

A saját testsúlyról alkotott önkép hatása az egyén sportolási és dohányzási szokásainak kapcsolatára

Fliszar Vilmos,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: fliszar.vilmos@gmail.com

Bollók Sándor,
a Semmelweis Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: bollok.sandor@gmail.com

A társadalomban természetes ténynek tekinthető az az állítás, hogy a sport hatással van az egyén dohányzási szokásaira. A szerzők egy magyar középiskolások körében végzett kérdőíves felmérés eredményei alapján ezt a hipotézist vizsgálják, de az elemzést elvégzik egy, a saját testről alkotott önkép szerint rétegzett mintán is.

Tárgyszó:
Sport.
Dohányzás.
Keresztábra.

A test az emberek közötti kapcsolatokban, a magatartás különböző mintázataival összefüggő kérdésekben egyaránt megjelenik, sőt, alapvető szerepet játszik. Mint minden emberi megnyilvánulás és attribútum, nemcsak természeti-biológiai, hanem szociokulturális jelleggel is rendelkezik. Az emberi test kulturális antropológiai megközelítése lényegre törően fogalmaz: az emberek a testük használatával és az arról történő gondoskodással valósítják meg mindennapi életüket, melyben kulturális eltérések mutatkoznak. A mai antropológia ezt a problematikát a modern társadalmi átalakulások kontextusában vizsgálja. A test szerepét, és szociális státusát a társadalmi nemek közötti küzdelemben, a társadalmi érvényesülés és integráció folyamataiban, illetve a kulturális sokszínűség kialakulásának fényében elemzi. Ebben a felfogásban az egyfelől mint a társadalmi jelenségek és mechanizmusok szimbolikája, szociális és kulturális reprezentációja, másfelől pedig mint az ezekhez a folyamatokhoz hozzájáruló szimbolikus eszköz jelenik meg (*Vingender* [2007]). Felértékelődik tehát a szociális szerep, a testi énkép, amely olyan gondolatok, érzések, vélekedések halmaza, amik alapvetően meghatározzák viszonyunkat önmagunkhoz, képességeinkhez és lehetőségeinkhez. A helyes önértékelés kialakíthatja az egészséges személyiségre jellemző önismeretet és önbizalmat, és ez segítséget ad az önmegvalósításban és az esélyteremtésben. Serdülőkortól kezdődően az énképek száma megsokszorozódik, a kortárs csoportban felértékelődik a fizikai vonzerő, és a testi megjelenés markáns meghatározója lesz az önértékelésnek (*Cole-Cole* [1997], *Kököneyei* [2007]).

A testkép interszubjektív jellegű: sajátunk alakítása és fenntartása nem történhet társas közeg nélkül. Ezt mutatják az utánzás, az azonosulás, a projekció társas mechanizmusai is (*Borgos* [2002]). A testkép egyúttal test közötti is, mivel az emberek közötti hasonlóság és különbség az identitás olyan szubjektív alkotóelemeire utal, amiket saját és mások testével kapcsolatban tapasztalunk, illetve amelyek érintik a személyes és a szociális önazonosság kérdéseit. A társadalmi elvárások testünk megváltoztatására késztetnek minket, így az mind az önfogadásunk (azaz, hogy miképp értékeljük, dolgozzuk fel saját testünk és az ideális közötti különbséget, illetve a kettő összehasonlítását (*Kende* [2002])), mind a társadalomba való illeszkedésünk eszközeként is szolgál.

1. A test, a sport és a dohányzás

A fogyasztói kultúra kitüntetett figyelemmel ruházta fel a test és az én kapcsolatát. A szép, vonzó, edzett testnek szinte fetiszizált nimbusza jött létre (*Featherstone*

[1997], *Vingender* [2007]). Erre a tényre folyamatosan reagálva, a média jelentős hatást gyakorol a fiatalok vélekedésére, viselkedésére, értékrendjére, akik olyan szerepmoделleket és referenciacsoportokat keresnek, amelyekkel azonosulni tudnak (*Pikó–Keresztes* [2007]). A modern, divatos életmód közvetítése, a szépségésmény mesterséges kialakítása, valamint a karcsúság fontosságának túlhangsúlyozása azonban hamis képet kelt, és így jelentős szerepet játszik a testképzavar kialakulásában (*Túry–Szabó* [2000]). A testtömegükkel elégedetlen fiúk és lányok hajlamosabbak a depressziós tünetekre, mint normál tömegű társaik (*Crow–Eisenberg–Story* [2006]).

Az alakformálásban, a testsúly alakításában kiemelt szerepe van a sportnak, amely az egészséges életmód szerves része. Számos kutatás igazolta, hogy a fizikai aktivitás, az egészségi állapot, a hangulat és a jóllét szoros kapcsolatban áll egymással (*Plante–Rodin* [1990], *Penedo* [2005], *Warburton–Nicol–Bredin* [2006], *Pikó* [2000]). A testmozgás a hosszú távú egészségünket és jóllétünket garantáló legerősebb védőfaktorok (*Pikó* [2000]), illetve az egészséges élet meghatározóinak egyike (*Vaillant* [2003]). Ezért egyre népszerűbb kutatási terület az egészségmagatartások közötti összefüggések, így a test és az edzés, valamint a káros szenvedélyek kapcsolatának elemzése, értelmezése.

