem zérus. Most tegyük fel, hogy $a > d$, $d \approx 0$ és $a \approx b$! A hatásnagyság értéke most megközelítőleg $-0,5$, az esélyhányados értéke viszont megint zérus. A hatásnagyság tehát közepesen erős, negatív kapcsolatot mutat – az esélyhányados viszont a lehető legerősebb negatív kapcsolatot. A két mérőszám közül megint csak a hatásnagyságban lehet jobban megbízni, hiszen nem igaz az, hogy az (1) egyenlőtlenségben szereplő feltételes valószínűségek közül az egyiknek zérus, a másiknak pedig egységnyi az értéke. Az esélyhányados tehát nem értelmezhető üres cellát tartalmazó táblánál,

hiszen ekkor az esélyhányados determinisztikus kapcsolatra utal akkor is, ha az (1) egyenlőtlenség alapján a kapcsolat ereje nem lehet determinisztikus.

Az üres cellát tartalmazó táblák nem csak elméleti konstrukciók, hanem fontos elméleti gondolatok tesztelésekor is előfordulhatnak. Nagy hatású munkájában Bourdieu (1978) amellett érvelt, hogy az oktatási rendszernek az a látens funkciója, hogy újratermelje az osztályegyenlőtlenségeket. Az oktatás látens funkciójával kapcsolatos gondolat empirikus következménye az, hogy a származás (szülők osztályhelyzete) nagyobb hatást gyakorol az iskola elvégzése utáni továbbtanulási döntésekre, mint az iskolán belüli sikerre (Bourdieu 1978: 51–53). Most azt a kérdést fogom empirikusan megvizsgálni, hogy az apa iskolai végzettsége az iskola elvégzésére vagy az iskola elvégzése utáni továbbtanulási döntésre gyakorol nagyobb hatást. Az egyszerűség kedvéért csak az általános iskolán belüli lemorzsolódást és az általános iskola utáni továbbtanulást fogom vizsgálni.

Az adatok a TÁRKI 1996-os *Monitor* vizsgálatából származnak. A kérdőív nem csak az egyén iskolai végzettségével, hanem az egyes oktatási intézményekben eltöltött évek számával kapcsolatban is tartalmaz információkat. Ezeknek az információknak az alapján két *dummy* változót hoztam létre. Az egyik *dummy* azt méri, vajon az egyén befejezte-e az általános iskolát, vagy lemorzsolódott. A másik *dummy* azt méri, vajon az általános iskola elvégzése után a megkérdezett továbbtanult-e valamilyen középfokú intézményben (szakiskola, szakmunkásképző, szakközépiskola, gimnázium, technikum).⁵ Az empirikus eredményeket az 1. táblázat tartalmazza. A táblázat első négy oszlopa az általános iskola befejezésére, az utolsó négy oszlopa az általános iskola befejezése utáni továbbtanulási döntésekre vonatkozik. Az adatok érdekessége az, minden jó családi háttérrel rendelkező egyén befejezte az általános iskolát, az egyik cella tehát üres.

1. táblázat

Az általános iskolából való kibukás, valamint a középiskolában való továbbtanulás az apa iskolai végzettsége szerint az 1944 után születettek körében: cellagyakoriságok, peremeloszlások és sorszázalékok

Apa iskolai végzettsége	Lemorzsolódás				Továbbtanulás			
	Igen	Nem	Összesen	Az igen válaszok aránya, %	Igen	Nem	Összesen	Az igen válaszok aránya, %
Legfeljebb nyolc általános	16	359	375	4,3	232	127	359	64,6
Középfok vagy elsőfok	0	370	370	0,0	316	54	370	85,4
Összesen	16	729	745		548	181	729	

Az adatok forrása: TÁRKI, 1996-os *Monitor* felvétel. Pearson χ^2 (df=1) rendre 16,1 és 42,2.

⁵ Bourdieu (1978: 58) szerint a továbbtanulási döntés leírásának figyelembe kell vennie azt is, hogy a következő oktatási intézmény vajon „megcsonkított” iskolai karriert kínál-e a diákoknak. Tartalmi szempontból jobb lenne a példánk, ha az általános iskolát elvégzettek körében csak azokat tekintenénk továbbtanulóknak, akik középiskolába vagy gimnáziumba mennek, hiszen csak ezek teszik lehetővé a felsőfokú intézményekbe való továbblépést.

A hatásnagyságon alapuló értelmezés alapján világos, hogy az adatok alátámasztják Bourdieu hipotézisét. Az apa iskolázottsága erősebb hatást gyakorol a középfokú iskolákban való továbbtanulásra (hatásnagyság: $85,4 - 64,6 = 20,8$ százalék), mint az általános iskola elvégzésére (hatásnagyság: $-4,3$ százalék). Mivel az apa iskolai végzettségének a továbbtanulásra gyakorolt hatása legalább ötszöröse a bukásra gyakorolt hatásánál, megalapozottnak tűnik az az állítás, hogy a származás hatása a továbbtanulásra sokkal erősebb a bukásra gyakorolt hatásnál. Ez az értelmezés azonban nem alapozható meg ilyen jól, ha az esélyhányadosokat használjuk, hiszen a lemorzsolódással kapcsolatos esélyhányados zérus, így nem tudjuk mérni, hányszor nagyobb az egyik hatás a másiknál.

