

## Bevezető

Németh Renáta, vendégszerkesztő

A *Szociológiai Szemle* jelen száma kvantitatív módszertani kérdésekre fókuszál. A különszám egyúttal egy kutatói network aktuális eredményeinek bemutatásaként is szolgál, hiszen a szerzők (Kende Gábor, Koltai Júlia, Németh Renáta, Luksander Alexandra, Kmetty Zoltán, Simon Dávid és Hajdu Miklós) mindannyian az ELTE Társadalomtudományi Kara Empirikus Tanulmányok Intézetének oktatói vagy hallgatói.

A cikkek közös sajátossága, hogy metaszinten közelítenek az empirikus szociológiai kutatásokhoz, közvetve a társadalomtudományoknak a természettudományokétól eltérő sajátosságaira mutatva rá. Hogyan mérhetünk társadalmi folyamatokat, ha a mérés eredménye maga is beleszól e folyamatok alakulásába? – kérdezi Kende Gábor. Ugyanazt az absztrakt fogalmat mérjük-e akkor, ha különböző országokban/eltérő időben tesszük fel ugyanazokat a kérdéseket? – teszi fel a kérdést Koltai Júlia. Eltekinthetünk-e attól, hogy a kérdőíves interjúk nem pusztán mérési aktusok, hanem maguk is (társadalmi normáknak alávetett) társas interakciók? – szól Németh Renáta és Luksander Alexandra kérdése. Mennyire bízhatunk meg eredményeinkben, ha nem a kutató által kontrollált véletlen mintavételt alkalmazzuk, hanem maguk a kutatás tárgyai, a válaszadók vezérlik a mintavételt? – kérdi Kmetty Zoltán és Simon Dávid. A társadalomtudományi mérés nem hajtható végre a mérés tárgyainak együttműködése nélkül. Mik az okai és a következményei az utóbbi években tapasztalt jelentős válaszmegtagadás-növekedésnek? – teszi fel a kérdést az Amerikai Politika- és Társadalomtudományi Akadémia évkönyvének Hajdu Miklós által ismertetett különszáma.

Kende tanulmánya a közvélemény-kutatások választói viselkedésre gyakorolt hatását tárgyalja. E hatás régóta foglalkoztatja a választáskutatókat, több hipotézis és magyarázat is született vele kapcsolatban; a cikk a hatással kapcsolatos fogalmakat, elméleti elgondolásokat és empirikus bizonyítékokat tekinti át. A tanulmány kitér annak a politikai mezőnek néhány sajátosságára is, melynek fő résztvevői a választókon és a politikusokon kívül a sajtó és a közvélemény-kutatók is – érvekkel szolgálva annak az újabb megközelítésnek, ami a negyedik hatalmi ágként meghatározott tömegmédiánál mellett a politikai tanácsadói/médiaelemzői/közvélemény-kutatói alrendszer ötödik hatalmi ágként azonosítja.

A különszám másik három tanulmánya empirikus eredményeket mutat be, közös jellegzetességük, hogy a hazai kutatásban még kevésbé alkalmazott, de széles,

az itt bemutatottnál jóval szélesebb társadalomtudományi alkalmazási potenciállal bíró módszereket használnak. Valamennyi cikk szerzője törekedett arra, hogy az új eszközöket olyan részletességgel mutassa be, hogy ne csak felhasználhatóságukat támassa alá, hanem az alkalmazás első lépéseit is megkönnyítse. Koltai a közvetlenül nem mérhető, látens jellemzők (attitűdök, értékek) megközelítésére alkalmas strukturális egyenletek modellezést mutatja be. A módszer az itt bemutatott esetben látens változók összevethetőségét szolgálja, de érdemes megjegyezni, hogy magában foglalja a szociológus olvasó számára ismerős, Blau és Duncan által a mobilitáskutatásban alkalmazott, irányított és irányítatlan hatások megjelenítésére alkalmas útmodelleket is. Németh és Luksander többszintű regresszióval közelítik meg a kérdezők (mint kontextus) hatásának problémáját. Ennek a módszernek is jóval általánosabb az alkalmazási területe, hiszen ott használható, ahol a társadalmi kontextusnak az egyéni viselkedésre gyakorolt hatása áll a kutatás fókuszában – s a szociológia definíció szerint ilyen, lásd pl. választási földrajz, szervezetszociológia, oktatásszociológia, családszociológia. A Kmetty és Simon által tárgyalt válaszadóvezérelt mintavételt eredetileg a klasszikus random mintavétellel nem megközelíthető ritka és rejtett sokaságok (pl. intravénás droghasználók, etnikai kisebbségek) esetén alkalmazzák, kiaknázva e sokaságok társadalmi hálózatainak meglétét; nyilvánvaló további felhasználása az online hálózatok vizsgálata lehet. A módszer az olvasónak talán hólabda-mintavételként lehet ismerős, de valójában több annál: egy olyan matematikai modellel van kombinálva, ami súlyozással kompenzálja a mintavétel nem-random voltát. Nem csak a válaszadó-vezérelt mintavétel, hanem megbízhatóságának vizsgálatára a cikkben használt szimuláció is módszertani újdonságnak számít, hiszen hazánkban még ritkán használják ezt az eljárást.

A szám zárásaként Hajdu a *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* friss válaszmegtagadás-különszámát ismerteti. A téma hazai aktualitását jól jelzi a Hajdu által idézett adat, miszerint az utóbbi években a Budapesten történő kérdezések esetén a válaszadási arány sokszor még a 20%-ot sem éri el. A recenzióban ismertetett cikkek az egyre erősödő válaszmegtagadás társadalmi és technológiai okait, a megtagadás számszerűsített hatásait, illetve e hatások – különböző forrásból eredő segédinformációk becsatornázásával történő – kezelését ismertetik. Bár a cikkek elsősorban az USA-ból indulnak ki, következtetéseik jól használhatók a probléma hazai megközelítésében is.

A jelen számhoz kapcsolódóan a *Szociológiai Szemle* 2013. április 5-én műhelyvitát szervezett az ELTE Társadalomtudományi Kara, a Fényes Elek Műhely és a Magyar Szociológiai Társaság Társadalomstatisztikai Szakosztálya társrendezésében. A műhelyvitán felkért korreferensek (Barna Ildikó, Bartus Tamás, Máth András és Tardos Róbert) véleményezték az elhangzott előadásokat – a végleges tanulmányok az ő észrevételeiket is figyelembe véve születtek. Köszönet munkájukért.

# A közvélemény-kutatások hatása a politikai közvéleményre és a választói viselkedésre (elméleti megközelítések)<sup>1</sup>

Kende Gábor

kendeg@gmail.com

Beérkezés: 2012. 07. 31.

Átdolgozott változat beérkezése: 2013. 05. 05.

Elfogadás: 2013. 05. 09.

**ÖSSZEFOGLALÓ:** Befolyásolják-e a közvéleményt a közvélemény-kutatások? Racionális vagy irracionális módon hatnak-e? Milyen pszichológiai, szociálpszichológiai és szociológiai hatásmechanizmusok állhatnak a háttérben? A cikk a vonatkozó irodalom alapján tekinti át a hatásokra – főként a bandwagon és underdog hatásra – vonatkozó elméleteket.

**KULCSSZAVAK:** közvélemény-kutatás, bandwagon hatás, underdog hatás, a hallgatás spirálja, pluralizmus-ignorancia, konformitás

Tudományos, szakmai és politikai szempontból is izgalmas kérdés, hatnak-e – és ha igen, hogyan – a politikával kapcsolatos közvéleményre az ezt vizsgáló közvélemény-kutatások. Leggyakrabban azt feltételezik, hogy ha egy párt vagy jelölt a kutatások szerint elől áll egy választási versenyben, akkor emiatt sokan átpártolnak hozzá, s ettől nőni fog a népszerűsége (az ún. *bandwagon* hatás). Ez azzal járhat, hogy egy kezdeti, esetleges, egyszeri előny növekvő, egyre masszívabb többséghez, végül győzelemhez vezet.

Sok politikus jelentősnek és aggályosnak találja a politikai közvélemény-kutatások közvéleményt befolyásoló hatását. Időről időre felmerül, hogy korlátozzák e kutatások végzését vagy közzétételét. (Tipikusan ebben a szituációban merül fel a véleménykutatások hatásának kérdése – a kutatókra a választások befolyásolásának vádjá vetül, ők ez ellen védekeznek.)

Nem a bandwagon effektus az egyetlen feltételezett hatás. Vele ellentétes irányú az ún. *underdog* effektus („segítsük a gyengét”). Eszerint annak nő a népszerűsége,

<sup>1</sup> A tanulmány megszületését a TÁMOP-4.2.1/B-09/1/KMR-2010-0003 („A felsőoktatás minőségének javítása a kutatás-fejlesztés-innováció-oktatás fejlesztésén keresztül”) pályázat „Nagy rendszerek a természettudományokban és számítógépes szimulációjuk” alprojektje támogatta.

aki a közvélemény-kutatásokban vesztésre áll. A bandwagon és az underdog effektust többé-kevésbé érzelmi, szociálpszichológiai mechanizmusokként írják le. Velük ellentétben racionális hátterű a *taktikai szavazás*, amikor a szavazó saját politikai céljait mérlegelve, a verseny állását figyelembe véve hozza meg a döntését. Ezekre a döntésekre is hatnak a közvélemény-kutatások.

Hogyha léteznek ilyen hatások, az felvet egy elméleti kérdést: hogyan mérhetjük a társadalmi folyamatokat, ha maga a mérés beleszól ezeknek a folyamatoknak az alakulásába? Tartható-e a társadalomtudományoknak a természettudományokkal analóg felfogása? Az pedig a közvélemény-kutatás mint szakma helyzetét érinti, hogy ha ezek a hatások léteznek, akkor kétséggé válik a szakma „elfogulatlan szemlélői” pozíciója: a közvélemény-kutató a közéleti aktorok egyikévé válik (Marsh 1985).

A cikk a vonatkozó irodalom alapján a feltételezett hatásokkal kapcsolatos fogalmakat és a hatások mechanizmusaira vonatkozó, főként szociálpszichológiai elméleteket tekinti át. Kitér továbbá annak a politikai mezőnek néhány vonására, ahol – a politikusok, a sajtó, a véleménykutatók és a laikus közvélemény között – a közvélemény-kutatások hatásának kérdése tipikusan felmerül.

## Hatástípusok

Első közelítésben a *bandwagon* hatás<sup>2</sup> azt jelenti, hogy az esélyesnek nő a támogatottsága, mert ő áll az élen. Ellentéte az *underdog* hatás<sup>3</sup>: az esélyes támogatottsága csökken. Ennyiben tehát csupán a közvélemény-kutatásokban vagy a szavazatokban megnyilvánuló, összesített számokról volna szó (pl. Gallup – Rae 1940: 245–247; Mihalicz 2003: 67).

A bandwagon hatással kapcsolatban szinte mindig felmerül a *motiváció* pszichológiai vagy szociálpszichológiai szempontja: az emberek szeretnek a győztesrel lenni, szeretnek többségben lenni, és nem szeretnek kisebbségben maradni. Ez a közkeletű elképzelések szerint nem racionális, mérlegelésen alapuló, megfontolt döntés, hanem irracionális érzelmi reakció. Az underdog hatást is érzelmi reakcióval szokták magyarázni: a túlerő ellenérzést kelt, szurkolunk a gyengébbnek, segíteni szeretnénk neki, rokonszenvesebbnek találjuk.

A közvélemény-kutatások közvéleményre gyakorolt hatásával kapcsolatban óhatatlanul (noha általában kimondatlanul) felmerül az *értékdimenzió*. A demokrácia eszményeivel az van összhangban, ha a köz dolgaiban az emberek racionális, megfontolt döntéseket hoznak. A meggondolás nélkül, irracionális, érzelmi motiváció nyomán született döntések – a feltevések szerint a bandwagon és az underdog hatás is ilyen – ellentétesek vele. Hogy a kettő közül a bandwagon az ismertebb, hogy ez kelt nagyobb izgalmat és intenzívebb aggályokat (és hogy elmélete is lényegesen ki-

2 Magyarul „vonatszerelvény-hatás” (Mihalicz 2003), „utánfutóhatás” (Angelusz – Tardos 2000: 230), „siessünk, mert lemaradunk” (Simon 1957 [1987]). A bandwagon a győzelmi parádén az a szekér, mely a zenekart viszi – innen a ‘jump on the bandwagon’ kifejezés, mely arra utal, amikor emberek a biztosnak látszó győzteshez csatlakoznak.

3 Magyarul pl. „bumeránghatás” (Mihalicz 2003), „vesztes ügy, igaz ügy” (Simon 1957 [1987]).

dolgozottabb), az feltehetően összefügg *pozitív visszacsatolásos* jellegével (kis előnyből nagy előnyt csinál, tehát eltávolít az egyensúlyi állapotól), és azzal is, hogy a túlhatalom, a zsarnokság eszköze lehet (aki erősebbnek mutatkozik, ezzel aránytalan támogatáshoz juthat, ad absurdum egyedül maradhat a porondon).

A *taktikai szavazás*<sup>4</sup> a közvélemény-kutatások másfajta, racionális hatása: a választó a támogatottsági adatokból kap képet a jelöltek esélyeiről, és ezek, valamint saját preferenciái alapján mérlegeli, kire, melyik jelöltre szavazzon, hogy érdemben befolyásolhassa a választás kimenetelét (Angelusz és Tardos [2000: 219] a közvélemény-kutatások *manifeszt funkciójának* nevezik, hogy információt nyújtanak a racionális döntéshez, megkülönböztetve azt az irracionális, *látens* befolyásoktól.)

A feltételezett hatástípusokról teljesebb áttekintést ad Donsbach (2001) (1. táblázat).

1. táblázat: *Feltételezett hatástípusok* (Donsbach 2001: 22)

Címke	Mire hat	Kinek jó
Bandwagon	szavazat	erősebb párt
Underdog	szavazat	gyengébb párt
Defetizmus	részvétel (az esélytelenebb párt támogatói nem szavaznak)	erősebb párt
Renyheség	részvétel (az esélyes párt támogatói nem szavaznak)	gyengébb párt
Mobilizáció	részvétel (egyik v. mindkét párt támogatói aktivizálódnak)	egyik, másik, mindkettő
Guillotine	szavazat (a kis párt támogatói második legkedveltebbjükre szavaznak – a kis párt kiesik)	nagyobb pártok
Koalíciót elősegítő	szavazat (a párt támogatói második legkedveltebbjükre szavaznak, hogy elősegítsenek egy koalíciót)	a támogatott pártok
Megelőző, taktikai	szavazat (a párt támogatói második legkedveltebbjükre szavaznak, hogy megelőzzenek egy többséget)	a támogatott pártok

## Az underdog hatást magyarázó elméletek

Laponce (1966) a politikai küzdelem háborús modelljével hozza összefüggésbe a bandwagon hatást (megsemmisíteni vagy végérvényesen meggyengíteni az ellenfelet), míg az underdog hatást a politikai küzdelem játékként, sportként való felfogásával (az ellenfél maradjon életben és maradjon játékban is). A kísérletében a(z) (egyetemi hallgató) kísérleti személyek többségénél mutatkozó underdog hatást azzal a hajlammal magyarázza, hogy szívesen segítünk a vesztesnek. Úgy gondolja, ez a hajlam bizonyos egýének (*underdog-rescuers*, a vesztesnek segítők) tartós vonása,

4 Angolul: tactical voting, strategical voting, sophisticated voting, evaluative voting.

nem csoportszerveződés nyomán fellépő ellenállás. Utal e tulajdonság feltételezett eredetére is – úgy véli, tanult viselkedésről lehet szó (iskolás korú gyerekeknél bandwagon túlsúlyt mért), mely talán nem is minden kultúrát jellemez, leginkább a sportszerűséget kultiváló angolszász tradícióra lehet jellemző. Fleitas (1971) is részben az észak-amerikai tradícióban<sup>5</sup> – egyenlőtlen küzdelemben illik a gyengébb fél pártjára állni – látja a magyarázatot.<sup>6</sup> Laponce szerint akkor számíthatunk underdog hatásra, ha a választásnak nincs fontos tétje.

Ugyancsak egyéni szinten működő, de más jellegű mechanizmust vet fel Ceci és Kain (1982) ellenreakció-hipotézise (*oppositional reactivity hypothesis*). Eszerint az esélyközlés (melyik jelölt áll nyerésre) úgy működne, mint valamifajta agitáció, s az underdog hatást az ennek való ellenállás okozná.<sup>7</sup> Hasonlóra utal Angelusz, amikor azt mondja, „az emberek érzékelik, ha valamelyik fél megalapozatlanul került túlsúlyba a médiában [...], és az sokszor visszaüt” (Mihalicz 2003: 69). Ebben a felfogásban az underdog hatás magyarázatát a befolyásolás, a „meggyőző kommunikáció” szociálpszichológiájának keretében, a befolyásolási kísérletnek való ellenállásban kereshetnénk – az alany, ha befolyásolási kísérletet észlel, bizonyos mértékig hitelteleníti a közlőt.

Az eddigiektől eltérő, társadalmi rétegmeghatározottságokra utalnak Navazio (1977) eredményei, aki terepkísérletében, a Nixon elleni eljárás (*impeachment*) idején, valós – Nixon számára kedvezőtlen – közvélemény-kutatási adatok bemutatásával igyekezett bandwagon, illetve underdog hatást kiváltani.<sup>8</sup> Az összesített adatokban egyik sem volt kimutatható, a kékgallérosok (munkások) körében azonban underdog (Nixon-párti), a fehérgallérosok körében pedig hasonló mérvű bandwagon (Nixon-ellenes) hatás mutatkozott. Az eltérést, úgy tűnik, nem a két csoport Nixon iránti attitűdjeinek különbözősége okozta: az „agitációban” nem részesült kék-, illetve fehérgallérosok között ilyen különbség nem volt. Elképzelhető, hogy a két csoportban – Ceci és Kain felvetésével összhangban – a befolyásoló kommunikációval kapcsolatos attitűdök mások: a fehérgallérosok lojálisak lennének „a köz véleményeként” beállított vélemények iránt, a kékgallérosok inkább ellenállnának az érzékelt agitációnak. (Erre utalhat az is, hogy – a megfelelő kontrollcsoportokkal összehasonlítva – a befolyásoló információval találkozó kékgallérosok között csökkent, míg a fehérgallérosok között növekedett a válaszadási arány.)

Felmerül a kérdés, léteznek-e társadalmi csoportok, amelyek, mint csoportok, valamilyen módon ellenállnak a „többségi” véleménynek. Minden bizonnyal léte-

5 Laponce-nál tehát a vesztesre szavazás nem racionális, inkább érzelmi, rokonszenv-, illetve értékalapú. Alapvetően racionális döntési folyamat nyomán is elképzelhető hasonló viselkedés – amikor a választó viselkedését az a megfontolás irányítja, hogy a várható nyertes „ne nyerje túl magát”. Motivációs szempontból ezt érdemes inkább a taktikai szavazásokhoz sorolni.

6 Felvetődik a nemek kérdése: a gyengék támogatása és az egyensúly őrzése is szóban esően a női szerepkészlethez tartozik. Megjelenik-e ez választói viselkedésükben? Jellemző-e rájuk az underdog hatás?

7 A kísérletben a kísérleti személyekkel kétszer is közöltek (fiktív) közvélemény-kutatási adatokat arról, hogy Carter és Reagan közül melyik áll nyerésre. Az elmozdulás jellemzően az utolsó közléssel ellentétes irányú volt. (Azaz amikor azt hallották, hogy a közvélemény-kutatás szerint Carter az esélyes, a vélemények Reagan javára változtak.)

8 Postai úton végzett közvélemény-kutatásban a kiküldött kérdőívek azonosak voltak, attól eltekintve, hogy egy részük a Nixonra vonatkozó kérdés felvezetéséért ismertette a közvélemény aktuális állapotát ebben az ügyben.

zett pl. ilyen tradíció a szervezett munkásságban, és feltehetően létezik olyan elkülönült – etnikai és vallási – kisebbségekben, amelyek számára nem a többség vagy a nemzet, hanem saját csoportjuk működik referenciacsoportként.

Részben ezzel, a nyilván (köz)véleménynek való ellenállással, illetve külön, csoportközvélemény létrejöttével, szerveződésével foglalkozik a *látens közvélemény* elmélete (Angelusz 1996). A látens közvélemény jellemzően olyankor lép fel, hogyha bizonyos véleményeket büntet, szankcionál, elítél vagy a többség, vagy a hivatalosság. Ahol tipikus a vélemények ilyen korlátozott szabadsága (így volt a kelet-európai kommunista rendszerekben), kialakulhat olyan szokás, hogy az embereknek más lesz a véleményük a családban, más közeli ismerősök előtt, más munkatársi körben, és megint más nagy nyilvánosság előtt: a hangoztatott vélemény színtérfüggővé válik. E szerint az elképzelés szerint a rejtőzködő vélemények csak a nagy nyilvánosság előtt rejtettek – más körökben azonban nem hogy nyilvánosak, de éppen ők az elfogadott, szentesített vélemények. Ez az elrendezés is magyarázhatja a többségi, illetve hivatalos véleménynek való ellenállást. Ha valahol a látens közvéleménynek kialakult tradíciója volt, ott – megfelelő körülmények (egyrészt fenyegetettnek érzelt, másrészt jóváhagyott, elfogadott, egyedül hivatalos vélemények) fennállása esetén – feltehetően könnyen újra működésbe lép.

Másként, kevésbé spontán módon – és nem közvélemény-kutatásokra adott reakcióként – is bekövetkezhet underdog hatás. West (1991: 153) hívja fel a figyelmet, hogy amikor az 1984-es elnökválasztás demokrata párti jelöltállítási versenyében Walter Mondale az előválasztások szinte mindegyikén elől végzett, és a párt prominensei is mögötte álltak, Gary Hart elitellenes jelszavakkal („*don't let the powerbrokers tell you the race is over*” – kb.: ne engedjük, hogy a nagykuttyák lefújják a versenyt) jelentős támogatást tudott maga mögött felsorakoztatni. Hasonló *anti-establishment* érzületre alapozott a kilencvenes években az Egyesült Államokban Newt Gingrich vezetésével a republikánus párt, vagy a 2008-as elnökválasztás idején a *Tea Party* mozgalom. Vannak tehát politikusok, akik hisznek az underdog hatás létében, és mint mozgósító eszközzel, élnek is vele. (Talán az underdog hatás hátterében is fellelhetők olyan mechanizmusok, melyeket inkább a bandwagon hatással kapcsolatban szoktak említeni: lehet rá mozgósítani, lehet az irányában csoportnyomást kifejteni.)

Összefoglalva, az underdog hatás magyarázataiban szerepelnek (a) egyéni szinten működő hajlamok, melyek az egyénbe neveltetése és kulturális értékek, tradíciók átvétele révén kerülnek, (b) csoportok (osztályok, kisebbségek) szintjén, tartósan működő különvélemény-tradíciók, és (c) mozgósítási, toborzási (tendenciájukban forradalmi, a hatalom ellen mozduló) tendenciák.

## A bandwagon hatást magyarázó elméletek

A bandwagon hatás lehetséges pszichológiai mechanizmusaira gyakran hivatkozott tipológiát ad Bartels (1988: 108–112, idézi Kenney – Rice 1994; továbbá West 1991).

Az általa leírt négy típus a stratégiai szavazás, a mintakövetés, a fertőzés és az az öröm, amit az okoz, ha az ember a győztessele lehet.

(1) Stratégiai szavazás, azaz racionális, hasznosságnövelő döntés például, amikor a nyilvános jelölőgyűléseken és konvenciókon aktivisták és politikusok tömegesen az esélyes jelölt mellé állnak: állásuk, pozíciójuk, jövedelmük függ tőle (Gallup – Rae 1940). Szintén stratégiai szavazás, ha egy előválasztáson valaki azért támogatja az esélyes jelöltet, mert úgy gondolja, annak esélye lesz az elnökválasztást is megnyerni.

(2) A mintakövetés (*cue taking*) fogalma arra az energiatakarékos – lusta – kognitív hozzáállásra utal, mikor az ember rest végigolvasni az összes programot, nyilatkozatot és elemzést: arra szavaz, akire a többség, mondván, ilyen sokan nem tévedhetnek. (Ha idegen pályaudvaron a kijáratot keressük, jól tesszük, ha a sokaság után megyünk: biztos tudják, merre kell menni.)

(3) A fertőzés (*contagion*) valami nyáj- vagy csordaösztszerű: mikor valaki nagy lendülettel halad a győzelem felé, s ez a szemlélőben olyan izgalmat kelt, hogy ő is kritikátlanul a győzelmi menethez akar csatlakozni.<sup>9</sup> Lényegében kontrollálatlan lelkesedés (Kenney – Rice 1994: 924).

(4) Vannak, akik pusztán azért támogatják a győztest, mert ez nekik kellemes. Látásuk nem homályosul el, tisztában vannak a jelölt hibáival – egyszerűen jólesik nekik, ha a győztest támogatják (uo.).<sup>10</sup>

A fertőzés többé-kevésbé magában foglalja, hogy egyének pusztán azért egy álláspont vagy politikai szereplő oldalára állnak, mert ezt észlelik többségi álláspontként, és azt is, hogy véleményük ennek megfelelően változik. (Nemcsak az változik, amit mondanak vagy tesznek, hanem az is, amit gondolnak.) Ezt a tendenciát általánosnak feltételezve elképzelhető, hogy egy álláspont vagy politikai szereplő azzal, hogy a többség látszatát kelti, valóságosan is többségbe kerülhet, majd akár kizárólagossá lehet: e tendencia révén a demokráciából egyeduralom vagy diktatúra válhat.

A bandwagon hatás értelmezéseiben gyakran felbukkan a többiekhez való kritikátlan, megfontolás nélküli hasonulás, csatlakozás mozzanata, ezzel kapcsolatban a *konformizmus* jelensége.

Solomon Asch (1955) nevezetes konformizmuskísérletei nyomán került be a köztudatba, hogy kellő csoportnyomással szembesülve az emberek többsége evidens kérdésekben is hajlandó a véleményét feladni:<sup>11</sup> a behódolás a vizsgált személyek háromnegyedénél bekövetkezett.

9 Innen ered a 'jump on the bandwagon' kifejezés.

10 Interjúrésztlet: „Instantly before the election it looked like Roosevelt would win so I went with the crowd. Didn't make any difference to me who won but I wanted to vote for the winner” (Lazarsfeld – Berelson – Gaudet [1944: 108], idézi Marsh [1983: 579]), körülbelül: „Közvetlen a választás előtt látszott, hogy Roosevelttel nyertem, hát rá szavaztam én is. Nekem mindegy volt, melyik nyert, a győztesre akartam szavazni.”

11 E kísérletekben 7–9 egyetemi hallgató gyűlik össze egy tanteremben, hogy egy „vizuális észlelési kísérletben” vegyenek részt. Egyenes vonalak hosszát kell összehasonlítaniuk. Két nagy fehér kartont mutatnak nekik. Az egyiket egyetlen függőleges vonal van, a másikon három eltérő hosszúságú. Azt kell megmondaniuk, hogy a három közül melyik pontosan olyan hosszú, mint a másik kartonon lévő egy vonal. A három közül egyiknek a hossza pontosan egyenlő vele, a másik kettőé lényegesen eltér. A kísérleti személyek egymás után, a tanterembe való beengedésük sorrendjében válaszolnak. Az első két fordulóban minden simán zajlik, mindenki ugyanazt válaszolja. A harmadik fordulóban az utolsóknak szólók közül valaki a többiekétől eltérő véleményt hangoztat; nem is érti, hogyan lehetnek a többiek más véleményen. Ez a szituáció azonban a következő fordulókban is megismétlődik: megint egyedül marad, véleménye az összes többiétől eltér. A „kakukktójtás” egyre zavartabb lesz, válaszai előtthabozik; halkán beszél; zavartan mosolyog. Valójában ő az egyetlen kísérleti személy, a többiek beavatottak. Egy-egy kísérlet 18 fordulóból áll, ezek egy részében a beava-



Az egynegyed részt kitevő függetlenek között a kísérleti személyek utólagos ki-kérdése szerint<sup>12</sup> voltak (1) olyanok, akik végig szilárdan kitartottak a saját igazuk mellett. Ez nekik sem ment simán, kétségeik támadtak, ezeket le kellett küzdeniük. Mások (2) arra az álláspontra jutottak, hogy biztos a többieknek van igazuk, de nekik az a dolguk, hogy azt mondják, amit látnak, ha hibás is.

A szélsőséges behódolók (3) egy része hamar úgy látta: „rosszul látom, nekik van igazuk”. Mások úgymond (4) azért alkalmazkodtak, hogy „ne rontsák el a kísérletet” (arra gondolhattak, hogy optikai csalódásnak kellene fellépnie). Voltak, (5) akik „birkáknak” mondták az alkalmazkodókat – akikhez azonban ők is alkalmazkodtak. És végül (6) néhányan azt gondolták – Asch ezt találja a legnyugtalanítóbbnak –, hogy valami nagy baj lehet velük, ha nem látják, amit mindenki lát, s ezt mindenáron titkolniuk kell.

A többségi véleményhez igazodás Aschnél a konformizmus és a csoportnyomás keretében értelmeződik.

Az általa felvetett reakciótipusok érdekesek lehetnek a bandwagon hatás értelmezése szempontjából. Az (1) típus – szilárdan és nyilvánosan kitart igaza mellett – voltaképpen a hős típusa; megfeleltethető a Noelle–Neumann-i kemény magnak. Hatása, hogy a kisebbségi vélemény a csoportnyomás ellenére hosszabb távon fennmarad.

A (4)-es és az (5)-ös típusok véleménye nem változik – de nem adnak hangot neki. Ha ez a reakciómód a tipikus, annak az lehet a következménye, hogy egy kezdetben látszólagos vagy tényleges kisebbségben lévő álláspont fokozatosan kiszorul a nyilvánosságból. Ugyanakkor, ha az észlelt közvélemény valamilyen okból megváltozik, a nyilvánosságban tapasztalható véleménymegoszlás is gyorsan korrigál: nem jön létre azonosulás a kinyilvánított véleményekkel.

A konformitás közkeletű fogalmának leginkább a (3)-as típus felel meg: nemcsak, amit mond, de véleménye is a többségéhez igazodik. Ennél a típusnál felmerül a hangoztatott véleménnyel való azonosulás lehetősége.<sup>13</sup> Ebből a mechanizmusból a közvélemény nagyobb fokú labilitása következne, mint a (4)–(5)-ösből: a többségnek látszó vélemény nemcsak a nyilvános térben jutna egyeduralomra, hanem az emberek fejében is: elfogadnák a többségi álláspontot, csak mert többségben van; feltehető, hogy ehhez utólag indokot is találnának.<sup>14</sup>

tott többség is a valóságnak megfelelően válaszol, hogy ne keltsen gyanút. A 18 fordulóból 12 alkalommal adnak a valóság-gal ellentétes választ. A kísérleti személyek körülbelül egynegyede függetlennek bizonyult, minden alkalommal jól válaszolt. A többiek előbb-utóbb behódoltak; ők egybehangzó mintázatot mutattak: miután erre az útra tértek, nem tudtak többé letérni róla (Asch 1955).

12 Asch itt nem közöl esetszámokat.

13 Az azonosulás kézenfekvő lehetősége: feszültséget kelt, ha az ember nem azt mondja, amit lát (ahogy az is, ha mást mond, mint a többség). Ebből az egyik kivezető út az azonosulás – el is hiszem, amit mondok. További lehetőség, ha a helyzetben találkozik indokot a viselkedésemre, vagy ha a nyomást gyakorló többséget leértékelem. Ezekre látunk példát a (3)-as és a (4)-es csoportnál. Tekinthetjük ezeket az azonosulást kivédő, elhárító mechanizmusoknak, melyek hozzásegítenek a saját vélemény csoportnyomás ellenében történő megőrzéséhez.

(A behódolók valamennyien alulbecsülték, hogy hányszor adtak észleletüknek ellentmondó, a többséghez idomuló választ. Ez is a konform viselkedéssel járó kellemetlenségérzetet utalhat.)

14 A közvélemény ilyen felborulásának tartóssága függhet attól, mennyire sikerül az átállók új álláspontjuk mellett elkötelezni. Ha sikerül, később nehezebben állnak vissza. Elkötelezés pl. a nyilvános demonstrációra (felvonulásra stb.) készítés. Amennyiben ez kényszerrel és fenyegetéssel történik, hatása a Festinger-féle kognitívdiszonzancia-redukációs elmélet alapján gyengébb

A megnyugtalanítóbb eshetőségeket valóban a (6)-os típus veti fel – csoportnyomás hatására megrendülhet az ember önmagába vetett hite, stabilitása. Ha az elbizonytalanodás ilyen mély rétegeket érint, az egyensúly visszanyerése is mély struktúrák átalakulásával járhat. Aki így szorong, igyekezhethet a többség értékeit, értékrendjét, gondolkodását átvenni, teljesen a többséghez idomulni.

Az Asch-kísérletekben a konformizmus ilyen magas szintjéhez<sup>15</sup> az kellett, hogy a kisebbség abszolút legyen: negyedére csökkent a konform válaszok gyakorisága, ha volt „szövetségese” a kísérleti személynek. (Íránta a kísérleti személyek melegséget éreztek, az volt az érzésük, hogy bízhatnak benne). Ha a „szövetségese” a többséghez pártolt, a konform válaszok gyakorisága az eredeti szintre szűkött.

Nemcsak annak volt ilyen hatása, ha volt, aki az alannyal együtt kitartott az igazság mellett. Az is csökkentette a konform válaszok gyakoriságát, ha volt, aki az abszurd válaszokat adó többséggel szemben szintén hibás, de kevésbé hibás válaszokat adott. A kísérleti személyek által mutatott megalkuvás gyakorisága is, mértéke is csökkent. Amikor pedig a többség nem abszurd, csak kismértékben téves válaszokat adott, egyvalaki azonban abszurd válaszokat, ez a megalkuvó válaszok előfordulási arányát jobban<sup>16</sup> csökkentette (noha ebben a helyzetben a kísérleti személy önbecsülését kevésbé fenyegető módon adhatott volna konform válaszokat). Olyan, mintha a csoport nyilvánossága előtt megjelent abszurd válaszok megszüntetnék az igazodási kényszert.<sup>17,18</sup>

A konformizmus működését társadalmi-politikai kontextusban vizsgálja Elisabeth Noelle-Neumann. Elmélete szerint aki a sajátjával ellentétes többségi véleménnyel találkozik, ezt úgy észleli, hogy „az emberek” véleménye más, mint az övé – mintha magára maradt volna. Izolációs szorongás lép fel benne, fél, hogy kikerül a közösségből, ha véleménye kitudódik. Ezért, bár véleménye változatlan, nem ad neki hangot, eltitkolja. A többségiként észlelt vélemény a nyilvánosságban, például a közvélemény-kutatásokban így egyre növekvő, domináns túlsúlyra jut (Noelle-Neumann 1984).

Ezt nevezi Noelle-Neumann a *hallgatás spiráljának*. E modell szerint nincs véleményváltozás, mindössze a mért, a megfigyelhető közvélemény tolódik el; ennyiben a változás látszólagos.<sup>19</sup>

Eszerint a hallgatás spirálja a közvélemény-kutatásokra, a nyilvánosságra korlátozódna. Itt az esélyesnek tűnő párt vagy jelölt a választás napjának közeledtével egyre nagyobb fölénybe kerül – a szavazás azonban, mely titkos, és így nincs kitéve

(„kényszernek engedtem”: a kényszer elégséges magyarázat, azonosulásra nincs szükség a magyarázathoz); ha a kényszer nem nyilvánvaló, a hatás várhatóan tartós lesz.

15 Ezekben a kísérletekben a kísérleti személyek nem hittek a saját szemüknek. „Véleményesebb” helyzetben enyhébb nyomás is elég lehet a konform viselkedéshez.

16 Egynegyedére.

17 Analóg funkciók: humor, udvari bolond.

18 A saját vélemény megőrzésére alkalmas lehetőség/stratégia a (2)-es típusban: nem tartok igényt arra, hogy tökéletes legyek, tudomásul veszem, hogy nem vagyok megfelelő; így nyugodtan megtarthatom saját véleményemet (Švejk, Sancho Panza).

19 E modellhez az Asch-kísérlettel kapcsolatban felmerült típusok közül legközelebb a (4) és (5) van: a belső vélemény változatlan, a nyilvános tér konform módon torzul.

a csoportnyomásnak, a megőrzött véleményeknek megfelelően alakul. Elsőprő többség helyett kis többségű győzelem várható.