Azok a fiatalok, akik rendszeresen sportolnak, kevésbé hajlamosak káros szenvedélyekre (*Pate et al.* [1996]). A testmozgás visszatartja őket például a dohányzástól (*Lisha–Sussman* [2010]), illetve valamelyest késlelteti annak elkezdését. A versenyszerűen vagy a rendszeresen sportoló fiatalok körében kevesebb (*Burke et al.* [1997]), míg a nem sportolók között több a rendszeres dohányos (*Alexandre–Perello del Rio–Palmer* [2005], *Castrucci et al.* [2004], *Papaioanna–Karastogiannidou–Theodorakis* [2004]).

A megelőzés kérdésében többféle feltételezés is jelen van a kutatók értekezéseiben. A sport számos területen nagy jelentőségű szocializációs szerepére utal, hogy a sportolók általában egymás társaságát keresik, így valószínűsíthető, hogy a csoport normái nem támogatják a dohányzást; valamint nyilvánvaló, hogy ennek a káros szenvedélynek azonnal negatív hatása van a sportteljesítményre (*Dunn–Wang* [2003]).

Előfordul azonban az is, hogy a sportoló fiatalok dohányzása magasabb, mint a nem sportoló társaiké (*Page et al.* [1998], *Pikó* [2000]). Ez többek között a túl erős kortárshatásra, a rizikókereső magatartásra, illetve az élménykereső motiváció megjelenésére vezethető vissza (*Pikó–Barabás–Markos* [1996]).

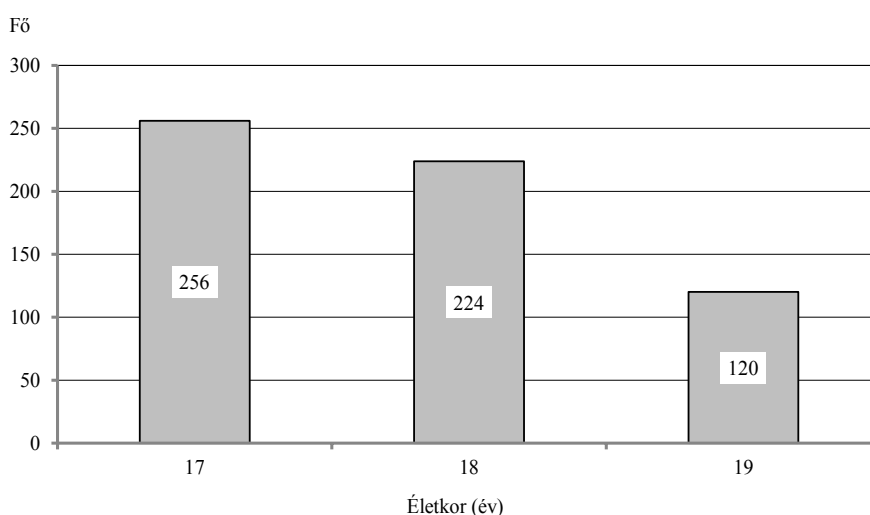
A választott sporttevékenység, valamint annak jellege sok mindent elárul a fiatal személyiségéről. Az egyéni és a csapatsportágat űzők között ugyanis jelentős különbségek fedezhetők fel. Általánosságban elmondható, hogy az előbbit választók introvertáltak, elmélyültebb munkavégzők, akaraterősek és elszántak, tevékenységükre az önállóság és az öntudatosság jellemző. De fontos eltéréseket figyelhetünk meg a két csoport élvezeticikk-fogyasztásában is. Több vizsgálat igazolta, hogy a

csapatsportoknak hajlamosító hatása van a dohányzás és az ivás „kipróbálására”, illetve a rendszeres alkoholfogyasztásra (Terry-McElrath-O'Malley-Johnston [2011], Mikulán-Pikó [2012]).

2. Mintavétel

Felmérésünkben 17–19 éves fiatalokat kértünk meg saját összeállítású kérdőívünk kitöltésére. A 648 kiosztott kérdőívből összesen 600-at lehetett értékelni, a kérdőívek kitöltöttségének mértéke 92,6 százalékos volt. A válaszadók 42,2 százalékát lányok, 57,8 százalékát fiúk tették ki. Kormegoszlásukat az 1. ábra mutatja.

1. ábra. A kérdőívet kitöltők életkor szerinti megoszlása



Forrás: Itt és a további ábráknál, táblázatoknál saját számítás.

Lakóhely szerint a fővárosban 21,5, nagyvárosokban 14 százalékuk (tehát a nagyobb helységeken összesen 35,5 százalékuk) élt. A települések megoszlása alapján a minta Magyarország lakosságára nézve reprezentatívnak tekinthető. Kistélepülési lakos volt a fiatalok 64,5 százaléka (kisvárosi 24,8, községi 39,5, tanyasi 0,2 százalék).

A vizsgálatban nyolc középiskola vett részt. A megkérdezett fiatalok többsége (58,1 százalék) szakközépiskolába járt, 13,5 százalék volt a gimnáziumban, 12,7, illetve 15,7 százalék a szakmunkásképzőben és a szakiskolában tanulók aránya.

Önkitöltős kérdőíves módszert alkalmaztunk, amely a fiatalok szociális testről (lásd *Vingender* [2007] és jelen cikk bevezetője), sportolásról és élvezeti cikkekről alkotott véleményét és az ezekkel kapcsolatos szokásait mérte fel.¹ Az adatszolgáltatás önkéntesen, anonim módon történt.