A feszítő cellás esélyhányados értelmezésének problémái

Az előző részben ismertetett gondolatok alapján egy komoly dilemmával szembesülnek a kontingenciatáblák oksági értelmezésére törekvő kutatók: ha az esélyhányadoson és a hatásnagyságon kívül nincs más elfogadható asszociációs mérőszám, akkor vagy a torzítatlan, de nehezen értelmezhető esélyhányadost, vagy a torzított, de egyszerűen értelmezhető hatásnagyságot kell választaniuk. Ennek a dilemmának a szokásos feloldása az, hogy a statisztikai tulajdonságok fontosabbak az értelmezhetőségénél, tehát a két mérőszám közül az esélyhányadost kell választani. Ez az érv különösen akkor meggyőző, ha a kutató célja nem két hipotetikus hatás összehasonlítása, hanem csupán annak eldöntése, fennállnak-e az elmélet által posztulált oksági hatások. Ha a kérdés pusztán az, fennáll-e egy hatás vagy sem, 2×2 -es táblákban azonos választ kapunk az esélyhányados és a hatásnagyság használatával. De mivel a hatásnagyság értéke torzított lehet, érdemes inkább az esélyhányadost használni.

Úgy gondolom azonban, hogy a szóban forgó dilemma nem mindig oldható fel ilyen könnyen. Ennek oka az, hogy olyan táblákban, ahol a függő változónak kettőnél több kategóriája van, az esélyhányadosok egy új értelmezési problémát vetnek fel, amely nem merülhet fel 2×2 -es táblákban. Először azt mutatom meg, hogy a feszítő cellás esélyhányadosok közül néhány asszociációt mutat ott, ahol valójában nincs okunk asszociációra számítani. Ezután azt mutatom meg, hogy a feszítő cellás esélyhányadosok által mutatott asszociációk valójában a $K \times K$ -s tábla önálló létezésével bíró 2×2 -es résztábláiban mért asszociációk. Végül amellet érvelek, hogy az eredeti $K \times K$ -s tábla elemzése nem lehet feltétlenül ekvivalens önálló létezéssel bíró 2×2 -es résztáblák elemzésével.

Feszítő cellás esélyhányadosok és hatásnagyságok eltérése mobilitási táblákban

A tanulmányban eddig 2×2 -es táblákat vizsgáltunk. Az oksági hipotéziseket azonban gyakran 2×2 -esnél nagyobb kontingenciatáblákban kell ellenőrizni. Tipikus példa erre a társadalmi mobilitás, vagy akár a házassági homogámia elemzése. Vegyünk egy egyszerű mobilitási példát! Kérdésünk az, hogyan befolyásolja a megszerzett iskolai végzettséget az apa iskolai végzettsége.

Az adatok a TÁRKI 1996-os *Monitor* vizsgálatából származnak. Hogy a vizsgálandó kontingenciatábla egyszerű legyen, az iskolai végzettséget három kategóriával mértem: alapfok (ami valójában a legfeljebb nyolc általános iskolai osztály elvégzését méri), középfok és felsőfok. A nyers adatokat a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

Legmagasabb iskolai végzettség az apa iskolai végzettsége szerint: cellagyakoriságok és peremeloszlás

Apa végzettsége	Legmagasabb végzettség			Összesen
	Alapfokú	Középfokú	Felsőfokú	
Alapfokú	384	226	127	737
Középfokú	65	148	112	325
Felsőfokú	10	32	67	109
Összesen	459	406	306	1171

Az adatok forrása: TÁRKI, 1996-os Monitor felvétel.

Ha az alapfokú végzettséget választjuk referenciakategóriának, a származás hatására vonatkozó kérdést négy konkrétabb kérdés megválaszolásával lehet eldönteni. Az egyszerűség kedvéért példánkban az alábbi két kérdésre keressük a választ: *a)* Befolyásolja-e az apa felsőfokú végzettsége a *felsőfokú* végzettség megszerzésének esélyét? És *b)* befolyásolja-e az apa felsőfokú végzettsége a *középfokú* végzettség megszerzésének esélyét?

Kérdéseink megválaszolásához számítsuk ki mind a hatásnagyságokat, mind pedig a feszítő cellás esélyhányadosokat! A számításokhoz rendre a (3) és a (6) képletet kell használni. A szóban forgó képletekben szereplő *i* index értéke például a *b)* kérdésben a középfokú végzettség, a *j* index értéke ugyanebben a kérdésben a felsőfokú végzettség, a *k* index pedig mindig az alapfokú végzettséget jelöli. A számítások eredményeit a 3. táblázat foglalja össze.