Néhány Noelle-Neumann által hozott példa arra utal, hogy nemcsak ennyiről van szó. Nyugat-Németországban 1965-ben a választások előtt holtverseny volt a CDU-CSU és az SPD között a szavazási szándékok („Ön kire szavazna?”) szerint, ugyanakkor az „Ön mit gondol, melyik párt fog nyerni?” kérdés a CDU-CSU döntő és egyre növekvő fölényét mutatta. Az utolsó pillanatban a szavazási szándékok is a CDU-CSU javára billentek – majd a választás is. Nemcsak a közösséget reprezentáló kérdezőbiztos előtt kinyilvánított szándék változott meg az utolsó pillanatban, hanem a vélemény is.<sup>20</sup>

Az 1972-es választások előtt a szavazási szándékok szerint hosszan tartó holtverseny volt a két nagy párt között. Eleinte a CDU-CSU-t látták esélyesnek, de az előny egyre csökkent, s a végső felmérések idejére (a választás előtt 1-2 héttel) egészen elfogyott. Az utolsó pillanatban azután a szavazási szándékok hirtelen átbillentek az SPD javára, mely a választásokat is megnyerte. A véleményváltozás itt is kiterjedt nemcsak a hangoztatott, hanem a „belső”, a tényleges és nem nyilvános cselekvést meghatározó véleményre is. (Mindkét változás a kampány igen kései időszakában jelentkezett.)

Hogy Noelle-Neumann modelljének voltaképpen az azonosulás is része, egyértelműen kiderül az első amerikai kiadás előszavából. Amerikai diákokkal folytatott eszmecserejéről számol be; szemére vetik, hogy a nyilvánosság előtt hangoztatott vélemény és a benső, valódi vélemény közötti különbségre nem fordít kellő figyelmet, nem veszi tekintetbe, hogy valaki mondhat mást mások előtt, mint amit valójában gondol.<sup>21</sup> Noelle-Neumann belátja, hogy lehetnek ebben a kultúrák között különbségek, de úgy véli, a német kultúrában erős a tendencia arra, hogy amit az ember mond, azt gondolja is komolyan, tehát hogy privát és nyilvános véleményük azonos legyen,<sup>22</sup> még ha ehhez komoly erőfeszítésre van is szükség („This frequently requires a great deal of self-persuasion”) (Noelle-Neumann 1984: xi).

A hallgatás spiráljával ellentétes tendenciát, a stabilizáló, egyensúlyt őrző tényező szerepét Noelle-Neumann modelljében a *kemény mag* jeleníti meg. Tagjai a köznyomása ellenére a nyilvánosság előtt is kitartanak véleményük mellett, nem engedik kizárólagossá válni a többségben lévő álláspontot.

Nehezen fogjuk fel azt, hogy többféle álláspont is létezhet fontos kérdésekben, azaz a vélemények pluralitását. Ha a magunkétól eltérő véleménnyel találkozunk, nem az ötlük fel bennünk, *miért* gondolom én így és ő úgy. Azt igyekszünk bizonyítani, hogy nekünk van igazunk. Vagy elbátortalanodunk, elhallgatunk, át is vesszük a másik véleményét. Mintha egyvalamiről csak egy vélemény lehetne. Mintha egy

20 Korábban pedig a hallgatás éppen a kényesebb kérdésnél – Ön kire szavaz? – nem mutatkozott.

21 Érdekes módon tehát a látens közvélemény jelenségét itt a demokráciában felnőtt diákok tekintették evidensnek.

22 Ahogy írja, más kultúrákban, ahol a privát és a nyilvános vélemény könnyebben szétválhat, ez a kutatók számára komoly mérőműszertani problémákat vet fel. Feltehető tehát, hogy saját gyakorlatában a kettő egyezését adottnak veszi.

igazság volna csak, s azt kellene mindenkinek megtalálnia. Az ebbe a témakörbe tartozó jelenségeket írja le összefoglalóan a *pluralizmus-ignorancia* fogalma, Noelle-Neumann elméletének háttérében is ez áll.

Milyen vélemények kapcsán lép fel? Erre vonatkozik Angelusz (1996: 22 k.) felosztása, mely az egyvéleményűség irányában kifejtett nyomás tekintetében megkülönböztet (1) szabad véleményalkotást, azaz olyan területeket, ahol az egyes véleményekhez nem kapcsolódnak szankciók (az ilyen vélemény magánügy); (2) kváziszabad véleményt – ez hivatalosan szabad, de a hatalom, a hatalmi fórumok, a *hivatalosság* kifejezi, mit tart kívánatos álláspontnak; (3) preferált véleményt, melynek kapcsán a hivatalosság már határozottabban irányít, esetleg fenyeget is, legalábbis utal a szankció, retorzió lehetőségére; s végül (4) kötelező véleményeket, tabutémákat, konszenzusos értékeket – itt a normától eltérő véleményhez szankciók kötődnek. A semmiféle szankcióval nem társított (1) típusnál nem várható pluralizmus-ignorancia, a többenél igen.

E kategorizációt a szerzők elsősorban a kelet-európai posztszocialista társadalmak látens közvéleményét szem előtt tartva adják. Ha demokráciákra alkalmazzuk, hivatalosság helyett (mellett) a többségre, a társadalomra gondolhatunk, mint a véleménynormák meghatározóira és szankcionálóira.<sup>23</sup>

## A bandwagon és underdog hatást egyaránt érintő feltevések és kérdések

### *Tükörpercepció*

Angelusz (1996) a hallgatás spirálja mellett a pluralizmus-ignorancia egy másik fontos típusára is felhívja a figyelmet. Ez a tükröpercepció: az ember úgy kerüli ki a vélemények pluralitása miatti feszültséget, hogy azt hiszi, mindenki, vagy legalábbis a többség az ő véleményén van.<sup>24</sup> A mechanizmus egyensúlyfenntartó funkciójú: hiába van a többség más véleményen, ha a kisebbség ezt nem veszi észre, akkor tagjai nem érzik a többség oldaláról csoportnyomást, így véleményük nem tűnik el. Bandwagon és underdog hatás szempontjából egyaránt fékként működik.

A tükröpercepció általános jelenségnek mutatkozik. Angelusz (1996: 185 skk.) 1993-as felmérésében különböző, a közvéleményt foglalkoztató kérdésekkel kapcsolatban is úgy találta, hogy minden véleménycsoportban az odatartozók körülbe-

23 Érdemes lehet a kérdést a normafogalom keretében értelmezni: amennyiben és akinek egy vélemény csoport- vagy társadalmi (stb.) normaként tűnik fel, annyiban és annál várható pluralizmus-ignorancia jelentkezése. Az eltérő vélemények szankcionálása is erre utal: az adott témában az elfogadott vélemény már e szankció erejénél fogva is normaként funkcionál.

És az Asch-kísérleteknél? Nem valószínű, hogy vonalak hosszának megítélésére normák vonatkoznak. Az Asch által leírt reakciók azonban arra mutatnak, hogy az alanyok csoportnormaként – a csoportban követendő szabályként – észlelték a magukétól egybehangozóan eltérő véleményeket. Mintha a többiek egyöntetű állásfoglalása nyomán a vonalhosszúságok objektív észlelési kérdése észleletükben morális kérdéssé változott volna át (úgy viselkedem-e, ahogy viselkedni kell).

Jól magyarázhatóknak tűnik e keretben a más által adott abszurd válaszok felszabadító hatása is. Ezekből az alany számára kivüláglk, hogy ebben a kérdésben nem kötelező a többségi vélemény. Ez felvet egy hipotézist: aki idegen csoportban szabályszerű viselkedést lát, hajlamos lesz ezt kötelező érvényű normaként észlelni.

24 Projekciónak is nevezik.

lül négyötöde a maga véleményét vélte többséginek. Már csekély, 14–17%-os támogatottságú véleményeknél is ez volt a helyzet.

### *Látens közvélemény*

A látens közvélemény az Asch-féle (4)–(5)-ös típusnál is említett kettős hatással jár. A közvélemény-kutatásokban bandwagon hatást okoz (az alany enged a többségnek, nem nyilvánít azzal ellentétes véleményt), az egyéni és a belső körökben (ellenérzés támad a presszió hatására, nő az eltírtolt vélemények intenzitása) viszont underdog hatást várhatunk.

### *Kognitív válasz*

Catherine Marsh (1985) és Diana C. Mutz (1992, 1997) felvetik, hogy megfontolás, mérlegelés is állhat a bandwagon hatás hátterében. Magunkéval ellentétes véleményekről értesülve eltöprengünk, miért gondolják mások másként (az ún. kognitív válasz, *cognitive response*). Felsorakoztatjuk egyfelől az ellenoldal általunk ismert, hozzáférhető érveit, másfelől a magunkéit, majd ütköztetjük őket, melyik meggyőzőbb. Mutz leírásában a mérlegelés elfogulatlanak tűnik.<sup>25</sup>

Mutznál e mérlegelés hatására azok, akik már elkötelezettek, újabb érveket hoznak fel álláspontjuk mellett, elkötelezettségük erősödik: náluk underdog hatás várható. Akik nincsenek elkötelezve – s feltehetően érveik sincsenek egyik oldal mellett sem –, hajlanak majd a többségi érvekre: náluk bandwagon hatás várható. (Marsh nem ad részletes előrejelzést. Eredményei inkább normatív hatásra mutatnak, mintsem a racionális magyarázatot támasztanak alá<sup>26</sup> – Marsh 1985: 71).

### *A kognitív disszonancia redukciója*

Morwitz és Pluzinski (1996) szerint a bandwagon és underdog hatások is a festingeri *kognitív disszonancia redukciója* elve alapján magyarázhatók. (Kevés faktoron alapuló előrejelzéseik nagyrészt nem igazolódtak be, folytatásra utaló nyomot nem találtam.)

### *Átállás vagy csak hallgatás?*

Az ideáltipikus bandwagon és underdog hatás átállást jelent: átállok a győztes oldalra, illetve az esélytelent támogatom. Mérésekben mindkettő mutatkozhat azonban pusztán nemválaszolás eredményeként is.

Így bandwagonot látnánk a közvéleményben a hallgatás spirálja elmélet szerint

25 Nem fogalmaz egyértelműen. Egy helyütt az átállás folyamatát ismertette az érvek részrehajló szemügyre vételéről ír („a »biased scanning« of arguments”, Mutz 1992: 98), mintha arról volna szó, hogy a többség nyomásának engedve pusztán átállásunkhoz keresünk érveket. Ez lényegében a megfontolás nélküli bandwagon effektus, utólagos ideológiakereséssel. Másrészt az általa többször egyetértően hivatkozott 1973-as Burnstein-cikk egyértelműen részrehajlás nélküli mérlegelésről ír. Ez egy korábban nem érintett, racionális, értékpozitív lehetőség (Burnstein – Vinokur – Trope 1973: 244, hiv.: Mutz 1992: 98).

26 Marsh az abortuszal kapcsolat szabályozásról kérdezte alanyait. Akiket a közvélemény aktuális állásáról informált, azoknál sem bandwagon, sem underdog hatást nem tapasztalt. Akiket azonban a közvélemény alakulásának trendjéről informált – liberális vagy tiltó irányban változik-e a közhangulat –, azoknál markáns bandwagon hatást tapasztalt. Ez azoknál mutatkozott legerősebbnek, akik azt mondták, hogy a kérdés számukra fontos (feel strongly about it). Ők korábban többnyire a tiltás hívei voltak.

átállítás nélkül is, pusztán annak folytán, ha a kisebbség nem nyilatkozik, nem válaszol (a „rejtőzködő szavazó” hipotézise).

Navazio (1977) korábban ismertetett eredményei nyomán pedig felmerül az a – talán csak elméleti – eshetőség, hogy a részleges nemválaszolás underdog hatásként jelentkezzen a közvéleményben. A kísérletében a kékgallérosok között mutatkozó underdog hatást ugyanis, bár okozhatta tényleges véleményváltozás (átállhattak többen a Watergate-ügyben sokat támadott Nixon pártjára), de okozhatta az is, ha a közvéleménnyel amúgy egyetértő kékgallérosok, mert mondjuk agitálásként észlelték az informálásukat, nem voltak hajlandók válaszolni.

Amennyiben a nemválaszolásos eredet lenne érvényes, bandwagon és underdog hatás is csak a mérésekben jelentkezne, a választások eredményében nem.

## Elgondolások a hatások feltételeiről

### *Szint vagy gradiens?*

Minek a hatására észlelünk valakit esélyesnek? Az elterjedtebb nézet szerint abban látjuk az esélyest, aki elől áll a versenyben – eszerint a támogatottság szintje dönt. A bandwagon hatás kísérletes kimutatásával próbálkozó kísérletek többnyire a támogatottság szintjével próbálnak hatást kiváltani (Navazio 1977; Laponce 1966; Fleitas 1971; Ceci – Kain 1982).

Egy másik nézet szerint abban látjuk az esélyest, aki feljövőben van – a gradiens, a változás iránya meghatározó. A gradiens hatásos volta mellett szól az 1972-es nyugat-németországi választások – Noelle-Neumann kapcsán már említett – példája (átállítás az utolsó pillanatban a fölényben, de csökkenő fölényben lévő párt oldaláról a feljövőben lévő párt oldalára) és a Marsh-kísérlet is (szintközlés nyomán kimutat-hatatlan hatás, gradiens közlése nyomán markáns bandwagon).

Az amerikai politikai közbeszéd is lényegesnek tartja a mozgás, a lendület képzetét. A bandwagon hatás szinonimájaként is, előidézőjeként is említik a lendületet (*momentum*), amit a sikeres kampány fontos feltételének tartanak.<sup>27</sup> A bandwagon szókép is lendületre, mozgásra utal.<sup>28</sup>

### *Harc, vetélkedés*

Fleitas (1971) és Laponce (1966) szerint a bandwagon és az underdog hatásnak egyaránt feltétele, hogy az alany bevonódjék a helyzetbe, vetélkedés- vagy harcszituációként észlelje. A versengés nézőt bevonó hatására épít a sajtó, mikor versenyfutásként, bokszmeccsként jelenít meg politikai küzdelmeket (*horse-race coverage*).

27 Idősebb George Bush 1980-ban becézően „Big Mo”-nak nevezi (Kenney – Rice 1994: 923).

28 Lehet a lendületben lévő tömeggel való együttmozgás hátterében valami ősi – vadászattal, harccal kapcsolatos – reakció is. Ha van, részben ettől lehet a jelenség olyan magától értetődő.

### *Alacsony vagy magas involváltság?*

Többek szerint olyankor várható bandwagon vagy underdog hatás, ha a szavazás tétje kicsi, a szavazók involváltsága alacsony, pártkötődéseik nem igazítják el őket abban, hogyan döntsenek; így elnökjelölt-kereső előválasztásokon, helyi választásoknál (pl. Laponce 1966; Fleitas 1971). Vagy ha a döntéshez kevés az információ – nincs mi alapján mérlegelni (Fleitas 1971). Így például frissiben vitatni kezdett kérdéseknél, mikor még kevés az érv, és a nézetek sem szilárdultak meg (Lang – Lang 1984). Olyanoknál, akiknek nem fontos a döntés tárgya, így kevés az ismeretük s nincs kialakult álláspontjuk (Lang – Lang 1984; Marsh 1985). Kampányok korai szakaszában, mikor még ismeretlenek a jelöltek – vagy kampány végén, olyanoknál, akik mindeddig nem döntöttek, nem is figyeltek a kampányra (Lazarsfeld – Berelson – Gaudet 1944; ill. Berelson – Lazarsfeld – McPhee 1954, idézi Chaffee – Choe 1980).

Ezzel szemben a hallgatás spirálja modell alapján feszült, az eltérő véleményt erősebben szankcionáló, a polgárt jobban bevonó helyzetekben – magas involváltság mellett – várható intenzívebb hatás.

A két nézet összeegyeztethető, ha tekintetbe vesszük az általuk feltételezett társadalommodellt. Az első nézet (alacsony involváltságnál erős bandwagon) szerint a választás olyankor is, amikor fontos tétje van, szabad döntés, nincs szankciója – nyitott, szabad társadalmakban ez várható. A második elképzelésben (magas involváltságnál erős bandwagon) lényeges faktor az eltérő vélemények szankcionálása – akkor várható, ha a vélemények, döntések nem teljes mértékben szabadok.<sup>29</sup>

Festinger kognitívdiszonzancia-redukciós elmélete nyomán Angelusz (1996) felveti, hogy olyan társadalomban, ahol eleven a látens közvélemény tradíciója, ha csökken a fenyegetettség, éppen az enyhülés nyomán állhat be azonosulás addig csupán konformitásból hangoztatott véleményekkel. (A fenyegetés ilyenkor már nem elégséges indoka a vélemények fenntartásának.)

### *Közvélemény-kutatások, választási eredmények, bejelentések*

Beniger (1976) szerint a közvélemény-kutatási eredmények nem befolyásolják kimutatható mértékben a közvéleményt, a tényleges előválasztási eredményeknek azonban kimutatható hatásuk van.

Ugyanakkor sem a választás napján közzétett exit poll-adatoknak, sem a már hozzáférhető (keleti parti) választási eredményeknek nem volt az USA-ban kimutatható hatása sem a nyugati parti részvételre, sem a nyugati parti szavazatmegoszlásra (Mendelsohn 1966; Milavsky et al. 1985). Ezzel szemben, amikor Jimmy Carter 1980-ban – bár a verseny még folyt, s a nyugati partvidéken és Hawaiiin még tartott a szavazás – a televízióban elismerte a vereségét, az emiatt felháborodott emberek a beszámolókat szerint tömegesen hagyták ott a szavazóhelyiségek előtti sorokat (Lang – Lang 1984).

<sup>29</sup> Szabad társadalmakban is csábító, és nyereséges is lehet a politikai szereplők számára, ha sikerül magukat a nemzettel azonosítva a velük versengők véleményét nemzetietlenként, nemzetellenesként megjeleníteni s így szankcionálandóvá változtatni.

## Közvetítő közeg: hogy jutnak a választókhoz a mérési eredmények

Milyen úton értesül a választó a közvélemény állásáról, ezen belül a közvélemény-kutatások eredményeiről? A közvélemény-kutató intézetek jelentéseit kevesen olvassák, leginkább a tömegkommunikáció útján, sajtóból, rádióból, televízióból értesülnek róluk.

Skalaban (1988) és Mutz (1992) szerint a mai, kívülről vezérelt ember (Riesman 1950) számára a tömegkommunikáció jeleníti meg a referenciacsoportot. A sajtóból, a médiából megismert közvéleményt nem pusztán információként fogja fel, hanem csoportjának véleményeként észleli, mely csoportlélektani jelenségeket is kiválthat benne, pl. azonosulást, konformizmust.

Nem mindenkinek ugyanaz a referenciacsoportja. Elkülönülő, reakciójukban eltérő referenciacsoportokról ír például Navazio (Nixon-párti kékgallérosok, Nixon-ellenes fehérgallérosok; Navazio 1977). Hasonló jelenségre utal egy Noelle-Neumann által ismertetett eset. Közismert, hogy választások után jelentősen megnő a nyertes támogatottsága, sokan csatlakoznak a most már egyértelmű többséghez. Az 1972-es NSZK-beli választásokat azonban nem követte ilyen *post-election swing*, egyik párt javára sem mutatkozott elmozdulás az összesített adatokban. Volt azonban elmozdulás a fiatal munkások körében az SPD javára, és volt az idősebb, magasabb társadalmi osztályba tartozó választók körében a CDU-CSU javára. Feltehetően ki-ki saját referenciacsoportja véleményéhez igazodott (Noelle-Neumann 1984: 152, idézi Marsh 1983: 152). A közvélemény-kutatások hatásainak modellezéséhez elengedhetetlennek tűnik annak figyelembevétele, hogy az adott kérdésben kinek mi a referenciacsoportja.

A média nem transzparens közvetítő közeg. Kiemeli, ami érdekes, a hirtelen látványos változásokat, a trendfordulókat, mindent, ami szenzációs – s ami ennélfogva bandwagon hatást kelthet. Viszont éppen ezek eredhetnek leginkább egyszeri mérési hibákból. Nem, vagy csak hangsúlytalanul közli a kutatók kételkedő, óvatos, az eredmények bizonytalanságára utaló megjegyzéseit, mert bonyolultak és nem elég izgalmasak (Tóth 2006; Worcester 1980; Lang – Lang 1984; Mash 1985; Gollin 1987). Így a politikai közvélemény-kutatások közvéleményre gyakorolt valós hatását vizsgálva nem vonatkoztathatunk el a sajtótól mint közvetítő és befolyásoló közegetől. Hiába látjuk, hogy egy párt vagy egy jelölt hirtelen előretör, s ez bandwagon hatással jár – nem világos, milyen mértékben felelős e hatásért a közvélemény-kutatói eredmény és milyen mértékben ennek sajtó általi tálalása.

Politikai versengésben a mérésekben esélyesnek mutatózó fél minden alkalmat megragad, hogy magas vagy növekvő támogatottságát köztudottá tegye, s így bandwagon hatást keltsen. Az esélytelenként bemutatott fél megpróbálja hiteltelelníteni a számára kedvezőtlen eredményű méréseket, így underdog hatást elérni. Sokan csak rajtuk keresztül, az ő interpretációjukban értesülnek a mérésekről (Marian 2002; Worcester 1980).



Sokan lehetnek, akik nem követik a közvélemény-kutatásokról szóló híradásokat, az eredményekről több-kevesebb pontatlansággal mégis értesülnek, szomszédságból, ismeretségeik révén, személyes kapcsolathálózatuk útján.

E network sem semleges közvetítő, értékei, elvei, rokonszenvei szerint szűri, értelmezi, formálja a tudomására jutottakat. Nem szorítkozik információátadásra, működése inkább a meggyőző kommunikáció keretében írható le, befolyásolásra törekszik.

A polgár maga is szűr, inkább a nézeteinek megfelelő média híradásait követi, ennek értelmezését fogadja el, jobban hisz a neki rokonszenves politikusnak. Ismerősei közül azokra hallgat, akik értékei az övéhez közel állnak.

Tehát a közvetítő csatornák egyike sem semleges. A médiumok jelentős részének politikai rokonszenvei vannak, a polgár kötődéseinek, rokonszenveinek megfelelő médiumot választ; a politikusok politikai részrehajlása nem szorul bizonyításra; a személyes kapcsolatháló sem semleges, szűr, talán tényekben is, értelmezésben mindenképpen. Mindezek alapján, ha mutatkozik is a terepen közvélemény-kutatásokhoz köthető bandwagon vagy underdog hatás, kérdéses, milyen mértékben okozzák ezt a mérések s milyen mértékben a közvetítők.

Szabad sajtóviszonyok mellett az említettek tükörpercepciók hatásokat valószínűsítenek (Angelusz 1996). Információs világot a saját véleményemnek megfelelőre alakítom, a saját véleményemhez hasonlóknak fogom látni a közvéleményt. Ezzel szemben, ha valamelyik oldal monopolizálja a médiát, inkább bandwagon és underdog hatás valószínűsíthető.<sup>30</sup>

## Néhány további lehetséges hatás

Lang és Lang (1984: 140 skk.) szerint, amikor a közvélemény-kutatások új kérdéseket vetnek fel, s fontos, tárgyalt témákká teszik ezeket, ezzel aktívan alakítják a közvéleményt. Gollin (1987) szerint, amikor a közvélemény-kutatók egyes frissen felvetődött témákat felkapnak, s így mintegy létezővé tesznek, ezzel a politikai küzdőterre lépnek. A küzdelem aktív részesévé válnak, a politikusok szerepét átvéve ők mondják meg, miről folyózik a közbeszéd.

Marsh (1985: 54) és Mutz (1992: 92) szerint a közvélemény-kutatások elsősorban nem azzal hatnak, hogy megmondják, *mit gondolnak mások*, hanem azzal, hogy megmondják, *miről gondolkodznak mások*.

Ha a közvélemény úgy látja, hogy egy választás már eldőlt, nincs tétje, az a racionális döntésemélet logikája szerint csökkenti a szavazási hajlandóságot: minek el-

30 Henshel és Johnston (1987) elmélete többlépcsős – bandwagon típusú és taktikai-racionális hatásokat kombináló – modellt ad a közvélemény-kutatások hatásmechanizmusára. E modell szerint a közvélemény-kutatási eredmények elsőként a kampányt pénzrel vagy nyílt kiállással támogatókra, továbbá a kampány aktív résztvevőire hatnak. E hatás racionális, az alanyok várható hasznosságukat igyekeznek maximalizálni. A második lépcsőben az első hatáslépcső nyomán bekövetkező kampányesemények hatnak a szélesebb laikus közönségre emocionális (bandwagon, esetleg underdog) hatás révén. Itt a közvélemény-kutatási eredményeknek nincs a nagyközönségre közvetlen hatásuk, a bandwagon és underdog hatások a kampányesemények következményei.

menni a szavazóhelyiségig és ott sorban állni, ha semmi szükség a szavazatomra (pl. Simon 1957 [1987]; Gartner 1976; Marián 2002). Az aktivitás ilyen csökkenése egyaránt várható a győztes és a vesztes oldalon, empirikus vizsgálatok dönthetik csak el, hogy a nettó, összesített hatás mikor melyik félnek kedvez. Gartner (1976) szerint ez azon múlik, melyik fél szavazási hajlandósága „rugalmatlanabb”, melyiknek a hívei mennek akkor is szavazni, ha a választás már eldőlt, vagy legalábbis úgy tűnik.

Tipikus, hogy egy időben több választás is zajlik, például elnök- és képviselőházi választások. Ha az elnökválasztás el is dőlt, lehet még sok képviselői helyért éles a verseny. Az esélyes elnökjelölt oldalán álló képviselőjelöltek attól tartanak, hogy híveik a győzelemben megnyugodva otthon maradnak, amitől csökken a támogatottságuk. A vesztes oldalán álló képviselőjelöltek attól tartanak, híveiknek a vereség elveszi a kedvét, otthon maradnak, amitől a támogatottságuk csökken.

## Léteznek-e valójában a feltételezett hatások?

### *Kísérletek*

Fiktív választási helyzetekre építő kísérletekben underdog hatás mutatkozott (Laponce 1966; Fleitas 1971; Ceci – Kain 1982). Néhányan az élen állóként bemutatott jelölthöz pártoltak, de többen pártoltak át a veszteshez – a nettó, összesített hatás underdog jellegű volt.<sup>31</sup>

Navazio (1977) sem nettó bandwagon, sem nettó underdog hatást nem talált valós politikai szituációra és valós közvélemény-kutatási eredményekre építő, korábban ismertetett terepkísérletében, a kék-, ill. fehérgallérosokra osztott almintákban viszont mindkettőt ki tudta mutatni. A téma közismert és valós volta (Nixon szerepe a Watergate-ügyben) kapcsán felmerül, mi válhatta ki a hatást: a közvélemény megismerése-e (feltehető, hogy már ismerték), vagy az, hogy a közvélemény állását a kérdőívben tudatták velük (amit meggyőzési próbálkozásnak érezhettek).

Marsh (1985) egy politikai kérdés kapcsán kérdezte alanyait (szigorítani vagy liberalizálni az abortuszszabályozást); arra is ügyelt, hogy a közvélemény állásáról szóló közlés magától értetődőnek tűnjön. A szintközlés (mi a többség álláspontja) hatástalan volt, a gradiens közlés (merre mozdul a közvélemény) markáns bandwagon hatással járt.

Iskolás gyerekeknél bandwagon hatást mutatott ki Laponce (1966), összhangban a bandwagon hatás primer, ősbibb voltára vonatkozó feltevésekkel.

A kísérletek alapján valószínű, hogy tendenciaként, hajlamként mindkét hatás

<sup>31</sup> Határozott underdog tendenciára utal, hogy Laponce-nál az átállók száma annál nagyobb volt, mennél nagyobb hátrányban volt egy jelölt. Amikor a harmadik helyezett sokkal lemaradt az egymás mellett álló első kettőtől, az átállók nagy része öhozzá pártolt. Amikor viszont a második és a harmadik egyaránt sokkal lemaradt az élen álló mögött, nagyjából egyenlő arányban osztottak az átpártolók szavazatain.

létezik. A bandwagonra való késztetés erősebb, mélyebb, az underdog inkább ellenállás, gátlási folyamat lehet.

A korábban említett okok miatt a közvélemény-kutatások valós hatása nem elemezhető a kontextus – pl. közvetítők és kampányesemények – figyelembevételével. Az ezeket a változókat kézben tartó kísérletes vizsgálatok nehezen látszanak megvalósíthatónak – maradnak a megfigyeléses vizsgálatok.

### *Megfigyeléses adatok*

Beniger (1976) több mint kétszáz 1936 és 1972 közötti előválasztás és Gallup-felmérés vizsgálata nyomán úgy találta, hogy egyes méréseknek nincs kimutatható hatásuk (hiába ér el egy jelölt jó eredményt egy véleménykutatásban, ennek sem a következő kutatásokban, sem a következő előválasztásokban nem mutatkozik hatása), ugyanakkor egyes előválasztásoknak lehet kimutatható hatása: aki egy előválasztáson jól végez, annak nőhet a következő mérésekben a támogatottsága. Észlelt tehát némi bandwagon hatást, de ennek lendülete inkább az előválasztásokból, mintsem az egyes mérésekből származott. Leír viszont egy „gleccser”-szerű, lassú, bandwagon típusú elmozdulást olyan jelöltek javára, akik a kezdeti felmérésekben jól álltak. Nem világos, hogy ez mennyiben a kampány következménye, és mennyiben okozták mérési eredmények.

Mendelsohn (1966) a szavazási hajlandóságban sem, a szavazatok megoszlásában sem tudta kimutatni a választások napján a keleti partról érkező értesülések (a szavazást már befejezett választókerületek eredményei, exit pollok) hatását.

Lazarsfeld és Berelson (1944, Berelson et al. 1954, idézi Chaffee – Choe 1980) szerint a kampány s így a közvélemény-kutatások sem hatnak az olyan szavazók döntésére, akik már a kampány elején tudják, kire szavaznak, mert az ilyen szavazók tájékozottak és határozottak, döntésük nem változik. Nincs hatásuk azok döntésére sem, akik utolsó pillanatban döntenek, mert ezek a szavazók határozatlanok ugyan, tehát befolyásolhatók lennének, viszont tájékozatlanok is, nem ismernek közvélemény-kutatási eredményeket. Chaffee és Choe (1980) szerint azonban létezik a választóknak egy harmadik csoportja, melynek tagjai a kampány alatt hozzák meg döntésüket. Az ide tartozók részaránya 40% körüli, nincs erős pártkötődésük, figyelemmel kísérik a kampányt és a vitákat, ezek alapján döntenek.

Underdog hatásra mutatnak a Gallup és Rae (1940) közleményében bemutatott eseménysorok. Előválasztások előtti közvélemény-kutatásokban a kezdetben élen álló jelölt előnye több alkalommal is határozottan csökkent; az effektus a tényleges választási eredményekben is megjelent.<sup>32</sup>

Ismert példa underdog hatásra, hogy 1959–1974 között Nagy-Britanniában a vá-

32 1938-ban a Gallup előválasztásokkal kapcsolatos közvélemény-kutatásokat végzett öt államban. Ebből négyben nem mutatkozott bandwagon hatás. Például Kentucky: két jelölt közül az élen álló támogatottsága 67%-ról 59%-ra fogyott négy hónap alatt (az előválasztáson 57%-ot kapott). Georgia: a kampány utolsó tíz napjában 52%-ról 46%-ra csökkent az élen álló jelölt támogatottsága (előválasztás: 44%), a második helyezett is visszaesett (28%-ról 25%-ra; előválasztás: 24%), csak a harmadik jött föl (20%-ról 28%-ra; előválasztás: 32%) (Gallup – Rae 1940: 245–246).

lasztások kiírásakor élen álló párt mindig az ekkor mértnél rosszabb eredményt ért el a választásokon (Marsh 1983, 1985; McAllister – Studlar 1991).<sup>33</sup>

Nevezetes esemény a közvélemény-kutatások történetében az 1948-as amerikai elnökválasztás. Minden közvélemény-kutató Dewey-t hozta ki győztesnek, Truman azonban biztosan nyert (pl. Freedman et al. 2005: 379). Ez nemigen mutat a közvélemény-kutatási eredmények által gerjesztett bandwagon hatásra (Michalicz 2003: 67).

Bandwagon hatásra utalnak az 1965-ös és az 1972-es nyugat-németországi választások Noelle-Neumann-nál ismertetett eseményei (átállás az esélyesnek látott párthoz, közvetlenül a választás előtt).

A bandwagon hatás egyik sokat idézett bizonyítéka a *post-election swing*, amikor a választásokat követő hónapokban megnő a győztes támogatottsága (pl. Tóth 2006). Mintha az emberek emlékezete is a győztes oldalára állna, a kérdezettek nagyobb hányada mondja, hogy a győztesre szavazott, mint ahányan tényleg rá szavaztak. A győztes által képviselt értékek is népszerűbbé válnak (Marián 1998).

Összefoglalóan talán azt mondhatjuk, hogy tendenciájában – kísérletek és megfigyeléses adatok szerint egyaránt – mindkét hatástípus létezik. Ezek azonban egymás ellen hatnak, ki is olthatják egymást. És egyelőre nem világos (noha mind a politikus, mind a laikus közönség számára ez a legérdekesebb), hogy mikor melyik jut túlsúlyra: mikor jelentkezik nettó bandwagon, s mikor nettó underdog hatás.

### *Bandwagon – inkább a közvélemény-kutatásokban?*

Traugott és Katosh (1979) az 1976-os amerikai elnökválasztás kapcsán egyéni szinten vizsgálták. Elhanyagolható mértékű elmozdulást tapasztaltak a győztes javára azok körében, akik részt vettek a szavazáson, igen nagy volt viszont az elmozdulás azok között, akik nem szavaztak, de azt mondták, hogy voltak szavazni. Carter a választáson 50,1%-ot, Ford 48,0%-ot ért el. A választások utáni felmérésben a ténylegesen szavazó kb. 1400 fő 48,8%-a mondta, hogy Carterra szavazott, és 51,2%-uk, hogy Fordra, ezzel szemben azoknak, akik tévesen mondták, hogy voltak szavazni (kb. 290 fő), kétharmada emlékezett úgy, hogy Cartert támogatta (Traugott – Katosh 1979: 365–366).

Elképzelhető, hogy a bandwagon hatás főként olyanokra jellemző, akik nem mennek szavazni, de fontosnak tartják azt mondani, hogy szavaztak. Ez, ha igaz, nem lenne meglepő: mindkét magatartás magyarázható konformitással.

Rokoníthatónak tűnik a nagy-britanniai általános választások már említett esete, amikor a parlament feloszlatásakor első helyen álló párt a választásokig mindig veszített támogatottságából. Ez az underdog hatás ugyanis *csak a szavazatokban* mutatkozott, a közvélemény-kutatásokban nem: a felmérésekben a vezető párt népszerűsége nem csökkent – szavazataránya lett csak rosszabb a kezdeti támogattság-

33 Az 1979-es és 1987-es választásokon a jelenség nem mutatkozott (McAllister – Studlar 1991).

nál (Marsh 1983: 581 skk.). Lehet, hogy nem underdog hatásról (az esélyessel szembeni elmozdulásról) van szó, hanem arról, hogy a véleménykutatásokban mutatkozó többség egy része a már említett típus: felmérésekben az esélyes mellett nyilatkozik (ez éppen hogy bandwagon), de nem szavaz.

Irwin és van Holsteyn (2002: 98) választói várakozásokat vizsgáltak az 1994-es – a politikai térképet jelentősen átrajzoló – hollandiai parlamenti választások kapcsán. Markáns tükörpercepció mutatkozott, minden párt hívei jobb eredményt jósoltak pártjuknak, mint az a megelőző közvélemény-kutatásokból következett volna. A leszálló ágban lévő két nagy párt azonban még ezeknél az indokolatlanul derülő becsléseknél is jobb eredményt ért el a választásokon: a mért közvélemény nagyobb kilengést mutatott, mint a tényleges választói viselkedés.