Jelen tanulmányunkban a kérdőív három kérdésére adott válaszokat elemezzük:

- A válaszadó sportol-e? (igen/nem)
- Dohányzik-e? (igen/nem)
- Hogyan ítéli meg testsúlyát az optimálishoz képest? (nagyobb/megfelelő/kisebb)

A sportolás és a dohányzás kapcsolatát vizsgálva két bináris változóból indultunk ki. Ezután a „saját testsúly megítélése” mint nominális változó² alapján rétegeztük a mintát, és az egyes rétegekben, illetve rétegek között végeztünk elemzést a következő hipotézisek igazolására:

- a sportoló középiskolások között alacsonyabb a dohányzók aránya;
- csökkenti a dohányzás valószínűségét, ha a válaszadó sportol;
- a saját testsúly megítélése szerint rétegzett mintán a dohányzási arányok homogénnek tekinthetők.

3. Elméleti háttér

A feltett kérdések jellegét figyelembe véve – mint ahogy arról már volt szó – a mintából kapott változóink binárisak, illetve nominális skálán mérhetők, ezért a feltételezett kapcsolatok statisztikai elemzésére keresztábrát készítettünk. *Jászberényi–Kotosz* [2009] tanulmányától eltérően azonban az alakmutatók helyett az ismérvek kapcsolatára koncentráltunk.

Az 1. táblázat egy 2×2 -es keresztábra felépítését szemlélteti, ahol A_i és B_j a vizsgált változó i -edik kategóriája, f_{ij} azon megfigyelések darabszáma, melyek az A ismértv szerint az i -edik, a B ismértv szerint pedig a j -edik kategóriába tartoznak. A sor-, illetve oszlopösszegeket az r_i és a c_j , a mintaelemszámot n jelöli.

¹ A diákok által 2007-ben kitöltött, 63 kérdést tartalmazó kérdőívet terjedelmi korlátok miatt nem adjuk közre, de a következőkben ismertetjük az elemzéshez felhasznált kérdéseket. A kérdőív egyes részei már fel dolgozásra kerültek, például *Bollók–Menczel–Vingender* [2010] által.

² A változót nominálisnak tekintjük, mivel nem rangsorolható, hogy a válaszadó saját testsúlyát az optimálisnál nagyobbobbnak vagy kisebbnek ítéli-e.

1. táblázat

2×2-es keresztábla

Változók	B_1	B_2	Összesen
A_1	f_{11}	f_{12}	r_1
A_2	f_{21}	f_{22}	r_2
Összesen	c_1	c_2	n

Két nominális változó függetlenségét a Pearson-féle khi-négyzet statisztikával /1/ teszteltük:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(f_{ij} - r_i c_j / n)^2}{r_i c_j / n}. \quad /1/$$

A statisztika szabadságfoka $(r-1)(c-1)$, a tesztelendő nullhipotézis a változók függetlensége.

A további asszociációs mérőszámok alkalmazásának lehetőségét az elemzésbe vont változók köre határozza meg. Mivel, mint ahogy azt már említettük, (a rétegzés kivételével) bináris változókból indultunk ki, a relatív valószínűségeket vettük alapul. Így a keresztábla esetén – amennyiben abban nincs üres cella – az első oszlopba sorolás relatív valószínűsége $[f_{11}(f_{21} + f_{22})] / [f_{21}(f_{11} + f_{12})]$. Ehhez hasonlóan számolható a második oszlopba sorolás relatív valószínűsége is, majd a kettő hányadosaként az esélyhányados (odds ráta) $R = (f_{11} \cdot f_{22} / f_{12} \cdot f_{21})$. Mindhárom esetben a konfidenciaintervallumok /2/ α valószínűség mellett is meghatározhatók, melyek R esélyhányados esetén a következők:

$$R \cdot \exp\left(-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \gamma\right) \text{ és } R \cdot \exp\left(z_{1-\frac{\alpha}{2}} \gamma\right), \quad /2/$$

ahol $\gamma = \sqrt{\frac{1}{f_{11}} + \frac{1}{f_{12}} + \frac{1}{f_{21}} + \frac{1}{f_{22}}}$ és z_p a standard normális eloszlás p -edik percentilise.

Bináris változók esetén két dichotóm változó egy kategóriaskálán mért kontrollváltozó melletti függetlenségének tesztelésére a Cochran- és a Mantel–Haenszel-féle statisztika (Cochran [1954], Mantel–Haenszel [1959]) számolható, vagyis azok a

kontrollváltozó által meghatározott K darab réteg homogenitását vizsgálják. Cochran tesztjének /3/ a nullhipotézise a homogenitás:

$$\text{Cochran: } \frac{\sum_{k=1}^K f_{11k} - E_{11k}}{\sqrt{\sum_{k=1}^K w_k p_k (1 - p_k)}}, \quad /3/$$

ahol a f_{11k} a kereszttáblabeli előfordulási érték a k -adik rétegben, $w_k = \frac{r_{1k} r_{2k}}{n_k}$ a k -adik réteg sorgyakoriságaiból számolandó súly, $p_k = \frac{c_{1k}}{n_k}$ a k -adik rétegben az első oszlop súlya, és $E_{ijk} = \frac{r_{ik} c_{jk}}{n_k}$ az i -edik sor j -edik cellájának várható súlya a k -adik rétegben, ahol r_{1k} a k -adik réteg első sorának, c_{1k} pedig az első oszlopának a darabszáma. A Cochran-statisztika aszimptotikusan standard normális eloszlású, ebből következően négyzete χ^2 -eloszlást követ 1 szabadságfokkal.