3. táblázat

Az apa iskolai végzettségének hatása a legmagasabb iskolai végzettségre: feszítő cellás esélyhányadosok és hatásnagyságok

Apa végzettsége	Feszítő cellás esélyhányados		Hatásnagyság	
	Legmagasabb végzettség		Legmagasabb végzettség	
	Középfokú	Felsőfokú	Középfokú	Felsőfokú
Középfokú	3,87	5,21	14,8	17,3
Felsőfokú	5,44	20,26	-1,3	44,3

A 3. táblázat alapján látható, hogy egy esetben eltérő irányú oksági kapcsolatot mutat a hatásnagyság és az esélyhányados: mégpedig azzal kapcsolatban, vajon az apa felsőfokú végzettsége csökkenti vagy növeli a középfokú végzettség megszerzésének esélyét. Az utolsó két sorból látható, hogy – az alapfokú végzettséghez viszonyítva – az apa középfokú végzettsége pozitív hatást gyakorol a középfokú iskolai

végzettség megszerzésére (hatásnagyság=14,8). Ezzel szemben az apa felsőfokú végzettsége kismértékben ugyan, de csökkenti a középfokú iskolai végzettség megszerzését (hatásnagyság= -1,3). Ha viszont az esélyhányadosokat vizsgáljuk meg, ott más következtetés adódik. Az összes esélyhányados 1-nél nagyobb, ezért arra kéne következtetnünk, hogy az apa felsőfokú végzettsége pozitívan befolyásolja a középfokú iskolai végzettség megszerzését. A feszítő cellás esélyhányadosok és a hatásnagyságok alapján tehát eltérő választ kell adnunk a *b)* kérdésre.

Az eltérés értelmezéséhez a mobilitáskutatások egyik legegyszerűbb modelljét, a kvázi-tökéletes (quasi perfect) mobilitás modelljét (Hout 1983) használok.⁶ A szóban forgó modell a megfigyelt mobilitási folyamatokat két, elméleti szempontból kiemelt fontosságú (de a valóságban ritkán előforduló) mobilitási modell kombinációjaként értelmezi. Az egyik elméleti modell a tökéletes mobilitás modellje: ebben az esetben az egyének státuszát nem lehet előrejelezni a származás ismeretében. Az egyszerűség kedvéért tegyük fel, hogy egy tetszőleges származású egyén α valószínűséggel tesz szert bármelyik státuszra. (Természetesen ha a státuszkategóriák száma K , akkor $\alpha=1/K$). A másik elméleti modell a tökéletes immobilitás modellje: itt az egyének öröklik származási kategóriájukat. Ha a kvázi-tökéletes mobilitás modellje igaz, akkor a megfigyelt mobilitási tábla a szóban forgó szélső típusok súlyozott átlaga. Ha az immobilitási modell súlya β ($0 \leq \beta \leq 1$), a tökéletes mobilitás súlya pedig $1-\beta$, a mobilitási tábla az α és β paraméterekkel írható le: a tábla olyan, hogy diagonális celláiban az $(\alpha+\beta)$, egyéb celláiban pedig az α kilépési valószínűségek (outflow percentages) találhatók ($K\alpha+\beta=1$). A mobilitási táblát úgy írjuk fel, hogy a származási kategóriák definiálják a sorokat, a kilépési valószínűségek tehát sorszámalékok. Három státuszkategóriánál a kvázi-tökéletes mobilitás modelljét a 4. táblázat mutatja.

4. táblázat

A kvázi-tökéletes mobilitás modellje (3 státuszkategória esetén)

Apa végzettsége	Legmagasabb végzettség		
	Alapfokú	Középfokú	Felsőfokú
Alapfokú	$\alpha + \beta$	α	α
Középfokú	α	$\alpha + \beta$	α
Felsőfokú	α	α	$\alpha + \beta$

Milyen választ kapunk *a)* és *b)* kérdéseinkre a kvázi-tökéletes mobilitás modelljében? A hatásnagyságok és a feszítő cellás esélyhányadosok kiszámítása ismét a (3) illetve a (6) képletekre támaszkodik. A számítások eredményeit az 5. táblázat foglalja össze.

⁶ Az érvelés lényegét nem befolyásolja az, ha a kvázi-tökéletes mobilitás modellje nem illeszkedik jól az adatokhoz.

5. táblázat**Feszítő cellás esélyhányadosok és hatásnagyságok a kvázi-tökéletes mobilitás modelljében**

Apa végzettsége	Feszítő cellás esélyhányados		Hatásnagyság	
	Legmagasabb végzettség		Legmagasabb végzettség	
	Középfokú	Felsőfokú	Középfokú	Felsőfokú
Középfokú	$\frac{(\alpha + \beta)^2}{\alpha^2}$	$\frac{\alpha + \beta}{\alpha}$	β	0
Felsőfokú	$\frac{\alpha + \beta}{\alpha}$	$\frac{(\alpha + \beta)^2}{\alpha^2}$	0	β

A hatásnagyságok és a feszítő cellás esélyhányadosok mátrixai tehát nem azonosak! Az alapvető különbség az, hogy a hatásnagyságok mátrixában az összes nem diagonális elem zérus, míg az esélyhányadosok mátrixában ezek a nem diagonális elemek nagyobbak 1-nél. Ennek a különbségnek komoly tartalmi következményei vannak. A *b)* kérdésre ugyanis a feszítő cellás esélyhányadosok alapján igennel kell felelni – a hatásnagyságok alapján viszont nemmel!

