

Bornemisza Eszter–Csepli György

A VÁLASZÁLCÁZÁS KIKÜSZÖBÖLÉSE

(Hibával mért diszkrét adatok statisztikai elemzése
a társadalomtudományokban)*

Bevezetés

A kérdőíves kikérdezésen alapuló vizsgálatok egyik legnagyobb módszertani problémája, hogy bizonyos kérdésekre adott válaszok esetében nem bízhatunk meg az érvényességükben. A válaszadó valóságos és kinyilvánított véleménye közötti megfelelés hiányának több típusa ismeretes. Az egyik típusra az jellemző, hogy a válaszadónak nincs az adott kérdésben véleménye, de a helyzet vélt elvárásainak engedve mégis mond véleményt. A másik típusba tartozó esetekben a válaszadónak van véleménye, de hallgatással leplezi. A harmadik típus sajátossága az, hogy a válaszadónak van véleménye, de nem akarja, vagy nem meri kinyilvánítani, és helyette másik véleményt nyilvánít ki. Bármelyik típusról legyen szó, mindegyik esetben azt mondhatjuk, hogy a kérdés „érzékeny”, azaz a válaszadók számára „kényes”.

Az államszocialista rendszer időszakában végzett közvélemény-kutatások során tapasztaltuk, hogy a válaszadók különösképpen a politikai témák esetében flyamodtak a véleményt elhallgató vagy a valódi véleményt leplező stratégiákhoz. Egy vizsgálat során azt találtuk, hogy amikor Magyarország és a Szovjetunió hasonlóságát kellett megítélni olyan dimenziókban (lelkialkat, történelmi sors, életszínvonal), amelyekben egyébként józan ésszel nehéz feltételezni a hasonlóságot, a válaszadók sokkal inkább említették a „nagy testvért”, amikor az említhető alternatívák zárt sorában a Szovjetunió neve is szerepelt, mint a nyílt kérdés esetén, amikor is azt az országot említhették, amelyik eszükbe jutott. Az eltérés magyarázata során arra a következtetésre jutottunk, hogy a kísérleti minta tagjait konform reakciókra készítette a Szovjetunió szerepeltetése a kérdőívben.

Demokratikus rendszerekben sem ismeretlen a válaszadói konformitás. A hamis válaszok motivációját ebben az esetben nem politikai, hanem erkölcsi dimenzióban célszerű keresni: a kérdezett azért érzi titkolandónak valódi válaszát, mert összeegyeztethetetlennek véli a nyilvánosságnak bemutatni kívánt önképével.

Olyan vizsgálatot terveztünk, amelynek az volt a célja, hogy a poszt-szocialista nyilvánosság körülményei között fényt derítsünk a megtévesztési hajlandóságra.

* Köszönetet mondunk Rudas Tamásnak értékes közreműködéséért. A kutatást a T 13699 számú OTKA program támogatta.

1. A véletlenített kérdőíves technikával kapott adatok statisztikai elemzése

Az empirikus szociológiai felvételek adatait gyakran terhelik olyan hibák, amelyek torzítják a statisztikai elemzések eredményeit. Lehetnek mintahibák, mérési és véletlen hibák. A legtöbb gondot a mérési hibák okozzák, és közülük is azok, amelyek nem technikai, vagyis kérdezési, kódolási vagy rögzítési tévedések, hanem szubjektív tényezőkől fakadnak.

A társadalmi jelenségek mélyebb okainak vizsgálata során a kutató gyakran ütközik olyan tényekbe, viselkedési formákba, amelyek valamilyen oknál fogva nem legálisak, a közösség által nem elfogadottak, deviánsnak minősülnek, vagy a magánélet olyan szférájába tartoznak, amiről az emberek nem szívesen nyilatkoznak. Ezekről a jelenségekről kérdőíves technikával adatokat gyűjteni igen nehézkes, sok kérdezett megtagadja a választ, vagy ha válaszol is, nem okvetlenül őszinte választ ad, annak ellenére, hogy biztosítjuk az adatok névtelen feldolgozásáról. Így az eredmények erősen torzítottak lesznek.

Ha például kényes kérdések esetében kategóriák között kell választania a kérdezettnek, sok esetben feltételezhető, hogy nem abba a kategóriába sorolja magát, ahová valójában tartozna, hanem egy másikba. Ilyen esetben az egyik lehetséges eljárás az, hogy az elemzések során figyelembe vesszük, hogy hibásan besorolt adatokkal kell számolnunk, és ennek megfelelően módosítjuk a következtetéseinket (Bross 1954; Assakul–Proctor 1967; Cohran 1968; Tenenbein 1970; Korn 1981; Bornemisza 1994) – így eldönthetjük, hogy az elvégzett statisztikai elemzések milyen mértékben tekinthetők érvényesnek a változók valós (meg nem figyelt) eloszlására. A vizsgálatok egy részénél szükség van a hibás besorolások valószínűségeinek ismeretére, erre azonban elég ritkán van mód.