A Mantel–Haenszel-statisztika /4/ egy kismintás, korrekcióval kiegészített, egyszerű Cochran-statisztika. A korrekció alacsony r_{1k} és r_{2k} érték mellett hasznos, de *Snedecor* és *Cochran* [1980] kimutatta, hogy relatíve nagy értékek esetén jelentős különbséget eredményez.

$$\text{Mantel–Haenszel: } \frac{\left(\left| \sum_{k=1}^K f_{11k} - E_{11k} \right| - 0,5 \right) \text{sgn} \left(\sum_{k=1}^K f_{11k} - E_{11k} \right)}{\sqrt{\sum_{k=1}^K \frac{r_{1k} r_{2k}}{n_k - 1} p_k (1 - p_k)}}, \quad /4/$$

ahol $\text{sgn}(x)$ a szignumfüggvény /5/, vagyis

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{ha } x > 0 \\ 0, & \text{ha } x = 0 \\ -1, & \text{ha } x < 0 \end{cases}. \quad /5/$$

Amennyiben valamely réteg esetén $n_k = 1$, akkor a réteget elhagyjuk a statisztika számításából. A Cochran-statisztikához hasonlóan a Mantel–Haenszel-statisztika is

aszimptotikusan standard normális eloszlású, így a négyzete ugyancsak χ^2 -eloszlást követ 1 szabadságfokkal.

A Breslow–Day-statisztikával (*Breslow–Day* [1980]) a közös esélyhányados homogenitása vizsgálható, mely gyengébb feltétel, mint a Cochran- és a Mantel–Haenszel-statisztika által tesztelt feltételes függetlenség.³ Jelölje θ_{MH} a Mantel–Haenszel közös esélyhányados-esztimátort. Ekkor a Breslow–Day-statisztika /6/:

$$\text{Breslow–Day: } \sum_{k=1}^K \frac{[f_{11k} - \hat{E}(f_{11k}|c_{1k}; \theta_{MH})]^2}{\hat{V}(f_{11k}|c_{1k}; \theta_{MH})}, \quad /6/$$

ahol $\hat{E}(f_{11k}|c_{1k}; \theta_{MH}) = \hat{f}_{11k}$ kielégíti a /7/ és /8/ egyenleteket:

$$\theta_{MH} = \frac{\hat{f}_{11k}(n_k - r_{1k} - c_{1k} + \hat{f}_{11k})}{(r_{1k} - \hat{f}_{11k})(c_{1k} - \hat{f}_{11k})} \text{ és} \quad /7/$$

$$\hat{V}(f_{11k}|c_{1k}; \theta_{MH}) = \left(\frac{1}{\hat{f}_{11k}} + \frac{1}{\hat{f}_{12k}} + \frac{1}{\hat{f}_{21k}} + \frac{1}{\hat{f}_{22k}} \right)^{-1} \quad /8/$$

a /9/ és /10/ feltételezések mellett

$$\hat{f}_{11k} \geq 0; r_{1k} - \hat{f}_{11k} > 0; c_{1k} - \hat{f}_{11k} > 0 \text{ és } n_k - r_{1k} - c_{1k} + \hat{f}_{11k} \geq 0, \quad /9/$$

illetve

$$\hat{f}_{11k} > 0; \hat{f}_{12k} = r_{1k} - \hat{f}_{11k} > 0; \hat{f}_{21k} = c_{1k} - \hat{f}_{11k} > 0 \text{ és} \quad /10/$$

$$\hat{f}_{22k} = n_k - r_{1k} - c_{1k} + \hat{f}_{11k} > 0.$$

Amennyiben r_{1k} , c_{1k} vagy \hat{f}_{11k} nulla, akkor az adott réteg elhagyandó a statisztika számításából. A Breslow–Day-statisztika konstans esélyhányados feltételezése mellett $(K-1)$ -ed szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ.

³ A Cochran- és a Mantel–Haenszel-statisztika két bináris változó függetlenségének homogenitását vizsgálja egy adott kategóriaváltozó által definiált mintarétegek között.

Tarone [1985] a Breslow–Day-statisztika egy kiterjesztett formáját javasolta olyan esetekben, amikor az esztimátor konzisztens, de nem hatásos (például Mantel–Haenszel statisztika esztimátora).⁴

$$\text{Tarone: } \frac{\sum_{k=1}^K \left[f_{11k} - E(f_{11k} | c_{1k}; \theta_{MH}) \right]^2}{\hat{V}(f_{11k} | c_{1k}; \theta_{MH})} - \frac{\left\{ \sum_{k=1}^K \left[f_{11k} - E(f_{11k} | c_{1k}; \theta_{MH}) \right] \right\}^2}{\sum_{k=1}^K V(f_{11k} | c_{1k}; \theta_{MH})} \quad /11/$$

Természetesen a Breslow–Day-statisztikánál ismertetett feltételek ez esetben sem elhagyhatók, illetve ez a statisztika is – konstans esélyhányados feltételezése mellett – $(K-1)$ -ed szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ.

4. Kapcsolat a sport, a dohányzás és a testsúly között

A hatszáz fős mintában a dohányzók száma 286 fő, a nem dohányzóké 314 volt; az aktív sportolók aránya pedig 70,5 százalék (423 fő). A saját testsúly optimális testsúlyhoz való viszonyításának mintán belüli megoszlását a 2. táblázat mutatja.