Miért vezet eltérő válaszhoz a két mérőszám? Tegyük fel, hogy az adatgyűjtés módszere és a survey kérdések természete alapján megalapozott az a feltevés, miszerint a függő változó nem befolyásolta a mintába bekerülés valószínűségét. Ezért ki zárható az a lehetőség, hogy a hatásnagyság mintabeli értéke torzított. A probléma akkor is fennállna, ha a mintába a kutatás által megcélzott populáció minden eleme bekerült volna. A kétféle mérőszám eltérése tehát csak azzal magyarázható, hogy az egyik hibásan mutatja az asszociációt.

Vajon a hatásnagyság vagy az esélyhányados mutatja helyesen az apa felsőfokú végzettségének hatását a középfokú végzettség elérésére? Ha az apa felsőfokú végzettsége hatással van a középfokú végzettség megszerzésére, akkor az (1)-ben szereplő két feltételes valószínűségnek – a középfokú végzettség megszerzésének esélye a felsőfokú végzettségű apák között, valamint a középfokú végzettség megszerzésének esélye az alapfokú végzettségű apák között – eltérőnek kell lennie. Ez a két feltételes valószínűség azonban a kvázi-tökéletes mobilitás modellje alapján azonos. A feszítő cellás esélyhányados pozitív kapcsolatot mutat, a hatásnagyság viszont a kapcsolat hiányát. Következésképpen a hatásnagyság helyesen mutatja az oksági kapcsolat fennállását vagy hiányát, a feszítő cellás esélyhányados viszont asszociációt mutat ott, ahol nincs okunk asszociációt feltételezni.

Feszítő cellás esélyhányadosok értelmezése és a résztáblákra bontás módszere

Miért mutathat asszociációt ott a feszítő cellás esélyhányados, ahol – az (1) egyenlőtlenség alapján – nincs okunk asszociációra számítani? Számoljuk ki most a feszítő cellás esélyhányadosokat és a hatásnagyságokat úgy, hogy a 3x3-as mobilitási táblát önálló 2x2-es táblákra bontjuk, majd ezekben számoljuk ki a hatásnagyságot és az esélyhányadosot! A referenciakategória természetesen az alapfokú végzettség marad,

tehát ez mindegyik 2x2-es táblában szerepelni fog. Ezután számítsuk ki mindegyik 2x2-es táblában a kilépési százalékokat! A számolásakor figyelembe kell venni, hogy a bontás hatására az eredeti táblában szereplő α és $(\alpha+\beta)$ kilépési valószínűségek soronkénti összege már nem lesz egységnyi. A sorösszeg úgy lesz újra egységnyi, ha az i -edik sorban szereplő kilépési valószínűségeket elosztjuk azzal a kilépési valószínűséggel, amely az eredeti táblában szintén az i -edik sorban szerepelt, de a bontás miatt ki-maradt a 2x2-es táblából. Az eredményeket – pontosabban az $a)$ és $b)$ kérdés megválaszolásához releváns résztáblákat – a 6. táblázat tartalmazza.

Az eredeti mobilitási tábla részekre bontásának hatására a hatásnagyság értéke megváltozott. Az $a)$ résztáblában az esélyhányados értéke $\beta/(1-\alpha)$, tehát $(1-\alpha)$ -ad része az eredeti táblában kiszámolt értéknek. A hatásnagyság azonban pozitív maradt, az $a)$ kérdésre adandó tartalmi választ tehát nem érinti a táblabontás. A $b)$ résztáblában viszont a hatásnagyság értéke most nem zérus, hanem pozitív! Ezzel szemben az esélyhányados értéke az egyes résztáblákban ugyanaz, mint ami a megfelelő feszítő cellás esélyhányados volt az eredeti táblában (lásd az 5. táblázatot). A résztáblákra bontás módszere tehát nem változtat az esélyhányados értékein. Ez nem meglepő, hiszen az esélyhányados független a peremeloszlásoktól.