A másik lehetséges eljárás olyan kérdezési technika alkalmazása, amely – a kérdezett számára is meggyőzően – kizárja az azonosíthatóságot (Fox–Tracy 1987; Rudas 1979). Ez a kritérium különböző véletlenítési technikákkal teljesíthető. E módszereknek az a közös kiindulópontja, hogy a kérdezettnek az érzékeny kérdésen kívül semleges kérdés(ek) is rendelkezésére áll(nak), és, hogy ezek közül melyikre válaszol, olyan véletlen kísérlettel kell eldöntenie, amelynek kimenetelét a kérdező nem láthatja. Ha a kutató ismeri a véletlen kísérlet kimeneteleinek valószínűségi megoszlását, akkor (feltéve, hogy a kérdezettek védeltségük tudatában őszintén válaszoltak) torzítatlan becslést adhat az érzékeny kérdésre kapott válaszok mintabeli megoszlására. Az eljárás hátránya egyrészt az, hogy a becslés szórása lényegesen megnövekszik, másrészt az, hogy az érzékeny kérdésekre adott válaszokat nem ismerjük pontosan, értéküket csak bizonyos valószínűséggel tudjuk, így a szokásos többváltozós elemzések nem, vagy csak nagyon korlátozott mértékben alkalmazhatók a véletlenített kérdezési technikával kapott adatokra.

Ennek a tanulmánynak a célja, hogy megmutassa diszkrét változók esetén egy egyszerű véletlenítési eljárás mellett az érzékeny kérdésre kapott válaszok megoszlására vonatkozó némely becslés tulajdonságait, két változó kapcsolatára vonatkozó hipotézisek próbáinak alkalmazási feltételeit és azokat a módosításokat, amelyek révén több változóra vonatkozó log-lineáris modelleket lehet elemezni. Ezeket a vizsgálatokat a hibásan besorolt adatok elemzésére kidolgozott módszerek eredményeinek felhasználásával végezzük el.

2. A véletlenítési eljárás

A véletlenítési eljárásoknak több változata szolgál olyan egymásnak ellentmondó kívánalmak optimalizálására, mint az, hogy egyfelől a kérdezett eléggé rejtve érezze magát a válaszadáskor, másfelől a vizsgált jelenség előfordulási valószínűségére adott becslés szórása minél kisebb legyen. A véletlenítési módszerek legelső, Warner (1965) által kidolgozott eljárásában a kérdezett két kérdést kapott, amelyek közül az egyik volt az érzékeny kérdés, a másik ennek a logikai ellentéte. Azt, hogy melyik kérdésre válaszol, véletlen kísérlet dönti el, amelynek a kimenetelét csak ő ismeri. A kérdező ezután lejegyzí az ő *igen* vagy *nem* válaszát, anélkül, hogy tudná, hogy a válasz melyik kérdésre vonatkozik. A két kérdés lehet például az, hogy

1. *Igaz-e, hogy Ön csalt már az adó bevallásakor?*
2. *Igaz-e, hogy Ön sosem csalt még az adó bevallásakor?*

A véletlen kísérlet lehet kockadobás: megadhatjuk, hogy mely számok dobásakor válaszoljon a kérdezett az első kérdésre, és melyeknél a másodikra, vagy lehet kártyahúzás megkevert kártyacsomagból, amelyben a lapok meghatározott részén az 1., más részükön a 2. kérdés szerepel.

Az alternatív kérdések ilyenét megfogalmazásakor a kérdezett gyanakodhat arra, hogy mivel mindkét kérdés ugyanarra a dologra vonatkozik, valamilyen matematikai trükkel mégis vissza lehet következtetni arra, hogy ő rendelkezik-e az elítélhető jellemzővel. Ezt a problémát kerüli el az a Simmons által javasolt megoldás, melyben csak az egyik kérdés vonatkozik az érzékeny jellemzőre, a másik egy tetszőleges, de legkevesbé sem elítélhető jellemzőre vonatkozik, például