2. táblázat

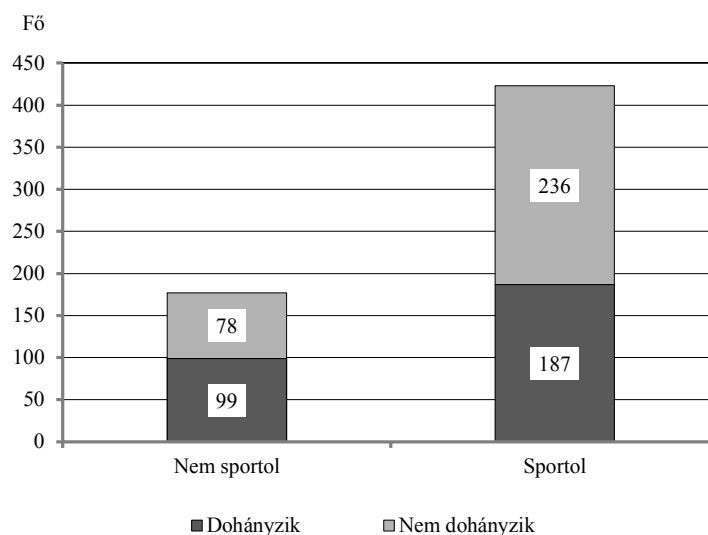
Mintán belüli megoszlás a saját testsúly optimális testsúlyhoz való viszonyítása szerint

Saját testsúly optimálishoz való viszonyítása	Gyakoriság (darab)	Gyakoriság (százalék)	Kumulatív gyakoriság (százalék)
Nagyobb	122	20,3	20,3
Megfelelő	393	65,5	85,8
Kisebb	85	14,2	100,0

A mintában a legtöbben (236-an) sportoló, nem dohányzó, a legkevesebben, mindössze 78-an, sportot nem űző, de nem is dohányzó diákok voltak.

⁴ Részletesebben lásd *Cheng–Liou–Aston* [2010].

2. ábra. A válaszadók dohányzási szokásának oszlopdiagramja a sportolás alapján



A két ismérv alapján készített keresztábrára teljesül az a minimumkövetelmény, mely szerint az összes cella várt elemszáma nagyobb, mint 5, vagyis a tesztheink értelmezhetők. A Pearson-féle khi-négyzet statisztika értéke 6,876, melyhez 0,009-es aszimptotikus szignifikanciaszint tartozik, vagyis a nullhipotézist, a két ismérv függetlenségét elvetjük.

A kapcsolat irányára a relatív valószínűségekből következtethetünk.

3. táblázat

Esélyhányados és relatív valószínűségértékek a sportolás és a dohányzás kapcsolatának vizsgálatában

Megnevezés	Érték	95 százalékos konfidenciaintervallum	
		Alsó	Felső
Esélyhányados – sportol (nem / igen)	0,624	0,438	0,889
Relatív valószínűség – nem dohányzás	0,790	0,656	0,952
Relatív valószínűség – dohányzás	1,265	1,068	1,498

A kapott eredmények szerint a sportolás hiánya 1,265-szörösére növeli a dohányzás relatív valószínűségét a sportoló fiataloknál tapasztalható értékhez képest. A rendszeres testedzést végző fiatalok között jelentősen kisebb mértékben fordul elő a dohányzás. Tehát annak valószínűsége, hogy a sportot elhanyagoló diákok nem do-

hányoznak csak 0,79-szerese a sportolókénak. De a 0,624-es esélyhányados ugyan-csak ezt az összefüggést tükrözi.

A következőkben megvizsgáltuk, hogy a fiatalok saját testsúlyukról alkotott véleménye befolyásolja-e a sport preventív hatásáról alkotott megállapítást.

4. táblázat

A saját testsúly megítélése alapján rétegzett keresztábra a sportolás és a dohányzás kapcsolatának vizsgálatára

Saját testsúly optimálishoz való viszonyítása	Sportol	Dohányzik		Összesen
		Nem	Igen	
Nagyobb	Nem	19	23	42
	Igen	44	36	80
	<i>Összesen</i>	63	59	122
Megfelelő	Nem	46	54	100
	Igen	170	123	293
	<i>Összesen</i>	216	177	393
Kisebb	Nem	13	22	35
	Igen	22	28	50
	<i>Összesen</i>	35	50	85

Mivel a cellánként elvárt minimális öt megfigyelés a 4. táblázat minden rétegében teljesül, a Pearson-féle khi-négyzet teszt minden rétegnél értelmezhető.

5. táblázat

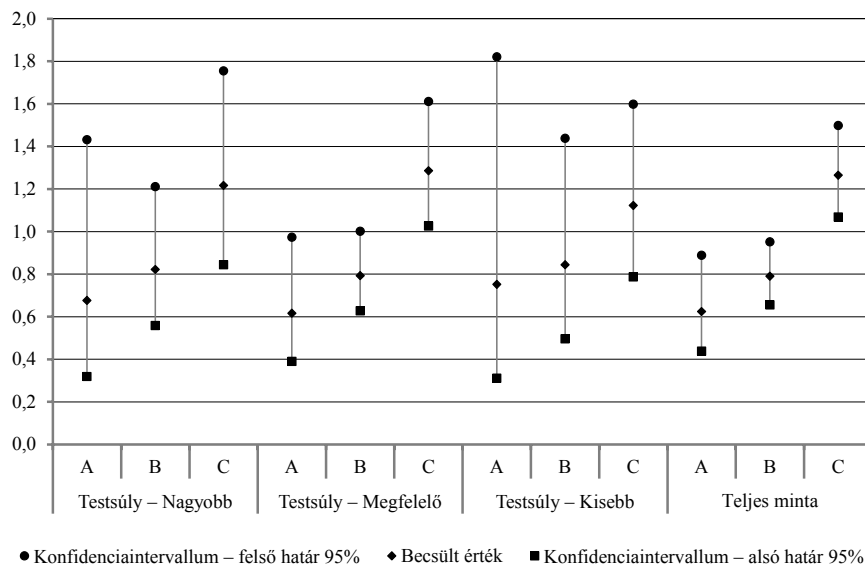
A rétegzett mintán számított Pearson-féle khi-négyzet teszt eredményei a sportolás és a dohányzás kapcsolatának vizsgálatában