6. táblázat

A kvázi-tökéletes mobilitási tábla $a)$ és $b)$ résztáblái

Apa végzettsége	a) résztábla		b) résztábla	
	Legmagasabb végzettség	Legmagasabb végzettség	Legmagasabb végzettség	Legmagasabb végzettség
	Alapfokú	Felsőfokú	Alapfokú	Középfokú
Alapfokú	$\frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha}$	$\frac{\alpha}{1 - \alpha}$	$\frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha}$	$\frac{\alpha}{1 - \alpha}$
Felsőfokú	$\frac{\alpha}{1 - \alpha}$	$\frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha}$	$\frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta}$	$\frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta}$

Az eredeti mobilitási tábla részekre bontása egy olyan eredményre vezet, amelyből csábító lehet a hatásnagyság feleslegességére következtetni. Az elemzés során csupán arra voltunk kíváncsiak, van-e hatása az apa iskolázottságának az egyének iskolázottságára. Az önálló résztáblákat használva erre a kérdésre ugyanolyan választ kapunk mind az esélyhányados, mind a hatásnagyság használatával. Az egyik mérőszám tehát felesleges. A peremeloszlásoktól való függetlenség viszont csak az esélyhányadosra jellemző, ezért érdemes annak használatához ragaszkodni. A szóban forgó érv szerint a részekre bontás módszere újra csak azt a közismert tényt il-lusztrálja, hogy a hatásnagyság értéke függ a peremeloszlásoktól.

Ez az érv azonban két ok miatt nem fogadható el. Egyrészt az érv nem ad választ arra a kérdésre, miért mutatják olykor tévesen az oksági kapcsolat létezését a feszítő cellás esélyhányadosok. Másrészt az érv kritika nélkül elfogadja az önálló résztáblákra bontás módszerét. De vajon helyes-e ez az elemzési módszer? A következő bekezdésekben erre a két kérdésre adok választ.

Mikor tévedhetünk a feszítő cellás esélyhányadosok használatával?

Vizsgáljuk meg először azt a kérdést, miért mutathatnak a feszítő cellás esélyhányadosok asszociációt ott, ahol nincs okunk oksági hatást feltételezni. A kérdés megválaszolásához ismételjük át, miért mutatja helyesen az esélyhányados az oksági hatások létezését és a hatás előjelét 2x2-es táblákban! Ha x hatása y -ra pozitív, az esélyhányados azért nagyobb 1-nél, mert a $P(y=1|x=1) > P(y=1|x=0)$ egyenlőtlenség maga után vonja a $P(y=0|x=1) < P(y=0|x=0)$ egyenlőtlenséget is. Kiterjeszthető-e ez az érv a feszítő cellás esélyhányadosokra? Vizsgáljuk meg az alábbi érvelést!

1. Ha x hatása y -ra pozitív, akkor $P(y=i|x=j) > P(y=i|x=k)$.
2. Ha $P(y=i|x=j) > P(y=i|x=k)$, akkor $P(y=k|x=j) < P(y=k|x=k)$.
3. Tehát ha x hatása y -ra pozitív, a feszítő cellás esélyhányados nagyobb 1-nél.

Ha a függő változó több mint két értéket vehet fel, az érv 2. lépése nem feltétlenül helyes! Logikailag lehetséges, hogy a $P(y=i|x=j) > P(y=i|x=k)$ egyenlőtlenség mellett $P(y=k|x=j)$ nem kisebb $P(y=k|x=k)$ -nál. Ha viszont a $P(y=i|x=j) > P(y=i|x=k)$ egyenlőtlenségből nem következik a $P(y=k|x=j) < P(y=k|x=k)$ egyenlőtlenség, akkor semmi garancia sincs arra, hogy az esélyhányados 1-nél nagyobb (kisebb) akkor, amikor pedig x hatása y -ra valójában pozitív (negatív). A $P(y=i|x=j) > P(y=i|x=k)$ egyenlőtlenségből csak akkor következik feltétlenül a $P(y=k|x=j) < P(y=k|x=k)$ egyenlőtlenség, ha $P(y=i|x=j) + P(y=k|x=j) = P(y=i|x=k) + P(y=k|x=k)$. A feszítő cellás esélyhányadosok értékei alapján tehát csak akkor lehet feltétlenül helyesen következtetni az oksági kapcsolat létezésére és előjelére, ha teljesül a

$$(7) \quad P(y=k \vee y=i | x=j) = P(y=k \vee y=i | x=k)$$

egyenlőség. (A „ $\vee$ ” a szimbólum a „vagy” szót helyettesíti. Habár az érv 2. lépése akkor is helyes lenne, ha a (7) bal oldalán szereplő összeg kisebb, mint a jobb oldali összeg, az egyenlőtlenség megengedéséből az következne, hogy függetlenség esetén a feszítő cellás esélyhányados kisebb lenne 1-nél.) Ha viszont ez az egyenlőség nem teljesül, az érv 2. lépése nem feltétlenül helyes, és ezért a feszítő cellás esélyhányados 1-nél nagyobb értéket is felvehet ott, ahol valójában nincs pozitív oksági kapcsolat.

(7) alapján világos, miért kaptunk azonos választ az *a)* kérdésre a hatásnagyság és a feszítő cellás esélyhányados használatával. A kérdés megválaszolásához a mobilitási tábla olyan részét kell megvizsgálni, ahol $P(y=k \vee y=i | x=j) = P(y=k \vee y=i | x=k) = 2\alpha + \beta$. Vagyis a (7) egyenlőség teljesül. Az esélyhányados tehát helyesen méri az oksági kapcsolatot. (7) alapján az is világos, miért kaptunk eltérő választ a *b)* kérdésre a hatásnagyság és a feszítő cellás esélyhányados használatával. A *b)* kérdés megválaszolásához a tábla olyan részét kell vizsgálni, ahol a (7) egyenlőség nem teljesül: a kilépési valószínűségek összege $2\alpha + \beta$, ha az apa iskolázottsága középfokú, de csak 2α , ha az apa iskolázottsága alacsony.