Mindez azt valószínűsíti, hogy a közvélemény-kutatások által mért, a kinyilvánított, verbális szavazási szándékok könnyebben, nagyobbab mozdulnak az esélyes irányába, mint a tényleges választói viselkedés; a nagy bandwagon hatást létrehozó, az aktuális széljárás szerint nyilatkozó alanyok viszonylag nagy százaléka végül nem szavaz.<sup>34</sup>

Az imént ismertetett modell bizonyos mértékig a hallgatás spirálja első fázisának (hallgatás, átállás nélkül) alternatívája: mindkettő szerint nő az esélyes támogatottsága a közvélemény-kutatásokban – egyik szerint a kisebbség hallgatása, másik szerint a „puha szavazók” átállása miatt. Mindkettő szerint nagyobb lesz az esélyes jelölt előnye a közvélemény-kutatásokban, mint a választásokon – egyik szerint azért, mert a kisebbségiek egy része, bár hallgat, de szavaz, a másik szerint azért, mert a többségiek egy része csak beszél, de nem szavaz.

## Közvélemény-kutatások a politikai mezőben

A vizsgált téma – hogyan hatnak a közvélemény-kutatások a közvéleményre – sokszor nem tudományos vagy szakmai kérdésként merül fel. Tipikus helyzet, hogy politikusok lépnek fel a közvélemény-kutatások általuk vélelmezett kártékony hatása, s ugyanakkor a politikai közvélemény-kutatások ellen. Például a mérésekben rosszul álló pártok úgy látják, hátrányukat éppen a mérések okozzák. Vagy egy esélyes attól tart, hogy előnye láttán szavazói elbizzák magukat, nem mennek el szavazni. Ezekben a helyzetekben a politikusok tipikus törekvése a kutatások végzésének, vagy legalábbis közzétételének betiltása, korlátozása vagy nehezítése. A voltaképpeni kérdések – léteznek-e a hatások, és mekkorák? – inkább a védekező pozícióba kényszerülő kutató cégek érvelésének részeként kerülnek elő.

Jó néhány országban vonatkoznak törvényi tilalmak ilyen felmérések eredményeinek közzétételére a kampányidőszakban, pl. Csehországban, Franciaországban,

34 Angelusz Róbert is említi ezt a lehetőséget: „A konformizmus azonban sokszor nem a szavazáskor, hanem a közvélemény-kutatás során valósul meg. Szerintem a legutóbb ijeszmiről volt szó. Voltak olyanok, akik a kérdőívben azt a véleményt mondták, amiről úgy gondolták, hogy az a többségi vélemény, de a szavazófülkében már másként voksoltak” (Michalicz 2003: 69).

Kanadában. Magyarországon a választást megelőző 8 napra vonatkozott ilyen tilalom; 2007-ben az Alkotmánybíróság megsemmisítette a választási eljárásról szóló törvény vonatkozó szakaszát, azóta a felmérések eredményeinek közzétételére is az általános kampánycsendre vonatkozó korlátozások érvényesek: előbb két napra, 2010 ősze óta pedig csak a választás napjára vonatkozóan. 2001-ben – a WAPOR és az ESOMAR felmérése szerint – 78 vizsgált ország közül 30-ban voltak életben ilyen korlátozások (Donsbach 2001: 7).

Több szempont szól e tilalmak ellen. Jogilag a kutatások esetleges tiltása ellentétes a szabad kutatás jogával; az eredmények közzétételének korlátozása a szólás- és az információs szabadsággal, illetve a sajtószabadsággal. Egy szűk, mindössze a választás időtartamára kiterjedő közzétételi korlátozás esetleg indokolható a tisztességes választás jogával (minden választónak – elvileg legalábbis – azonos információ álljon rendelkezésére a döntés meghozatalakor).

A racionálisan, megfontoltan, a rendelkezésére álló információk mérlegelése alapján döntő választók elzárása az objektív információktól semmiképpen sem támasztható alá. Az érzelmi alapon döntő választóké talán igen, de a korlátozások ellen szól, hogy mindenképpen érik őket információk – legfeljebb nem objektív, mérésen alapuló adatok. A korlátozások ellen szól továbbá, hogy egyéb hatások (kampány, sajtó, személyes kapcsolatháló) a mérésekénél erősebbek.

Feltehető, hogy kutatások a korlátozások idején is folynak. Ha közzétételük az adott országban tiltott is, megjelenhetnek más országok sajtójában – ezekhez nem mindenki fér hozzá. Megjelenhetnek (esetleg más országban bejegyzett) internetes site-okon – ezeket sem mindenki látja (digitális szakadék). Lehetséges, hogy csak a kutatást megrendelő párt, politikai csoportosulás értesül az eredményekről. Mindannyiszor csak egy többé vagy kevésbé szűk, bennfentes réteg fér hozzá fontos értesülésekhez. Ez egyfelől ellentétes a demokrácia elveivel, másfelől – a helyzet enyhiben is rokon a bennfentes kereskedéssel – azzal járhat, hogy aki másoknál előbb értesül egy választás valószínű kimeneteléről, ezzel komoly anyagi haszonra tehet szert (Donsbach 2001: 7–9).

Érdemes kicsit részletesebben szemügyre venni a színteret, ahol ezek a konfliktusok zajlanak. Sokszor vádként fogalmazódik meg – hol a sajtó, hol a politikusok részéről –, hogy a közvélemény-kutatások beavatkoznak a kampányokba. „Abban nagyjából egyetértünk, hogy a népszerűségről alkotott észleletek hatása gyakran szavazatokban is megjelenik. A hatás mibenlétét illetően a kritikusok nem látnak tisztán, abban viszont egyetértenek, hogy a hatást károsnak tartják” (Brady – Johnston 1987, idézi Mutz 1992: 93).

A feltételezett hatás többnyire bandwagon hatás (pl. Gallup – Rae 1940). A mérések szerinti esélyes támogatottságának bizonyítékaként hivatkozik a mérésekre: úgy véli, ezzel növelheti támogatottságát. A mérések szerinti vesztes hallgat vagy kétségbe vonja a mérések hitelességét: úgy véli, a választók elpártolnak attól, akit vesztesnek látnak. Amikor egy mérés hirtelen javulást mutat egy politikai szerep-

lő támogatottságában, a sajtóban sokszor felmerül a vád, hogy a cég így akar támogatást szerezni a politikai szereplőnek (lásd például a 2002-es választások körül Magyarországon zajló vitákat – Nyilvánosság Klub 2001; Dobszay 2002; Schweitzer 2002; Spirk 2002; Bogád 2004). A bandwagon hatás a politikusok és a sajtó szerint létezik, jelentősnek gondolják.

Egy szabad társadalomban, ahol bárkinek joga a kampányra hatást gyakorolni, magyarázatra szorul, hogyan lehetnek tilalmasak épp a véleménykutatások méréseinek eredményeként adódó *tények* – miért éppen ezek hatását kellene a kampányból kiküszöbölni?

Az USA-ban 1984-ben politikusok úgy látták, nem jó, ha a választások országos befejezése előtt akár exit pollok, akár már lezárt választókerületek szavazatszám-lálási eredményei nyilvánosságra kerülnek. Alkotmányos korlátok miatt az exit pollok végzésének és az adatok közzétételének tiltására nem volt mód, ezért nyomatékosan *kérték* a sajtót, gyakoroljon önmérsékletet, ne közöljön ilyen adatokat. A témáról – többek között a kongresszus, a véleménykutató cégek és a sajtó egy-egy képviselőjének részvételével – kerekasztal-megbeszélést tartottak. Sajátos módon itt a politikát képviselő fél egyetlen – noha igen udvariasan megfogalmazott – érve az volt, hogy kéréseiknek jó eleget tenni, s hogy sokan voltak, akik ezt nem értették meg időben, és később már hiába bánták (Milavsky et al. 1985).

Néhány nappal az 1979-es nagy-britanniai választások előtt az a szóbeszéd keringett a Cityben, hogy másnap az egyik nagy közvélemény-kutató a Munkáspárt előretörését bizonyító adatokkal áll elő. Miután ez nem következett be, az adatok visszatartásáról szóló hírek kaptak szárnyra. Az érintett lapok és intézetek mindhiába igyekeztek cáfolni a híreszteléseket. A részvényárfolyamok esése százmilliós veszteségeket okozott. A hír alaptalan volt, az állítólagos közvélemény-kutatás nem létezett. Ezzel együtt is felmerült, hogy be kellene tiltani a közvélemény-kutatásokat (Worcester 1980: 559).

A politikai aréna aktív szereplői, a politikusok sokszor érdekeiket sértő, illetéktelen beavatkozónak tekintik a közvélemény-kutatókat, akiket, ha mód nyílna rá, szívesen eltíltanának az aréna közeléből.

A véleménykutatató az elfogulatlan, objektív tudomány képviselőjeként jelenik meg ezen a terepen, pártatlan megfigyelő. A politikus szavait, mivel a politikus érdekből beszél, a közönség kritikával fogadja. Az elfogulatlan kutató tekintélypozícióból szólhat – a közönség befolyásolásában tehát vetélytársa a politikusnak.

Az érem másik oldala, hogy a kutatók sem mindig maradnak a küzdelmen kívül. Amikor egy véleménykutatató kiigazítja, amit egy politikus valamely álláspontja támogatottságára vonatkozóan állít, az bár szerepkonform és reaktív, de beavatkozás a küzdelembe, és sérti a politikus érdekeit. Proaktív beavatkozás, amikor közvélemény-kutatató alakítja a politikai napirendet (Lang – Lang 1984; Marsh 1985). A kutató a kérdések megfogalmazásával is politikai szerepet játszhat – igen tág határok között, 10%-tól 53%-ig mozgott például 1973 novemberében az elmozdítást támogatók aránya a végül Nixon elmozdításához vezető alkotmányos eljárás megindítá-

sának kérdésében, nem függetlenül a kérdések megfogalmazásától. („*Mi a véleménye, Nixon maradjon hivatalban / döntsön a lemondás mellett / vonják alkotmányos eljárás alá?*” – 10% támogató; „*Ha a kongresszusi vizsgálóbizottság bizonyítottnak találja, hogy Nixon részes volt az eltussolásban, mit gondol, vonja-e alkotmányos eljárás alá őt a kongresszus vagy ne?*” – 53% támogató) (Lang – Lang 1984: 140). Szintén támadhatóvá teszi a pártatlan, objektív megfigyelői pozíciót, ha véleménykutató cégek egy-egy (nem pártatlan) sajtótermékkel tartós kapcsolatba kerülnek. A 70-es években az USA-ban a lapok a nagy kutató cégeknek nem a nyílt piacon fizettek, lap-cég párosok jöttek létre, a véleménykutatás betagozódott a lap egyéb üzleti tevékenységei közé (Gollin 1987); a lapokkal társult cégek kutatásai ráadásul rosszabb minőségűek voltak a független cégeknél (Crespi 1986, idézi Gollin 1987: S90). Hasonlóképpen fenyegeti a független kutatói pozíciót, ha a cég egy bizonyos párttal vagy politikai oldallal kerül érdekkapcsolatba, vagy ha ilyennel hírbe hozzák (Nyilvánosság Klub 2001; Dobszay 2002; Schweitzer 2002; Spirk 2002; Bogád 2004).

## Néhány kérdés

Az áttekintés során felmerült néhány, további vizsgálatokra érdemes kérdés.

Több elméleti modell és empirikus adat is utal például arra, hogy mások lehetnek egyrészt a *közvélemény-kutatásokban mutatkozó, másrészt a választásokon jelentkező* hatások (akár a bandwagon, akár az underdog hatásokra gondolunk). Érdemes volna őket külön jelenségként, elkülönítve, kölcsönhatásukban elemezni és mérni. Panel-vizsgálatok, ha kivitelezhetőek, különösen érdekesek lennének.

Bandwagon és underdog hatások létrejöttében egyaránt fontos szerepet játszhatnak a látens közvéleménnyel rokon szerveződéses (*külön-közvélemények*). Ha például egy kisebbségnek, vallási, etnikai csoportnak vagy osztálynak külön, a többségi társadalométól elkülönülten szerveződő közvéleménye van, akkor számukra a publikált közvélemény-kutatási adatok nem „rólunk”, hanem „róluk” szólnak, nem jelenítik meg referenciacsoport véleményét, így vélhetően nem keltenek csoportlélektani hatást (csoportnyomás, konformizmus). Valószínű, hogy számukra ezek az adatok másokról szóló, objektív, racionális feldolgozás alá kerülő adatok lesznek. Érdekesek lennének ilyen elkülönülő közvélemények létezésére, kiterjedtségére vonatkozó vizsgálatok; kérdés az is, milyen témák mentén mutatkozik elkülönülés a többségi társadalom véleményétől.

Főként bandwagon, de underdog hatásnál is kérdés, hogy e hatások bekövetkezőkor *mi változik* az egyénben. A kinyilvánított vélemény? A választási viselkedés is? Létrejön-e az értékek módosulása, idomulnak-e az értékelések a megváltozott véleményhez? Bekövetkezik-e azonosulás? A hatások tartóssága, várható időbeli stabilitása nagymértékben függhet a választól.



**ABSTRACT:** Do polls influence public opinion? Are these effects rational or irrational? What social and psychological mechanisms might work these effects? This paper gives an overview of relevant literature about theories concerning these effects, especially the bandwagon and the underdog effects.

## Irodalom

- Angelusz R. (1996): *Optikai csalódások*. Budapest: Pesti Szalon.
- Angelusz R. – Tardos R. (2000): A közvélemény-kutatás mint a választói döntés motívuma. In Angelusz R. – Tardos R. (szerk.): *Pártok között szabadon*. Budapest: Osiris, 218–233.
- Asch, S. (1955): Opinions and Social Pressure. *Scientific American*, 193(5): 31–35.
- Bartels, L. M. (1988): *Presidential Primaries and the Dynamics of Public Choice*. Princeton, NJ.: Princeton University Press.
- Beniger, J. R. (1976): Winning the Presidential Nomination: National Polls and State Primary Elections, 1936–1972. *The Public Opinion Quarterly*, 40(1): 22–38.
- Berelson, B. – P. Lazarsfeld – J. McPhee (1954): *Voting*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bogád Z. (2004): Az *Index* információi szerint komplikált közbeszerzési feltételekkel... *Index*, 2004. február 18.
- Brady, H. E. – R. Johnston (1987): What's the Primary Message: Horse Race or Issue Journalism? In G. R. Orren – N. W. Polsby (eds.): *Media and Momentum*. Chatham, NJ.: Chatham House, 127–186.
- Burnstein, E. – A. Vinokur – Y. Trope (1973): Interpersonal Comparison Versus Persuasive Argumentation: A More Direct Test of Alternative Explanations for Group-induced Shifts in Individual Choice. *Journal of Experimental Psychology*, 9(3): 236–245.
- Ceci, S. J. – E. L. Kain (1982): Jumping the Bandwagon with the Underdog: The Impact of Attitude Polls on Polling Behavior. *The Public Opinion Quarterly*, 46(2): 228–242.
- Chaffee, S. H. – S. Y. Choe (1980): Time of Decision and Media Use During the Ford-Carter Campaign. *The Public Opinion Quarterly*, 44(1): 53–69.
- Crespi, I. (1986): Accuracy in Pre-election Polling. (Unpublished report on a project sponsored by the National Science Foundation and the Russell Sage Foundation.)
- Dobszay J. (2002): A köz a kutatókról. *HVG*, 2002.március 2, 62.
- Donsbach, W. (2001): Who's Afraid of Opinion Polls? ESOMAR, <http://wapor.unl.edu/wp-content/uploads/2011/02/who-is-afraid-of-opinion-polls.pdf>
- Fleitas, D. W. (1971): Bandwagon and Underdog Effects in Minimal-information Elections. *The American Political Science Review*, 65(2): 434–438.
- Freedman, D. – R. Pisani – R. Purves (2005): *Statisztika*. Budapest: Typotex.

- Gallup, G. – S. F. Rae (1940): Is there a Bandwagon vote? *The Public Opinion Quarterly*, 4(2): 244–249.
- Gartner, M. (1976): Endogenous Bandwagon and Underdog Effects in a Rational Choice Model. *Public Choice*, 25(1): 83–89.
- Glynn, C. J. – J. M. McLeod (1984): Public Opinion du Jour: An Examination of the Spiral of Silence. *The Public Opinion Quarterly*, 48(4): 731–740.
- Gollin, A. E. (1987): Polling and the News Media. *The Public Opinion Quarterly*, 51 (Part 2: Supplement): S86–S94.
- Henshel, R. L. – W. Johnston (1987): The Emergence of Bandwagon Effects: A Theory. *The Sociological Quarterly*, 28(4): 493–511.
- Irwin, G. A. – J. J. M. van Holsteyn (2002): According to the Polls: The Influence of Opinion Polls on Expectations. *The Public Opinion Quarterly*, 66(1): 92–104.
- Katosh, J. P. – M. W. Traugott (1981): The Consequences of Validated and Self-Reported Voting Measures. *The Public Opinion Quarterly*, 45(4): 519–535.
- Kenney, P. J. – T. W. Rice (1994): The Psychology of Political Momentum. *Political Research Quarterly*, 47(4): 923–938.
- Lang, K. – G. Lang (1984): The Impact of Polls on Public Opinion. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 472 (Polling and the Democratic Consensus, Mar.): 129–142.
- Laponce, J. A. (1966): An Experimental Method to Measure the Tendency to Equibalance in a Political System. *The American Political Science Review*, 60(4): 982–993.
- Lazarsfeld, P. – B. Berelson – H. Gaudet (1944): *The People's Choice*. New York: Columbia University Press.
- Marián B. (1998): Összeállítás az 1998. évi parlamenti választásokkal kapcsolatos közvélemény-kutatásokról. *Jel-Kép*, 4: 8–27.
- Marián B. (1999): Befolyásolják-e a közvélemény-kutatások a választási eredményeket?. *Jel-Kép*, 1: 3–8.
- Marián B. (2002): Fekete nap? A közvélemény-kutatók mellélövéseinek szakmai és politikai tanulságai. *Jel-Kép*, 2002. (3): 3–15.
- Marsh, C. (1983): *Do Polls Affect What People Think?* In C. F. Turner – E. Martin (eds.): *Survey Measurement of Subjective Phenomena, Report of the Panel on Survey Measurement of Subjective Phenomena, National Research Council, National Academy of Sciences*, 2 vols., New York: Sage.
- Marsh, C. (1985): Back on the Bandwagon: The Effect of Opinion Polls on Public Opinion. *British Journal of Political Science*, 15(1): 51–74.
- McAllister, I. – D. T. Studlar (1991): Bandwagon, Underdog, or Projection? Opinion Polls and Electoral Choice in Britain, 1979–1987. *The Journal of Politics*, 53(3): 720–741.
- Mendelsohn, H. (1966): Western Voting and Broadcast of Results on Presidential Election Day. *The Public Opinion Quarterly*, 30(2): 212–225.

- Mihalicz Cs. (2003): Interjú Angelusz Róberttel, az ELTE Szociológiai és Szociálpolitikai Intézet Szociológiai Tanszékének vezetőjével, *BUKSZ*, 15 (1): 64–73.
- Milavsky, J. R. – A. Swift – B. W. Roper – R. Salant – F. Abrams (1985): Early Calls of Election Results and Exit Polls: Pros, Cons, and Constitutional Considerations. *The Public Opinion Quarterly*, 49(1): 1–18.
- Morwitz, V. G. – C. Pluzinski (1996): Do Polls Reflect Opinions or Do Opinions Reflect Polls? The Impact of Political Polling on Voters' Expectations, Preferences, and Behavior. *The Journal of Consumer Research*, 23(1): 53–67.
- Mutz, D. C. (1992): Impersonal Influence: Effects of Representations of Public Opinion on Political Attitudes. *Political Behavior*, 14(2): 89–122.
- Mutz, D. C. (1997): Mechanisms of Momentum: Does Thinking Make It So? *The Journal of Politics*, 59(1): 104–125.
- Navazio, R. (1977): An Experimental Approach to Bandwagon Research. *The Public Opinion Quarterly*, 41(2): 217–225.
- Noelle-Neumann, E. (1984): *The Spiral of Silence: Public Opinion, Our Social Skin*. Chicago: University of Chicago Press.
- Nyilvánosság Klub (2001): Huncut közvélemény-kutatás (<http://www.nyilvanossagklub.hu/allasfoglalasok/allasfoglalas20011205.shtml>)
- Riesman, D. (1950): *The Lonely Crowd*. New Haven: Yale University Press. [Magyarul: *A magányos tömeg*. Budapest, Közgazdasági és Jogi (1983).]
- Schweitzer A. (2002): Megalapozott téveszme. *HVG*, március 2., 61–65.
- Simon, H. (1957 [1987]): Bandwagon and Underdog Effects on Election Prediction. In Bertalan L. (szerk.): *Magyarázat, megértés, előrejelzés*. Tömegkommunikációs Kutatóközpont.
- Skalaban, A. (1988): Do the Polls Affect Elections? Some 1980 evidence. *Political Behavior*, 10(2): 136–150.
- Spirk J. (2002): A Medián és a Szonda mér. *Index*, augusztus 26.
- Sudman, S. (1986): Do Exit Polls Influence Voting Behavior? *The Public Opinion Quarterly*, 50(3): 331–339.
- Tóth I. J. (2002): *Melyik közvélemény-kutató intézetre szavazna Ön, ha most vasárnap lennének a választások?* Bp., Wargo, június.
- Tóth Z. (2006): A választási közvélemény-kutatások és a választópolgárok tájékoztatása – jogi és módszertani dilemmák. In Angelusz R. – Tardos R. (szerk.): *Mérésről mérésre*. Budapest: DMKKA, 393–406.
- Traugott, M. W. – J. P. Katosh (1979): Response Validity in Surveys of Voting Behavior. *The Public Opinion Quarterly*, 43(3): 359–377.
- West, D. M. (1991): Polling Effects in Election Campaigns. *Political Behavior*, 13(2): 151–163.
- Worcester, R. M. (1980): Pollsters, the Press, and Political Polling in Britain. *The Public Opinion Quarterly*, 44 (4: Polls and the News Media: A Symposium): 548–566.

# A strukturális egyenletek modellezésének bemutatása egy komplex dizájnú kutatás (ISPJ) adatain keresztül<sup>1</sup>

Koltai Júlia

koltai.julia@gmail.com

Beérkezés: 2013. 02. 04.

Átdolgozott változat beérkezése: 2013. 05. 04.

Elfogadás: 2013. 05. 08.

**ÖSSZEFOGLALÓ:** Az objektív szociológiai tényezők mérése (az esetek többségében) nem okoz különösebb problémát, de különösebb élvezetet sem. Ami a szociológust sokszor igazán érdekli, azok a látens strukturák, melyek mérése azonban legtöbbször nehézségekbe ütközik. Az International Social Justice Project (ISJP) egy nemzetközi longitudinális összehasonlító vizsgálat, amely adatainak elemzésekor lehetőség nyílik arra, hogy az igazságossági elvek méréséhez, valamint ezek időbeli összehasonlításához felhasználjuk a strukturális egyenletek modellezésének módszerét (Structural Equation Modeling, SEM). A SEM egymással összefüggő, többdimenziós módszerek családjá. A módszer különösen alkalmas olyan modellek tesztelésére, amelyekben a megfigyelt változók mellett közvetlenül nem mérhető, úgynevezett látens változók is szerepelnek. Ezenkívül időbeli összehasonlítás esetén nemcsak arra vagyunk képesek, hogy az attitűdök változását mérjük, hanem arra is, hogy teszteljük ezen attitűdök belső struktúrájának időbeli egyezőségét. A cikkben a SEM-módszer elméleti bemutatásán és gyakorlati alkalmazásán túl az elemzési eredményekből levonható következtetések bemutatására is sor kerül.

**KULCSSZAVAK:** módszertan, látens változók, útmodellezés, strukturális egyenletek modellezése, társadalmi igazságosság

A kvantitatív társadalomtudományi kutatások során sokszor alkalmaznak longitudinális vagy nemzetközi összehasonlító vizsgálatokat egy-egy komplexebb téma felmérésére. Ezen vizsgálatok előnye, hogy sokféle összehasonlítást tesznek lehetővé, továbbá akár időben, akár térben lehetőséget teremtenek az eredmények érvényességének kibővítésére. Az ilyen, különböző összehasonlításokat lehetővé tevő kutatások során olyan kutatási kérdéseket is feltehetünk, melyekre egy országos keresztmetszeti felmérés során nem lenne lehetőség. Az egyik legfontosabb ilyen jellegű

<sup>1</sup> Szeretnék köszönetet mondani Barna Ildikónak, aki a Kvantitatív módszerek műhelykonferencián előadott korreferenciájával rengeteget segített a cikk módszertani és szociológiai hangsúlyainak javításán. Köszönöm a segítséget Székelyi Máriának, aki az ennél jóval tágabb szöveget értékes megjegyzéseivel látta el. Köszönöm továbbá a lektoroknak, akik javaslataikkal jelentősen javították cikkem minőségét.

kérdés az, hogy egyáltalán összehasonlíthatók-e az egyes országok vagy időpontok eredményei. Természetesen itt nem olyan jellegű kérdésekre utalunk, mint például hogy megvizsgálhatjuk-e, hogy két országban eltér-e egymástól az ott élők életkorbeli megoszlása. A felvetett probléma akkor igazán releváns, amikor látens, attitűd jellegű változókat kívánunk összehasonlítani. A korábban alkalmazott kutatási gyakorlat ezt a kérdést sokszor figyelmen kívül hagyta, és egy-egy összetett mérőszám elkészítése után egyszerűen összehasonlította például az átlagokat a különböző országokban vagy években. A kérdés azonban az, hogy nem követünk-e el hibát olyankor, amikor az előfeltevések mindenfajta tesztelése nélkül egyszerűen összevetjük egy látens változó átlagát például a különböző időpontokban. Jelen cikkben a strukturális egyenletek modellezésének (Structural Equation Modeling, SEM) módszerét fogjuk bemutatni, ami (többek között) lehetőséget teremt olyan problémák megválaszolására, melyek a fenti említett komplex szociológiai kutatások során gyakran felmerülnek, amelyek azonban az eddig általánosan használt elemzési módszerek segítségével nem voltak megválaszolhatók.

Az International Social Justice Project<sup>2</sup> elnevezésű kutatás mind tartalma, mind kutatási dizájnya miatt jó példája a komplex szociológiai kutatásoknak. Tartalmában azért, mert elvont, látens fogalmakat (mint a társadalmi igazságosság és a különböző igazságosságfelfogások) mér, kutatási dizájnya pedig azért tekinthető komplexnek, mert egy nemzetközi összehasonlító longitudinális vizsgálatról van szó. A kutatás során több országban, országos reprezentatív mintákon kérdezték le ugyanazt a kérdőívet. A felmérést az első, 1991-ben zajló hullám után még kétszer (1996-ban és 2008-ban) megismételték. Így egyrészt lehetőség nyílik az országok közti összehasonlításra, másrészt pedig az időbeli változások mérésére is.

## A strukturális egyenletek modellezésében rejlő lehetőségek

A strukturális egyenletek modellezésének logikája hasonló az útmodellekéhez, gyakorlatilag az útmodellek új generációjaként tekinthetünk rájuk. SEM-elemzés során is – az útmodellekhez hasonlóan – a változók közötti utakat definiáljuk, ezen felül azonban a SEM-modellek lehetővé teszik azt is, hogy minél „takarékosabb” (*parsimonious*) modelleket találjunk. A takarékoság itt abban az értelemben jelenik meg, hogy minél kevesebb paramétert használjunk fel a modellünk adatokhoz illesztéséhez. E mögött az a gondolatment húzódik meg, hogy fölösleges két változó között kapcsolatot feltételeznünk, ha annak elhagyásával nem illeszkedik rosszabbul a modellünk ahhoz a modellhez képest, amiben feltételeztük a kapcsolat meglétét. Azon változócsoportok megtalálására kell tehát kísérletet tennünk, amelyek függetlenek egymástól, és így a modellből való kihagyásuk nem rontja az adatokhoz való illesztést.<sup>3</sup> A takarékos modellek melletti másik érv az, hogy ha túlzottan specifikáljuk

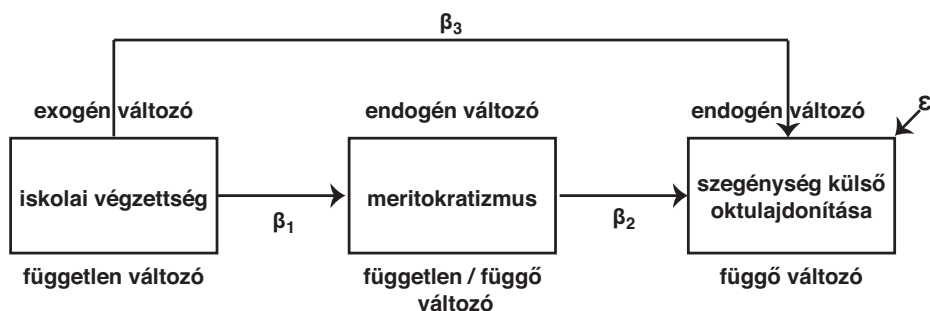
2 Kutatásvezetők: Örkény Antal és Székelyi Mária.

3 A függetlenség ebben az esetben a modell felépítésétől függően sokféle lehet. A függetlenség jellegét a modell specifikációja

a modellünkben lévő kapcsolatokat, előfordulhat, hogy a modell ugyan tökéletesen illeszkedik adatainkhoz, azonban más adatokon kevésbé állná meg a helyét. Egy empiriával megerősített elméleti konstrukció ugyanis csak akkor igazán megbízható, ha modellünk általánosítható. Az általánosíthatóság a vizsgált témától függően vonatkozhat különböző csoportokra (például nemzetekre), vagy (például pszichológiai kontrollált kísérletek elemzésekor) feltételezhetjük, hogy eredményeink az időtől viszonylag függetlenül fennállnak. Ha minden, a modellben létrehozható összefüggést beépítünk, az ugyan aktuális adatainkon javítja a modell illeszkedését, azonban féltő, hogy az eredmények kizárólag ezeken az adatokon bizonyulnak igaznak, modellünk tehát nem lesz általánosítható. Ezekben az esetekben a modellt „túlillesztjük” az adatainkhoz, így az eredmények megbízhatósága veszélybe kerülhet.

Természetesen felmerül a kérdés, hogy miért járunk jobban, ha a SEM-modelleket használjuk, ahhoz képest, mintha a már jól ismert regressziós egyenletek sorozatával becsülnénk az ilyen modelleket? A válasz elsősorban abban keresendő, hogy mely számítási logikán keresztül tudjuk eldönteni azt, hogy melyik modell „jobb”.

1. ábra: Egy lehetséges útmodell az ISJP-kutatás változóival



Egy példán bemutatva, amennyiben úgy próbáljuk meg az 1. ábrán bemutatott útmodellt takarékosabbá tenni, hogy kihagyjuk belőle az iskolai végzettség és a szegénység oktatájdönítése közötti közvetlen utat, fontos tudnunk, hogy a takarékosabb modell rosszabb-e ahhoz a telített modellhez képest, amelyben minden lehetséges utat feltételeztünk. Amennyiben regressziós egyenletek sorozataként számítjuk ki egy ilyen komplex modell értékeit, úgy nem tudnánk megválaszolni a fenti kérdést, mivel a regresszió általában használt statisztikák (a modell szignifikanciája, adjusztált R-négyzet) nem változnának a közvetlen út kihagyásával: a modell illeszkedésében

bekövetkezett változást tehát nem tudjuk tesztelni. A SEM-modellek illesztési logikája abban különbözik a regressziós egyenletek sorozatától, hogy a paramétereket nem több regressziós egyenlet függő változóiként, hanem a modellre egyszerre becsüli meg. Éppen ezért különböző illeszkedési értéket kapunk akkor, ha az említett utat kihagyjuk, mint ha benne hagyjuk a modellben. (Bár jelen írás témájába ez a problémakör nem illeszkedik szervesen, fontosnak tartjuk megjegyezni, hogy a SEM-modellek segítségével például olyan modellek is becsülhetők, melyekben több „végső” függő változó szerepel. Az a felfogás tehát, melyben az útmodellek során két változó kapcsolatát bontjuk fel elemeire, megdől a SEM használatakor, hiszen a becslések szimultán elvégzésével nem szükséges beszűkítenünk a modellekről való gondolkodásunkat csak egyetlen függő változóra [Kline 2002: 66].)

Egy másik fontos érv az ilyen modellek alkalmazása mellett az összehasonítás előfeltételeinek tesztelhetősége. Nemzetközi, több országot átfogó vagy akár longitudinális vizsgálatok során, de még egyszerűbb, egy országra kiterjedő keresztmetszeti vizsgálatoknál is sokszor felmerül az igény arra, hogy a minta bizonyos csoportjait összehasonlítsuk egymással. Nemzetközi összehasonlító vizsgálatoknál ez az igény elsősorban a különböző országok eredményeinek összevetésére vonatkozik; longitudinális esetben pedig az egyes időpontok eredményeinek összemérésére, de országos keresztmetszeti vizsgálatok során is releváns kutatási kérdés lehet a különböző iskolázottságú vagy nemű emberek egymáshoz való viszonyítása. Az összehasonlítás közvetlenül mért változók esetén nem is okoz különösebb problémát, megnézhetjük például, hogy mennyire különbözik a lakosok életkori összetétele az egyes országokban, vagy összevethetjük lakáshelyzetüket az egyes években, majd az eredményeket a minta és az alapsokaság függvényében interpretálhatjuk. Abban az esetben viszont, ha érdeklődésünk középpontjában nem a közvetlenül is mérhető, hanem csak közvetetten megfigyelhető változók állnak, és ezeket kívánjuk összehasonlítani, már nem ilyen egyszerű a helyzet. A közvetetten mérhető, látens változók esetében ugyanis az összehasonításhoz élnünk kell bizonyos előfeltevésekkel, melyeket sokszor nem tesztelünk vagy figyelmen kívül hagyjuk őket. Amikor például meg akarjuk vizsgálni, hogy az emberek meritokratizmushoz való viszonya különbözik-e napjaink Magyarországon a rendszerváltás időszakához képest, feltételeznünk kell, hogy a két időpontban a meritokratizmust mérő látens változó ugyanúgy áll össze: azonos a felépítése, struktúrája és működése is (Bryne 2008: 872). Ha ugyanis ezek a feltételek nem állnak fenn, vagy nem tudjuk, hogy fennállnak-e, abban sem lehetünk biztosak, hogy ugyanazt a látens változót, ugyanazt a konstruktumot hasonlítjuk-e össze az egyes csoportok között (a példában az egyes években). A példát folytatva, ha a látens változó összetétele és struktúrája különbözik a két évben, nem állíthatjuk, hogy mindkét időpontban ugyanazt a jellegű meritokratizmust mérjük vele, így összehasonlításuk is olyan lenne, mint ha két teljesen más fogalmat akarnánk összevetni. Ilyen esetekben csak arról szólhatnak megállapításaink, hogy a látens változó másképp épül fel a két időpontban, és arra vonatkozóan fogalmazhatunk meg hipotéziseket, vajon miért alakult ez így.

A meritokratizmust befolyásoló hatásokat vagy a látens változók átlagainak különbségeit azonban nem interpretálhatjuk, hiszen hiába alacsonyabb például az átlag a későbbi időpontban a korábbihoz képest, ez nem feltétlenül a meritokrata elvektől való eltávolodást jelenti. Az esetleges különbségeket ugyanis minden esetben okozhatja az (is), hogy más mérünk a látens változó segítségével az egyik évben, mint a másikban. A Magyarországon eddigiekben elterjedt és széles körben használt módszerek nem teszik lehetővé ezen előfeltételek tesztelését, a SEM-modell azonban ebben a fontos kérdésben is segítségünkre lehet. Tesztelni tudjuk ugyanis, hogy ugyanúgy áll-e össze a látens változó az egyes csoportokban, és ha nem, akkor mely paraméterek mentén adódnak különbségek. Ez alapján pedig meg tudjuk fogalmazni azt is, hogy mely szempontok szerint lehetséges az összehasonlítás és melyek szerint lenne irreleváns.

A SEM alkalmazása mellett tehát erős érvek szólnak abban az értelemben legalábbis, hogy újfajta kutatási kérdések megválaszolását teszi lehetővé és érvényesebb eredményekre vezethet. Lássuk tehát, hogy a gyakorlatban hogyan néz ki egy ilyen modell alkalmazása!

## Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására Magyarországon 1991-ben és 2008-ban<sup>4</sup>

A példaként szolgáló modellben az igazságossági elvek két típusának hatását vizsgáljuk a szegénységgel kapcsolatos oktulajdonításra, és mindezt kontrolláljuk a kérdezettek szociodemográfiai háttérével. A modellt a kutatás első és legutóbbi hullámában, 1991-ben és 2008-ban teszteljük.