Saját testsúly az ideálshoz képest	Érték	Szabadságfok	Aszimptotikus szignifikanciaszint (kétoldali)
Nagyobb	1,051	1	0,305
Megfelelő	4,352	1	0,037
Kisebb	0,400	1	0,527
Teljes minta	6,876	1	0,009

Az 5. táblázatban szereplő adatok szerint azoknál a fiataloknál van kapcsolat a sport és a dohányzás között, akik a testsúlyukat megfelelőnek ítélik; azoknál viszont

nincs, akik azt az optimálistól eltérőnek gondolják. A 3. ábra értékeiből kiolvasható, hogy ez utóbbi rétegekben a sportolás és a dohányzás közötti „preventív” természetű kapcsolat lecsökken. Ezt szemléltetik a következő eredmények is. Nem sportoló, testsúlyukat optimálisnak tekintő diákok esetén a nem dohányzás valószínűsége, csak 0,793-szorosa a sportolók adatának. Bár a másik két réteg 0,823-es és 0,844-es relatív valószínűsége sem tűnik jelentősen magasabbnak. Amennyiben figyelembe vesszük a 95 százalékos konfidenciaintervallumokat, látható, hogy a testsúlyukat optimálisnak vélők esetén a relatív valószínűség 95 százalékos konfidenciaintervallumának felső széle éppen eléri az 1-et (1,001), vagyis ennél a valószínűségnél még mindig érvényesül a sport preventív jellege. A másik két rétegnél azonban a konfidenciaintervallum felső széle jelentősen meghaladja azt (1,212, illetve 1,438), vagyis az is előfordulhat, hogy a sport inkább dohányzást „támogató” tulajdonságként jelentkezik. Erre utal a Pearson-féle khi-négyzet teszt eredménye is (a két ismérv ezekben a rétegekben függetlennek tekinthető).

3. ábra. A rétegzett mintán számolt esélyhányados és relatívvalószínűség-értékek, valamint a kapcsolódó konfidenciaintervallumok



Megjegyzés. A: adott rétegbeli esélyhányados, B: adott rétegben a nem dohányzókra vonatkozó relatív valószínűség, C: adott rétegben a dohányzókra vonatkozó relatív valószínűség.

A homogenitás tesztek ugyancsak alátámasztják az előbbi megállapításokat. (Lásd a 6. és a 7. táblázatot.) A Cochran- és a Mantel–Haenszel-statisztika alapján a

nullhipotézist, a rétegeken belüli homogenitást a szokásos szignifikanciaszintek mellett elvetjük (az aszimptotikus szignifikanciaszint – 0,018 és 0,023 – nem haladja meg a 0,05-öt). Ugyanakkor az esélyhányados homogenitása nem elvethető, hiszen mind a Breslow–Day-, mind a Tarone-statisztikák aszimptotikus szignifikanciaszintje jelentősen meghaladja a kritikus 0,05-ös szintet. Ezeket az eredményeket erősítik meg a rétegeken belüli relatív valószínűségek és az esélyhányadosok is, hiszen elsősorban nem a számított értékekben, hanem az egyes konfidencia-intervallumok kiterjedésében adódnak jelentős eltérések.

6. táblázat

Az esélyhányadosok homogenitásának tesztelése a rétegzett mintán

Statisztika fajtája	Khi-négyzet statisztika	Szabadságfok	Aszimptotikus szignifikanciaszint (kétoldali)
Breslow–Day	0,167	2	0,920
Tarone	0,167	2	0,920

7. táblázat

A sportolás és dohányzás közötti kapcsolat rétegeken belüli homogenitásának tesztelése

Statisztika fajtája	Khi-négyzet statisztika	Szabadságfok	Aszimptotikus szignifikanciaszint (kétoldali)
Cochran	5,627	1	0,018
Mantel–Haenszel	5,177	1	0,023

5. Összegzés

Az önkitöltős kérdőíves módszer alkalmazásakor a kutatók gyakran szembesülnek azzal a problémával, hogy változóik mérési szintje alacsony, arány- vagy intervallumskálán mért változók egyáltalán nem állnak rendelkezésre. A tanulmányunkban egy ilyen esetre adtunk megoldást, melyben három tényező (a szociális test, a sport, a dohányzás) kapcsolatát vizsgáltuk. Elemzésünkéből megállapítható, hogy a fiatalok saját külsejükről alkotott véleménye, valamint a sportolási aktivitás és a dohányzás között kapcsolat mutatható ki. Azoknál a mintánkat alkotó magyarországi középiskolás fiataloknál ugyanis, akik a testsúlyukat az optimálistól eltérőnek (ki-

sebbnek vagy nagyobbak) ítélik, a sportolás dohányzásmegelőző tulajdonsága megszűnhet, és akár „támogató” jelleget öltve, a visszájára is fordulhat.