A feszítő cellás esélyhányadosok tehát azért vallhatnak kudarcot, mert figyelmen kívül hagyják x hatását a függő változó azon értékeire, amelyek *irrelevánsak* a feszítő cellás esélyhányadosok kiszámolásánál. A feszítő cellás esélyhányados számolásakor elhanyagolt harmadik cella fontosságára hívja fel a figyelmet a 2. táblázatban bemutatott iskolai mobilitási példa is. Kódoljuk az alap-, a közép- és a felsőfokú végzettséget a 0, 1, 2 számokkal! A feszítő cellás esélyhányados azért mutat tévesen

oksági kapcsolatot az apa felsőfokú iskolai végzettsége és az egyén középfokú végzettsége közötti, mert hiába van elhanyagolhatóan kis különbség a $P(y=1|x=2)$ és a $P(y=1|x=0)$ valószínűségek között (30,7% és 29,4%), ebből nem következik az, hogy $P(y=0|x=2)$ és $P(y=0|x=0)$ is megközelítően azonos lenne. Az adatok alapján $P(y=0|x=2)=9\%$ sokkal kisebb, mint $P(y=0|x=0)=52\%$. Ennek oka az, hogy a szóban forgó feszítő cellás esélyhányados számolásakor nem vettük figyelembe a független változó hatását a függő változó harmadik, a számolásnál elhanyagolt kategóriájára. A feszítő cellás esélyhányados kudarcának végső oka az, hogy $P(y=2|x=2)=61\%$ nagyobb, mint $P(y=2|x=0)=17\%$.

Az előző bekezdésekben arra az eredményre jutottunk, hogy egy feszítő cellás esélyhányados csak akkor mutatja feltétlenül helyesen az oksági hatás létezését és előjelét, ha a szóban forgó esélyhányados kiszámolásához releváns résztáblában teljesül a (7) egyenlőség. A feszítő cellás esélyhányadosok ott és azért vallanak kudarcot, ahol ez a feltevés hamis. Ebből az eredményből azonban nem következik automatikusan az, hogy a helyes oksági következtetések levonásában érdekelt kutatónak mellőznie kellene a feszítő cellás esélyhányadosokat. A kedvező statisztikai tulajdonságok miatt az esélyhányadoshoz ragaszkodó kutatók arra a nyilvánvaló tényre alapozhatják érvelésüket, hogy az önálló résztáblákra bontás módszerének használata során (7) mindig igaz. (7) nem csak a feszítő cellás esélyhányadosok esetleges kudarcaira hívja fel a figyelmet, hanem arra is, hogyan kell a feszítő cellás esélyhányadosok által mért lokális asszociációkat helyesen értelmezni. A feszítő cellás esélyhányadosok tehát használhatók, pusztán a lokális asszociáció fogalmát kell pontosítani. Az előbb elmondottak fényében a feszítő cellás esélyhányadosok csak akkor használhatóak oksági következtetések levonására, ha a lokális asszociáció fogalmát a következőképpen definiáljuk: a lokális asszociációk a vizsgált tábla önálló létezéssel bíró 2×2 -es résztábláiban mérhető asszociációk.

Felcserélhető-e a $K \times K$ -s nagy kontingenciatábla elemzése a 2×2 -es résztáblák elemzésével? Az esélyhányados tulajdonságainak vizsgálata alapján erre a kérdésre nem lehet válaszolni, hiszen ettől a választól függ a lokális asszociációk helyes értelmezése és ezáltal a feszítő cellás esélyhányadosok használhatóságával kapcsolatos döntésünk. Úgy gondolom, hogy erre a kérdésre úgy lehet válaszolni, ha az empirikus elemzés elméleti háttérét vesszük figyelembe. A társadalmi egyenlőtlenségek újratermelődésével kapcsolatos irodalom alapján a 2. táblázatban látható adatok egy olyan társadalmi folyamat eredménye, amelynek kimenete az egyének, családok továbbtanulási döntéseitől, valamint az iskolák szelekciós döntéseitől függ. Most amellet érvelek, hogy a szóban forgó elméleti háttér miatt a 3×3 -as mobilitási tábla elemzése nem lehet ekvivalens 4 darab 2×2 -es tábla elemzésével.