### *A mérési modell*

SEM-modellek esetén először a mérési modellt kell megalkotni, melynek során a látens változók létrehozása történik meg. Az útmodellelemzés során ezen összetett mérőszámok létrehozása nem része a modellnek: abban az esetben, ha ilyen látens változókat kívánunk alkalmazni a modellben, előzetesen kell létrehoznunk azokat. A SEM esetében azonban más a helyzet. A látens változók létrehozása a modellezés részét képezi, a látens változókon kívüli paraméterbecslések megadása is függ attól, hogy az összetett mérőszám hogyan jön létre. A SEM első lépésében kell tehát megalkotnunk az úgynevezett mérési modellt, melynek során a modellünkben használni kívánt látens változó(ka)t kell definiálnunk, és csak abban az esetben vonhatjuk be a modellbe a további változóinkat, ha ezen összetett mérőszám(ka)t sikeresen létrehoztuk.

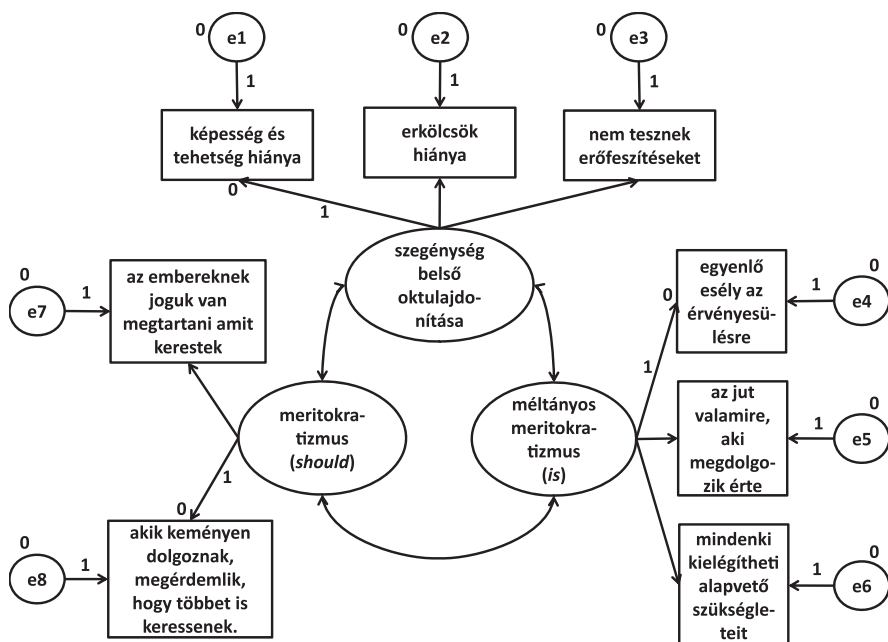
A SEM-modellben az összetett mérőszám(ok) létrehozása a konfirmatív (megerősítő) faktoranalízis (*confirmatory factor analysis* – CFA) módszerével történik, melynek segítségével egy már korábban megalkotott, általában valamilyen elmé-

4 Az elemzésekkor az AMOS nevű program 18-as verzióját használtuk. Ezúton szeretnénk megköszönni az SPSS Hungarynek, hogy rendelkezésünkre bocsátotta a programot.



let keretén belül kidolgozott modellt tesztelünk: tudjuk, hogy előzetes elképzelésünk szerint mely mért változók tartoznak mely látens mérőszámhoz és melyek nem, tehát van egy előzetes képünk arról, hogy hány faktor húzódik meg az adatok mögött, és hogy mely változók hozzák azt létre. A modell mérési része a 2. ábrán látható.

2. ábra: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktúlajdonítására: mérési modell



A 2. ábrán látható a mérési modell, melyből kiderül, hogy modellünkben három látens változó szerepel. A modell grafikus ábrázolás során ellipszisszel/körrel jelöltük azon változókat, melyek látensek, és téglalappal azokat, amelyek ténylegesen megfigyeltek (manifesztak). A három látens változó közül az első a szegénység okait a szegények belső tulajdonságaiban kereső attitűdöt mutatja. Ennek a változónak az indikátorai a következők voltak:<sup>5</sup>

- „Képesség és tehetség hiánya”
- „Erkölcsek hiánya és/vagy iszákosság”
- „A szegények saját maguk nem tesznek erőfeszítéseket”

Elméletünk és a látens változó paraméterezése alapján minél magasabb ennek

5 A kérdőívben feltett kérdés a következő volt: „Milyen gyakran okozzák a következők azt, hogy valaki szegény lesz? A válaszlap segítségével válaszoljon!” A válaszlehetőségek a következők voltak: „1 – soha; 2 – nagyon ritkán; 3 – néha; 4 – gyakran; 5 – nagyon gyakran”.

a változóknak az értéke, annál inkább gondolja azt a kérdezett, hogy a szegénység okai elsősorban az érintettek belső tulajdonságaiban keresendők.

A második látens változó a „tisztá” értelemben vett meritokratizmus, mely értékválasztás csak a teljesítményt veszi figyelembe a jutalmak elosztásakor. Ezt az igazságossági elvet a következő indikátorokkal operacionalizáltuk:<sup>6, 7</sup>

- *Az embereknek joguk van megtartani, amit kerestek, még akkor is, ha ez azt jelenti, hogy egyesek gazdagabbak lesznek, mint mások.*
- *Akik keményen dolgoznak, megérdemlik, hogy többet is keressenek.*

A rawlsi definíciót alapul véve úgy paramétereztük a látens változót, hogy magas értékei a meritokrata elvekkkel való egyetértést mutassák.

A modellben szereplő harmadik látens változó az úgynevezett méltányos meritokratizmust méri, melynek lényege, hogy a társadalom tagjainak jutalma ugyan a teljesítményen nyugszik, ám ezt az elvet egyenlő indulási esélyek és egyfajta minimum biztosítása mellett kell érvényesíteni, ami a társadalom minden tagja számára adott (Székelyi – Örkény 2010: 10–11). Fontos azonban kiemelni, hogy a méltányos meritokratizmust nem az értékválasztások szintjén, hanem a valós helyzet megítélése alapján mértük. A definícióból kiindulva a látens változót alkotó indikátorok a következők lettek:<sup>8</sup>

- *Magyarországon mindenkinek egyenlő esélye van az érvényesüléshez.*
- *Magyarországon az jut valamire, aki keményen megdolgozik érte.*
- *Magyarországon ma mindenki kielégítheti alapvető szükségleteit.*

A meritokratizmus „tisztá” formájához képest tehát a definíciós különbségeken kívül még egy lényeges eltérést láthatunk. Míg a „tisztá” meritokratizmus a kérdéses elvekkkel való egyetértést méri, tehát azt, hogy a kérdezettek szerint a valóságtól függetlenül hogyan kellene működnie a társadalomnak, addig a fenti itemek a vizsgált elvek tényleges megvalósulását vizsgálják, tehát azt, hogy hogyan működik ez a társadalomban. A két dimenzió (*sein* és *sollen* vagy *is* és *should*) szétválasztása lényeges eleme a társadalmi igazságosságot vizsgáló kutatásoknak (lásd például Székelyi – Örkény 1999: 87–88), így az ISJP adatbázisát használva jelen modellbe is fontosnak tartottuk beépíteni őket. Fontos azonban, hogy ezt a különbséget a látens változók interpretálásakor is figyelembe vegyük. Tehát míg a meritokratizmus esetén egy elvi elköteleződésről beszélhetünk, addig a méltányos meritokratizmusnál igazából ennek az elvnek a magyar társadalomban való megvalósulást mérjük a kérdezettek válaszai alapján.

6 A kérdőívben feltett kérdés a következő volt: „Kérem, mondja el a véleményét a következő állításokról is! Kérem, ismét osztályozzon úgy, ahogy az iskolában szokás, 1-től 5-ig, ahol az 1-es azt jelenti, hogy egyáltalán nem ért egyet, az 5-ös pedig azt, hogy teljes mértékben egyetért.”

7 Bár elméletileg egy látens változó állhat összesen két indikátorból is, azonban amennyiben a kétindikátoros megerősítő faktoranalízis modelljét identifikálni akarjuk, azt a korábbi technikák segítségével önállóan nem tudjuk megtenni, csak akkor, ha más látens változók is szerepelnek a mérési modellben.

8 A kérdőívben feltett kérdés a következő volt: „Mennyire ért Ön egyet a következő állításokkal? Osztályozzon úgy, ahogy az iskolában szokás, 1-től 5-ig, ahol az 1-es azt jelenti, hogy egyáltalán nem ért egyet, az 5-ös pedig azt, hogy teljes mértékben egyetért.”

### A konfigurális állandóság

Az összehasonlíthatóság megállapításához vezető lépések során elsőként a konfigurális állandóságot (*configural invariance*) teszteljük, tehát azt, hogy az általunk felállított modell minden csoportban azonos változókból és azonos módon épül-e fel. A konfigurális állandóság tehát azt jelenti, hogy az egyes csoportok között a látens változót ugyanazon itemek alkotják, melyek ugyanúgy voltak mérve az egyes csoportokban (időpontokban), továbbá, hogy ugyanazt a referenciaindikátort választjuk ki minden csoportban. A konfigurális állandóság azt biztosítja, hogy a bemeneti változók és a modellünk struktúrája megegyezik az egyes csoportokban (Brown 2006: 268). Ahhoz, hogy összehasonlíthassuk a látens változót az egyes csoportok között, ez a legelső követelmény, melynek meg kell felelni. Természetesen fontos, hogy a fenti követelményeknek megfelelő modell illeszkedjen az adatokra is. Annak érdekében, hogy egy esetleges rossz illeszkedéskor könnyebben be tudjuk azonosítani a problémát okozó paraméter(ek)e(t), érdemes először külön-külön csoportonként megvizsgálni a modell illeszkedését, tehát először az 1991-es, majd a 2008-as adatokon. Ha valamit esetleg át kell alakítani az illeszkedés javítása érdekében, lényeges, hogy a másik évben is módosítsuk azt, hogy a konfigurális állandóság követelményeinek eleget tegyünk. Ha minden csoportban (minden évben) megtaláltuk az illeszkedő és azonos modellt, továbbléphetünk arra, hogy a különböző csoportok modelljeinek illeszkedését egyszerre teszteljük (Bryne 2004: 279). Ha tehát találunk olyan modellt, melyet azonosan mért indikátorok és azonos módon felépített látens változó jellemez, továbbá ha ez a modell csoportonként külön-külön és így együtt is illeszkedik az adatokra, azt mondhatjuk, hogy a konfigurális állandóság fennáll.

A szakirodalom (Bryne 2008: 873) és az alapján, hogy a három látens változó erősen kapcsolódik egymáshoz, a mérési modellben a látens változók adatokhoz való illeszkedését együtt teszteljük. Fontosnak tartjuk megemlíteni, hogy a SEM-modell grafikus ábrázolásakor minden berajzolt vagy be nem rajzolt útnak jelentősége van. Így ha például két változó között nem definiálunk utat, azzal azt jelezzük, hogy a két változó független egymástól.<sup>9</sup> Mivel az igazságossági elvek és a szegénység oktulajdonítása semmilyen módon nem tekinthető függetlennek egymástól, ezért a köztük lévő kapcsolatot korrelációkkal jelöljük. Ennek oka, hogy a mérési modellben még nem kívánjuk megadni a modellben lévő változók közti struktúrát, mindössze a látens változókat definiáljuk. Éppen ezért nem alkalmazunk egyirányú utakat, így a változók közti feltételezett kapcsolatokra csak a „kölsönhatásnak” megfelelő korrelációkkal utalunk.

Elsőként tehát azt kell megvizsgálni, hogy a 2. ábra szerint definiált modell illeszkedik-e az adatokra mindkét évben. A vizsgálatot a  $\chi^2_M$ , a CFI és az RMSEA

9 Ahogy azt már korábban is jeleztük, a függetlenség ebben az esetben a modell felépítésétől függően sokféle lehet. A függetlenség jellegét ebben az esetben is a modell specifikációja adja meg.

mérőszámok segítségével végezzük el annak érdekében, hogy több, különböző tesztelési logikájú mérőszámmal is ellenőrizzük a modell illeszkedését<sup>10</sup> (Kline 2002: 115). Mivel az egyes csoportok mintaelemszáma megközelíti az 1000 főt (1991-ben 948, 2008-ban 996), ezért a  $\chi^2_M$  elemszámérzékenységet mindenképpen figyelembe kell vennünk, hiszen nagy minta esetén nagyobb eséllyel mutatja azt az eredményt, hogy a modell által becsült kovarianciamátrix különbözik az adatokon alapuló, tényleges kovarianciamátrixtól. Másképp szólva, nagyobb az esélye annak, hogy az illeszkedés hiányát mutatja, mint ha egy azonos értékekkel rendelkező, de kisebb mintát használnánk. A nagy elemszámot figyelembe véve tehát akkor döntünk az illeszkedés elfogadása mellett, ha a  $\chi^2_M$  szignifikanciája elmozdul a nulláról.<sup>11</sup> Emellett a nem elemszámérzékeny illeszkedési mutatókat is figyelembe vesszük az adatokhoz való illeszkedésről való döntés során. Az 1. táblázatban látható, hogy a modell mindhárom mérőszám alapján illeszkedik mind az 1991-es, mind pedig a 2008-as adatokra. Mivel az egyes éveknél nem volt szükség változtatásokra az illeszkedés elérése érdekében, az eredeti elgondolást szimultán is tesztelhetjük a két év adatain. A modell az egyszerre futtatott illeszkedés során is jól illeszkedik a CFI- és az RMSEA-mérőszámok alapján, a khi-négyzet szignifikanciája azonban látszólag<sup>12</sup> nem mozdul el a nulláról. Az eredmény a mérőszám elemszámérzékenységet tekintve nem lenne meglepő, azonban láthattuk, hogy a külön-külön években mért értékekhez képest eltérést tapasztalhatunk. Ennek oka a szimultán tesztelés jellegeiben keresendő. Mivel a CFI és az RMSEA értékei jelentősen az elfogadási tartományon belül estek, továbbá figyelembe véve a minták magas elemszámát is, a  $\chi^2_M$  szignifikanciája ellenére úgy dönthetünk, hogy elfogadjuk a modellt az adatokhoz illeszkedőnek.

10 A  $\chi^2_M$  egy khi-négyzet próbán alapuló illeszkedésvizsgálat, amely egy úgynevezett illesztőfüggvényen alapul, és a változók általi tényleges és a modell által visszabecsült kovarianciamátrixot hasonlítja össze. A CFI (Comparative Fit Index) a modell illeszkedését egy függetlenségi modellhez hasonlítja (ebben az értelemben tehát összehasonlító mérőszám. Az index a saját modellünkre számított illeszkedést mérő khi-négyzet szabadságfokkal korrigált értéket viszonyítja egy olyan modell (szintén szabadságfokkal korrigált) khi-négyzet értékéhez, amelyben a változók függetlenek egymástól. Így az indexszel igazából azt teszteljük, hogy modellünk különbözik-e a nagyon rossz illeszkedést mutató függetlenségi helyzettől. A mérőszám értéke nulla és egy között mozoghat. Nulla az értéke akkor, ha a saját modellünk teljesen azonos az alapmodelllel (hiszen így a képletben szereplő tört értéke éppen egy). És egy az értéke akkor, ha az illeszkedés tökéletes. Minél közelebb van tehát a mérőszám értéke egyhez, annál jobbnak mondhatjuk a modellünk illeszkedését. Ez alapján akkor mondhatjuk, hogy modellünk illeszkedik az adatokra, ha a CFI-statisztika értéke legalább 0,9, de inkább meghaladja azt. Igazán jó illeszkedésről pedig 0,95-öt meghaladó értéknél beszélhetünk. A CFI előnyei közé tartozik, hogy nem elemszámérzékeny mutató, így kis (300 fő alatti) mintanagyság esetén is jól használható, továbbá, hogy különböző illesztési módszerek esetén is konzisztens eredményeket mutat (Hox 2012: 1/4/21). Az RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) ezzel szemben nem más modellhez, hanem kizárólag az adatokhoz képest nézi a modell működését (Kline 2002: 134–136). Az RMSEA-mérőszám a modellünk illeszkedését tesztelő khi-négyzet értékét korrigálja a modell szabadságfokával, majd ezt viszonyítja a szabadságfok és a mintanagyság szorzatához: ennek az aránynak veszi a gyökét végül. Az RMSEA értéke is nulla és egy között mozoghat, azonban értelmezése különbözik a CFI értelmezésétől. A mutató értéke akkor nulla, ha az illeszkedés tökéletes (hisz például a tökéletesen illeszkedő, éppen identifikált modellek esetén a khi-négyzet és a szabadságfok is nulla). A mutató értéke pedig akkor egy, ha modellünk egyáltalán nem illeszkedik az adatokra. Minél távolabb van tehát az RMSEA értéke a nullától, annál rosszabb a modell illeszkedése. Az RMSEA mérőszám egyik nagy előnye, hogy nem függ a mintanagyságtól, tehát nem elemszámérzékeny mutató. Meg kell említeni azonban azt is, hogy az index érzékeny a modell komplexitására, méghozzá oly módon, hogy két azonos mértékben illeszkedő modell esetén a takarékosabbnál ad kisebb értéket (Hox 2012: 1/4/22). A hüvelykujjszabály szerint akkor fogadjuk el modellünk illeszkedését megfelelőnek, ha az RMSEA értéke 0,05, de inkább annál is kisebb (Browne és Cudeck 1993: 144).

11 Bár nincs közmegegyezés arról, hogy mi tekinthető „nagy” mintának, a nagyságrendet jól érzékeltetheti Chen (2007: 501–502) illeszkedési mutatókkal kapcsolatos megkülönböztetése, melyben a 300 főnél kisebb mintákat tekint „kicsinek” és az ennél nagyobbakat „nagyoknak”.

12 Mivel az AMOS 18-as verziója csak három tizedesjegyre közli a szignifikanciák értékét, ezért nem tudjuk ellenőrizni azon feltévesünket, hogy az elmozdulás a negyedik vagy ötödik tizedes jegyben következett csak be.

1. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: a konfigurális állandóság tesztelése

	$\chi^2_M$ szignifikanciája	CFI	RMSEA
1991	0,001	0,967	0,037
2008	0,001	0,975	0,037
2008 és 2011 szimultán tesztelése	0,000	0,971	0,026
Kritikus érték	nagyobb mint 0	legalább 0,90	legfeljebb 0,05

### A metrikus állandóság

Az összehasonlíthatóság következő lépése a metrikus állandóság tesztelése. A metrikus állandóság az összehasonlíthatóság előfeltételeinek második szintje, melynek tesztelése csak akkor releváns, ha a konfigurális állandóság modellje illeszkedik az adatokra. A metrikus állandóság tesztelése során egyenlővé tesszük a látens változókból az indikátorokba tartó regressziós utakat a csoportok között (Brown 2006: 268). Ilyenkor tehát a modell a regressziós utak becslését úgy hajtja végre, hogy ennek a feltételnek meg kell felelnie. Nem arról van tehát szó, hogy az egyik évben lévő utak együtthatóit „átmásoljuk” a másik évbe, hanem hogy a becslés ezen feltétel figyelembevételével megy végbe. Azt vizsgáljuk, hogy az ilyen megkötéseket tartalmazó modell illeszkedése az adatokhoz szignifikánsan rosszabb-e, mint a konfigurális állandóság modellje (melyet a különböző csoportokon együttesen teszteltünk). Amennyiben a modell illeszkedése az egyenlővé tett regressziós együtthatókkal nem romlik a konfigurális állandóság modelljének illeszkedéséhez képest, azt mondhatjuk, hogy fennáll a metrikus állandóság (Bryne 2010: 221). Ezt úgy értelmezhetjük, hogy a két csoportban a látens változók skálája azonos léptékű (Blunch 2010: 210), precizitású és irányú. Másképp szólva egy egységnyi előrelépés a látens változón az egyik csoportban éppen annyi és olyan jelentésű, mintha egy egységet előrelépnénk a látens változón a másik csoportban. Ebből következően, ha egy többcsoportos összehasonlítás esetén fennáll a metrikus állandóság, értelmet nyer a strukturális modellben a látens változóból induló vagy abba érkező utak (regressziós együtthatók) összehasonlítása a két csoport között (Steinmetz et al. 2007: 4–5), hiszen a látens változók azonos léptéke és iránya miatt a hatások nagysága és iránya is összevethető lesz. A metrikus állandóság beigazolásával tehát arra nyílik lehetőség, hogy megvizsgáljuk, mennyiben térnek el vagy hasonlítanak egymásra a látens változóra irányuló vagy abból induló hatások az egyes csoportokban.

Az illeszkedés romlását is egyfajta chí-négyzet-próbával teszteljük, melynek során itt is azt várjuk, hogy a  $\chi^2_M$  szignifikanciája elmozduljon a nulláról, hiszen az vezetne arra a következtetésre, hogy a két modell illeszkedése nem különbözik szig-

nifikánsan egymástól. Mivel a két vizsgált év összelemszáma meghaladja a 300 főt, és mivel ez az elemszám nagyjából egyenletesen oszlik el a két év között, a CFI esetében 0,01-nél kisebb, az RMSEA-nél pedig legfeljebb 0,015-ös változást fogadunk el ahhoz, hogy kimondhassuk a modell illeszkedése nem változott jelentősen (Chen 2007: 501–502) A 2. táblázatban látható, hogy a teljes metrikus állandóság modellje a konfigurális állandóság szimultán modelljéhez képest nem mutat rosszabb illeszkedést. A két modell különbségét tesztelő  $\chi^2_M$  szignifikanciája 0,023, a CFI értéke csak 0,005-tel csökkent, míg az RMSEA értéke nem változott. Éppen ezért azt mondhatjuk, hogy az a modell, melyben a látens változókhoz tartozó megfelelő regressziós együtthatókat az egyes évek között azonosként definiáltunk, statisztikai értelemben ugyanúgy illeszkedik az adatokhoz, mint az a modell, melyben ezen megkötetéseket nem alkalmaztuk. A modell metrikus állandósága tehát fennáll a vizsgált két év adatain. Ennek az állításnak az a következménye, hogy a látens változókból vagy az azokba vezető utak összehasonlíthatók az egyes évek között, mivel a látens változók léptéke a két csoportban azonosnak tekinthető.

### *A skaláris állandóság*

Mivel a metrikus állandóság fennáll, továbbléphetünk a skaláris állandóság tesztelésére. A skaláris állandóság tesztelésekor a látens változó indikátoraihoz tartozó tengelymetszetek egyenlőségét vizsgáljuk (Steinmetz et al. 2007: 4–5). A skaláris állandóságot tehát csak abban az esetben tesztelhetjük, ha a metrikus állandóság fennáll, hiszen ahogy azt korábban jeleztük, az összehasonlíthatósághoz szükséges állandóságok meglétének ellenőrzése egy hierarchikus folyamat. Ennek oka ez esetben abban keresendő, hogy a metrikus állandóság meglétével megállapíthatjuk, hogy a látens változók skálájának mértéke megegyezik. Ezt a skaláris állandóság – ha megléte megerősítést nyer – azzal egészíti ki, hogy a skáláknak nem csak a léptéke, de viszonyítási pontja is azonos. Egy egyszerű példával illusztrálva azt mondhatjuk, hogy lehetséges ugyan, hogy két országban a jövedelmek skálája mindkét esetben 1 eurós léptékű, azonban nem mindegy, hogy a skála viszonyítási pontja 100 euró vagy 1000. Ha tehát a metrikus állandóság mellett fennáll a skaláris is, nem csak azt mondhatjuk ki, hogy a skálák léptéke azonos, hanem egyenesen azt állíthatjuk, hogy a két skála, melyen a látens változókat mérjük, megegyezik egymással (Blunch 2010: 210). És mivel a látens változó skálái megegyeznek egymással, az átlagok összehasonlítása is relevánssá válik (Steenkamp – Baumgartner 1998: 80; Bryne 2008: 873). Így már érthetővé válik az is, hogy miért nincs értelme a skaláris állandóságot tesztelni anélkül, hogy megbizonyosodnánk róla, hogy a metrikus fennáll. Ugyanis hiába azonos a skálák viszonyítási pontja, ha a léptékük nem az. Ez utóbbi esetben tehát nem tudnánk összehasonlítani sem az átlagokat, sem a látens változókból vagy az azokba tartó utakat, mivel a látens változók skálájának különbözősége hamis következtetésekre vezetne minket.

A gyakorlatban ilyenkor azt vizsgáljuk, hogy egy olyan modell, melyben a lá-

tens változók indikátoraihoz tartozó tengelymetszeteket egyenlővé tesszük az egyes években, rosszabbul illeszkedik-e, mint a metrikus állandóság modellje. A mérőszámok változásainál az előző bekezdésben leírt kritériumokat alkalmazzuk. A 2. táblázat alapján azt láthatjuk, hogy az a modell, amelyben minden megfelelő tengelymetszetet egyenlővé teszünk a csoportok között, jelentősen rosszabbul illeszkedik az adatokra, mint a metrikus állandóság modellje. A  $\chi^2_M$  szignifikanciája nulla, ami miatt ugyan még nem állítanánk, hogy a modell illeszkedése romlott, azonban a másik két vizsgált mérőszám változásai is erre mutatnak: a CFI értéke 0,108-cal csökkent, az RMSEA értéke pedig 0,025-tel nőtt. A változás mértéke tehát minden esetben magasabb az illeszkedés változatlanúságához szükséges kritikus értéknél. A helyzetre megoldást a részleges állandóság fogalmának bevezetése hozhat.

### *A részleges állandóság fogalma*

Az állandóságok esetén eddig arról beszéltünk, hogy minden indikátornak, regressziós együttthatónak és tengelymetszetnek meg kell egyeznie a csoportok között. Azonban felmerülhet a gondolat, hogy egy olyan látens változónál, melynek például tíz indikátora van, nem feltétlenül kell minden paraméternél egyezést találnunk ahhoz, hogy ugyanolyannak kiáltjuk ki a látens változót az egyes csoportokban, hiszen ha csak nyolc egyezik ebből, a látens változók struktúrája akkor is meglehetősen hasonlít egymáshoz. Azt az esetet, amikor nem minden paraméter egyezik meg a csoportok között, részleges állandóságnak (*partial invariance*) hívjuk, míg a fentiekben eddig tárgyalt lehetőséget, melyben minden paraméter megegyezik egymással, teljes állandóságnak (*full invariance*) nevezzük. Kérdés azonban, hogy hány indikátornak kell azonosnak lennie ahhoz, hogy legalább részleges állandóságról beszéljünk. Steenkamp és Baumgartner egy 1998-as cikkében azt veszi kiindulópontnak, hogy látens változónként legalább két indikátorhoz tartozó regressziós együttthatónak vagy tengelymetszetnek egyeznie kell az egyes csoportokban, bár ebből az egyik lehet a referenciaindikátor paramétere is. Hozzáteszik, annak, hogy bizonyos indikátorokhoz tartozó paramétereket ne tegyünk egyenlővé, komoly elméleti avagy modellillesztési okai kell, hogy legyenek. Így csak azon paraméterek esetén javasolják az állandósági kritériumok megszegését, melyekben az egyenlőség fel nem tételezése jelentősen megnöveli a modell illeszkedését. Megjegyzik továbbá, hogy mivel az állandóságok tesztelése egy hierarchikus folyamat, amennyiben csak részleges metrikus állandóságot tapasztalunk, a skaláris állandóságot már elég csak azon indikátorokhoz tartozó paraméterek esetén vizsgálni, melyekre az állandóság beigazolódott (Steenkamp – Baumgartner 1998: 81). Ha tehát az adatok nem támasztják alá a teljes metrikus vagy skaláris állandóság meglétét, érdemes megvizsgálni a részleges metrikus vagy skaláris egyenlőséget, mivel az összehasonlítás egyes fokai ezek fennállása esetén is relevánsak lehetnek.

A részleges skaláris állandóság definíciója alapján tehát megvizsgáltuk a látens változók indikátoraihoz tartozó tengelymetszeteket, és azt találtuk, hogy a szegény-

ség belső okainál a referenciaindikátorként használt „képesség és tehetség hiánya” változón kívül az „erkölcsök hiánya” változóhoz tartozó tengelymetszet is egyenlő a vizsgált években; a „tisztta” meritokratizmus esetén mindkét tengelymetszetet meg egyezik a két csoportban; a méltányos meritokratizmusnál pedig az „érvényesülésre vonatkozó egyenlő esély” nullára rögzített értéke mellett az „alapvető szükségletek” tengelymetszete is azonos az egyes években. Az ezen megkötéseket tartalmazó modell illeszkedése nem mondható jelentősen rosszabbnak a metrikus állandóság modelljének illeszkedéséhez képest: a particionált  $\chi^2_M$  szignifikanciája 0,036, a CFI értéke mindössze 0,003-mal csökkent, az RMSEA-hez tartozó érték pedig összesen 0,001-gyel növekedett. Látható tehát, hogy a tengelymetszetek részleges egyezését tartalmazó modell nem romlott a (teljes) metrikus állandóság modelljéhez képest, így kimondható, hogy a részleges skaláris állandóság fennáll az egyes évek között. Ebből az is következik, hogy a megfelelő látens változók skálája azonosnak mondható a vizsgált években, így értelmet nyer a látens változók átlagainak összehasonlítása is a két évben.

2. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: a metrikus és skaláris állandóság tesztelése

	$\chi^2_M$ particionálása: P	CFI	RMSEA
<b>Konfigurális állandóság: szimultán tesztelés</b>		0,971	0,026
<b>Teljes metrikus állandóság</b>	0,023	0,966	0,026
<b>Teljes skaláris állandóság</b>	0,000	0,858	0,051
<b>Részleges skaláris állandóság*</b>	0,036	0,963	0,027
<b>Kritikus érték</b>	–	<i>legalább 0,90</i>	<i>legfeljebb 0,05</i>
<b>Változás mértékének kritikus értéke</b> (amíg kimondható, hogy nem romlik a modell illeszkedése)	<i>nagyobb mint 0</i>	<i>0,01-nél kisebb</i>	<i>legfeljebb 0,015</i>

\* A következő tengelymetszetek egyenlők:

- szegénység belső oktulajdonítása: „képesség és tehetség hiánya” (ami konstans 0) és „erkölcsök hiánya”
- meritokratizmus: mindkét indikátorhoz tartozó tengelymetszet
- méltányos meritokratizmus: „érvényesülésre vonatkozó egyenlő esély” (ami konstans 0) és „alapvető szükségletek”.

### Az átlagok összehasonlítása a mérési modellben

A skaláris állandóság modelljében a látens változók átlagai a 3. táblázat szerint alakultak. Bár a két év értékeit vizsgálva egyik látens változónál sem tapasztalhatunk teljesen azonos értékeket, kérdés, hogy ez az eltérés statisztikai értelemben is fennáll-e, avagy az átlagok az egyes években igazából azonosnak tekinthetők. Ennek teszteléséhez egyenlővé tesszük a megfelelő látens változók átlagait az egyes



években, és ismét megvizsgáljuk a modell illeszkedését, itt a skaláris modellhez viszonyítva. Az a modell, melyben mindhárom változó átlagát egyenlővé tettük, az összes mérőszám tekintetében rosszabbul illeszkedő volt, mint a skaláris modell.<sup>13</sup> Tovább vizsgálva a szűkebb lehetőségeket, azt találtuk, hogy egyedül a méltányos meritokratizmus magyarországi megvalósulásában nem térnek el a két év átlagai, a szegénység belső oktulajdonítása és a meritokrata elvek támogatottságát illetően tényleges különbségekről beszélhetünk a két évben.<sup>14</sup> 2008-ra tehát csökkent a meritokrata elvekkel való egyetértés és a szegénység okainak belső tulajdonságokra való visszavezetése Magyarországon 1991-hez képest, azonban a magyarországi helyzet megítélése a méltányos meritokratizmus szemszögéből éppen olyan negatív, mint közel húsz évvel azelőtt. A két látens változó átlagának időbeli változása természetesen nem független egymástól, mindkét esetben a teljesítményen kívüli – például szociális – tényezők előtérbe kerülése magyarázhatja az átlagok csökkenését. Az első vizsgált időpont a rendszerváltás utáni optimizmust mutathatja, míg a második a már megtapasztalt piacgazdasági rendszerből való kiábrándulás eredménye lehet. Annak érdekében, hogy mélyebben megértsük ezeket a folyamatokat, érdemes megvizsgálni, hogy a kérdezettek társadalmi-demográfiai háttere hogyan befolyásolja a kérdésről alkotott véleményüket.

3. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: a látens változók átlagai a mérési modellben

	Szegénység belső oktulajdonítása	„Tiszta” meritokratizmus	Méltányos meritokratizmus
1991	3,222	4,839	2,252
2008	3,163	4,467	2,169

### A strukturális modell

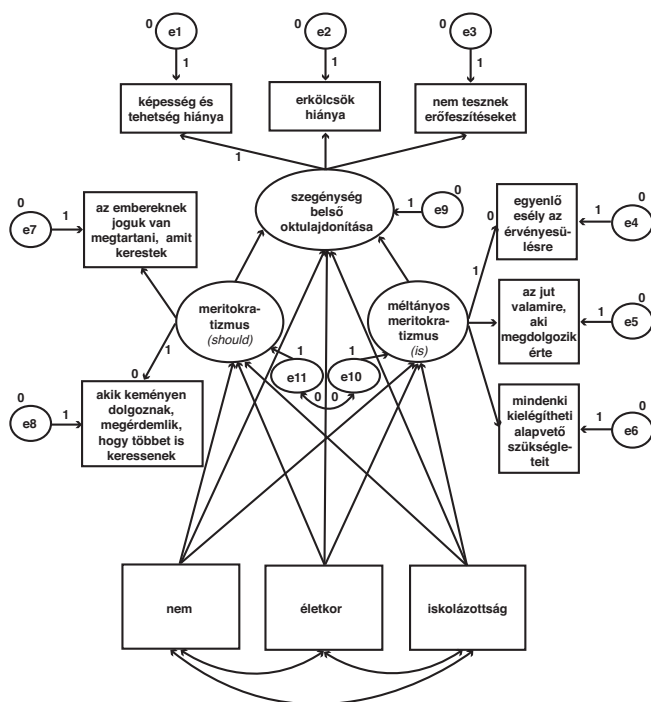
Amennyiben mérési modellünk illeszkedik az adatokra, megállapíthatjuk, hogy az előzetes elméletünkön alapuló, közvetlenül nem mérhető látens változónkat a használt adatok is megerősítik. Ekkor vizsgálhatjuk meg, hogy erre a látens változóra milyen más változók vannak hatással, vagy hogy a látens változó más változókra milyen hatást gyakorol. A látens változó(k) más változókkal való kapcsolatait is beépítő, komplex modellt nevezünk strukturális modellnek. Fontos azonban felhívni a figyelmet arra, hogy a látens változó „köré” épülő strukturális modellt csak abban

13 A particionált  $\chi^2_M$  szignifikanciájának értéke 0,000 volt, a CFI értéke 0,129-cel csökkent, az RMSEA értéke pedig 0,027-tel nőtt a skaláris állandóság modelljéhez képest.

14 A particionált  $\chi^2_M$  szignifikanciájának értéke 0,278 volt, a CFI értéke nem változott, az RMSEA értéke pedig még 0,001-gyel csökkent is a skaláris állandóság modelljéhez képest. Ez utóbbi változás sem okoz problémát, hiszen azt olvashatjuk ki belőle, hogy a feltételek bevezetése után javult a modell illeszkedése.

az esetben hozhatjuk létre, ha mérési modellünket korábban teszteltük, és olyan eredményre jutottunk, hogy az illeszkedik az adatokra. Jelen strukturális modellbe a látens változók magyarázatához bevontuk a kérdezettek alapvető társadalmi-demográfiai jellemzőit, úgymint a válaszadók nemét, életkorát és iskolai végzettségét. Mivel a mérési modellnél sikerült kimutatni a metrikus állandóságot is, ezért a strukturális részben értelmet nyer ezen „kemény” változók látens változókra gyakorolt hatásainak összehasonlítása is. A strukturális modell a 3. ábrán látható.