A testedzés, az optimális testsúly a közvélekedésben az egészség szimbóluma, amely maga is védelmet nyújthat a deviáns, egészségre káros hatásokkal szemben. A test önazonosságunktól nem hasítható le, a testtel való törődés, a testi változások elfogadása az egészséges lelki működés feltételének, háttérének tekinthető (Kende [2002]). Elemzésünk is alátámasztja, hogy a testsúlyukat optimálisnak vélő fiatalok körében a sportolás erőteljesebben csökkenti a dohányzás valószínűségét.

Fontos kérdés, hogy a sport mint tevékenység mennyire integrálja az egyént a társadalomba. A testedzés tudniillik egyszerre fejt ki megkötő és kiemelő hatást: egyrészt segíti a beilleszkedést, mert rendszerességre, szabálykövetésre nevel, és eredményre kényszerít, másrészt viszont sokszor a társadalmi szabályrendszerrel eltérőt alkalmaz, egy bennfentes szubkultúrát alakítva ki ezáltal. A rendszeres testmozgás maga komplexitásában véd a dohányzástól, a sportot abbahagyók azonban fokozott veszélynek lehetnek kitéve. Az utóbbiak, tehát a testedzést abbahagyó középiskolások dohányzási szokásainak elemzéséhez azonban a felmérés alapján nem állt rendelkezésünkre elegendő információ.

Irodalom

- ALEIXANDRE, N. L. – PERELLO DEL RIO, M. J. – PALMER POL, A. L. [2005]: Activity Levels and Drug Use in a Sample of Spanish Adolescents. *Addictive Behaviors*. Vol. 30. No. 8. pp. 1597–1602.
- BOLLÓK S. – MENCZEL ZS. – VINGENDER I. [2010]: Representations of the Social Body and Drug Use. *New Medicine*. Vol. XIV. No. 2. pp. 54–62.
- BORGOS A. [2002]: „Testkép-képek”. Áttekintés a fogalom filozófiai és pszichológiai értelmezéséről. In: Csabai M. – Erős F. (szerk.): *Test-beszédek. Köznapi és tudományos diskurzusok a testről*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest. 46–60. old.
- BRESLOW, N. E. – DAY, N. E. [1980.]. *Statistical Methods in Cancer Research, 1. The Analysis of Case-Control Studies*. International Agency for Research on Cancer. Lyon.
- BURKE, V. – MILLIGAN, R. A. K. – BEILIN, L. J. – DUNBAR, D. – SPENCER, M. – BALDE, E. – GRACEY, M. P. [1997]: Clustering of Health-Related Behaviors Among 18-Year-Old Australians. *Preventive Medicine*. Vol. 26. No. 5. pp. 724–733.
- CASTRUCCI, B. C. – GERLACH, K. K. – KAUFMANN, N. J. – ORLEANS, C. T. [2004]: Tobacco Use and Cessation Behavior Among Adolescents Participating in Organized Sport. *American Journal of Health Behavior*. Vol. 28. No. 1. pp. 63–71.
- CHENG, P. E. – LIU, M. – ASTON, J. A. D. [2010]: Likelihood Ratio Tests with Three-Way Tables. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 105. No. 490. pp. 740–749.
- COCHRAN, W. G. [1954]: Some Methods of Strengthening the Common Chi-Square Test. *Biometrics*. Vol. 10. No. 4. pp. 417–451.