A táblázatdarabolás módszere első látásra nem több a kilépési százalékok matematikailag szükségszerű korrigálásánál: ha a feldarabolandó táblázat darabolásra ítélt részének egyik sorában a kilépési százalékok összege p százalék, akkor a szóban forgó kilépési százalékokat el kell osztani $(100-p)$ -vel ahhoz, hogy az önálló életre kelt táblában a sorszázalékok összege száz százalék legyen. Ennek a korrekciónak azonban van egy fontos tartalmi vonatkozása: a tábla résztáblákra bontásával megváltozik az adatokat generáló társadalmi folyamat természete is. Az eredeti mobilitási tábla egy olyan folyamatot feltételez, ahol az egyének, családok három isko-

lai végzettség közül választhatnak. Természetesen a döntést szimultán vagy szekvenciális döntésként lehet modellezni. (Ez utóbbiban először az általános iskola utáni továbbtanulásról döntenek, ezután pedig a középiskolában továbbtanulók újra döntenek a felsőfokú továbbtanulásról). Az eredeti mobilitási tábla önálló résztáblákra darabolásával az adatokat létrehozó társadalmi folyamat modellje is megváltozik. A *b)* kérdés megválaszolásához releváns önálló résztábla például egy olyan döntési helyzetet feltételez, ahol a felsőfokú végzettség már nem szerepel a megvalósítható alternatívák között.

Az önálló résztáblák elemzésének tehát az a tartalmi vonatkozása, hogy korlátozza – kettőre csökkenti – a megvalósítható kimenetek számát. A nyilvánvaló probléma az, hogy a társadalmi folyamatok kimenetét rendszerint módosítja az, ha a folyamatot alkotó döntési helyzetekben módosul a megvalósítható alternatívák száma. Az önálló résztáblák elemzésével tehát valószínűleg nem azt a folyamatot tanulmányozzuk, ami az eredeti mobilitási táblát létrehozza. Következésképpen az önálló résztáblák tanulmányozása irreleváns. Egy olyan világban, ahol a felsőfokú oktatás elérhető, a családi háttér befolyásával kapcsolatos kérdéseink nem válaszolhatók meg egy olyan modell implicit használatával, amely azt feltételezi, hogy a felsőfokú oktatás nem jelenik meg megvalósítható alternatívaként a továbbtanulási döntés(ek) meghozatalakor.

Foglaljuk össze az előző bekezdésekben kifejtett évet! A feszítő cellás esélyhányadosok csak akkor mutatják helyesen az oksági kapcsolatok fennállását és a hatás előjelét, ha (7) teljesül. A gyakorlatban kevés esély van arra, hogy (7) mindig teljesüljön. Ezért a feszítő cellás esélyhányadosok sem mentesek a torzítás problémájától. Ebből a problémából az jelenthetne kiutat, ha a lokális asszociációkat úgy fogjuk fel, mint az eredeti nagy tábla önálló résztábláiban mérhető asszociációkat. Ha azonban az eredeti tábla helyett annak önálló résztábláit vizsgáljuk, az adatokat létrehozó folyamatok természetével kapcsolatos elméleti feltevéseinket is módosítani kell. Ezzel a módszerrel azonban nem azokat az adatokat fogjuk elemezni, amelyeket valójában elemezni akarunk: az eredeti tábla elemzését ugyanis olyan kérdések és elméleti feltevések irányítják, amelyek már nem relevánsak az önálló résztáblák elemzésekor. Ezért komolyan kell venni azt a problémát, hogy a feszítő cellás esélyhányadosok bizonyos körülmények között torzítottan mutatják az oksági kapcsolatokat.

Összefoglalás

Ez a tanulmány a kontingenciatáblák oksági értelmezésével foglalkozott. Az elmúlt években számos módszertani munka fordított figyelmet a statisztikai bizonyítékok oksági értelmezésére. Az adatok oksági értelmezéséhez javasolt mérőszám a hatásnagyság, azaz a feltételes várható értékek különbsége. Ezzel szemben a kontingenciatáblák elemzésére rendszeresen használt eszköz az esélyhányados, mivel a hatásnagyság értékét a függő változó eloszlása is befolyásolja. A tanulmány mellett érvel, hogy az esélyhányados nem feltétlenül megfelelő eszköze oksági kapcsolatok értelmezésének. A tanulmány első részében egyrészt megmutattam, nem csak a hatásnagyság, hanem az esélyhányados is kapcsolatba hozható az okság probabilisztikus elméletével. Másrészt azt is megmutattam, hogy az esélyhányados nem képes

az oksági kapcsolat olyan világos értelmezésére, mint a hatásnagyság. Ennek oka az, hogy a mérési módszer miatt az esélyhányados értéke nehezen értelmezhető, sőt, üres cellával rendelkező 2x2-es táblákban hibásan mutatja az oksági kapcsolatot. A tanulmány második részében az esélyhányadosnak egy még alapvetőbb problémáját mutattam ki. Olyan táblákban, ahol a függő változónak kettőnél több kategóriája van, a feszítő cellás esélyhányadosok közül néhány asszociációt mutat ott, ahol valóban nincs okunk asszociációra számítani. A feszítő cellás esélyhányadosok csak akkor mutatják helyesen az oksági kapcsolatok fennállását és a hatás előjelét, ha a független változó nem befolyásolja az irreleváns kimenetek bekövetkezési valószínűségét. Mivel ez a feltétel a gyakorlatban nem teljesül mindig, a gyakorlati alkalmazások során fenntartással kell kezelni a feszítő cellás esélyhányadosokra alapozott oksági következtetéseket.