3. ábra: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: strukturális modell



A strukturális modellbe tehát beépítettük a nem, az életkor és az iskolázottság változóját is, melyekből mind utakat definiáltunk a látens változókba, feltételezve, hogy van hatásuk rájuk. Emellett a látens változók közti kapcsolatokat is definiáltuk: a „tisza” és a méltányos meritokratizmusból egyirányú utat húztunk a szegénység belső oktulajdonítása felé, feltételezve, hogy az igazságossági elvekhez való viszony, továbbá azok percepciója befolyásolja a szegénység okairól alkotott véleményt. Úgy véltük, a meritokrata elvek elfogadása és a méltányos meritokratizmus megvalósulásának magyarországi percepciója is összefügg egymással, ám ez a viszony nem feltétlenül egyirányú, így a kapcsolatot kovarianciaként definiáltuk a változók között. Mivel azonban ez a két látens változó a strukturális modellben függő változóvá vált,

kovariancia nem definiálható köztük. Amire lehetőség nyílik, az a két látens változóhoz tartozó hibatag korreláltatása. (Hiszen a modellben minden függő változóhoz szükséges egy-egy hibatag hozzárendelése.) Annak érdekében, hogy a független változók közti viszony ne rontsa a modell illeszkedését (mivel ezek vizsgálata nem képezi a szűkebb értelemben vett elemzésünk tárgyát), a köztük lévő összes lehetséges viszonyt kovarianciaként építettük be a modellbe. Az így definiált strukturális modell jól illeszkedik az adatokra: bár a  $\chi^2_M$  szignifikanciája 0,000, a CFI meghaladja a 0,95-öt is (értéke 0,959), az RMSEA pedig megnyugtatóan alacsony (értéke 0,024), így megkezdhetjük a 3. ábrán felrajzolt utak interpretációját. A két évre vonatkozó regressziós együtthatók nagyságát 4. táblázat tartalmazza.

4. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására 1991-ben és 2008-ban: a standardizálatlan regressziós utak nagysága a strukturális modellben

	1991	2008
Nem – meritokratizmus	-0,063*	0,019
Nem – méltányos meritokratizmus	0,162*	0,016
Nem – szegénység belső oktulajdonítása	-0,020	-0,050
Életkor – meritokratizmus	0,001	0,000
Életkor – méltányos meritokratizmus	0,006**	-0,002
Életkor – szegénység belső oktulajdonítása	0,004***	0,001
Iskolázottság – meritokratizmus	0,004	0,015
Iskolázottság – méltányos meritokratizmus	-0,003	-0,002
Iskolázottság – szegénység belső oktulajdonítása	-0,007	-0,014
Meritokratizmus – szegénység belső oktulajdonítása	0,073	0,146*
Méltányos meritokratizmus – szegénység belső oktulajdonítása	0,133***	0,007
Meritokratizmus – méltányos meritokratizmus	0,028	-0,035

Megjegyzés: \* 0,5; \*\* 0,01; \*\*\* 0,001 szinten szignifikáns.

A standardizálatlan regressziós együtthatók lehetővé teszik, hogy az egyes évek értékeit soronként összehasonlítsuk, azonban a kapcsolatok modellen belüli relatív erősségéről nem adnak számot, így az oszloponkénti összevetésre nincs lehetőség.

Már első ránézésre látható, hogy az 1991-es modellben több a szignifikáns út, mint a 2008-asban. 1991-ről elmondható, hogy a nők inkább értettek egyet a meritokrata eszmékkel, azonban hozzájuk képest a férfiak voltak azok, akik a méltányos meritokratizmus eszméjét megvalósulni látták a rendszerváltás közeli Magyarországon. Az idősebbek inkább számoltak be ugyanezen elvek tényleges megvalósulásáról, de egyben a szegénységet is inkább tulajdonították belső okoknak, mint a fiatalok. Érdekes még, hogy azt láthatjuk, azok, akik a méltányos meritokratizmust megvalósulni látták, inkább tulajdonították a szegénységet belső okoknak. Ezen gondolatmenet szerint az egyenlő indulási feltételek adottak, tehát ha valaki ennek ellenére szegény lesz, az csak a teljesítményének köszönhető. A többi független változónak nincs szignifikáns hatása a függő változókra. 2008-ban ezzel szemben mindössze egy szignifikáns utat láthatunk, mely a meritokratizmustól a szegénység belső

oktulajdonítása felé tart. Irányát úgy értelmezhetjük, hogy minél inkább vall valaki meritokrata elveket, annál inkább tulajdonítja belső okoknak a szegénységet. A teljesítményelv tehát fordítottan is érvényesül: az ilyen igazságossági szempontokat magukénak vallók a „jutalmak hiányát” a gyenge teljesítménynek tudják be, melynek okát kizárólag a személyben, és nem a külső körülményekben keresik. Tehát bár a meritokratizmust csak az elvek szintjén mértük, azonban úgy tűnik, hogy azon kérdezettek, akik így gondolkodnak, a társadalmi valóságra is kivetítik elveiket. A két év szignifikáns útjainak száma közötti különbség megragadható a szegénység belső oktulajdonítását mérő látens változó megmagyarázott hányadában is: a többszörös korrelációs együttható négyzete ennél a függő változónál 1991-ben 0,155, azaz 15,5 százalék volt, míg 2008-ban ugyanez az érték 0,030, vagyis 3 százalék. A modell tehát sokkal inkább magyarázza az 1991-es állapotokat, mint a 2008-as időpontban a társadalmat jellemző helyzetet.

### *Változnak-e az átlagok?*

A mérési modell alapján úgy tűnt, hogy méltányos meritokratizmus magyarországi percepciója nem változott a két időpont között eltelt időben, azonban a meritokrata elvekkel való egyetértés és a szegénység belső okoknak tulajdonítása csökkent 1991-ről 2008-ra. Fontos kérdés azonban, hogy ezeket a különbségeket vagy hasonlóságokat vajon nem csak az okozta-e, hogy más volt a két időpontban a minta (és a társadalom) nemi, életkori és iskolai végzettség szerinti összetétele. Másképp szólva: vajon akkor is fennmaradnak-e a különbségek, ha ezeket a társadalmi-demográfiai változókat kontroll alatt tartjuk? Ahhoz azonban, hogy erre a kérdésre választ adjunk, meg kell vizsgálni, hogy vajon a „kemény” változók ugyanúgy hatnak-e a látens változókra az egyes években. Ha ugyanis a hatások különbözőek, akkor amennyiben más eredményre jutunk a strukturális modellben, mint a mérési modellben, nem tudhatnánk, hogy ezt a kontroll alatt tartás vagy a különböző hatások okozzák. Technikailag ez csak annyi bonyodalmat okoz, hogy mivel a látens változók ebben a modellben már függő változóként szerepelnek, az átlagok helyett a tengelymetszetüket tudjuk összehasonlítani az egyes években. A tesztelés menete a korábbiakhoz hasonlóan működik: egyenlővé tesszük a csoportok között a megfelelő utakat, majd megvizsgáljuk, hogy romlott-e a modell illeszkedése a strukturális modell illeszkedéséhez képest. Ezzel tehát azt nézzük, hogy a független változók összegzett hatása azonos-e a látens változókra. Lényeges, hogy ha egy változó közvetett úton hat a látens változóra, akkor a közvetett út minden részére fenn kell hogy álljon az egyenlőség. Az 5. táblázatban láthatóak azon modellek illeszkedései, melyekben egyenlővé tettük a látens változókra ható utakat. Mindhárom modelltől elmondható, hogy a látens változóba vezető utak egyenlővé tétele nem rontotta jelentősen a modell illeszkedését, így azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a látens változóra irányuló hatások összességében nem különböznek az egyes években, így lehetőségünk nyílik a tengelymetszetek összehasonlítására.

5. táblázat: A látens változóba irányuló utak egyenlőségét tesztelő modellek illeszkedési mérőszámai a strukturális modellben

	$\chi^2_M$ particionálása: P	CFI	RMSEA
<b>Strukturális modell</b>		0,959	0,024
<b>„Tiszta” meritokratizmusba vezető utak egyenlősége</b>	0,277	0,958	0,023
<b>Méltányos meritokratizmusba vezető utak egyenlősége</b>	0,024	0,955	0,024
<b>Szegénység belső oktulajdonításába vezető utak egyenlősége</b>	0,004	0,952	0,024
<b>Kritikus érték</b>	–	<i>legalább 0,90</i>	<i>legfeljebb 0,05</i>
<b>A változás mértékének kritikus értéke</b> (amíg kimondható, hogy nem romlik a modell illeszkedése)	<i>nagyobb mint 0</i>	<i>0,01-nél kisebb</i>	<i>legfeljebb 0,015</i>

Az utak egyenlőségének fennállása miatt kijelenthetjük, hogy amennyiben a strukturális modellben a látens változók tengelymetszeteinek összehasonlításakor más következtetésre jutunk, mint a mérési modellben, az annak köszönhető, hogy jelen modellben kontroll alatt tartjuk a kérdezettek három társadalmi-demográfiai jellemzőjét (melyek azonos módon hatnak a két évben). A látens változók strukturális modellbeli tengelymetszeteit a 6. táblázatban láthatjuk. Első ránézésre a tendenciák a mérési modellnek megfelelően alakulnak: 2008-ra minden látens változó tengelymetszetében csökkenés mutatkozik. Kérdés persze, hogy ezek a csökkenések statisztikai értelemben is csökkenésnek minősülnek-e. Ehhez azonban le kell tesztelnünk, hogy ha egyenlővé tesszük a tengelymetszeteket az egyes években, akkor is illeszkedik-e a modell az adatokra. Az egyenlőségek vizsgálata alapján azt láthatjuk, hogy a „tisztá” meritokratizmus az egyetlen, amely a társadalmi-demográfiai változók kontroll alatt tartásával is különbözik az egyes években.<sup>15</sup>

15 Ezen modell esetén a particionált  $\chi^2_M$  szignifikanciájának értéke 0,131 volt, a CFI és az RMSEA értéke is 0,001-gyel csökkent. A többi, tengelymetszet-egyenlőséget vizsgáló modell egyikében sem mozdul el a particionált  $\chi^2_M$  szignifikanciája a nulláról, a CFI és az RMSEA értékei pedig a hüvelykujszabálynál nagyobb mértékben változtak.

explanáció értelmezése alapján a szegénység belső oktulajdonítása csak látszólag különbözik az egyes években, mely látszólagosságot az okozta, hogy a két évben eltért a minta (és ezáltal a társadalom) nem, életkor és iskolázottság szerinti összetétele, amelyek pedig hatással vannak a látens változóra.

6. táblázat: Az igazságossági elvek hatása a szegénység belső oktulajdonítására: a látens változók tengelymetszetei a strukturális modellben

	Szegénység belső oktulajdonítása	„Tiszta” meritokratizmus	Méltányos meritokratizmus
1991	2,396	4,811	2,113
2008	2,338	4,434	2,066

## Összefoglalás

A strukturális egyenletek modellezése az eddig Magyarországon bevett módszerként használt útmodellelemzéshez képest tehát jelentős előnyökkel jár. A SEM alkalmazásával az útmodellek logikájához jobban illeszkedő megerősítő faktoranalízist alkalmazhatjuk a látens változók létrehozásakor. A modell segítségével emellett lehetőségünk nyílik olyan előfeltevések vizsgálatára, melyek felmerülnek az összehasonlító elemzésekkor, ám az eddig elterjedt módszerek nem tették lehetővé ezek tesztelését. Így megvizsgálhatjuk, hogy látens változók összevetésekor vajon ugyanúgy konstruálódik-e meg az összetett mérőszám az egyes csoportokban. Az így kapott eredmények alapján tehát olyan kutatási kérdésekre is választ kaphatunk, melyekre a hagyományos eszköztárat alkalmazva nem volt lehetőségünk, ám társadalomtudományi elemzés, kutatás során gyakran felmerülhetnek. A SEM-modell működési mechanizmusa tehát alapvetően különbözik az eddig használt módszerektől, használatával azonban képesek vagyunk a társadalmi mechanizmusok még mélyebb megismerésére, így a módszer társadalomkutatási alkalmazását kiemelten fontosnak tartjuk.

**ABSTRACT:** Sociologists are often interested in subjective phenomena as values and attitudes. The measurement of these directly unobservable latent structures often presents difficulties. We typically face this problem in the research on social justice. The International Social Justice Project (ISJP) is an international and longitudinal comparative survey, where people's conceptions about social justice are measured on nationwide representative samples. We use Structural Equation Modeling (SEM) to measure justice principles and make longitudinal comparisons. SEM is a family of coherent multidimensional methods, which is particularly suitable to test models, that contain not only observed variables, but directly non observable latent variables. Moreover, in case of longitudinal comparison we are not only able to measure changes in attitudes, but also to test the equivalence of the structures lying behind the attitudes. Using the ISJP data from 1991 and 2008 and applying the method SEM, we

built models containing both static and dynamic components. In the prior case, we tried to grasp how justice principles relate with each other in people's mind, while in the latter case we concentrated on the longitudinal changes of these principles.

## Irodalom

- Albright, J. J. – H. M. Park (2009): *Confirmatory Factor Analysis Using Amos, LISREL, Mplus, and SAS/STAT CALIS*. Working Paper. The University Information Technology Services (UITIS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University. (<http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/cfa/index.html>)
- Anderson, J. C. – D. W. Gerbing (1988): Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychological Bulletin*, 103(3): 411–423.
- Blunch, N. J. (2010): *Introduction to Structural Equation Modelling using SPSS and AMOS*. London: SAGE.
- Brown, T. A. (2006): *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Browne, M. W. – R. Cudeck (1993): Alternative Ways of Assessing Model Fit. In K. A. Bollen – J. S. Long (szerk.): *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park, CA: SAGE, 136–162.
- Bryne, B. M. – R. J. Shavelson – B. Muthén (1989): Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3): 456–466.
- Bryne, B. M. (2004): Testing for Multigroup Invariance Using AMOS Graphics: A Road Less Traveled. *Structural Equation Modeling*, 11(2): 272–300.
- Bryne, B. M. (2008): Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument: A Walk Through the Process. *Psicothema*, 20(4): 872–882.
- Bryne, B. M. (2010): *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.
- Chen, F. F. (2007): Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3): 464–504.
- Hox, J. (2012): *Statistical Modeling in Mplus*. Course Material at the 41st GESIS Spring Seminar: Topics in Social Science Data Analysis: Causality, Structural Equation Modeling with AMOS and Mplus.
- Kline, R. B. (2002): *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- MacCallum, R. C. – M. Roznowski – L. B. Necowitz (1992): Model Modifications in Covariance Structure Analysis: The Problem of Capitalization on Chance. *Psychological Bulletin*, 111(3): 490–504.

- Schmidt, P. – E. Davidov (2010): *Confirmatory Factor Analysis and Structural Equation Modeling with the Program AMOS*. Course Material at the 39th GESIS Spring Seminar: Testing and Modeling with Latent Variables.
- Steenkamp, J.-B. E. M. – H. Baumgartner (1998): Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 25 (June): 78–90.
- Steinmetz, H. – P. Schmidt – A. Tina-Booh – S. Wieczorek – S. H. Schwartz (2007): Testing Measurement Invariance Using Multigroup CFA: Differences between Educational Groups in Human Values Measurement. *Quality and Quantity*, 43(4): 599–616.
- Székelyi M. – Örkény A. (1999): Igazságosság és társadalomkép. *Századvég*, (tél) (15): 87–113.
- Székelyi M. – Örkény A. (2010): Az igazságosság labirintusaiban. A társadalmi igazságosság normatív elveitől az igazságos elosztás gyakorlatáig, 1991–2008. *Szociológiai Szemle*, 20(2): 4–41.



# A kérdezőbiztosok hatása a politikai közvélemény-kutatások eredményeire: bizonyítékok és magyarázatok<sup>1</sup>

Németh Renáta<sup>2</sup> – Luksander Alexandra

nmthrnt@gmail.com; szandron@gmail.com

Beérkezés: 2012. 11. 01.

Átdolgozott változat beérkezése: 2013. 04. 15.

Elfogadás: 2013. 04. 21.

**ÖSSZEFOGLALÓ:** A kérdezőbiztosok hatását hagyományosan a közvélemény-kutatások során kapott válaszokat potenciálisan torzító tényezők közé sorolják, és a kutatások előkészítésekor jelentős erőfeszítéseket is tesznek a hatás kontrollálására. A tényleges kérdezői hatás mérésére azonban eddig kevés kísérlet született. Tanulmányunkban arra kerestünk választ, befolyásolja-e, s ha igen, milyen mértékben a kérdező a politikai közvélemény-kutatások eredményét, továbbá részleges magyarázatot is próbáltunk adni a hatás létrejöttére. A probléma közvetlenül kapcsolódik a választási földrajz érdeklődési terében álló jelenségnek, a lakóhely politikai preferenciára gyakorolt hatásának a méréséhez is, ugyanis a lakóhely hatásába a kérdezői hatás is belejátszik. Egyik legfontosabb eredményünk szerint, bár a lakóhely hatása is jelentős, a kérdező hatása legalább ekkora vagy nagyobb. A kérdezőbiztosok eltérő pártpreferenciája vagy demográfiai jellemzői részben megmagyarázzák ezt a kérdezői heterogenitást; a pártpreferencia hatása egyébként olyan irányú, hogy a kérdezett preferenciája a kérdezőéhez idomul. Bizonyítékot találtunk arra, hogy a hatás nem csupán pártpreferenciával kapcsolatos kérdések esetén áll fenn, sőt mértéke néhány más kérdés esetén nagyságrenddel nagyobb, és stabilnak tűnik az a mintázat is, hogy a kérdezői hatás meghaladja a földrajzi kontextus hatását.

**KULCSSZAVAK:** kérdezőbiztos hatása, mikro- és makroh hatás, választáskutatás, választási földrajz, többszintű logisztikus regresszió

1 Tanulmányunk kiindulópontja Luksander Alexandra egyetemi szakdolgozata volt, melyet az ELTE Társadalomtudományi Karának survey statisztika szakán készített Németh Renáta témavezetésével. Ezúton szeretnénk köszönetet mondani a cikkünkben nem nevesített kutatócég munkatársainak, akik rendelkezésünkre bocsátották az elemzéshez használt adatokat, és hasznos tanácsaikkal segítettek munkánkat. Köszönjük cikkünkhöz fűzött értékes észrevételét a Peripato Társadalomdinamikai Műhely tagjainak, köztük Tóth Gergelynek, továbbá a *Szociológiai Szemle* által rendezett műhelyvita korreferensének, Bartus Tamásnak és a vita hozzászólóinak, valamint a *Szociológia Szemle* szerkesztőségének és lektorainak.

2 A szerzőt a tanulmány elkészítésében az MTA Bolyai János Kutatási Ösztöndíja és részben a TÁMOP 4.2.1/B-09/1/KMR-2010-0003. program támogatta.

## Bevezetés

Közvélemény-kutatások esetén a pártpreferencia az a kivételes téma, amely esetében (négyévente) lehetőség adódik a becslések ellenőrzésére. A közvélemény-kutatók piaci versenyében ezért a választási előrejelzések pontossága a legfontosabb hivatkozási alapnak számít; az eredmények pontossága a nyilvánosság szemében nem csak a cégek politikai felméréseit, hanem általában kérdőíves technikával készült kutatásait is minősíti.

Az előrejelzések pontatlanságának egyik forrása a nem mintavételi hibák köre, ezek közé tartozik a kérdezőbiztosok hatása is. Amennyiben a kérdezőbiztosok viselkedése nem standardizált, úgy az adatok minősége sérülhet, hiszen a válaszokban észlelt különbség mögött ilyenkor a választ előállító folyamat különbsége, és nem feltétlenül a válaszadók közötti tényleges különbség áll. A kérdezők viselkedése nyilván nem lehet tökéletesen standardizált – pl. mindig lesznek köztük nemi, korosztályi eltérések –, ezért kérdés, mekkora a hatása ennek a hibának. Ha a hatás nagy, annak elsődleges szerepe lehet a becslések pontatlanságában. A hatás magyarázata, komponensekre bontása ugyanakkor támpontot adhat a kérdezők viselkedésének sikeresebb standardizálásához.

A kérdezői hatás mérésének másik motivációja az a kihívás, amit a kérdezői hatásnak a földrajzi kontextus hatásával való összefonódása jelent. Itt csak utalnánk rá, hogy a földrajzi kontextus kérdésköre az utóbbi évtizedekben reneszánszát élő választási földrajz (*electoral geography*) területére tartozik. E tudományterületet az a felismerés motiválta, hogy a tér és a társadalom fogalma nem választható el, hiszen politikai döntéseink – más cselekvéseinkhez hasonlóan – társas környezetben, interakciók során jönnek létre. A földrajzi kontextus hatását surveyadatokon vizsgáló kutatások azonban félrevezetőek lehetnek, ha a kérdezői hatást figyelmen kívül hagyják. A kérdezők alanyainak elosztása ugyanis nem véletlenszerű, hiszen egymáshoz közel élők kerülnek ugyanahhoz a kérdezőhöz. Ezért ha nem veszünk tudomást a kérdezők hatásáról, akkor felülbecsüljük a földrajzi kontextus hatását.

Annak vizsgálatára, hogy a kérdezőbiztosok mekkora mértékben befolyásolják a kutatások eredményeit, ez idáig nemzetközi szinten is kevés kísérlet született. Ennek egyik oka, hogy a kétféle hatás – a lakóhely és a kérdezőbiztosok hatása – igen nehezen különíthető el. Azok a kutatások, melyek mégis kísérletet tettek arra, hogy elkülönítsék a kettőt, azt találták, hogy a kérdezőbiztosok a lakóhelynél nagyobb hatással vannak a válaszok heterogenitására (Schnell – Kreuter 2005) – ez mindenképpen felhívja a figyelmet a kérdezőbiztosok hatás jelentőségére. Tekintettel arra, hogy a kérdezői hatás kulturálisan vélhetően erősen meghatározott, e nemzetközi eredmények nem adaptálhatók feltétlenül hazánkra. Az alábbiakban bemutatott vizsgálat tudomásunk szerint Magyarországon elsőként tesz kísérletet a kérdezői hatás és a földrajzi kontextus hatásának elkülönített mérésére és a hatások magyarázatára. A munkát egyrészt az ilyen típusú, mikro- és makrohatások elkülönítésére alkalmas többszintű statisztikai modellek elérhetősége, másrészt egy hazai kuta-

tócég<sup>3</sup> nagymintás, a kérdezők által kitöltött kérdőíveket is tartalmazó adatbázisa tette lehetővé.

## A kérdezői hatás forrása

Fowler és Mangione (1990) négy alapvető szabályt fogalmaznak meg, melyet a kérdezőbiztosoknak követniük kell egy standardizált interjú során:

1. A kérdezőbiztosoknak a kérdéseket mindig szó szerint kell felolvasniuk.
2. Ha a válasz nem megfelelő vagy nem teljes, illetve, ha a válaszadó segítségért fordul a kérdezőhöz, a kérdezőnek indirekt módon, azaz úgy kell segítenie a kérdezettet, hogy válaszát ne befolyásolja.
3. A kérdezőbiztosnak semlegesnek, ítéletektől mentesnek kell lennie. Semmilyen személyes információt nem szabad nyújtania, ami preferenciáiról, értékrendszeréről bármit elárul, valamint a kérdezett által adott válaszra se pozitív, se negatív visszacsatolást nem adhat.
4. A rögzített válasznak pontosan azt, és csak azt kell tartalmaznia, amit a válaszadó mondott.

Azok a kutatások, melyek a fenti szabályok be nem tartásának a hatását vizsgálták, azt találták, hogy a kérdések nem szó szerinti felolvasása, bár gyakran előfordul, nem tölt be jelentős szerepet. Ezzel szemben a kérdezőbiztos által nyújtott megerősítés jelentősen növelte a kérdezőbiztos hatását (Fowler – Mangione 1990). A kérdezettek bizonyos alpopulációinál (pl. alacsonyabb iskolai végzettségűek, lásd Schnell – Kreuter 2005) magasabb ennek a hatásnak a mértéke, mivel azok, akik nem értik a kérdést vagy nem rendelkeznek elegendő információval a témával kapcsolatban, nagyobb valószínűséggel fordulnak a kérdezőbiztoshoz megerősítésért. A kérdezőbiztos semlegestől eltérő viselkedése sem egyforma mértékben befolyásolja a megkérdezetteket; vannak, akik válaszaikat a kérdezőbiztos elvárásaihoz igazítják, míg mások felvállalják valódi válaszukat (Pickery – Loosveldt – Carton 2001). Végül: a válasz rögzítésével kapcsolatos problémák esetén a hatás mértéke kisebb, mégis elmondható, hogy a szelektív kódolás is jelentősen hozzájárul a kérdezőbiztosok hatásához (Fowler – Mangione 1990).

A kérdezőbiztosok viselkedése mellett bizonyos jellemzőik is befolyásolhatják az általuk kapott válaszokat. Az egyik legkorábbi – ebben a témában végzett – kutatás a kérdezőbiztosok zsidó vallására utaló jellemzőinek – a nevüknek és a származásra utaló külső jegyeiknek – hatását vizsgálta (Robinson – Rhode 1946). Az eredmények azt mutatták, hogy a legtöbb kérdés esetében a válaszokat nem befolyásolták a kérdezőbiztosok ezen jellemzői, de a zsidókhoz fűződő érzelmekre, előítéletekre

3 A cég nevét nem hozzuk nyilvánosságra, mivel az itt közölt információk üzleti titoknak minősülnek.

vonatkozó kérdések esetében jelentős hatást találtak. Hyman (1954) és társai a kérdezőbiztosok nemének hatását vizsgálták. Eredményeik szerint azok a férfiak, akik férfi kérdezőbiztossal találkoztak, nagyobb valószínűséggel értettek egyet azzal az állítással, hogy egy rendes férfi nem tudja tisztelni azokat a nőket, akiknek házasság előtti szexuális kapcsolatuk volt. Egy másik választáskutatási példát hozva: az Egyesült Államokban végzett kutatások szerint a kérdezői hatás kimutatható volt a fehér kérdezők között, ha fekete kérdező kérdezett fekete jelöltről (Finkel et al. 1991). A kutatások tehát elsősorban azokban az esetekben találtak kapcsolatot a kérdező jellemzői és a kapott válaszok között, amikor egy kutatási téma a kérdező értelmezésében közvetlenül kötődött a kérdezőhöz annak bizonyos észlelt jellemzőin keresztül.

A jelenség magyarázata szerint az interjúszituáció személyes kapcsolatot teremt, még ha rövid időre is, melyben a kérdező, ahogy a társas interakciók folyamán általában, igyekszik önreprezentációját az általános társadalmi normákhoz, illetve a kérdező által képviselt elvárásokhoz igazítani. A jelenséget társadalmi elvárások által generált torzítás (*social desirability bias*) néven ismeri a survey-szakirodalom. Ez a jelenség lehet a magyarázata annak is, hogy a kérdezői hatás erősebb személyes kérdés esetében, mint telefonos kutatásoknál (Hox 1994) – nyilván a kérdezőbiztos számos jellemzője telefonon keresztül nem érzékelhető a megkérdezett számára.

Mint már említettük, a kérdezőbiztosoknak az általuk gyűjtött adatokra gyakorolt hatása leginkább a kérdés standardizálása által csökkenthető; a standardizálás elsősorban a kérdezők megfelelő képzése és munkájuk ellenőrzése révén érhető el (empirikus bizonyítékként lásd pl. Billiet – Loosveldt [1988]). Mások a viselkedésen túl a kérdezőknek a kutatás témájával közvetlen kapcsolatban álló jellemzőit is kontrollálni javasolják (Fowler – Mangione 1990). A kérdező hatásának csökkentéséhez ezen túl az is hozzájárul, ha az egy kérdezőbiztosra jutó interjúk száma nem túl magas, ez azonban növeli a kutatás költségeit is (Schnell – Kreuter 2005). Végül: a kérdezőbiztos hatásának csökkentését segíti elő a kérdések megfelelő megfogalmazása és előtesztelése is, elkerülendő, hogy a kérdezőbiztos a kérdések felolvasásán túl is szerepet játsszon a válaszadási folyamatban.

A standardizálással kapcsolatban fontos megemlíteni egy másik nézőpontot, s annak hazai reprezentánsaként Letenyei és Nagy (2007) munkáját, akik – antropológiai megközelítésben – a standardizálás hátrányait hangsúlyozzák. Szerintük ugyanis éppen a kérdező helyzetfelismerő képessége, a változó terepviszonyokhoz való rugalmas kérdőív-adaptáció biztosíthatja a kapott válaszok érvényességét. A Letenyei és Nagy javasolta rugalmas kérdőív persze nem a kérdező önálló spontán döntéseire bízott eljárás, hanem megfelelően kontrollált terepmunkás gyakorlat. Ebben a megközelítésben ugyanazzal a tartalommal többféle kérdés képzelhető el, ahol (írják a szerzők) „a kérdésvariációk jelentésének azonossága a kutató felelőssége, aki ezt leginkább kvalitatív módszerekkel tudja ellenőrizni”. Ha így nézzük, jelen

tanulmányunk – egy standardizálásra törekvő kutatás példáján – éppen e variációk tartalmi azonosságának *kvantitatív* ellenőrzésére tesz kísérletet.

## A kérdezői hatás mérése

A legtöbb személyes kérdőíves kutatás esetében többlépcsős mintavételt alkalmaznak, azaz a mintavétel során először településekből vesznek mintát, majd a kiválasztott településeken belül választják ki a kutatásban részt vevő egyéneket. A módszer alkalmazásának elsősorban anyagi okai vannak – a kérdezők utazási költségei a kevésbé szórt mintának köszönhetően jelentősen csökkennek. A módszernek azonban van hátránya is: a becslések szórása ilyenkor általában nagyobb, mint egyszerű véletlen mintavétel esetén. A szórás növekedése abból ered, hogy az azonos csoportba tartozó válaszadók válaszai relatíve homogének, míg a csoportok között nagyobb különbségek állhatnak fenn, így az eredmények erősen függenek attól, hogy éppen melyik csoportok kerültek a mintába. A homogenitásnak két forrása lehet: a közös lakóhely, illetve a közös kérdezőbiztos. A kérdezők hatása tehát összefonódik a településével.

A kérdezői és a települési hatás elkülönített mérésének ideális megoldása az úgynevezett interpenetrating mintavétel lenne, amikor is a megkérdezetteket véletlenszerűen rendelik hozzá a kérdezőbiztosokhoz attól függetlenül, hogy az illetők melyik településen élnek (O’Muircheartaigh – Campanelli 1998). Ez a mintavételi elrendezés azonban magas költsége miatt a gyakorlatban ritkán fordul elő. Egy másik módszer – melyből Schnell és Kreuter (2005) is kiindultak – egy olyan hierarchikus elrendezés, ahol minden kérdezőbiztos csak adott településen kérdez (*nested design*). Mindkét utóbbi elrendezés esetén azt találták, hogy a kérdezőbiztosok nagyobb hatást gyakorolnak a válaszokra, mint a települések, és ez a legkülönbözőbb kérdésekre igaz (Schnell – Kreuter 2005).

A vizsgálatunkban használt adatok elrendezése azonban nem ilyen hierarchikus adatstruktúrát követett, ugyanis a kérdezők és a települések csoportjai keresztezték egymást (*cross-classification*). Vagyis volt település, ahol többen is kérdeztek, és volt kérdezőbiztos, aki több településen is kérdezett.

A mintavételi elrendezés azonosítását követően olyan statisztikai modellre van szükségünk, amely képes a vizsgált jelenség kialakulása három (egyénhez, kérdezőhöz, településhez tartozó) szintjének és a keresztezett elrendezésnek a megjelenítésére, továbbá a jelenség részleges magyarázatára az egyes szintek jellemzőinek bevonásával. Erre a célra a többszintű regressziós modellek alkalmasak (hasonló problémára lásd pl. Davis – Scott 1995). Esetünkben a függő változó dichotóm (valamely párt választása), ezért többszintű logisztikus regressziót alkalmaztunk, mégpedig az elrendezésnek megfelelően kereszthatást leíró változatot (*crossed random-effects logistic regression*).

A kiinduló (üres, magyarázó változót még nem tartalmazó) modell azt feltételezi, hogy az egyén pártválasztási valószínűségének logit függvénye (logit: az esély logaritmus) csak a kérdezőbiztos személyétől és a településtől függ:

$$\text{logit}(P(Y_{ijk}=1))=y_{00}+u_{1j}+u_{2k}, \quad (1)$$

ahol  $Y_{ijk}$  értéke 1, ha a  $j$  településen a  $k$  kérdező által kérdezett  $i$  személy az általunk vizsgált pártra szavazna, 0, ha másik pártot választana. Az egyenletben  $y_{00}$  a pártválasztás általános valószínűsége a logit skálán kifejezve. Ezen mind a települések, mind a kérdezettek random módon változtatnak. A települések által okozott eltérések normális eloszlásúak 0 várható értékkel és  $\sigma_{\text{település}}$  szórással, míg a kérdezők által okozott eltérések szintén normális eloszlásúak 0 várható értékkel,  $\sigma_{\text{település}}$  szórással, és függetlenek a települési eltérésektől.

Itt jegyeznénk meg, hogy a kérdezői hatás várható értékének 0 volta a modell egy fontos jellegzetességére mutat rá: a kérdezők devianciáját csak az adott mintán belül, csak egymáshoz képest tudjuk mérni. Vagyis nem tudunk választ adni arra a kérdésre, hogy van-e szisztematikus torzítás a kérdezők részéről, hogy felül- vagy alulméri-e a vizsgált kutatóintézet az adott párt népszerűségét.

Annak a kérdésnek a megválaszolására, hogy e csoportszintű hatások mekkora szerepet játszanak, az utóbbi években több szerző (Larsen et al. 2000; Ohlsson et al. 2005; Larsen – Merlo 2005; Rabe-Hesketh – Skrondal 2008) az esélyhányadosok ismerős skáláján interpretálható medián esélyhányadosot (*median odds ratio*, MOR) javasolja. A MOR nagy előnye, hogy értéke közvetlenül összevethető a magyarázó változókhoz tartozó becsült esélyhányadosokéval. Becslésekor pl. a kérdezőkhöz tartozó medián esélyhányados ( $MOR_{\text{kérdező}}$ ) esetén veszünk két, ugyanazon településen dolgozó kérdezőt, a modell alapján megbecsüljük mindkettő kérdezetteinek pártválasztási esélyét, majd kiszámoljuk a két esély hányadosát (a nagyobb számot osztva a kisebbel), végül vesszük az összes ilyen kérdezőpárhoz tartozó esélyhányados mediánját. Amennyiben a  $MOR_{\text{kérdező}}$  értéke pl. 2,5, ez úgy interpretálható, hogy a kérdező hatása jelentős: ha az egyén egy másik, ugyanazon a településen dolgozó kérdezőhöz kerülne, akkor pártválasztásának esélye 50%-os valószínűséggel több mint két és félszeresére nőne (vagy kevesebb mint  $1/2,5=0,4$ -szeresére csökkenne – az egyszerűség kedvéért a továbbiakban mindig növekedést írunk majd). Települési szintű MOR ( $MOR_{\text{település}}$ ) számításakor az ugyanazon kérdező által kérdezettek esetén vetjük össze a különböző településen élők pártválasztási esélyét. A  $MOR_{\text{település}}$  és a  $MOR_{\text{kérdező}}$  közvetlenül összehasonlítható, értékük eltéréséből megítélhető, hogy a kérdező személye vagy a lakhely-e a relevánsabb faktor a pártválasztás jelenségének megértésében.

Kutatásunkban mind a kérdező-, mind a lakóhelyhatás vizsgálatakor szeretnénk volna e hatásokat legalább részben megmagyarázni, ezért a többszintű üres modellbe magyarázó változókat vontunk be a három szint (egyén, kérdező, lakóhely) mind-egyikéhez kapcsolódóan. A magyarázó változók bevonása után számolt kérdezői és települési MOR a bevont magyarázó változók által meg nem magyarázott, reziduális hatásként interpretálható. A reziduális MOR nagysága, vagyis a meg nem magyarázott kérdezői hatás erőssége a magyarázó változókhoz tartozó esélyhányadosokkal összevetve ítéltető meg. Fontos itt megjegyezni a többszintű logisztikus modellnek

– azt az egyébként általában figyelmen kívül hagyott – sajátosságát, hogy a csoport-szintű hatások és a magyarázó változók hatása csak egy modellen belül, egymáshoz képest ítélni lehet meg. Két különböző modellhez tartozó hatásmutató nem vehető össze közvetlenül, ám az arányok összevethetők. Például a kérdezői és települési MOR egymáshoz viszonyított arányának a modellépítés során megfigyelhető változása jól interpretálható, ahogyan a kérdező pártpreferenciájának a települési MOR-hoz viszonyított arányának változása is. (A probléma hátterében az áll, hogy az egyéni szintű variancia a változó bináris volta miatt a valószínűség függvénye, ezért függ a magyarázó változók értékétől, lásd pl. Snijders – Bosker, 1999: 227–229).