- COLE, M. – COLE, S. R. [1997]: *Fejlődéslélektan*. Osiris Kiadó. Budapest.
- CROW, S. – EISENBERG, M. E. – STORY, M. [2006]: Psychosocial and Behavioral Correlates of Dieting Among Overweight and Non-Overweight Adolescents. *Journal of Adolescent Health*. Vol. 38. No. 5. pp. 569–574.
- CSABAI M. – ERŐS F. [2002]: Előszó. In: *Csabai M. – Erős F. (szerk.): Test-beszédek. Köznapi és tudományos diskurzusok a testről*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest. 13–20. old.
- DOUGLAS, M. [2003]: *Rejtett jelentések*. Osiris Kiadó. Budapest.
- DUNN, M. S. – WANG, M. Q. W. [2003]: Effects of Physical Activity on Substance Use among College Students. *American Journal of Health Studies*. Vol. 18. Nos. 2–3. pp. 126–132.
- FEATHERSTONE, M. [1997]: A test a fogyasztói kultúrában. In: *Featherstone, M. – Hepworth, M. – Turner, B. S. (szerk.): A test. Társadalmi fejlődés, kulturális teória*. Jászöveg Műhely Kiadó. Budapest. 70–107. old.
- HARGREAVES, J. [1987]: Body, Sport and Power Relations. In: *Horne, J. – Jary, D. – Tomlinson, A. (eds.): Sport, Leisure and Social Relations*. Routledge, Kegan Paul. London. pp. 139–159.
- JÁSZBERÉNYI M. – KOTOSZ B. [2009]: Közlekedési szokások vizsgálata Budapest délnyugati agglomerációjában. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 2. sz. 166–190. old.
- KENDE A. [2002]: Testazonosság és identitás. A különböző testfelfogások szerepe az önellfogásban. In: *Csabai M. – Erős F. (szerk.): Test-beszédek. Köznapi és tudományos diskurzusok a testről*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest. 61–83. old.
- KOVÁCS E. (szerk.) [2011]: *Pénzügyi adatok statisztikai elemzése*. 4. kiadás. Tanszék Kft. Budapest.
- KÖKÖNYEI GY. [2007]: Önértékelés, jóllét és rizikómagatartás serdülőkorban. In: *Demetrovics Zs. – Urbán R. – Kökönyei Gy (szerk.): Iskolai egészségpszichológia*. L'Harmattan Kiadó. Budapest. 90–118. old.
- LISHA, N. E. – SUSSMAN, S. [2010]: Relationship of High School and College Sports Participation with Alcohol, Tobacco, and Illicit Drug Use: A Review. *Addictive Behaviors*. Vol. 35. No. 5. pp. 399–407.
- MANTEL, N. – HAENSZEL, W. [1959]: Statistical Aspects of the Analysis of Data from Retrospective Studies of Disease. *Journal of the National Cancer Institute*. Vol. 22. No. 4. pp. 719–748.
- MIKULÁN R. – PIKÓ B. [2012]: Iskoláskorú sportoló fiatalok káros szenvedélyeinek vizsgálata sportmotivációik és a sportáguk típusa tükrében. *Iskolakultúra*. 22. évf. 4. sz. 35–50. old.
- PAGE, R. M. – HAMMERMEISTER, J. – SCANLAN, A. – GILBERT, L. [1998]: Is School Sports Participation a Protective Factor Against Adolescent Health Risk Behaviors? *Journal of Health Education*. Vol. 29. Issue 3. pp. 186–192.
- PAPAIOANNA, A. – KARASTOGIANNIDOU, C. – THEODORAKIS, Y. [2004]: Sport Involvement of Greek Adolescents. *European Journal of Public Health*. Vol. 14. No. 2. pp. 168–172.
- PATE, R. R. – HEATH, G. W. – DOWDA, M. – TROST, S. G. [1996]: Associations between Physical Activity and Other Health Behaviors in a Representative Sample of US Adolescents. *American Journal of Public Health*. Vol. 86. No. 11. pp. 1577–1781.
- PENEDO, F. J. [2005]: Exercise and Well-Being: A Review of Mental and Physical Health Benefits Associated with Physical Activity. *Current Opinion in Psychiatry*. Vol. 18. No. 2. pp. 189–193.
- PIKÓ B. [2000]: Health-Related Predictors of Self-Perceived Health in a Student Population: The Importance of Physical Activity. *Journal of Community Health*. Vol. 25. No. 2. pp. 125–137.

- PIKÓ B. – BARABÁS K. – MARKOS J. [1996]: Health Risk Behaviour of a Medical Student Population. Report on a Pilot Study. *Journal of the Royal Society of Health*. Vol. 116. No. 2. pp. 97–100.
- PIKÓ B. – KERESZTES N. [2007]: *Sport, lélek, egészség*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- PLANTE, T. G. – RODIN, J. [1990]: Physical Fitness and Enhanced Psychological Health. *Current Psychology: Research and Review*. Vol. 9. Issue 1. pp. 3–24.
- ROBINS, J. – BRESLOW, N. – GREENLAND, S. [1986]: Estimators of the Mantel-Haenszel Variance Consistent in Both Sparse Data and Large-Strata Limiting Models. *Biometrics*. Vol. 42. No. 2. pp. 311–323.
- SNEDECOR, G. W. – COCHRAN, W. G. [1980]: *Statistical Methods. Seventh Edition*. Iowa University Press. Ames.
- TARONE, R. E. [1985]: On Heterogeneity Tests Based on Efficient Scores. *Biometrika*. Vol. 72. No. 1. pp. 91–95.
- TERRY-MCÉLRATH, Y. M. – O’MALLEY, P. M. – JOHNSTON, L. D. [2011]: Exercise and Substance Use Among American Youth, 1991–2009. *American Journal of Preventive Medicine*. Vol. 40. No. 5. pp. 530–540.
- TÚRY F. – SZABÓ P. [2000]: *A táplálkozási magatartás zavarai: az anorexia nervosa és a bulimia nervosa*. Medicina Kiadó. Budapest.
- VAILLANT, G. [2003]: Mental Health. *American Medical Journal of Psychiatry*. Vol. 160. No. 8. pp. 1373–1384.
- VINGENDER I. [2003]: *A droghasználat szociális kontextusa*. Semmelweis Egyetem. Budapest.
- VINGENDER I. [2007]: A test biológiai és szociális reprezentációja. In: *Mészáros J. (szerk.): Antropológiai felületek – egy kortárs szemléletmód fejezeteiből*. Semmelweis Egyetem. Budapest. pp. 195–235.
- WARBURTON, D. E. R. – NICOL, C. W. – BREDIN, S. S. D. [2006]: Health Benefits of Physical Activity: The Evidence. *Canadian Medical Association Journal*. Vol. 174. No. 6. pp. 801–809.

Summary

Physical appearance and physical self-concept are the most significant determinants of self-esteem. Consumer culture has given distinctive attention to the relationship of body and self-image. In the case of those who are dissatisfied with their body weight, low self-esteem can often cause harmful health behaviour. In the study the authors analyse the relationship of physical self-assessment, physical education and smoking among physically active and non-active secondary school students. The questionnaire survey was conducted with a sample of 600 students, aged 17–19. The results show that sport has a protective effect in the case of those who consider their body weight optimal, while regarding those who assess it lower or higher than the optimum, this protective effect against smoking can totally disappear, or even become supportive of the harmful health behaviour. Thus, the opinion young people have on their body influences significantly the relationship between doing sports and smoking.