Az itt kifejtett érvek alapján úgy gondolom, bizonyos feltételek mellett a hatásnagyság jobban alkalmas kontingenciatáblák elemzésére, mint az esélyhányados. Főleg a tanulmány második részében kifejtett érvek alapján védhetőnek tartom azt az álláspontot, hogy a hatásnagyság jobban alkalmas az adatok oksági értelmezésére, mint az esélyhányados. Természetesen az esélyhányados mellett a peremeloszlásoktól való függetlenség szól. A mintavétel és az adatgyűjtés módszereinek ismeretében azonban meg lehet fogalmazni ésszerű feltevéseket azzal kapcsolatban, egyezik-e a függő változó mintabeli és populációbeli eloszlása. Úgy gondolom, hogy az esélyhányadosok helyett a hatásnagyságot kell használni, ha indokolt a reprezentativitás feltevése, és ha az adatok alapján fennáll a feszítő cellás esélyhányadosokkal való tévedés lehetősége.

Terjedelmi korlátok miatt számos olyan kérdést kellett figyelmen kívül hagynom, amelyek megválaszolásával további szempontokat találhatunk az esélyhányados és a hatásnagyság közötti választáshoz. Kritika nélkül elfogadtam azt, hogy az okság probabilisztikus elmélete szolgáltatja azt a mércét, amivel megítélhető az, mikor mutatja helyesen vagy tévesen egy asszociációs mérőszám az oksági kapcsolatok fennállását. Csak korlátozottan foglalkoztam az asszociációs mérőszámok statisztikai tulajdonságaival: az esélyhányadost és a hatásnagyságot csak a torzítatlanság követelménye alapján hasonlítottam össze, de nem terjesztettem ki az összehasonlítást a konzisztencia, a hatékonyság és a robosztusság követelményeire. Végül azokat az eltérő modellezési lehetőségeket sem vizsgáltam, amelyekkel elvileg leírhatók azok a változások az empirikus elemzés elméleti kontextusában, amelyek akkor következnek be, amikor a nagy kontingenciatáblákat önálló 2x2-es résztábláikra bontjuk. Az eltérő modellezési döntések valószínűleg segíthetik a lokális asszociációk elemzésével kapcsolatos problémák pontosabb leírását. Úgy gondolom, érdemes további munkákban foglalkozni ezekkel a kérdésekkel.

Irodalom

- Agresti, A. (1990): *Categorical Data Analysis*. New York: John Wiley
- Bartus Tamás (2003): Logisztikus regressziós eredmények értelmezése. *Statistikai Szemle*, 81: 328-347.
- Bishop, Y. M. M.–S. E. Fienberg–P. W. Holland (1975): *Discrete Multivariate Analysis. Theory and Practice*. Cambridge, MA: MIT Press
- Blossfeld, H.-P.–G. Rohwer (1995): *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis*. Mahwah: Erlbaum
- Bourdieu, P. (1978): *A társadalmi egyenlőtlenségek újratemelődése*. Budapest: Gondolat
- Esser, H. (1996): What is wrong with “variable sociology”? *European Sociological Review*, 12: 159–166.
- Freedman, D. A. (1991): Statistical analysis and shoe leather. *Sociological Methodology*, 21: 291–313.
- Fienberg, S. E. (1987): *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. Cambridge, MA: MIT Press
- Goldthorpe, J. H. (2001): Causation, Statistics, and Sociology. *European Sociological Review*, 17: 1-20.
- Greene, W. (2000): *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall
- Hyman, H. (1955): *Survey Design and Analysis*. Glencoe: Free Press
- King, G.–M. Tomz–J. Wittenberg (2000): Making the most of statistical analyses: improving interpretation and presentation. *American Journal of Political Science*, 44: 341–355.
- Liebertson, S. (1985): *Making It Count. The Improvement of Social Research and Theory*. Berkely: University of California Press
- Long, J. S. (1997): *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage
- Pötter, U.–H.-P. Blossfeld (2001): Causal inference from series of events. *European Sociological Review*, 17: 21–32.
- Rudas Tamás (1998): *Odds Ratios in the Analysis of Contingency Tables*. Thousand Oaks, CA: Sage
- Reynolds, H. T. (1977): *The Analysis of Cross-Classifications*. New York: Free Press
- Sobel, M. E. (1998): Causal inference in statistical models of the process of socioeconomic achievement. *Sociological Methods and Research*, 27: 318–348.
- Sørensen, A. B. (1999): *Statistical Models and Mechanisms of Social Processes*. Paper presented at the Annual Meetings of the Swedish Sociological Association, University of Stockholm. Stockholm, Sweden, January 28, 1999.
- Suppes, P. (1970): *A Probabilistic Theory of Causality*. Amsterdam: North Holland
- Winship, C.–S. L. Morgan (1999): The estimation of causal effects from observational data. *Annual Review of Sociology*, 25: 659–707.