Megjegyezzük, hogy a gyakorlatban sokszor találkozhatunk a több szinten megfigyelt jelenségek hagyományos módon, „egyszintes” regresszióval történő megközelítésével. Erre két út kínálkozik. Az egyik az egyéni szintű modell a településjellemzőknek a megkérdezettek tulajdonságaiként történő szerepeltetésével. Ezzel a megoldással a modell korrelálatlan hibatagokra vonatkozó előfeltevését sértjük meg; ez alulbecsült hibahatárokhoz és tévesen szignifikánsnak ítélt eredményekhez vezet. A másik megoldás az egyszintű, de makroszintű modell, kizárólag aggregált településjellemzők bevonásával (a településen mért Jobbik-népszerűség magyarázata a munkanélküliségi rátával stb.). Ez az út elfogadható, ha kizárólag makro-makro kapcsolatok érdekelnek minket, ám gyakran látjuk azt, hogy az elemzési egység definiálatlanságával a jelentések eltolódnak, és ökológiai tévkövetkeztetés áll elő. Mindezeknél fontos rámutatni, hogy a többszintű modell nem csupán a fenti statisztikai kellemetlenségektől szabadít meg: a társadalmi jelenségek, és konkrétan a választói magatartás megértésében is kulcsfontosságú a mikro- és makroszintű hatások elkülönítése (erről friss hazai tanulmányként lásd pl. Kmetty – Tóth 2011).

A magyarázó változókat is tartalmazó modell regressziós együtthatóinak értékelése is a  $MOR_{\text{kérdező}}$ -hoz viszonyítva történhet. Amennyiben a magyarázó változóhoz tartozó esélyhányados nagyobb, mint a  $MOR_{\text{kérdező}}$ , úgy azt mondhatjuk, hogy a pártpreferencia-válasz kialakulásában a kérdezőbiztos személyének nagyobb a jelentősége, mint az adott változónak.

## A lakóhely hatásának forrása

Modelljeink körütekintő tervezése és az eredmények megfelelő értelmezése megkívánja, hogy röviden kitérjünk a földrajzi környezetnek a politikai preferenciára gyakorolt hatásával kapcsolatos magyarázatokra is. A magyarázatok Burbank (1997) szerint alapvetően két hipotézis körül csoportosulnak, mindkettő a politikai ügyekre vonatkozó információk környezeti átszűrtségén alapszik. A személyes kontaktus hipotézise szerint az egyének a szomszédságukban élőktől közvetlen kontaktus során szereznek információkat, s mivel ezek a szomszédságok társadalmi összetételüket tekintve eltérnek egymástól, a beszerzett információk, így a segítségükkel kialakított politikai preferenciák is eltérőek lesznek. A másik, ún. percepció hipotézis

a környezet megfigyelésére hivatkozik. Eszerint közvetlen kommunikatív interakció nélkül is tehetünk megfigyeléseket környezetük politikai preferenciáiról, ahogy pl. az országos gazdaságpolitikát is hajlamosak vagyunk lakóhelyünk gazdasági fejlettsége alapján megítélni. Ezek a megfigyelések alakítják azután politikai preferenciáinkat. Érdeemes megjegyezni, hogy ezek a klasszikus elméletek a tömegmédiá hatását még zárójelbe tették, úgy vélték, a híreket a környezetünkben élők segítenek megtölteni személyes jelentéssel. Az internet és a szociális média azonban nem egyszerűen hírforrás, hanem a társas kontaktus valódi terepe – újabb kutatások (pl. Edgerly et al. 2012) szerint a Facebook, a Youtube és a Twitter erősen befolyásolja a politikai preferenciát. Ezért elképzelhető, hogy a szociális média térnyerésével a jövőben jelentősen csökkenni fog a ránk hatást gyakorló egyének földrajzi távolságának szerepe, így általában a lakóhely politikai preferenciákra gyakorolt hatása is.

A fentieket kutatásunk operacionalizálására alkalmazva: a személyes kontaktus hipotézise alapján elképzelhető, hogy az adott településen élők társadalmi-gazdasági összetétele magyarázza a lakóhely hatását – ezért az egyéni szintű társadalmi-gazdasági változók a település hatásának remélt megmagyarázása céljából is szerepelnek majd modelljeinkben. Az aktuális hazai politológiai kutatások (pl. Vécsei 2011; Kmetty – Tóth 2011; Bálint – Bozsonyi 2012; Tardos 2011) gyakorlatát követve a települést jellemző tulajdonságok közül a munkanélküliségi rátát és a településnagyságot is szerepeltetjük modelljeinkben; a munkanélküliségi ráta a gazdasági fejlettség proxyjaként a percepció hipotézis szerint fontos szereppel bírhat, míg a településnagyság a percepció spektrumának befolyásán túl a személyes kontaktusok mennyiségének/minőségének meghatározójaként is fontos lehet.

## Adatok, módszertan

Az általunk használt adatok egy 2010-ben havonként végzett (nem követéses) vizsgálat sorozatból származnak, ahol a kérdőíveket személyes kérdés során vették fel, és a kérdezők május hónapban szintén kitöltötték a kérdőívet. A települések zömét nem keresték fel minden hónapban, és a kérdezőbiztosok egy része is cserélődött az év során. Az elemzésbe azokat a kérdezetteket vonjuk be, akiknek a kérdezője is kitöltötte a kérdőívet. Így mintegy 6 600 kérdezettet kapunk, akikhez 73 kérdező és 147 település tartozik (Budapest kerületei önálló településként), erősen nem hierarchikus elrendezésben: a kérdezők 80%-a több településen is kérdezett, és a települések 40%-án több kérdező is dolgozott. Az egy kérdezőre/településre eső mintaelemszám néhány esetben alacsony volt, ez azonban nem okoz problémát az alkalmazott módszer, a többszintű elemzés számára, sőt a módszer előnye éppen az ilyen esetekben nyilvánvaló. Ugyanis a többszintű elemzés adott kérdező/település hatását nem csak a kérdezőhöz/településhez tartozó kérdezettek alapján becsli meg, hanem a többi kérdező/település által szolgáltatott információt is figyelembe veszi. A többszintű modellek paraméterei szimulációs vizsgálatok



szerint még csoportonként átlagosan csupán öt fő esetén is megbízhatóan becsülhetők (Clarke 2008).

Az elemzés során a „Melyik pártra szavazna, ha most vasárnap parlamenti választások lennének?” kérdésre adott válaszokat használtuk, mintanagysághatárak miatt csupán három pártra vonatkozó preferenciát vizsgálva, ezek a Fidesz – Magyar Polgári Szövetség, a Magyar Szocialista Párt és a Jobbik Magyarorszáért Mozgalom voltak. A többszintű logisztikus regresszióhoz a Stata *xtmelogit* parancsát használtuk (mivel a modell kereszthatásokból eredő komplexitása rendkívül megnöveli a számítási időt, a gyorsabb, de kevésbé precíz eredményt adó Laplace-féle approximációt alkalmaztuk). A kérdezők egy részét a kutatás során lecserélték. Mivel a pártpreferenciák az idővel változhatnak, a csere miatt tévesen felülbecsülnénk a kérdezői hatást, ezért a kérdés hónapját – mint egyéni szintű kategoriális kontrollváltozót – minden modellbe bevontuk.

A függő változót úgy definiáltuk, mint az adott párt preferenciája versus más párt preferenciája. A bizonytalanok kihagyásának indoka, hogy elsősorban a pártok közötti választásra ható tényezőket, és nem a biztos pártválasztás motívumait szeretnénk volna felderíteni. Arra, hogy a kérdezőbiztosnak milyen hatása van a bizonytalanok biztos pártválasztókká történő konvertálására, tanulmányunk végén egy külön modell illesztésével kitérünk majd.

A modellépítés során a kérdezői hatás és a települési hatás komponensekre bontásának érdekében lépésenként bővülő modelleket illesztettünk. Az üres modellel (1. modell) indult a modellépítés, melyben egyedül a kérdés hónapja szerepelt kontrollváltozóként. E modell célja a kérdezői, illetve lakóhelyi hatás elkülönített mérése volt. Nagy MOR, tehát a kérdezettek válaszainak kérdezők vagy lakóhely szerinti nagy heterogenitása mögött vagy valamilyen tényleges kontextushatás állhat (pl. települések esetén eltérő gazdasági fejlettség – lásd a percepciók hipotézis/kérdezők esetén a kérdező valamely jellemzője), vagy egyfajta összetételhatás (pl. a települések lakóinak/a kérdezők kérdezettjeinek eltérő iskolázottsági összetétele). Kutatásunkban mind a kérdező-, mind a lakóhelyhatás vizsgálatok szeretnénk volna ezen összetételhatást a kontextushatásról leválasztani, majd a fennmaradó kontextushatást megmagyarázni. A 2. modellbe ezért a kérdezetteket jellemző egyéni szintű magyarázó változókat vontunk be. Ezek kiválasztásakor a szakirodalomra támaszkodtunk, és egyrészt a kérdezői hatásra, másrészt a pártpreferenciára hatást gyakorló legfontosabb egyéni jellemzőket (Kmetty – Tóth 2011; Tardos 2011) szerepeltettük. Az összetételhatás leválasztása után fennmaradó kontextuális hatás magyarázatok felmerülhet a társadalmi elvárások által generált torzítás, hiszen a kérdező a kérdés során érzékelheti a kérdezőbiztosok pártpreferenciáját (más kérdéssel kapcsolatos elejtett megjegyzés vagy visszacsatolás révén). Ezért a magyarázatkísérlet első lépése a kérdező pártpreferenciájának (3. modell) bevonásával történt. Egy másik, szintén a társadalmi elvárások által generált torzítást kiváltó jelenség lehet, hogy a kérdező a kérdezőbiztos bizonyos jellemzői (kora, be-

szédstílusa, öltözéke) alapján von le következtetéseket annak pártpreferenciájáról. A kérdező kora, neme, jövedelme, iskolázottsága bevonásával a 3. modellből kapott 4. modell ennek a mechanizmusnak a vizsgálatára jött létre. A 3. és 4. modell arra is választ ad, hogy a települések hatása mekkora részben adódik a hozzájuk tartozó kérdezők eltérő összetételéből, azaz mekkora részben összetételhatás. A fennmaradó, a földrajzi kontextusra visszavezethető hatás magyarázatát a korábbi indokok alapján a munkanélküliségi rátával és a népességszámmal kíséreltük meg (5. modell).

## Eredmények

A teljes minta (11 068 személy) nem és kor szerinti megoszlását az 1. táblázat mutatja.

1. táblázat: A kérdezettek nem és korcsoport szerinti megoszlása, (%)

	Korcsoport				Összesen
	18–29 éves (%)	30–44 éves (%)	45–59 éves (%)	60 éves és idősebb (%)	
<b>Nő</b>	18	28	29	25	100
<b>Férfi</b>	16	33	31	21	100

Tekintsük ezután a (kérdőívet májusban kitöltő) kérdezőbiztosok és a május hónapban kérdezettek pártpreferenciájának megoszlását (666 kérdezett és 73 kérdezőbiztos). Ahogy a 2. táblázat mutatja, a kérdezettek és a kérdezőbiztosok pártpreferenciája jelentősen különbözik egymástól. A kérdezőbiztosok között több az MSZP-szimpatizáns, körükben alacsonyabb a jobboldali pártok támogatottsága, míg a bizonytalanok (a válaszolni nem tudók vagy nem kívánók) aránya megegyezik a kérdezettek körében mérttel. Megjegyezzük, hogy az eltéréseket magyarázhatja, hogy a kérdezők átlagosan iskolázottabbak és fiatalabbak is a kérdezetteknel.

2. táblázat: A kérdezettek és a kérdezők pártpreferencia-megoszlásának eltérése (május hónap), %

Pártpreferencia	Kérdezett (%)	Kérdező (%)
<b>Fidesz</b>	45,4	32,9
<b>MSZP</b>	9,5	17,8
<b>Jobbik</b>	9,2	2,7
<b>Egyéb</b>	6,9	16,4
<b>Bizonytalan</b>	29,1	30,1
<b>Összesen</b>	100	100

Tekintsük most a többszintű logisztikus regressziós modelleket, elsőként az 1. modellt (3. táblázat). A leginkább szembetűnő eredmény az, hogy a MOR alapján a pártválasztást a kérdezőbiztos személye legalább annyira befolyásolja, mint a kérdezett lakhelye, sőt az MSZP választása esetén a kérdező hatása lényegesen erősebb a településénél. Az MSZP esetén kapott 2 körüli  $MOR_{\text{kérdező}}$  azt jelzi, hogy csupán a kér-

dező személyét megváltoztatva az esetek felében legalább kétszeresére nőne a párt választásának esélye. A kérdezői és a települési hatás statisztikailag jelentősnek ítéhető (a többszintű modell a valószínűség-hányados próba alapján szignifikánsan jobban illeszkedik az adatokhoz, mint az egyszintű, továbbá a  $\sigma_{\text{település}}$  és a  $\sigma_{\text{kérdező}}$  értéke sokszorososan meghaladja saját standard hibájának értékét).

A következő modellben magyarázó változóként a kérdezett alábbi releváns jellemzői is szerepelnek: nem, korcsoport (18–29, 30–44, 45–59, 60+), iskolázottság (legfeljebb 8 általános, szakmunkás, érettségi, diploma), gazdasági aktivitás (dolgozik, munkanélküli, nyugdíjas, egyéb inaktív), családszerkezet (egyedül él/mással él együtt), vallásos hit (vallásos, az egyház tanításait követi vs. nem vallásos/maga módján vallásos/nem tudja megmondani, hogy vallásos-e). A log-likelihood értékek összevetése alapján (3. táblázat) az egyéni jellemzők bevonása szignifikánsan javította a modell illeszkedését, tehát ezek valóban hatással vannak a pártválasztásra. Az 1. modellel összevetve a kérdezői és a települési hatás egymáshoz viszonyított erőssége változatlan.

Megjegyezzük, hogy a kapott 1,5 körüli  $MOR_{\text{kérdező}}$  és  $MOR_{\text{település}}$  nagyságrendje jól megítélhető abból, hogy a vizsgált egyéni jellemzők többségéhez nem tartozik ilyen magas esélyhányados. Egyedül az MSZP esetében találunk ennél fontosabb magyarázó változót, az életkort (jellemzően az idősebbek választják szívesebben ezt a pártot, pl. a 18–29 éves korosztályhoz képest a 60+ korcsoport ötször nagyobb eséllyel). Vagyis megállapítható, hogy a Fidesz és a Jobbik esetén mind a kérdezőbiztos személye, mind a kérdezett lakóhelye legalább akkora hatással van a pártválasztásra, mint a kérdezett demográfiai jellemzői, így vallásossága vagy iskolázottsága (!), és az MSZP esetén is csupán a kornak van a kérdezői hatáznál fontosabb szerepe.

3. táblázat: A modellépítés eredményei

		Fidesz	MSZP	Jobbik
1. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,50	1,94	1,50
	$MOR_{\text{település}}$	1,48	1,39	1,61
	Log-likelihood (szf=13)	-3325,2	-1936,5	-2151,7
2. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,50	2,04	1,55
	$MOR_{\text{település}}$	1,46	1,49	1,64
	Log-likelihood (szf=25)	-3228,8	-1760,2	-2084,1
3. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,45	1,87	1,51
	$MOR_{\text{település}}$	1,45	1,51	1,64
	Log-likelihood (szf=30)	-3226,4	-1756,1	-2082,8
4. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,40	1,83	1,40
	$MOR_{\text{település}}$	1,46	1,49	1,69
	Log-likelihood (szf=36)	-3111,9	-1709,1	-2013,4
5. modell	$MOR_{\text{kérdező}}$	1,40	1,82	1,41
	$MOR_{\text{település}}$	1,45	1,48	1,69
	Log-likelihood (szf=38)	-3110,5	-1708,0	-2013,2

Az elemzésbe ezután a kérdező pártpreferenciájára vonatkozó változót is bevontuk. A modell illeszkedésének javulása az 1. modellhez képest szignifikáns, a másodikhoz képest nem. A települési és kérdezői MOR egymáshoz viszonyított értéke a Fidesz és a Jobbik esetén nem változott számottevően az előző modellhez képest, ám az MSZP esetében a kérdezői MOR-nak a települési MOR-hoz viszonyított aránya csökkent az előző modellhez képest. Tehát a kérdező pártpreferenciájának van szerepe az MSZP esetében – arra a kérdésre, hogy milyen ez a szerep, az utolsó modell alapján adunk majd választ.

Az elemzésbe ezután a kérdező más, releváns jellemzőit is bevontuk. Az első modellhez képest szignifikáns az illeszkedésjavulás. A kérdezői pártpreferenciával meg nem magyarázott kérdezői hatás leginkább a Jobbik esetében volt megmagyarázható ezekkel a jellemzőkkel, hiszen a (3. táblázat) a reziduális kérdezői hatás a MOR alapján már lényegesen kisebb, mint a reziduális települési hatás (1,4 versus 1,7). A MOR szerint a Fidesz esetében a kérdezői és a települési hatás továbbra is egyenrangú, az MSZP esetében pedig a kérdezők fontossága továbbra is meghaladja a lakóhelyét.

Ezután a földrajzi kontextus hatását kíséreltük meg megmagyarázni a település-nagyság (állandó népesség 10 000 főben 2010. január 1-jén) és a munkanélküliségi ráta (1000 állandó lakosra eső nyilvántartott álláskeresők száma 2010-ben) segítségével. Az új változók az első modellhez képest szignifikánsan javították a modell illeszkedését. A települési MOR-nak a kérdezői MOR-hoz viszonyított aránya csak minimális mértékben csökkent, tehát elmondható, hogy a választott két település-jellemzővel nem sikerült megragadni a lakhelynek mint makrohatásnak azt az aspektusát, ami a pártpreferencia kialakulásában szerepet játszik.

A csoportszintű hatások vizsgálata után térjünk most a magyarázó változók hatásának értékelésére az 5. modell becslései alapján (4. táblázat). Az egyéni jellemzők pártválasztásra gyakorolt hatása nem tartozik vizsgált témánkhoz, ezért nem is közöljük a hozzájuk tartozó becsült esélyhányadosokat. A kérdező pártpreferenciájának hatása 5%-os szinten a Fidesz esetében szignifikáns: Fidesz-szimpatizáns kérdezőknek van legnagyobb esélyük fideszes kérdezett találni. Hozzájuk képest az MSZP-szimpatizáns kérdezőnek csupán 65% az esélye arra, hogy kérdezettje a Fideszt választja. A többi párt választása esetén e hatás statisztikailag nem jelentős, óvatosan (a táblában tájékoztatásképp a 10%-os szinten szignifikáns eredményekből kiindulva) mégis azt mondhatjuk, hogy az MSZP választásának esélyét az MSZP-s kérdezők növelik, mégpedig a fideszes kérdezőkhöz képest 84%-kal. Vagyis megállapíthatjuk, hogy a kérdezettek a kérdezők pártpreferenciáihoz húznak. A táblázatból az is látható, hogy a Fidesz választásának esélyét az egyéb pártot preferáló kérdező csökkenti, míg az MSZP választásának esélyét növeli (mégpedig a fideszes kérdezőhöz képest majdnem háromszorosára). Meg kell jegyezni, hogy az egyéb párt kategória a kérdezők esetében nagyrészt az LMP-t fedi.

A kérdezők demográfiai jegyei között nem találunk 5%-os szinten szignifikáns

kontrasztokat. A 10%-os szinten szignifikánsak azt mutatják, hogy női kérdezők kérdezettjei inkább választják a Jobbikot.

4. táblázat: Az 5. modell regressziós együtthatói esélyhányadosokként

		Fidesz	MSZP	Jobbik
<b>Kérdezői pártpreferencia</b> (referencia: Fidesz)	MSZP	0,65**	1,84*	1,09
	LMP	0,83	1,16	1,38
	Jobbik	0,73	1,58	1,53
	Egyéb párt	0,53*	2,89*	1,44
	Bizonytalan	0,81	1,36	1,25
<b>Kérdező korcsoportja</b> (referencia: 18–29)	30–44 éves	1,40	0,67	0,68
	45–59 éves	1,04	0,91	0,83
<b>Kérdező neme:</b> férfi (referencia: nő)		1,10	0,77	0,74*
<b>Kérdező iskolázottsága</b> (referencia: szakmunkás)	Érettségi	0,49	0,46	2,54
	Diploma	0,65	0,53	1,65
<b>Kérdező havi nettó jövedelme</b> (100 000 Ft-ban)		0,96	1,02	0,93
<b>Település nagysága</b> (10 000 főben)		0,99	1,02	1,00
<b>Települési munkanélküliségi ráta</b> (1000 főre)		1,00	1,00	1,00

Megjegyzés: \* 0,1; \*\* 0,5 (szinten szignifikáns).

## A kérdezők hatása más kérdések esetén

Fent megelölegeztük már, hogy érdemes vizsgálni a kérdezőbiztosok szerepét a bizonytalan pártpreferencia alakulásában is. Felmerülhet továbbá a kérdés, hogy vajon mennyire témaspecifikus a kérdezői hatás jelensége. Ezért az 1. modellt a bizonytalan pártpreferencián kívül a médiafogyasztásra (Látta-e a TV2 Tények című műsorát, igen/nem) és a vallásos hitre (Követem az egyház tanításait vs. más válasz) vonatkozó kérdésekkel is illesztettük, illetve más kérdések esetén (havi nettó jövedelemre vonatkozó kérdés válaszmegtagadása, ismételt személyes felkeresés engedélyezése) is modelleztük a válaszadói együttműködést. Viszonyítási pontként vizsgáltunk két olyan változót is, amik semleges témára vonatkozó, könnyen megválaszolható ténykérdések (van gyermeke vs. nincs, iskolai végzettség: legfeljebb 8 általános vs. magasabb), itt a kérdező viselkedésének, kommentárjának, potenciális elvárásainak várhatóan kisebb a hatása.

5. táblázat: Az 1. modell eredményei más függő változókkal

	Bizonytalan pártpreferencia	Látta: TV2, Tények	Vallásos hit	Válasz-megtágadás (jövedelem)	Ismételt személyes felkeresés engedélyezése	Van-e gyermeke	Iskolai végzettség
MOR <sub>kérdező</sub>	2,6	2,7	2,2	6,0	13,9	1,4	1,9
MOR <sub>település</sub>	1,3	1,3	1,3	1,6	2,4	1,2	1,8

Az eredményeket az 5. táblázat közli. Látható, hogy a kérdezői hatás (a települési hatással összevetve) a bizonytalan pártpreferenciát és a négy, nem ténykérdésre adott választ még erősebben befolyásolja, mint a korábban vizsgált konkrét pártpreferenciát. Az ismételt felkeresés engedélyezése 14-es MOR-t mutat, vagyis az esetek felében legalább 14-szeresére növeli az engedélyezés esélyét az, ha másik kérdezőhöz kerül a kérdezett (!). Hasonlóan kiugró erősségű hatása van a kérdezőknek a jövedelem eltitkolására (MOR=6). A semleges ténykérdések esetén jóval kisebb, a települési MOR-ral azonos értékű a kérdezői MOR. A bizonytalan pártpreferencia létrejöttének megértéséhez vihet közelebb, ha (a korábban 5.-nek nevezett, legteljesebb modell illesztése alapján) megemlítjük, hogy a statisztikailag szignifikáns meghatározó tényezők alapján a bizonytalan pártpreferenciájú kérdező 90%-kal, a női kérdező 60%-kal, a település nagyságának 10 000 fővel történő csökkenése pedig 3%-kal növeli a kérdezett bizonytalan pártpreferenciájának esélyét.

## Még egy megvizsgálandó ok: a kérdezők szabályszerűsége

Végül fontos megemlíteni azt a nyilvánvaló lehetőséget, hogy a kérdezőbiztosok közül néhányan a kérdőíveket részben vagy egészben maguk tölti ki. Ez megmagyarázhatja a kérdezői hatást, és azt is, hogy a kérdező pártpreferenciája befolyásolja a válaszokat – kézenfekvő feltételezés, hogy a kérdező az általa preferált párt szimpatizánsainak arányát felülbecsli.

Ennek a hipotézisnek a tesztelésére csak közvetett lehetőség nyílt számunkra. A kérdőív végén a kérdezetteket megkérdezték, vállalnának-e újbóli személyes megkeresést. Feltételezésünk szerint azoknál a kérdezőbiztosoknál, akik részben maguk töltik ki a kérdőíveket, kevesebb lesz az erre igennel válaszolók aránya, és várakozásaink szerint ők ugyanazok, akik a fenti modelleknél nagy kérdezői hatást mutatnak. A hipotézis teszteléséhez a fenti 5. modellnek a legnagyobb kérdezői hatást mutató MSZP-választást leíró változata alapján becslést adtunk a kérdezői hatásra (ún. empirikus Bayes-féle módszerrel, a Stata *predict* paranccsával). Ez a becslés azt mutatja, hogy milyen hatást gyakorolnak az egyes kérdezők az MSZP preferálására, minden egyéb itt kvantifikált hatást (kérdezettek eltérő demográfiai összeté-

tele, kérdezők és a települések eltérő sajátosságai) kontrollálva. A hatás előjele számunkra most érdektelen (az a kérdező is gyanús, aki felül-, és az is, aki alulbecsli az MSZP-szavazók arányát), ezért a becsült hatás abszolút értékét vettük.

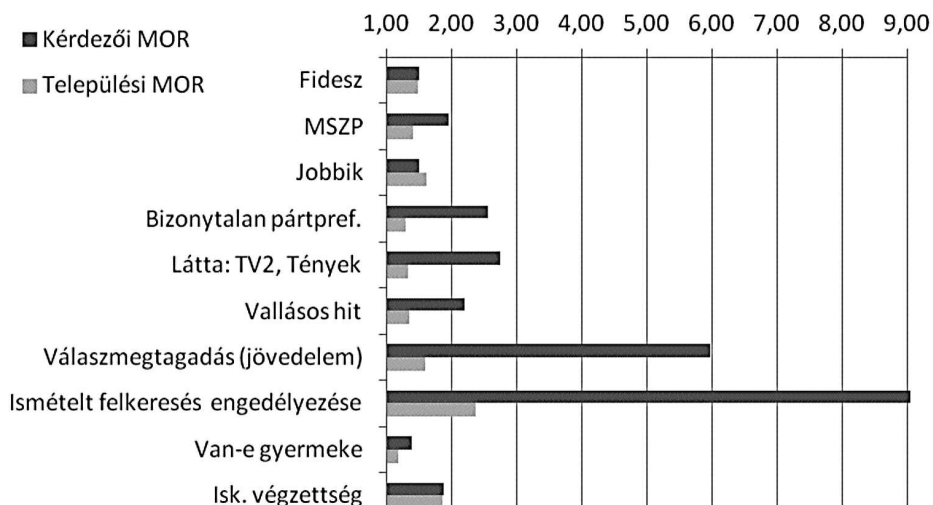
Ezután ugyancsak megbecsültük a kérdezői hatást az ismételt személyes felkérés engedélyezését mint függő változót tartalmazó modell alapján. A magyarázó változók az 5. modell itt releváns változói (a kérdezett vallásosságát és a kérdező pártpreferenciáját kihagytuk). Ennél a hatásnál a számunkra gyanús kérdezők negatív értékkel (az átlagosnál kisebb arányú engedélyezéssel) szerepelnek; a hatás értéke úgy interpretálható, hogy mennyivel kisebb az adott kérdező felkérésengedélyezési aránya az átlagosnál, miután kiszűrtük a kérdezettek eltérő hozzáállásának, a kérdezők eltérő bizalomelnyerési képességének és a települések eltérő társadalmi kontextusának a (különböző proxy változókkal megjelenített) hatását.

Ha a kérdezők csaltak, akkor a pártszimpátiára vonatkozó kérdezői hatás az ismételt felkérés megtagadásának nagyobb arányával jár együtt; ezt az együtt járást Spearman-féle rangkorrelációval mértük. Eredményünk szerint az együtt járás nem szignifikáns ( $\rho = -0,05$ ,  $p = 0,670$ ). Vagyis általános kérdezői szabályszegésre nem sikerült bizonyítékot találnunk. Viszont az MSZP-preferenciára gyakorolt két legnagyobb kérdezői hatást mutató kérdezőt megvizsgálva azt tapasztaltuk, hogy egyikük (esetében a hatás értéke negatív, tehát minden egyéb tényezőt kontrollálva is kiugróan kevés MSZP-szavazót talált) éppen az, aki a legrosszabb eredményt produkálta az ismételt felkérést tekintve (a hatás értéke negatív és az összes kérdezett között a legkisebb). Másikuk (esetében az MSZP-preferenciára vonatkozó hatás értéke pozitív, tehát „túl” sok volt kérdezettjei között az MSZP-szavazó) pedig a 70 kérdező közül a harmadik legnegatívabb hatást gyakorolta az ismételt felkérés engedélyezésére. A gyakorlatban érdemes lenne e két kérdező munkáját célszerűen ellenőrizni, illetve instruktorkat megkérdezni, lát-e bármilyen eltérést viselkedésükben, megjelenésükben, munkájukban a többi kérdezőhöz képest.

## Összefoglalás

Eredményeink szerint mind a kérdező, mind a lakhely egyfajta makrohatásként befolyásolja a kérdezettek pártpreferenciáját. A nemzetközi vizsgálatokkal (Schnell – Kreuter 2005) egybevág az a meglepő eredményünk, hogy a kérdező hatása az esetek többségében nagyobb, bizonyos esetekben sokkal nagyobb a lakóhely hatásánál (1. ábra), egyetlen kivétel a Jobbik esete, ahol a település hatása némileg meghaladja a kérdezőét.

1. ábra: A kérdezői, ill. települési hatást mérő medián esélyhányados az első modell alapján (a skála legkisebb értéke a hatátnélküliséget jelentő 1)



Fontos azt is megemlíteni, hogy a települési hatás a mintavétel módjának következménye; figyelembe nem vételével, egyszerű véletlen mintavétel feltételezésével a hibatar lényeges alulbecsléséhez jutunk. Fenti példáinkon számolva a települési és a kérdezői hatás együtt akár kétszeresére is növelheti a hibahatárt. A települési hatást meghaladó vagy legalábbis azzal egyenrangú kérdezői hatás pedig arra figyelmeztet, hogy azokban a survey-adatokkal dolgozó (pl. választáskutatási) vizsgálatokban, amelyek fókuszában a földrajzi kontextus vizsgálata áll, a kontextus hatásának súlyos felülbecslését megelőzendő megkerülhetetlen a kérdezői hatás leválasztása a földrajzi hatásról.

Az 1. ábra azt is mutatja, hogy a kérdezőbiztosok (hatásukat a lakóhelyhez mérve) legnagyobb mértékben a felmérésben való részvételre, az együttműködésre vannak hatással. A pártokat tekintve az MSZP esetében a legerősebb a kérdezői hatás. A település hatása a Jobbik esetében a legerősebb (meghaladja a kérdezői hatást), míg vannak olyan kérdések (bizonytalan pártpreferencia, vallásosság, médiafogyasztás, gyermek megléte), ahol gyakorlatilag nem beszélhetünk települési hatásról.

A kérdezői hatás egyik magyarázata az lehet, hogy ez csupán összetételhatás, és eltűnne, ha korrigálnánk a kérdezőkhöz tartozó kérdezettek eltérő iskolázottsági stb. összetételét. Ezt a feltevést az adataink nem támasztották alá. Egy másik lehetséges mechanizmus szerint a kérdezettek egy része (vagy azért, mert nincs biztos pártpreferenciája, vagy azért, mert nem szeretné felvállalni azt) elejtett megjegyzés vagy más visszacsatolás révén érzékeli a kérdezőbiztosok pártpreferenciáját, majd válaszával illeszkedni próbál a kérdező elvárásához. Éppen a hibaforrás kiküszöböl-



lése érdekében, a legtöbb, a témában végzett kutatáshoz hasonlóan, az általunk használt kérdőívnek is az elején helyezték el a pártszimpátiára vonatkozó kérdést, csupán néhány demográfiai kérdés előzi meg azt, de a pártpreferencia előtt rákérdeznek arra is, hogy az illető részt kívánna-e venni a választásokon, ha azt a következő vasárnap rendeznék meg. Ez a kérdés valamelyest lehetőséget kínál a befolyásolásra. Eredményeink szerint mind a Fidesz-, mind az MSZP-szavazó kérdezőbiztos megnöveli kérdezettei között saját preferált pártjának választási esélyét.

A magyarázatként felmerülő harmadik lehetséges mechanizmus szerint a kérdezett nemverbális úton, a kérdezőbiztos bizonyos jellemzői (kora, beszédstílusa, öltözéke) alapján von le következtetéseket az elvárt válaszról. A beszédstílus, öltözék helyett csak proxykat (a kérdező kora, neme, jövedelme, iskolázottsága) tudunk a modellbe vonni. A kérdezők ezen demográfiai jellemzőinek a Jobbik esetében van jelentős magyarázó hatása. Itt meg kell jegyeznünk, hogy a kérdezők körében is 30%-os volt a bizonytalanok aránya, ami mögött eltitkolt pártpreferencia is állhat, tehát a kérdező demográfiai jellemzőinek a Jobbik esetében mért hatása mögött a kérdező eltitkolt Jobbik-preferenciája is állhat.

Nem tudtuk igazolni, hogy a kérdezők szabályszegése állna a jelenség mögött, igaz, ezt a kérdést csak indirekten tudtuk vizsgálni. Az alkalmazott, empirikus Bayes-beclésen alapuló módszer a nagy hatással bíró kérdezők kiszűrésére a mindennapi gyakorlatban is használható, az így kiválasztott kérdezőbiztosok munkája tovább ellenőrizhető/javítható. Nem tudtuk vizsgálni az interjúk azon előírásának betartását, hogy a kérdéseket szó szerint kell felolvasni, bár mások azt találták, hogy az esetek 20–40 százalékában megsértik ezt (Cannel – Oksenberg 1988). Az átfogalmazással a kérdezőbiztos a kérdés megértését szeretné megkönnyíteni, ill. a kérdezősziituációt próbálja természetesebbé tenni – elképzelhető, hogy a kérdezők az itt vizsgált kérdés feltevésénél is szükségesnek érezték ezt.

Mindhárom párt esetén megfigyelhető, hogy a kérdezői hatást csak részben sikerült a vizsgált változókkal megmagyarázni, a megmagyarázatlan hatás az MSZP esetén maradt a legjelentősebb. A kérdező szerepének fontosságát támasztja alá regressziós modelljeinknek az a következtetése, hogy a Fidesz és a Jobbik esetén mind a kérdezőbiztos személye, mind a kérdezett lakóhelye legalább akkora hatással van a párt választására, mint a kérdezett demográfiai jellemzői, és az MSZP esetén is csupán a kérdezett korának van e hatásoknál nagyobb szerepe. Mindez azt támasztja alá, hogy a pártpreferencia inkább társas interakciók során kialakított, esetleg (itt a kérdező által) akár meg is változtatható döntés, semmint egyszerű, demográfiai jegyekkel előrejelezhető determinizmus.

A kérdezői hatás létét tehát bizonyítottuk, de csak részben sikerült választ kapni arra, miként lehetséges, hogy a kérdezőbiztosok ilyen jelentősen befolyásolják a pártpreferencia-kutatások eredményét. Támponatot adhat ugyanakkor, hogy eredményeink szerint a kérdezettek válaszai részben kérdezőik pártpreferenciájához

idomulnak. Ez arra utalhat, hogy a kérdezők hatása részben a kérdőíves gyakorlatban jól ismert forrásból, a társadalmi elvárások által generált torzításból eredhet.

Azt is megmutattuk, hogy a kérdezői hatás univerzális, nem csak a politikai témáknál fennálló jelenség. Úgy gondoljuk hát, hogy érdemes lenne további célzott, kvalitatív elemmel bővített vizsgálatok révén kinyitni az interjúszituáció fekete dobozát, és feltárni e hatás működési mechanizmusát. Sőt el is léphetünk a kérdezői hatástól. Ugyanis az interjúszituáció a normákhoz való igazodásnak, az önreprezentáció verbális formálásának olyan furcsa laboratóriuma, ami akár kísérleti terepként is szolgálhat e normák és társas reprezentációk vizsgálatakor.

**ABSTRACT:** Interviewers' impact on survey data is classified as non-sampling error, and serious efforts are made by survey organizations to keep it under control. However, few studies aimed to estimate its actual size. In this paper we studied interviewer effect related to questions on political attitudes, and we tried to at least partially explain the effect. Since interviewers usually work within a given geographical area, this issue is strongly related to the measurability of the effect that geographical environment has on political preference, a phenomenon being in the scope of electoral geography. That is, the effect of geographical context and interviewer effect are interweaving. We found that the place where one lives significantly affects political preference, but interviewer effect is about the same size or (in most cases even greater size). The interviewer effect can be explained by the interviewers' political preference or demographic attributes to some extent. It is worth mentioning that the impact of political preference is such that respondents are more likely to have a preference similar to their interviewers'. We found evidence for interviewer effect related to non-political questions as well; its size was estimated to be even greater, in some cases much greater. Also in case of these questions, the interviewer effect proved to be stronger than geographical context.

## Irodalom

- Bálint L. – Bozsonyi K. (2012): Választói részvétel és véleménypolarizáció térfilterezett modelljei. In Kmetty Z. – Koltai J. (szerk.): *Változó képletek, változatos perspektívák. Tanulmánykötet Tardos Róbert 65. születésnapjára*. Budapest: Háttér Kiadó, 251–274.
- Billiet, J. – G. Loosveldt (1988): Interviewer Training and Quality of Responses. *Public Opinion Quarterly*, 52(2): 190–211.
- Burbank, M. J. (1997): Explaining Contextual Effects on Vote Choice. *Political Behavior*, 19(2): 113–132.
- Cannell, C. F. – L. Oksenberg (1989): Observation of behavior in telephone interviews. In R. M. Groves – P. P. Biemer – L. E. Lyberg – J. T. Massey – W. L. Nicholls – J. Waksberg(eds.): *Telephone survey methodology*. New York: John Wiley, 475–495.
- Clarke, P. J. (2008): When can Group Level Clustering be Ignored? Multilevel

- Models versus Single-level Models with Sparse Data. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(8): 752–758.
- Davis, P. D. – A. J. Scott (1995): The Effect of Interviewer Variance on Domain Comparisons'. *Survey Methodology*, 21(6): 99–106.
- Edgerly, S. – L. Bode – Y. M. Kim – D. V. Shah (2012): Campaigns go social: Are the Facebook, YouTube and Twitter changing elections? In T. N. Ridout (ed.): *New directions in media and politics*. New York: Routledge, 82–99.
- Finkel, S. E. – T. M. Guterbock – M. J. Borg (1991): Race-of-interviewer Effects in a Preelection Poll: Virginia 1989. *The Public Opinion Quarterly*, 55(3): 313–330.
- Fowler, F. J. – T. W. Mangione (1990): *Standardized Survey Interviewing: Minimizing Interviewer-related Error*. California: Sage.
- Ganninger, M. – S. Häder – S. Gabler (2007): *Design Effect and Interviewer Effects in the European Social Survey: Where are We Now and Where do We Want to go Tomorrow*. Mannheim: Centre of Survey Research and Methodology.
- Goldstein, H. (2002): *Multilevel Statistical Models*. New York: John Wiley.
- Guo, G. – H. Zhao (2000): Multilevel Modeling for Binary Data. *Annual Review of Sociology*, 26: 441–462.
- Hox, J. J. (1994): Hierarchical Regression Models for Interviewer and Respondent Effects. *Sociological Methods and Research*, 22(3): 300–318.
- Hyman, H. (1954): *Interviewing in Social Research*. Chicago: University of Chicago Press.
- Kmetty Z. – Tóth G. (2011): A politikai részvétel három szintje. In Tardos R. – Enyedi Zs. – Szabó A. (szerk.): *Részvétel, képviselet, politikai változás*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 75–115.
- Larsen, K. – J. Merlo (2005): Appropriate Assessment of Neighborhood Effects on Individual Health – Integrating Random and Fixed Effects in Multilevel Logistic Regression. *American Journal of Epidemiology*, 16(1): 81–88.
- Larsen, K. – J. H. Petersen – E. Budtz-Jørgensen – L. Endahl (2000): Interpreting Parameters in the Logistic Regression Model with Random Effects. *Biometrics*, 56(3): 909–914.
- Letenyei L. – Nagy G. D. (2007): Rugalmas kérdőív – A standard kérdőív kritikái és javaslat a kérdőíves adatgyűjtés terepközeli alkalmazására. *Szociológiai Szemle*, 17(1–2): 29–46.
- Ohlsson, H. et al. (2005): Understanding Adherence to Official Guidelines on Statin Prescribing in Primary Health Care – a Multi-level Methodological Approach. *European Journal of Clinical Pharmacology*, 61(9): 657–65.
- O'Muircheartaigh, C. – P. Campanelli (1998): The Relative Impact of Interviewer Effects and Sample Design Effects on Survey Precision. *Journal of the Royal Statistical Society*, 161(4): 63–77.

- Pickery, J. – G. Loosveldt – A. Carton (2001): The Effects of Interviewer and Respondent Characteristics on Response Behaviour in Panel Surveys: A Multilevel Approach. *Sociological Methods and Research*, 29(4): 509–523.
- Rabe-Hesketh, S. – A. Skrondal (2008): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Robinson, D. – S. Rhode (1946): Two Experiments with an Anti-semitism Poll. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 41(1): 136–144.
- Schnell, R. – E. Kreuter (2005): Separating Interviewer and Sampling-point Effects. *Journal of Official Statistics*, 21(3): 389–410.
- Snijders, T. – R. Bosker (1999): *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*. London: Sage.
- Tardos R. (2011): Konszolidált szavazóközönség eróziós tendenciákkal. A 2010-es választások a részvételi aktivitás és szavazói motívumok fényében. In Enyedi Zs. – Szabó A. – Tardos R. (szerk.): *Új képlet. Választások Magyarországon, 2010*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 273–374.
- Vécsei P. (2011): A 2006 és 2010 közötti területi politikai szerkezetváltozás és a területi reálfolyamatok összefüggéseinek alakulása. In Tardos R. – Enyedi Zs. – Szabó A. (szerk.): *Részvétel, képviselet, politikai változás*. Budapest: Demokrácia Kutatások Magyar Központja Alapítvány, 383–407.

# A válaszadó-vezérelt mintavétel megbízhatóságának vizsgálata szimulációs módszerekkel<sup>1</sup>

Kmetty Zoltán – Simon Dávid

zkmetty@yahoo.com; dr.david.simon@gmail.com

Beérkezés: 2013. 02. 21.

Végző átdolgozott változat beérkezése: 2013. 05. 23.

Elfogadás: 2013. 05. 25.

**ÖSSZEFOGLALÓ:** Cikkünkben az Egyesült Államokban és Nyugat-Európában már széles körben alkalmazott válaszadó-vezérelt mintavétellel (RDS) kapcsolatban végzett szimulációs kutatás eredményeit foglaljuk össze. A szimuláció célja a módszer megbízhatóságával kapcsolatban a kurrens kutatások kapcsán felmerült problémák vizsgálata. Elemzésünk eredményeként kimutatjuk, hogy a becslések megbízhatóságát elsősorban az alacsonyabb heterofília, másodsorban a magasabb fokszám csökkentik. Cikkünkben eredményként bemutatjuk, hogy a várhatóérték-becslések szórásának mekkora hányada magyarázható a fokszámbecslés hibájával. A szimuláció mellett röviden ismertetjük a módszerrel kapcsolatos kurrens módszertani fejleményeket és a felhasználás lehetőségeit.

**KULCSSZAVAK:** szimuláció, válaszadó-vezérelt mintavétel (RDS)

Az empirikus szociológiai kutatások rendszeresen foglalkoznak olyan célcsoportokkal, amelyek esetén nem áll rendelkezésre a csoportra vonatkozó teljes körű lista, a csoport mérete a teljes népességhez viszonyítva relatíve kicsiny (ilyen csoportok lehetnek egyes életmódcsoportok, szubkulturárcsoportok, nemzeti és etnikai kisebbségek, az elit). Az ilyen csoportok vizsgálata során a véletlen mintavételen alapuló módszerek (többlépcsős, arányos vagy aránytalan rétegzett mintavételek) nem lehetnek költséghatékonyak. E csoportok esetén különféle alternatív mintavételi eszközök állnak rendelkezésre, amelyek közül egy lehetőség a hálózati mintavételek közé tartozó, a hólabda-mintavétel logikáját követő (Goodman 1961) válaszadó-vezérelt mintavétel. Cikkünkben – a *Statisztikai Szemlé*ben megjelent irodalmi összefoglalót (Simon 2012) követően – e Magyarországon is terjedőben lévő módszer kapcsán végzünk szimulációs vizsgálatot, amelynek célja a módszer megbízhatóságának és érvényességének tesztelése.

1 Ezúton mondunk köszönetet Dr. Bozsonyi Károlynak, aki a közös együttgondolkodásunk során több ötlettel segítette munkánkat.

A válaszadó-vezérelt mintavételt nemzetközi elismertség mellett Magyarországon is növekvő érdeklődés övezi. A válaszadó-vezérelt mintavétel a nem hagyományos mintavételi módszerek hálózati mintavételnek nevezett csoportjába tartozik, alapvetően a hólabda-mintavételnek egy továbbfejlesztett változata. A lekérdezés során a kérdezett ajánl további olyan személyeket, akik tagjai a vizsgált célcsoportnak. A módszer megalkotói és a felhasználók elsősorban a ritka és rejtett populációk (például intravénás droghasználók, homoszexuális férfiak, etnikai kisebbségek stb.) vizsgálatára ajánlják, illetve használták fel. Bár elsősorban Amerikában és Nyugat-Európában használják ezt a technikát, egyre több magyar piac- és társadalomkutatás esetében is alkalmaznak válaszadó-vezérelt mintavételt. Ilyen volt többek között a Bozsonyi Károly által irányított banki ügynököket vizsgáló kutatás (Bozsonyi – Jelenfi – Kmetty 2008), az MTA kutatása a külföldön dolgozó magyar diplomásokról (Csanády et al. 2008), a Kopint Alapítvány ausztriai munkavállalókat célzó kutatása (Hárs 2009; Hárs – Simon 2009), illetve a Tárki roma migrációs potenciál kutatása (Simon 2005; Bernát 2006).

Bár jelenleg a módszert elsősorban nehezen elérhető, rejtett, illetve kis célcsoportok vizsgálatára használják, a hagyományos survey felvételekben egyre inkább növekvő válaszmegtagadási arányok miatt, létjogosultságot nyerhetnek azok a kutatási megközelítések, melyek növelni tudják a válaszadási arányokat. Az ajánlásokon keresztül a kutatásba meghívott szereplők nagyobb valószínűséggel vesznek részt egy felvételen, mint egy előzmény nélküli megkeresés esetében. A módszer szintén fontos eszköze lehet az olyan online közösségek vizsgálatának (pl. Facebook), amelyek esetében rendelkezünk valamiféle ismerettel a kapcsolatok megoszlásáról és sűrűségéről.

A módszer sajátossága, hogy ismeretlen mintavételi keret mellett – bizonyos feltételek teljesülése esetén – a minta alapján lehetővé teszi a torzítatlan becslést viszonylag kis költségek mellett. A módszerrel kapcsolatban magyar nyelven is megjelentek szakirodalmi összefoglaló írások (Kapitány 2010; Simon 2012), melyek közül az utóbbi részletesen foglalkozik a módszer kritikájával, illetve a korábbi kutatások tapasztalataival is. A módszerrel kapcsolatban legfrissebben felmerült problémák közül kiemelkedik, hogy bár a mintavételi eljárás alapján képzett mintákból adható becslések torzítatlanságát továbbra sem kritizálják, a becslések szórása meghaladja a korábbi – részben szimulációs eredményeken, részben módosított szórásbecslésen alapuló – becsléseket (elsősorban Goela – Salganik [2010]). Ezek az újabb eredmények különösen kis mintaméret esetén megkérdőjelezzik a módszer használhatóságát, ugyanakkor növelik a becslés tulajdonságainak jobb megértését célzó kutatások jelentőségét.

Kutatásunkban különböző paraméterekkel rendelkező szimulált hálózatok, majd a hálózatokon a válaszadó-vezérelt mintavételi eljárás szimulálásán keresztül azt igyekszünk vizsgálni, milyen pontossággal lehet becsülni bizonyos sokasági paramétereket különböző elméleti populáció esetében. Ezenfelül azt is vizsgáljuk, hogy a becslés egyes elemei milyen módon járulnak hozzá a becslések szórásához. Cik-

künk célja, hogy pontosítsuk a módszer felhasználási feltételeit, és alapot teremtünk a további, itt bemutatott problémák kiküszöböléséhez

## A válaszadó-vezérelt mintavétel alapjai

A válaszadó-vezérelt mintavétel (*respondent driven sampling*, RDS) első leírása Douglas D. Heckathorn cikkében jelent meg 1997-ben (Heckathorn 1997). A szerző a mintavételi eljárást a következő lépésekben összegzi (Simon [2012] alapján rövidítve). Első lépésben kiválasztják a minta kezdőpontjait úgy, hogy már az első válaszadóknak is jutalmat ígérnek a részvételért. Az első lépcsőbe bekerült személyekkel lefolytatják az interjúkat, és megkérik őket a kutatás végén, hogy segítsenek további alanyokat beszervezni a vizsgált célcsoportból. A beszervezésért a kérdezettek szintén jutalmat kapnak, de csak abban az esetben, ha az általuk ajánlott személlyel megvalósul a lekérdezés. Minden kutatásban szereplő személy jutalmat kap a részvételért, és azért is, ha sikeresen beszervezett valakit. Eredetileg ezt a kutatási felépítést még további két ponttal egészítették ki. Egyrészt a bevonható további személyek száma válaszadóként korlátozott számú – általában két fő –, másrészt az interjúkat egy olyan helyen készítették, ahova a válaszadónak kellett elmennie.

A szerzők által leírt lépések természetesen csak irányadóak, az elmúlt évtized során az RDS módszert alkalmazó kutatások a fenti leírástól sok esetben eltértek. Az RDS módszer „nagy ígérete” az egyszerűbb hólabda-adatfelvétellel szemben, hogy az egyes populációs paraméterekre torzítatlan becslést lehet adni. Ez praktikus azt jelenti, hogy egy ilyen jellegű adatfelvételtől is lehet érvényes megállapításokat tenni a sokaságra. A torzítatlan becsléshez azonban több feltételnek is meg kell hogy feleljen a minta (Salganik – Heckathorn 2004, idézi Simon 2012). Az egyik alapfeltétel az, hogy a válaszadóknak és ajánlottaknak kölcsönös (reciprok) kapcsolatban kell állniuk egymással. Tehát ha „A” személy ismeri „B” személyt, akkor „B” személynek is ismernie kell „A” személyt. Ez az előfeltétel a mintavétel technikai lebonyolítása miatt gyakorlatilag mindig fennáll. A második fontos előfeltevés az, hogy a hálózatnak egy komponensből kell állnia. Tehát a hálózatban bármely személytől el lehet jutni bármely másik személyig. Ez az előfeltétel nehezen tesztelhető, bár kidolgozhatók olyan indikátorok, melyek részben jelzik ennek teljesülését. További előfeltevés az, hogy a mintavétel visszatevéssel történjen. Tehát elviekben egy személy többször is bekerülhet a mintába. Ez az előfeltevés a gyakorlatban nem realizisztikus, mivel egy személyt csak egyszer kérdezzük le a kutatásban, ebből következően tehát valamekkora torzítás jelentkezik. A torzítás annál kisebb, minél nagyobb a célcsoportunk és minél kevésbé klaszterezett. Továbbá a válaszadónak teljes pontossággal meg kell tudnia határozni azt is, hogy hány kapcsolata van a célcsoportban (ezt nevezzük fokszámnak). A fokszámnak szerepe van a becslésekben, ezért van rá kifejezetten szükség. A Salganikék által kidolgozott módszer diszkrét változókra (pl. nem, iskolai végzettség, településtípus) lett kidolgozva, ami egyértelműen szű-

kíti a módszer hatókörét, bár ennek kapcsán mindenképp megjegyezhetjük, hogy bármely folytonos változó átalakítható diszkrétte (például a jövedelemből jövedelmi kategóriákat képezhetünk).

A fenti feltételek teljesülése esetén a hálózat egyes paramétereinek becslése alapján megbecsülhető a vizsgált diszkrét változó populációs eloszlása (dichotóm, kétértékű változóra Salganik – Heckathorn [2004] alapján). Az alábbiakban egy kétértékű „A” és „B” értékeket felvevő változó esetében írjuk le, hogyan lehet „A” sokaság megoszlását (populációs valószínűségét) megbecsülni. A könnyebb érthetőség kedvéért a „neme” változót használjuk fel példaként a képletekben:

$$\hat{P}_A = \frac{\hat{D}_B \hat{C}_{B,A}}{\hat{D}_A \hat{C}_{A,B} + \hat{D}_B \hat{C}_{B,A}} \quad (1)$$

$$\hat{D}_A = \frac{n_A}{\sum_{j=1}^{n_A} d_j^A}; \quad \hat{D}_B = \frac{n_B}{\sum_{j=1}^{n_B} d_j^B} \quad (2)$$

$$\hat{C}_{A,B} = \frac{f_{A,B}}{n_A}; \quad \hat{C}_{B,A} = \frac{f_{B,A}}{n_B} \quad (3)$$

ahol:

$n_A; n_B$

esetszámok: a változó A, illetve B értéket választó személyek száma a mintában (pl. A: férfi, B: nő)

$D_A; D_B$

fokszámok (*degree*): a változó A, illetve B értéket választó személyek átlagos fokszám becslése a mintából (a férfiaknak és a nőknek átlagosan hány kapcsolata van a minta alapján)

$C_{A,B}; C_{B,A}$

összekötöttség (*connection*): az A és B, illetve B és A értéket választó személyek közötti kapcsolat valószínűségének becslése a mintából (egy férfinak milyen valószínűséggel van női ismerőse, és egy nőnek milyen valószínűséggel van férfi ismerőse)

$P_A$

valószínűség (*probability*): az A értéket választó személyek arányára adott becslés (a férfiak arányára adott becslés)

$d_j^A; d_j^B$

az A, illetve B értéket választók közül a j. válaszadó fokszáma (a j-ig válaszadó férfi-, illetve nőismerőseinek száma)

$f_{A,B}; f_{B,A}$

azon válaszadók száma, akik az A, illetve B értéket választották, és az általuk ajánlott személy a B, illetve A értéket választotta (azon férfiak száma, akik nőt választottak, és azon nők száma, akik férfit választottak).

A számítás logikája alapvetően az, hogy első lépésben két-két hálózati paramétert becslünk meg, majd ez alapján teszünk becslést a vizsgált változó populációs eloszlá-



sára. Vizsgált változóként a nemet feltételezve a minta alapján először megbecsüljük a férfiak és nők átlagos kapcsolatszámát, illetve a férfiak nőismerőseinek és a nők férfiismerőseinek átlagos számát, majd ezek alapján teszünk becslést a férfiak és nők arányára a vizsgált népességben.

Ezt a becslést a továbbiakban RDS I becslésnek nevezzük. Volz és Heckathorn (2008) egy másik elterjedtté vált becslésre adtak javaslatot a Hansen–Hurwitz-becslés módosítása nyomán (a továbbiakban RDS II becslés):

$$(5) \quad \hat{P}_A = \frac{n_A}{n} \frac{\hat{D}}{\hat{D}_A}$$

$$(6) \quad \hat{D} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i}}$$

ahol:

$D$  az átlagos fokszám becslése a mintából (a mintából becsült kapcsolatszám) minden egyéb jelölés a korábban megadottal megegyezik.

Utóbbi becslés előnye elsősorban abban áll, hogy esetében a becslés szórására, azaz a megbízhatóságra vonatkozóan is rendelkezésre áll – igaz, csak közelítő módon – zárt képlettel kiszámítható becslés, míg az RDS I becslés szórására csupán idő- és számításigényes nem paraméteres iteráción alapuló becslést adhatunk.

## A válaszadó-vezérelt mintavételhez kapcsolódó korábbi módszertani kutatások

A válaszadó-vezérelt mintavétel megbízhatóságának és érvényességének vizsgálatával számos korábbi kutatás foglalkozott, melyeket a korábban már idézett tanulmányunk (lásd Simon 2012) részletesen is taglal, itt azokat az – elsősorban szimulációs – kutatásokat idézzük, amelyek jelen kutatásunk szorosabb előzményét jelentik.

Salganik és Heckathorn (2004) szimulációs vizsgálatának részletes bemutatását azért tartjuk fontosnak, mivel saját szimulációnk is ezen alapul, de röviden kitérünk más – kutatási kérdésünkkel foglalkozó – elemzésekre is, melyek ismertetése során elsősorban az eredményekre koncentrálunk, amelyeket cikkünk utolsó részében öszszvetünk saját eredményeinkkel.

Salganik és Heckathorn (2004) a fent már idézett becslés mellett az általuk javasolt (RDS I) becslés tulajdonságait – elsősorban torzítatlanságát – szimuláció segítségével is vizsgálták. Vizsgálatukban első lépésként létrehozták a szimulációban a célpopuláció szerepét betöltő alappopulációt. Az alappopulációt két részre osztották: A, illetve B tulajdonsággal rendelkező alappopulációra (ez megfeleltethető egy

változó két értékének). Definiálták egy meghatározott eloszlás alapján, hogy mekkora legyen az egyes populációtagok kapcsolatszáma. Definiálták, mekkora legyen a kapcsolatok aránya a két csoport tagjai között a kisebb összkapcsolatszámmal rendelkező csoport összes kapcsolatához képest, ezt nevezzük a továbbiakban heterofiliának. Tehát a heterofília az A és B tulajdonságú csoportok összekötöttségét méri. Értéke 0, ha nincs kapcsolat a két csoport között, és 1, ha a kisebb összkapcsolatszámmal rendelkező csoport összes kapcsolata a nagyobb csoport felé irányul. Az alappopuláció mérete Salganikék szimulációjában 10 000 volt. Mind a két csoport esetén a kapcsolatszám exponenciális eloszlású volt, az A csoport esetén 10, a B csoport esetén 20-as fokszámtálggal. A heterofiliát pedig 0,6-ra állították be, tehát a kisebb kapcsolatszámú csoport kapcsolatainak 60 százaléka irányult a nagyobb csoport irányába.

A hálózat kialakítása után 5 kezdőpontból kiindulva szimulációs módszerrel vizsgálták az RDS mintavételt. Minden lépésnél a már mintába kerültekhez a velük kapcsolatban állók közül két-két további populációtagot választottak ki véletlenszerűen, akikkel bővítették a mintát. Az eljárást addig folytatták, amíg el nem érték a kívánt mintaméretet. Az eljárás során visszatevéses mintavételt alkalmaztak, azaz egy-egy populációtag többször is a mintába kerülhetett. A mintavételt 1000-szer ismételték meg minden beállítás mellett. A szimulációk során elsősorban a torzítás mértékét (azaz a populációs és a mintából becsült arány különbségét) vizsgálták egyrészt a mintaméret, másrészt a populációs arányok, harmadrészt a kezdőpont-kiválasztás szempontjai alapján. A szerzők azt találták, hogy a torzítás mértéke már 500 elemű minta esetén bármely populációs arányra 0,1%-nál kisebb. A kezdőpontok kiválasztása esetén pedig azt, hogy 500 elemű mintára egyszerű véletlen kezdőpont-kiválasztás, kapcsolatszám-arányos valószínűséggel történt kezdőpont-kiválasztás, illetve a kapcsolatszám négyzetével arányos valószínűségű kezdőpont-kiválasztás esetén is a becslések torzítása 0,1% alatt marad. A cikk ábrái a becslések szórását is tartalmazzák, azonban ezeket sajnálatos módon a szerzők nem számszerűsítik.

A továbbiakban még négy tanulmányt ismertetünk, amelyek eltérő adatokon vizsgálják a válaszadó-vezérelt mintavétel tulajdonságait. A tanulmányok ismertetése során három tényező szerepére koncentrálnak a becslések szórására és a torzításra vonatkozóan: a heterofília hatására, a hálózati tulajdonságokra és a mintavétel sajátosságaira.

Gile és Handcock (2009) 1000 modellezett hálózatot vizsgáltak, amelyek egyenként 1000 fős populációt szimuláltak (a nem vizsgált hálózati paramétereket egy korábbi kutatás valós hálózati adatai alapján állították be, a szimulált hálózatok a fent leírthoz hasonló módon kerültek előállításra exponenciális fokszámeloszlással és változó heterofília-mértékkel). Az 1000 darab 1000 elemű hálózatból 500 elemű mintákat vettek. Szimulációjuk során azt találták, hogy nagyon alacsony heterofília esetén (tehát ha a kapcsolatok nagy része csoporton belülré mutat) az RDS II becslések szórása jelentősen megnő. Ugyanakkor azt is kimutatták, hogy torz (a populáci-

ős eloszlástól jelentősen eltérő) kiinduló minta esetén a hosszabb láncok (kevesebb kezdőpont) kisebb torzításhoz vezetnek, összességében a torz kiinduló minta nincs jelentős hatással az RDS II becslés szórására. Emellett a szerzők azt is vizsgálták, hogy milyen hatása van annak, ha a vizsgált változó egyes értékei által kijelölt csoportok átlagos kapcsolatszáma eltér egymástól (például ha nemek szerinti megoszlásra vagyunk kíváncsiak, és a nők átlagos kapcsolatszáma jelentősen eltér a férfiakétól). A szerzők azt találták, hogy az átlagos kapcsolatszámokban mutatkozó különbségek a nagyobb átlagos kapcsolatszámokkal jellemezhető csoport értéke gyakoriságának alulbecsléséhez vezetnek. Ez a hatás még jelentősebb, ha a gyakoriságok nagymértékben eltérnek az egyenletestől. Azt tapasztalták továbbá, hogy amennyiben a minta mérete közelít a populáció méretéhez, a vizsgált változó egyes értékeihez tartozó eltérő átlagos kapcsolatszám torzító hatása jelentős mértékben megnő. A szerzők végül azt is megállapították, hogy a visszatevés nélküli mintavétel csökkenti a becslések (mind az RDS I, mind az RDS II) szórását (valamint a kiinduló minta torzító hatását).

Goela és Salganik (2010) egy valós nagymintás kutatás hálózatának 4430 fős rész-hálóját használták (ezen belül 85 különálló komponens), amelyen az RDS I becslés feltételeinek megfelelő 500 fős mintákat szimuláltak, a mintavételt 10 ezer alkalommal ismételték meg. Eredményeik azt mutatták, hogy a becslések szórása számottevően meghaladta a várt értéket, mértéke egy egyszerű véletlen mintával összevetve 5–10-szeres is lehet. Ez azt jelenti, hogy egy 1000 fős RDS mintához számolt becslési hiba akár olyan nagy is lehet, mint egy 100 fős véletlen minta esetében.

Tomas és Gile (2010) 1000 fős szimulált hálózattal modelleztek egy populációt (a hálózat tulajdonságait úgy paraméterezték, hogy az egy korábbi kutatás valós paramétereinek, például átlagos fokszámának feleljen meg). Vizsgálatuk szerint a célcsoporthoz viszonyítva kis minta és alacsony heterofília esetén az RDS I becslés kisebb torzítást eredményez a becslések nagyobb szórása mellett, míg nagyobb heterofília mellett az RDS II becslések szórása kisebb.

Verdery és Mouw (2011) a Facebook 100, egyetemalapú ismeretségi hálóján modellezett mintavétellel vizsgálták a válaszadó-vezérelt mintavétel tulajdonságait. A kutatás során 100 ezer mintavételt modelleztek. Elemzésük során kimutatták, hogy azon változók esetén, amelyek jelentős klaszterezettséghez vezetnek (azaz a hálózaton belül olyan alcsoportok vannak, amelyekre jellemző a nagyszámú alcsoporton belüli és kevés az azon kívüli kapcsolat, valamint ezen alcsoportok esetén a vizsgált változó szóródása kisebb), a becslések szórása jelentősen megnövekedett. Ez gyakorlatilag megegyezik azzal a korábbi eredménnyel, miszerint az alacsony heterofília megnöveli a becsléseinkhez tartozó konfidencia-intervallumot.

Összefoglalva a leírtak fontosabb megállapításait a korábbi kutatások azt állapították meg, hogy a heterofília mértéke fordított összefüggést mutat a becslések szórásával (azaz a megbízhatósággal), az egyes csoportok átlagos kapcsolatszáma közötti különbség ugyancsak növeli a becslések szórását, mindezek mellett a kiin-

duló minta nagysága (amely adott mintanagyság mellett a láncok hosszát is megszabja) a becslések szórását nem befolyásolta jelentősen.

## Kutatási kérdés

A vonatkozó kutatásokat áttekintve nem találtunk olyat, amely szisztematikusan vizsgálta volna a fontosabb tényezők együttes hatását. Ezért úgy döntöttünk, hogy kutatásunk során a válaszadó-vezérelt mintavétel két szakirodalomban használt becslésének (RDS I és RDS II) szóródását és torzítását vizsgáljuk különféle hálózati és populációs paraméterek kombinációja esetén. Emellett egy a korábbi irodalomban egyáltalán nem szereplő tényezőt is vizsgálunk, azt, hogy a változók populációs eloszlására adott becslések szórásának mekkora hányadát adják a becslés egyes tényezői, remélve, hogy így jobban megérthetjük, mekkora mértékben hatnak az egyes paraméterek a becslések megbízhatóságára. A hálózati és mintavételi tényezők közül vizsgáltuk az átlagos foksámot, a heterofília nagyságának hatását, valamint a kiindulópontok számát. Mind a három paraméter esetében további három-három paraméterbeállítását teszteltünk. Az eredmények kiértékelésénél elsősorban az RDS I és RDS II becslések megbízhatóságára koncentráltunk, de vizsgáltuk az A és B tulajdonságú populációs tagok foksámbecslését, a teljes sokaságra adott foksámbecslést, valamint az A és B, illetve B és A csoportok közötti összekötöttség (heterofília) becslését is.

Mindezek alapján kutatási kérdéseinket a következő módon fogalmaztuk meg: *hogyan befolyásolják a hálózati és mintavételi tényezők a becslések torzítását és szórását, milyen mértékben határozzák meg a becslések szórását a becslés egyes tényezői, valamint hatással vannak-e egyéb hálózati tényezők a becslések szórására, illetve torzítására?*

## Módszertan

A kutatási kérdések megválaszolásához a szakirodalmi előzményekre támaszkodva egy hálózati szimulációs módszert választottunk. A hálózatok szimulálásához Salganik és Heckathorn (2004) módszerének módosított változatát alkalmaztuk. A szimulációk során fix paraméterként kezeltük a vizsgált változó eloszlását (dichotóm, 0,3–0,7 eloszlású, a továbbiakban A értékű és B értékű), a populáció méretét (10 000), valamint a minta méretét (1000). Ezek a paraméterek az összes futtatásban állandóak voltak. A szimulációk során a két hálózati és egy mintavételi paraméter esetén (átlagos foksám, heterofília, illetve kiindulópontok száma) három-három értéket határoztunk meg. A különböző paramétertényezők esetében több mintavételi szituációt lefuttattunk, és megvizsgáltuk minden esetben a kapott becslés érvényességét és megbízhatóságát, valamint azt, hogy az egyes tényezőknek mekkora a hatása a becslések torzítására és szórására. A foksám esetén a kisebbik csoport nagyobb átlagos foksámát feltételeztük (ezzel Salganik és Heckathorn modelljének feleltünk meg). A kisebbik csoport esetén (A értékkel jellemezhető)

a fokszámok elméleti várható értéke: 7,66; 12,11 és 21.<sup>2</sup> A nagyobb csoport esetén (B értékkel jellemezhető) a fokszámok elméleti várható értéke: 4,33; 6,55 és 11. A heterofília tekintetében azt határoztuk meg, hogy a kisebbik csoport (A értékkel jellemezhető) tagjainak összes kapcsolata milyen arányban irányul a nagyobbik csoport (B értékkel jellemezhető) felé. Az értékek a következők voltak: 15%; 30%; 60%.<sup>3</sup> Végül a minta kiindulópontjainak száma tekintetében 20, 40 és 80 értékek mellett döntötünk. Ez utóbbi egyúttal befolyásolta a mintavétel során a mintamérethez szükséges egymást követő lépések számát is (láncossz): 20 kiindulópont esetén a várható átlagos láncossz 5,6, 40 kiindulópont esetén 4,6, míg 80 kiindulópont esetén 3,6. Mivel a mintavétel szimulálása során – az idézett szerzőktől eltérően – a gyakorlatban alkalmazott visszatevés nélküli modellt alkalmaztuk, az itt megadott átlagos láncosszok kismértékben eltérnek a tapasztalttól. A szimuláció során minden paraméter-beállítással 10 hálózatot generáltunk és minden hálózat esetén 1000 mintavételt szimuláltunk, összesen 270 hálózaton 270 000, 1000 elemű mintavétel történt.

Az eredményeket paraméterkombinációnként hasonlítottuk össze egymással, illetve egy azonos paraméterű egyszerű véletlen minta (EVM) várható adataival. Minden minta esetén kiszámítottuk az RDS I és RDS II becslést, a becslések hibájának szórását, valamint kiszámítottuk az RDS I becslést a valós heterofília-értékekkel és a becsült fokszámokkal, illetve a becsült heterofília-értékekkel és a valós fokszámokkal. Az így kapott becslések segítségével paraméterkombinációnként meghatároztuk, hogy milyen mértékben járul hozzá a becslések szórásához a fokszám, illetve a heterofília. Az eltérő hálózatszimulációk hatását azonos paraméterek mellett a becslések populációs értéktől való eltérésére vonatkozóan ANOVA elemzéssel vizsgáltuk.

## Eredmények

Foglaljuk össze a szimulációk eredményeit<sup>4</sup> a kutatási kérdéseket követve: Elsőként az RDS I és RDS II becslések torzítását vizsgáljuk a különböző paraméterek mentén. Az egyes paraméterek független (kontrollált) hatásának vizsgálata érdekében egy általános lineáris modellt (GLM) illesztettünk a szimulált adatokra.<sup>5</sup> Modelünkben a paraméterváltozók alacsony mérési szintjüként szerepeltek, így az elemzés tulajdonképpen több utas, többszintű ANOVA elemzésnek feleltethető meg.

A modell alapján elmondható, hogy mindhárom paraméter és a hálózatszimuláció is szignifikáns hatással volt mindkét becslés esetén. A hatáserőségek értékelése érdekében megvizsgáltuk a modell alapján becsülhető marginálisokat az egyes para-

2 A fokszámokat exponenciális eloszlásúnak feltételeztük, technikai okokból – a hálózat összefüggését garantálandó – minden populációtag esetén eggyel megnöveltük, így nulla fokszám nem fordulhatott elő.

3 Tekintettel arra, hogy a nagyobb csoport a populáció 70%-át teszi ki, átlagos fokszám viszont a kisebb csoport valamivel több mint fele (52–56%-a), a 15%-os arány viszonylag erőteljes homofíliát, a 30%-os arány véletlenhez közeli kapcsolatválasztást, míg a 60%-os arány kifejezett heterofíliát jelent.

4 A hálózatok mérete a szimuláció sajátosságai miatt esetenként némileg kisebb az eredeti méretnél. A fokszámátlagok jól követik az előre rögzített értékeket.

5 Randomfaktorként figyelembe vettük azt is, hogy az egyes paraméterbeállítások mentén 10–10 hálózatot generáltunk, tehát összesen 270 szimulált hálózatból vettük a hálózatonkénti 1000 darab mintát.

méterek esetén (1. táblázat), amely megmutatja, hogy az egyes paraméterek, tehát a heterofília, a fokszám és a kiinduló minta mérete külön-külön milyen hatást gyakorolnak a becslések eltérésére a tényleges populációs értékektől.

1. táblázat: A heterofília, a fokszám és a kiinduló mintanagyság becslött hatása (a modell alapján kiszámított marginálisátlagok és standard hibájuk)

Heterofília	RDS I		RDS II	
	Átlag	Std. hiba	Átlag	Std. hiba
15%	0,018	<0,001	-0,007	<0,001
30%	0,014	<0,001	0,003	<0,001
60%	0,006	<0,001	0,007	<0,001

Fokszám	RDS I		RDS II	
	Átlag	Std. hiba	Átlag	Std. hiba
21	0,014	<0,001	0,004	<0,001
12,11	0,013	<0,001	0,002	<0,001
7,66	0,012	<0,001	-0,003	<0,001

Kiinduló minta	RDS I		RDS II	
	Átlag	Std. hiba	Átlag	Std. hiba
20	0,013	<0,001	<0,001	<0,001
40	0,013	<0,001	0,001	<0,001
80	0,013	<0,001	0,002	<0,001

A tábla adatai alapján látható, hogy mindkét becslés elsősorban a csoportok összekötöttségére, a heterofíliára érzékeny. Míg azonban az RDS I becslés a heterofília növekedésével szinte lineárisan egyre kisebb torzítású becslést ad, az RDS II becslés a közepes (véletlenhez közel álló) heterofília esetén adja a legpontosabb becslést. Kisebb mértékben, de mindkét becslésre hatással van a fokszám várható értéke (a táblázatban a kisebb csoport fokszámának beállított várható értékeit közöljük). Ebben az esetben is hasonló jelenséget tapasztalhatunk, mint a heterofília esetén: az RDS I becslés az egyre kisebb fokszám-várhatóértékű hálózatok esetén egyre pontosabb becslést ad, az RDS II viszont valahol a közepes tartományban adja a legpontosabb becslést. Végül a kiinduló minta nagyságának hatása – bár statisztikai értelemben szignifikáns – gyakorlati szempontból nem tekinthető jelentősnek. A hálózathatás hasonló módon nem értékelhető, hiszen itt random hatásról van szó. Az 1. tábla eltérés-négyzetösszegeket tartalmazó oszlopa alapján kiszámítható parciális magyarázóerőt mutató parciális éta-négyzet értéke RDS I becslés esetén 0,002, míg RDS II becslés esetén 0,008, ami a hálózatok struktúrájának szignifikáns, de nagyon kis mértékű hatását mutatja. Végül nem hagyható figyelmen kívül az a tény (lásd 1. táblázat), hogy az RDS I becslés torzítása kedvezőtlen paraméterezés esetén közel egy nagyságrenddel nagyobb, mint az RDS II becslésé. Összefoglalva: az RDS I becslés különösen kedvezőtlen paraméterek esetén jelentősebb torzítással bír, egyértelműen csökken a torzítása a heterofília

növekedésével és kisebb mértékben a fokszám csökkenésével, ezzel szemben az RDS II becslés általában kisebb torzítással bír, de mind a fokszám, mind a heterofília tekintetében az általunk közepesnek tekintett értékektől való eltérés a torzítást növeli.

A következő lépésben a becslések megbízhatóságát vizsgáljuk meg. Sajnos ebben az esetben nincs lehetőségünk komplex modell alkalmazására, így egyszerű szórásegyenlőség-vizsgálatokra, illetve a paraméterkombinációk alkalmazása mellett a becslések szórásadataira hagyatkozhatunk. A három vizsgált paraméter hatását a becslések szórására varianciahomogenitás-vizsgálattal teszteltük (2. táblázat).

2. táblázat: A heterofília (H), a fokszám-várhatóérték [E(D)] és a kiinduló minta méretének (NK) hatása az RDS I és RDS II becslés szórására (a Levene-teszt eredményei alapján mindhárom tényező mindkét becslési módszer esetén szignifikáns eltérést hozott létre a becslések szórásában)

H	E(D)	NK	A becslések szórása	
			RDS I	RDS II
15%	21	20	0,0352	0,0442
		40	0,0353	0,0391
		80	0,0367	0,0344
	12,11	20	0,0349	0,0436
		40	0,0350	0,0385
		80	0,0359	0,0337
	7,66	20	0,0345	0,0433
		40	0,0354	0,0381
		80	0,0362	0,0334
30%	21	20	0,0256	0,0269
		40	0,0259	0,0266
		80	0,0263	0,0257
	12,11	20	0,0246	0,0261
		40	0,0250	0,0253
		80	0,0257	0,0248
	7,66	20	0,0241	0,0255
		40	0,0243	0,0247
		80	0,0251	0,0238
60%	21	20	0,0201	0,0200
		40	0,0201	0,0200
		80	0,0201	0,0199
	12,11	20	0,0184	0,0183
		40	0,0185	0,0184
		80	0,0187	0,0184
	7,66	20	0,0171	0,0170
		40	0,0175	0,0173
		80	0,0176	0,0173

A Levene-tesztek adatai alapján mindhárom vizsgált paraméter szignifikánsan befolyásolta mindkét becslés szórását. Az RDS I becslés szórására a legjelentősebb hatást a heterofília gyakorolta, a nagyobb heterofília erősen csökkentette a becslések szórását (15% esetén 0,0345–0,0367 között, míg 60% esetén 0,0171 és 0,0201 között). A foksám és a kiinduló minta méretének hatása ennél jóval gyengébb volt: az alacsonyabb foksám-várhatóérték és az alacsonyabb kiinduló mintaméret egy nagyságrenddel kisebb mértékben csökkentette az RDS I becslés szórását. Az RDS II becslés esetén is a heterofília hatása volt a legerősebb a becslés megbízhatóságára: a nagyobb heterofília kisebb szórással járt (15% esetén 0,0334–0,0442 között, 60% esetén 0,0173–0,0200 között). Ebben az esetben azonban a kiinduló minta mérete valamivel nagyobb hatást gyakorolt a szórásra: nagyobb kiinduló minta kisebb szórást eredményezett. Emellett csak gyenge hatása volt a foksám várhatóértékének: azonos körülmények között a kisebb foksám-várhatóérték az RDS II becslés valamivel kisebb szórását eredményezte. A két becslés szórását összevetve azt láthatjuk, hogy az optimálistól eltérő körülmények esetén az RDS I becslés szórása alacsonyabb. Érdekes a tapasztalt szórásértékeket összevetni egy egyszerű véletlen minta esetén hasonló populációs eloszlású változóra adott becslés szórásával. Ez az érték 1000 elemű egyszerű véletlen minta és 0,3–0,7 eloszlású változó esetén 0,0145, amely értéket a legkedvezőbb paraméterértékek esetén (nagy összekötöttség, alacsony várható foksám) mindkét becslés szórása megközelíti. Ugyanakkor a legkedvezőtlenebb vizsgált paraméterbeállítás esetén az RDS I becslés szórása 2,5-szerese, míg az RDS II becslés szórása valamivel több mint 3-szorosa az azonos méretű EVM mintából származó becslésének. Tehát egy ugyanakkora EVM és RDS minta esetében utóbbinál akár háromszor szélesebb konfidenciaintervallum tartozhat egy változó várhatóértéknek a becsléséhez.

A hálózati szimuláció hatásának tesztelése érdekében a szóráshomogenitás-vizsgálatot minden egyes paraméterbeállítás mellett elvégeztük a 10-10 hálózatra, az eredmények azt mutatták, hogy az eltérő hálózatok általában nem okoztak szignifikáns eltérést a becslések szórásában.<sup>6</sup>

Végül a több hálózati paraméter (foksám és heterofília) alapján becslő RDS I esetén megvizsgáltuk, hogy a becslés eltérései milyen mértékben függnek össze az egyes hálózati paraméterbecslések eltéréseivel. Ennek érdekében az RDS I becslést úgy is kiszámítottuk, hogy ahhoz az egyik esetben a populációs heterofíliaadatokat és a foksámbecsléseket (a megmaradt eltérések a foksámbecslések hatását tükrözik), a másik esetben a populációs foksámadatokat és a heterofíliára vonatkozó becsléseket használtuk (a megmaradó hiba az összekötöttség becsléséből származik). A becslések hibájának átlagát tekintve megállapítható, hogy a heterofíliára vonatkozó becslések hibája okozza az RDS I becslések konzisztens pozitív torzítását: a populációs foksámátlag használatával a becslések átlagos eltérése minden paraméterbeállítás

6 A 27-féle paraméterkombinációból az RDS I becslés szórása 4 esetben, míg az RDS II becslés szórása 5 esetben volt szignifikánsan különböző (5%-os elsőfajú hiba mellett) hálózatonként.



mellett növekedett, míg a populációs heterofíliaadatok használatával negatívvá vált, abszolút értéke pedig általában lényegesen csökkent. A becslések szórása esetén az egyes paraméterbeállításokra kiszámítottuk a populációs fokszámtaggal, illetve populációs heterofíliaadattal adott becslések szórásnégyzeteinek összegét, amelyek jól közelítették az eredeti becslések szórásnégyzetét. Ezt az összefüggést használva a továbbiakban az egyes hálózati paraméterbecslések által hordozott hibahányadot a szórásnégyzet hányadával írjuk le. A szórásnégyzethányadok és az egyes vizsgált paraméterek (fokszám, heterofília, kiinduló minta mérete) hatását vizsgálva azt találtuk, hogy a kiinduló minta mérete nem gyakorolt jelentős hatást, így e paraméter mentén átlagoltuk a szórásnégyzethányadokat. A 3. táblázat a heterofília és a fokszám-várhatóérték mentén mutatja meg a fokszámbecslés részesedését az RDS I becslések hibájából.

3. táblázat: A heterofília és a fokszám-várhatóérték hatása a fokszámbecslés-hiba részesedésére az RDS I becslés varianciája esetén (a kezdőpontok számának hatását átlagolva)

Heterofília	Fokszám-várhatóérték		
	21	12,11	7,66
15%	0,120	0,167	0,224
30%	0,260	0,331	0,424
60%	0,515	0,604	0,678

A táblázat alapján elmondható, hogy mind a heterofília, mind a fokszám-várhatóérték befolyásolta a fokszámbecslés hibája által magyarázható hiba arányát az RDS I becslés varianciáján belül. Látható, hogy a heterofília hatása ebben az esetben is nagyobb a vizsgált paraméter-összeállítás mentén. Nagyobb heterofília és kisebb fokszám-várhatóérték esetén a fokszámbecslés hibája kevesebbet magyaráz az RDS I becslés varianciájából, ennek megfelelően ezekben az esetekben a heterofíliára vonatkozó becslés hibája magyaráz jóval nagyobb arányt a becslések szórásnégyzetéből. Ha ehhez az eredményhez figyelembe vesszük az RDS I becslés szórásának paraméterfüggésénél leírtakat is, akkor elmondható, hogy azokban az esetekben, amikor az RDS I becslés szórása nagy (elsősorban alacsony heterofília, másodsorban, de kisebb mértékben magas fokszám esetén), a becslés szórásáért jelentős részben a heterofília becslésének a hibája felelős.

## Konklúzió és további kutatási lehetőségek

A következőkben igyekszünk összefoglalni szimulációs kutatásunk eredményeit, azokat összevetni az ismertett irodalom eredményeivel, valamint mindezek alapján egyrészt praktikus javaslatokat megfogalmazni a módszert alkalmazni kívánó kutatók számára, illetve eredményeink alapján javaslatot adunk a további kutatás lehetséges irányára.

Vizsgálatunk első része az RDS I és RDS II becslés összehasonlítására vonatkozó különféle paraméterek mellett. A 4. táblázatban összefoglaltuk a korábban részletesen leírt eredményeket.

4. táblázat: Az összekötöttség, a fokszám, kiinduló minta és egyéb hálózati hatások befolyása az RDS I és RDS II becslés torzítására és szórására

	RDS I becslés		RDS II becslés	
	Torzítás	Szórás	Torzítás	Szórás
<b>Az RDS I és RDS II egymáshoz viszonyítva</b>	Nagyobb (főleg kedvezőtlen esetben)	Legtöbbször kisebb	Legtöbbször kisebb	Nagyobb (főleg kedvezőtlen esetben)
<b>Nagyobb heterofília</b>	Jelentősen csökkenti	Jelentősen csökkenti	A heterofília közepes értéknél megszűnik	Jelentősen csökkenti
<b>Nagyobb átlagos fokszám</b>	Kismértékben növeli	Kismértékben növeli	A heterofília közepes értéknél megszűnik	Kismértékben növeli
<b>Nagyobb kiinduló minta</b>	Lényegében nem befolyásolja	Kismértékben növeli	Lényegében nem befolyásolja	Csökkenti
<b>Egyéb hálózati hatás</b>	Szignifikáns, de kicsi	Nem szignifikáns	Szignifikáns, de kicsi	Nem szignifikáns

Összevetve a két becslésre vonatkozó szimulációs eredményeket, azt mondhatjuk, hogy mindkét becslés erősen érzékeny a heterofília hatásra, azaz arra, hogy a vizsgált változó értékei szerint létrehozható csoportok között milyen gyakoriságúak a kapcsolatok. Amennyiben a változó értékei mentén a kapcsolathálózat nagyon szegmentált, mindkét becslés szórása magas lesz, azonban míg az RDS I becslés torzítása is megnő, a megbízhatósága valamivel alacsonyabb marad, mint a kisebb torzítású, de nagyobb szórású RDS II becslésé. A vizsgált célcsoport átlagos fokszáma mindkét becslést csak kismértékben befolyásolja (mind torzítás, mind szórás tekintetében). A nagyobb kiinduló minta közepes mértékben képes csökkenteni az RDS II minta szórását, míg az RDS I becslésre alig van hatással – meg kell azonban jegyezni, hogy szimulációnk során fokszámarányos véletlen kiindulópontokat használtunk, amit a gyakorlatban nem lehet pontosan reprodukálni (bár az idézett szerzők, elsősorban Heckathorn érvelnek amellett, hogy a kezdőpontkeresésnél a nagyobb fokszámú célcsoporttagok könnyebben fellelhetők, így kvázi megvalósulhat a fokszámarányos kezdőpont-kiválasztás). Végül úgy tűnik, hogy legalábbis a jelen hálózati szimulációs modellben a nem kontrollált hálózati paraméterek nem játszottak jelentős szerepet a becslésekben – erre utalt az azonos paraméterekkel szimulált hálózatok közötti különbség alacsony (bár szignifikáns) magyarázóereje a becslésekre nézve.

Az első kutatási kérdésünk arra irányult, hogyan befolyásolják a hálózati és mintavételi tényezők a becslések torzítását és szórását, illetve mely paraméterkombinációk mellett melyik becslés (RDS I, RDS II) tekinthető hatékonyabbnak.

A heterofília, azaz a vizsgált változó mentén eltérő értéket választók közötti kapcsolatok aránya gyakorolja a legjelentősebb hatást mind a becslések szórására, mind torzítására, oly módon, hogy a kisebb heterofília nagyobb torzítással és a becslés nagyobb szórásával jár együtt. Ez az eredményünk megfelel az idézett korábbi kutatásoknak, azzal a pontosítással, hogy elemzéseink során a foksám-várhatóértéket és a kiinduló minta elemszámát is kontrolláltuk (azaz az összefüggések a két vizsgált paraméter minden értéke mellett igazak).

A heterofília mellett a foksám is szignifikánsan befolyásolta mind a becslések torzítását, mind szórásukat, azonban a hatás erőssége a heterofília hatásánál gyengébb volt, általában az alacsonyabb foksám-várhatóérték (kisebb sűrűségű hálózat) esetén a becslések valamivel kisebb torzításúak és szórásúak voltak (ez különösen az RDS II becslés esetén volt igaz). E paraméter hatására vonatkozó korábbi kutatási adatot nem találtunk.

A kiinduló minta nagysága és ezzel párhuzamosan az átlagos lánchossz nem gyakorolt jelentős és konzisztens befolyást sem a torzításra, sem a becslések szórására. Ez az eredményünk ismét megfelel a korábbi kutatások eredményeinek azzal a kiegészítéssel, hogy ebben az esetben is kontrolláltan történt a vizsgálat a többi paraméterre nézve.

A második kutatási kérdésünk a becslések megbízhatóságára vonatkozott, illetve ezzel összefüggésben arra, hogy az egyes paraméterek ezt mennyiben befolyásolják.

Kutatásunk igazi újdonsága, hogy az RDS I becslés esetén – amely az átlagos foksám és a heterofília becslésén alapul – kimutattuk, hogy a két becslés hibája különféle paraméterbeállítások mellett milyen mértékben járul hozzá a teljes becslés hibájához. Ezzel kapcsolatban azt állapítottuk meg, hogy elsősorban a heterofília változása határozza meg, melyik hálózati paraméter becslésének hibája gyakorolt nagyobb befolyást a becslés teljes hibájára. A nagyobb heterofília a heterofília-becslés hibájának jelentősen kisebb hatásával, míg a kisebb heterofília a heterofília-becslés jelentősen nagyobb hatásával jár együtt. Emellett a foksám-várhatóérték eltéréseinek hatása jóval csekélyebb: a magasabb foksám-várhatóérték a foksám átlagbecslésének a teljes becslés szórására gyakorolt valamivel kisebb hatásával jár együtt.

Végül, de nem utolsósorban az, hogy egy-egy paraméterbeállítással több hálózatot szimuláltunk és egy-egy hálózaton több mintavételt végeztünk, lehetővé tette azt is, hogy megvizsgáljuk az azonos paraméterű, de eltérő hálózatokból származó minták különbözőségét is. Ez alapján azt mondhatjuk, hogy a hálózat egyéb, nem kontrollált tulajdonságai bár szignifikáns hatást gyakoroltak modellünkben, de a hatás mértéke csekély volt, így lényegében az egyéb hálózati tényezők hatását elhanyagolhatjuk.

A szimulációs eredményeink több gyakorlati javaslatot is implikálnak. Amennyiben azt feltételezhetjük, hogy az általunk leginkább fontosnak tartott változók mentén klasztereződik a sokaság (azaz kicsi a heterofília), akkor érdemesebb nagyobb mintaméretet tervezni már a kutatásunk elején. Összességében sem az

RDS I, sem az RDS II becslés nem preferálható a másikkal szemben, ha azonban a mintavételi design több kiindulópontot tartalmaz és rövidebb láncokat, valamint a kiindulópontok esetén megközelíthető a fokszámányos bekerülési valószínűség, akkor az RDS II becslés valószínűleg pontosabb. További fontos eredmény, hogy nem kell figyelembe venni a becslés pontossága szempontjából a vizsgált célcsoport kapcsolathálózatának sűrűségét. A fent leírtakon túl nincs nagy jelentősége (legalábbis a vizsgált tartományon belül és a használt mintavétel mellett) a kiindulópontok számának. Gyakorlati szempontból további fontos eredmény, hogy érdemes minden vizsgált változó esetén az elemzést megelőzően becslést tenni a változó értékei szerint képzett csoportok összekötöttségére, és amennyiben az összekötöttség alacsony, akkor szélesebb konfidenciaintervallumokkal érdemes számolni.

A gyakorlati javaslatokon túl az elemzés második részében leírt és az RDS I becslés szórásának összetételére vonatkozó eredmények alapján további kutatási lehetőséget látunk. Azt találtuk, hogy azokban az esetekben, amikor az RDS I becslés szórása magasabb, az ok jelentős részben a heterofília becslésének a hibája. Azt gondoljuk, hogy további kutatások irányulhatnak arra, hogy a heterofília becslését pontosítsuk és ezáltal az RDS I becslést hatékonyabbá tegyük.

**ABSTRACT:** In our paper we summarize the results of our simulation research connected to the method of respondent driven sampling (RDS). The goal of our simulation was to investigate problems related to the reliability of the method that were mentioned in recent literature. As a result we conclude that the main factors that decrease the reliability of RDS estimators are lower levels of heterophily and to a lesser extent the higher average degree of the network. We also discuss what is the share of the variance of expected value estimates that can be explained by the error of degree estimation. Besides the results of our simulation we summarise literature on the RDS methodology and the fields of possible usage of the method.

## Irodalom

- Bernát A. (2006): A kapcsolathálózat jelentősége a migrációban – etnikai metszetben. In Némedi D. – Somlai P. – Szabari V. – Szikra D. (szerk.): *Kötő-jelek 2005*. ELTE Társadalomtudományi Kar Szociológia Doktori Iskola. Budapest. 123–146.
- Bozsonyi K. – Jelenfi G. – Kmetty Z. (2008): A magyarországi aktív banki ügynökök. V. HUNNET kapcsolathálózati konferencia, Budapest.
- Csanády M. – Kmetty Z. – Kucsera T. – Személyi L. – Tarján G. (2008): A magyar képzett migráció a rendszerváltás óta. *Magyar Tudomány*, 5: 603–616.
- Gile, K. J. – M. S. Handcock (2009): Respondent-Driven Sampling: An Assessment of Current Methodology. *Sociological Methodology*, 40(1): 285–327.
- Goela, S. – M. J. Salganik (2010): Assessing Respondent-Driven Sampling. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(15): 6743–6747.

- Goodman, L. A. (1961): Snowball Sampling. *Annals of Mathematical Statistics*, 32: 223–258.
- Hárs Á. (2009): *Magyarok az osztrák munkaerőpiacon: Ingázók, bevándorlók, munkaerő-migránsok?* KOPINT Konjunktúra Kutatási Alapítvány. Internet: <https://skydrive.live.com/?cid=20226f10b70b2c25&id=20226F10B70B2C25%21311>
- Hárs Á. – Simon D. (2009): Ingázók, bevándorlók, munkaerő-migránsok? Munkaerő mobilitása konferencia – Országos Foglalkoztatási Alapítvány, Budapest.
- Heckathorn, D. (1997): Respondent-Driven-Sampling. *Social Problems*, 44(2).
- Kapitány B. (2010): Mintavételi módszerek ritka populációk esetén. *Statisztikai Szemle*, 88(7–8): 739–754.
- Salganik, M. J. – D. D. Heckathorn (2004): Sampling and Estimation in Hidden Populations Using Respondent-Driven Sampling. *Sociological Methodology*, 34: 193–239.
- Simon D. (2005): Kapcsolathálózati mintavételi módszer a romák migrációs potenciáljának vizsgálatára: módszertani megfontolások. II. HUNNET kapcsolathálózati konferencia, Budapest.
- Simon D. (2012): Válaszadó-vezérelt mintavétel: ritka és rejtett csoportok kvantitatív vizsgálata. *Statisztikai Szemle*, 90(4): 249–275.
- Tomas, A. – K. J. Gile (2010): The Effect of Differential Recruitment. Non-response and Non-recruitment on Estimators for Respondent-Driven Sampling. <http://arxiv.org/abs/1012.4122v1>
- Verdery, A. M. – T. Mouw (2011): *Estimated Sampling Variance in Respondent Driven Sampling: Do You Know If You Have an Imprecise Sample?* Working Paper.
- Volz, E. – D. D. Heckathorn (2008): Probability Based Estimation Theory for Respondent Driven Sampling. *Journal of Official Statistics*, 24(1): 79–97.

# **Kitöltetlen kérdőívek és megválaszolatlan kérdések: a válaszmegtagadás által támasztott módszertani és statisztikai kihívások**

Hajdu Miklós

hajdu.miklos@t-online.hu

Beérkezés: 2013. 02. 01.

Elfogadás: 2013. 03. 06.

A piac- és közvélemény-kutatások eredményeit számos, egymástól nagymértékben különböző torzító hatás terheli, amelyek közül az utóbbi években egyre inkább kitűnni látszik a válaszhiányokból, illetve válaszmegtagadásokból eredő torzítás problematikája. E jelenség a szakterület hazai hozzáértői körében is aggodalmat vált ki, akik a 2012 novemberében Leslie Kish emlékére megrendezett kutatás-módszertani tematikájú műhelykonferencia egyik fő kérdéseként vitatták meg ez irányú gondolataikat, tapasztalataikat. A magyar helyzet jellemzésére álljon itt csupán egy a konferencián elhangzott számadat: eszerint az utóbbi években a Budapesten történő kérdések esetén a válaszadási arány sokszor még a 20%-ot sem éri el.

A probléma a társadalomtudományok nemzetközi diskurzusának is meghatározó témájaként tartható számon. A kéthavonta megjelenő *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* legfrissebb, 2013. januári száma kifejezetten a válaszmegtagadásból eredő kihívásokat, a velük kapcsolatos kutatási tapasztalatokat és az esetleges megoldási lehetőségeket mutatja be. Jelen cikkben e folyóirat-szám recenzióját kívánom adni.

A szerkesztők, Douglas S. Massey és Roger Tourangeau bevezető cikkükben (Massey és Tourangeau 2012a) a kérdőíves kutatások mögött rejlő alapvető módszertani megfontolások ismertetésén túl áttekintést adnak az efféle felmérések történetéről, felsorolva a főbb, többnyire amerikai eseményeket, eredményeket, mérföldköveket, ezáltal bemutatván azt az utat, amely során a survey-adatok a legfontosabb információforrássá váltak az Egyesült Államok társadalmi-gazdasági körülményeinek leírását illetően. Azonban a válaszmegtagadás problematikájának szempontjából fon-

tosabb megemlíteni a szerkesztők által felsorolt és röviden bemutatott társadalmi és technológiai változásokat, amelyek potenciálisan csökkenthetik a válaszadási rátát. Ezek döntő része az Egyesült Államokon kívül, akár Magyarországon is érvényesnek tekinthető a lehetséges sajátos hazai tényezők mellett. Így például a cikk kitér a családok struktúráját érintő változások közül az egyszemélyes háztartások, az egy szülőből és az általa egyedül nevelt gyermekekből álló családok elterjedésére – a nukleáris családok felbomlására –, ami nagyban csökkenti az eredményes kapcsolatfelvétel valószínűségét, hiszen a kérdezőbiztosok egyre kevésbé számíthatnak arra, hogy a gyermeket, gyermekeket nevelő és mellette főállásban háztartást vezető anyák napközben is elérhetőek a háztartásokban, míg férjük dolgozik. E jelenség mellett a nők egyre nagyobb arányú megjelenése a munkaerőpiacon is hasonló hatással van a kutatások kivitelezhetőségére. Továbbá a társadalmi egyenlőtlenségek növekedése és a társadalmi tőke – az emberi kapcsolatokból származó előnyök és erőforrások – visszaszorulása közepette egyre nehezebb dolguk van a kérdezőbiztosoknak az interjúalanyok válasza bírásában, még ha kapcsolatba is tudnak kerülni velük. Mindezek mellett technológiai oldalról az otthonokat védő biztonsági berendezések elterjedése vagy éppen a hívószám kijelzés egyre gyakoribb figyelembevétele a telefonhívásokra adott válasz előtt is mindinkább nehezebbé teszi a lehetséges válaszadók elérését. A szerkesztők a társadalomkutatások jövőjére vonatkozóan pesszimista következtetésekkel élnek bevezetésükben: a válaszhiányok arányának további emelkedésére, és ezáltal a kutatások költségeinek megnövekedésére számítanak, azonban az eredmények szükségszerű torzulásától nem tartanak a későbbiekben részletezett okokból kifolyólag.

Az elmúlt években, évtizedekben számos kezdeményezés irányult a válaszmegtagadások által támasztott problémák pontos felmérésére és kezelésére. Frauke Kreuter és Andy Peytchev cikkeikben olyan indikátorokat mutatnak be, amelyek által valamelyest jellemezhetővé, számszerűsíthetővé válik a válaszhiányok hatása és a kutatási eredmények általuk való befolyásoltsága, túlmutatván a válaszmegtagadási rátán, amelyet számos folyóirat és kutatásokkal foglalkozó szervezet vesz az adatfelvételek minősége megítélésének lényeges szempontjává, még ha az nem is fejezi ki a válaszhiányok által keltett torzítások mértékét. Ezen mérőszámok kiszámításához Kreuter megállapításai szerint elengedhetetlen bizonyos kiegészítő információk ismerete, amelyek egy része már a mintavételi terv kialakításához is szükséges, mint például a rétegzéshez használt háttérváltozók, másfelől pedig a terepmunka során keletkező és azt jellemző mellékes adatok (paradata) formájában állnak elő. Ezen mellékes adatok gyűjtése mindinkább kiterjedt és megszokottá kezd válni az adatfelvétel során, a kérdezőbiztosoknak egyre gyakrabban kell kitölteniük a lekérdezés – vagy adott esetben a válaszmegtagadás – körülményeiről szóló adatlapokat. Az így rögzített információk sok esetben valamelyest helyettesíthetik a kérdőívben szereplő kérdésekre adott válaszokat is, amellett, hogy alapvető jelentőségűek a válaszhiányokkal kapcsolatos elemzések során.

Kristen Olson ezen, a terepmunka során potenciálisan összegyűjthető háttéradatakat öt különböző kategória mentén sorolja be cikkében. A szomszédságra vonatkozó megfigyelések a személyes lekérdezések során a minta minden tagja esetében összegyűjthetők a kérdezőbiztosok által, akik rögzíthetik a válaszadó környékének számos paraméterét, többnyire annak társadalmi-gazdasági helyzetére vonatkozóan. Telefonos vagy internetes adatfelvétel esetében azonban értelemszerűen az efféle adatok begyűjtése gyakorlatilag kivitelezhetetlen. A mintába bekerült háztartást illető megfigyelések, illetve az itt élőkre vonatkozó információk – amelyek döntően demográfiai jellegű adatokból tevődnek össze – már csak a sikeres kapcsolatfelvétel esetében jegyezhetőek fel, szintén kizárólag személyes adatfelvétel esetében. Magával a megkereséssel kapcsolatban is számos adat rögzíthető, mint például azok időpontja és dátuma, esetleg a próbálkozások száma és a tapasztalt reakciók jellege – ezen információk már nem csak a személyes, hanem a telefonos, internetes és postai alapú adatfelvételek során is begyűjthetők. Végül, de nem utolsósorban a kérdezőbiztos és a válaszadó közötti interakciót – nem önkitöltős kérdőívek esetében – is lényeges háttér-információkkal lehet jellemezni, mint például az esetleges válaszmegtagadás oka, amennyiben az interjúalany felfedi azt.

Természetesen mindezek mellett a kutatók bizonyos, a közigazgatásban elérhető információkra is támaszkodhatnak, amelyek forrásai lehetnek akár a népszámlálások, az adóbevallások és további, kötelező adatszolgáltatások. John L. Czajka az efféle adatok felhasználását illetően kiemeli a szabályozási környezet által emelt akadályokat, amelyek miatt sok esetben, még ha rendelkezésre is állnak valamely közintézménynél a kutatás szempontjából releváns információk, azok nem használhatóak fel, illetve a publikus adatok gyakran nem megfelelő aggregáltsági szintűek, térbeli és időbeli vonatkozási tartományuk eltér a szükségéstől. Az efféle addicionális adatok felhasználásához kapcsolható Tom W. Smith és Jibum Kim felvetése az úgynevezett *Multi-level Integrated Database Approach* (MIDA) alkalmazhatóságát illetően a válaszmegtagadás által támasztott kihívások kezelésében. A MIDA keretében a mintával, illetve a mintavételi kerettel kapcsolatos összes, a kutatók számára elérhető és releváns információ becsatornázása történik meg, akár a mintavételi egységnél magasabb aggregáltsági szinten is. Nem csak az információk körének kiterjesztése lehet e megközelítés célja, hanem a címlista alapvető adatainak validálása is, például telefonszám-regiszterek, vagy akár választási nyilvántartások alapján.

Peytchev a kiegészítő információk fontossága mellett felhívja a figyelmet a válaszadási hajlandóság növelése okán mindinkább bonyolultabbá váló kutatási módszerek terjedésére, aminek kapcsán újabb és újabb költségek, illetve torzító tényezők épülnek be a kutatásokba. Egyre gyakrabban avatkoznak be a kutatók a terepmunka során annak alakulásába a válaszhiányok számának minimalizálása végett, továbbá terjednek az egyszerre többféle adatfelvételi technikára vagy mintára alapuló kutatások is. Mi több, a válaszadók motiválása gyanánt felajánlott jutalmak is lényeges kérdéseket vonnak maguk után az eredmények torzítottságát illetően. Ezen



ösztönzők megnövelhetik azon megkérdezettek válaszadási hajlandóságát, akiket kevésbé ragad magával az adott kutatás témája, és pusztán a válaszadásra való felhívás kapcsán nem töltene ki a kérdőívet. Ezt belátva a válaszhiányok okozta torzulás csökkenthető a válaszadók megjutalmazásával, azonban az anyagi ösztönzők rendszerének megfelelő kialakítása is lényegi kérdéseket vet fel. Eleanor Singer és Cong Ye megállapításai szerint azonban némileg árnyaltabb a jutalmak hatása. A válaszhiányok torzító hatását ugyanis abban az esetben lehet e módon a leginkább visszaszorítani, ha azon csoportok kerülnek célzottan megjutalmazásra válaszaikért, amelyek egyébként nem töltene ki a kérdőíveket. Ezzel szemben, ha az összes válaszadó díjazást kap, akár bizonyos csoportok felülreprezentáltságát is magukkal vonhatják a jutalmak, ami pedig újfent az eredmények torzulását okozhatja. Mindemellert Singer és Ye következtetései szerint a pénzbeli jutalmak a válaszadási ráta nagyobb mértékű emelkedését vonják maguk után, mint az ajándékok, továbbá az előre kifizetett, illetve átadott ösztönzők hatékonyabbak a sorsolt vagy a válaszadás után átadott díjknál. A jutalmak megfelelő értékét illetően azonban nincsen egyértelmű eredmény – általánosságban elmondható, hogy a díjazás növekedésével megemelkedik a válaszadási ráta, igaz, csak egyre csökkenő mértékben.

A folyóiratszám lényeges következtetése továbbá, hogy éles különbség tapasztalható a keresztmetszeti és a panelalapú társadalomkutatások között a válaszhiányok arányának alakulását illetően. Míg J. Michael Brick és Douglas Williams cikkükben két személyes és két telefonos lekérdezésen alapuló, keresztmetszeti mintavételt alkalmazó kutatás egymás utáni hullámainak vizsgálata kapcsán a válaszmeztagadási ráta évenkénti fél százalékpontos emelkedését becslik, addig Robert F. Schoeni és szerzőtársai hat panelvizsgálat adatainak hasonló elemzése alapján az újbóli válaszadás mindvégig egyenletesen magas, kilencven százalék feletti arányáról számolnak be. Emellett ez utóbbi elemzés írói felvetik az eredmények lehetséges torzulásának lehetőségét az éveken át tartó folyamatos panelkopás hatásainak kumulálódásából kifolyólag. Azonban egy az Egyesült Államokban immáron több mint negyven éve zajló kutatás, a *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) és az évenként új minta lekérdezésén alapuló *National Health Interview Survey* (NHIS) egymással átfedésben álló kérdéseire kapott válaszok összehasonlítása kapcsán a szerzők megállapítják, hogy a panelkopás ellenére a PSID és az NHIS egymással összehasonlítható eredményei konzisztensnek tekinthetőek.

Az *ANNALS* legújabb cikkei kapcsán elmondható tehát, hogy egy izgalmas, újnak már nem mondható, de jelentőségét tekintve egyre lényegesebb, egyelőre még megoldatlan kihívással szembesülnek a társadalom-, közvélemény- és piackutatók. A folyóiratszám szerzői alapvetően a jelenség azonnali vagy legalábbis rövid távú, szinte kézzel fogható hatásaként a kérdőíves kutatások költségeinek emelkedését, illetve költséghatékonyságának visszaesését említik a kutatási eljárások bonyolultabbá, komplexebbé válása mellett. Azonban hosszabb távon talán aggasztóbb lehet az adatfelvételek eredményei iránti bizalom letörése, még ha azok megbízhatósága a

megfelelő technikák alkalmazása esetén fenntartható is marad. Pedig a szerkesztők bevezető és záró cikkükben is kiemelik: továbbra is a kérdőíves kutatások eredményei tekinthetők az egyik legfontosabb információforrásnak a posztindusztriális társadalmak és gazdaságok jellemzőit, változásait illetően, amit mindinkább tudatosítani kell a döntéshozók és a nyilvánosság körében is. Mindezt figyelembe véve a hazai társadalomkutatói szakma számára is feltétlenül követendő törekvés a válaszmeztagság hatásainak minél pontosabb kvantifikálása az egyes kutatások során és az adatfelvételek eredményeinek esetleges korrekciója e mérőszámok alakulásának függvényében, valamint a válaszhiányok mögött álló sajátos magyarországi tényezők feltárása.

## Irodalom

- Brick, J. M. – D. Williams (2012): Explaining Rising Nonresponse Rates in Cross-Sectional Surveys. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 36–59.
- Czajka, J. L. (2012): Can Administrative Records Be Used to Reduce Nonresponse Bias? *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 171–184.
- Kreuter, F. (2012): Facing the Nonresponse Challenge. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 23–35.
- Massey, D. S. – R. Tourangeau (2012a): Introduction: New Challenges to Social Measurement. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 6–22.
- Massey, D. S. – R. Tourangeau (2012b): Where Do We Go from Here? Nonresponse and Social Measurement. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 222–236.
- Olson, K. (2012): Paradata for Nonresponse Adjustment. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 142–170.
- Peytchev, A. (2012): Consequences of Survey Nonresponse. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 88–111.
- Schoeni, R. F. – F. Stafford – K. A. Mcgonagle – P. Andreski (2012): Response Rates in National Panel Surveys. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 60–87.
- Singer, E. – C. Ye (2012): The Use and Effects of Incentives in Surveys. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 112–141.
- Smith, T. W. – J. Kim (2012): An Assessment of the Multi-level Integrated Database Approach. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 645: 185–221.