1. *Csalt-e már Ön az adó bevallásakor?*
2. *Előfizet-e Ön valamilyen újságra?*

A véletlenítési eljárás ugyanolyan lehet, mint az előző esetben, és bár valószínűleg az így megfogalmazott kérdéspárnál nagyobb együttműködési készséget és őszintébb válaszadást várhatunk, az elemzéseket nehezíti, hogy a 2. kérdésre adott válaszok pontos eloszlását nem ismerjük. Segíthetünk ezen, ha olyan kérdést teszünk fel, amelynek ismert a megoszlása, például, hogy az év bizonyos hónapjában született-e a kérdezett (Bradburn–Sudman 1979), bár itt is adódhatnak a területi statisztikák különbözőségéből fakadó nehézségek. A másik lehetséges megoldás Moors (1971) javaslata alapján az, hogy a minta egy részét csak arra vesszük igénybe, hogy a 2. kérdésre adott válaszok megoszlását becsüljük, és a másik részén végezzük a véletlenített kérdezést az 1. és 2. kérdéssel. Folsom és munkatársai (1974) továbbfejlesztették ezt a módszert abból kiindulva, hogy sokkal jobb eredményt várhatunk akkor, ha a két almintának a 2. kérdésként két semleges alternatív kérdést teszünk fel, és ezeket a két almintán felváltva használjuk véletlenítésre és direkt kérdezésre, például

az első almintán

véletlenített eljárás:

1. *Csalt-e már Ön az adó bevallásakor?*
2. *Hallgatta Ön a 10 órás híreket tegnap este?*

direkt kérdés:

3. *Előfizet Ön valamilyen újságra?*

a második almintán

véletlenített eljárás:

1. Csalt-e már Ön az adó bevallásakor?
2. Előfizet Ön valamilyen újságra?

direkt kérdés:

3. Hallgatta Ön a 10 órás híreket tegnap este?

Ezzel az eljárással az egyes almintákon a másik almintán alternatív kérdésre adott válaszok megoszlását megbecsülhetjük, de természetesen maga ez a becslés is tovább növeli az érzékeny jellemző megoszlására vonatkozó becslések szórását.

Mindezeket a buktatókat elkerüli a Stem és Steinhorst (1984) által javasolt „erőltetett alternatíva” módszer, amely szerint alternatív kérdés helyett különböző utasításokat kap a kérdezett, és a véletlen kísérlet kimenetele alapján választ közülük. Az utasítások:

1. Kérem, válaszolja azt, hogy „nem”.
2. Kérem, válaszoljon a kérdésre: „Csalt-e már Ön az adó bevallásakor?”.
3. Kérem, válaszolja azt, hogy „igen”.

A tapasztalat azt mutatja, hogy bár ez az eljárás eléggé „steril”, és a kérdezett elvileg könnyen beláthatja, hogy elítélhető jellemzője rejtve marad, azok, akik ezzel nem rendelkeznek, nem szívesen válaszolják azt, hogy „igen”, ha ezt az utasítást kapják.

A fenti eljárások bármelyikét választva, a véletlen kísérlet megtervezésekor a leglényegesebb kérdés annak a meghatározása, hogy a kísérlet kimeneteleinek milyen legyen a megoszlása. Minél közelebb van ez az egyenletes eloszláshoz, annál inkább rejtve érezheti magát a kérdezett, mert körülbelül egyformán sok alternatívát lát, ekkor viszont az elítélhető jellemző megoszlására vonatkozó becslés lesz nagyon bizonytalan, vagyis nagy szórású. Viszont ha nagyon túlsúlyban vannak az elítélhető jellemző meglétére vonatkozó kérdések, a becslések pontosabbak lesznek, de a kérdezettek vonakodnak majd attól, hogy őszinte választ adjanak.

A továbbiakban az első, Warner-féle eljárással kapott adatok statisztikai elemzésének módszereit mutatjuk be.

3. Hibásan besorolt adatok és véletlenített kérdőíves technikával kapott adatok összehasonlítása

A bevezetőben már említettük, hogy érzékeny kérdések esetén a direkt kérdezési technikával kapott adatokat gyakran terhelik mérési hibák. Ilyen például az, hogy diszkrét változóknál az esetek egy részét nem abba a kategóriába soroljuk be a kapott válaszok alapján, ahova valójában tartozna, hanem egy másikba. A meg nem figyelt valós, és a hibával megfigyelt binomiális eloszlású változók előfordulási gyakoriságaira vonatkozó összefüggéseket az 1. táblázatban foglalhatjuk össze:

1. táblázat

Hibával megfigyelt változó

		$A=1$	$A=2$	Σ
Meg nem figyelt valós változó	$A=1$	helyes $A=1$ -ek $(1 - \vartheta_1)pn$	hibás $A=1$ -ek $\vartheta_1 pn$	pn
	$A=2$	hibás $A=2$ -ek $\vartheta_2 (1-p)n$	helyes $A=2$ -ek $(1 - \vartheta_2) (1-p) n$	$(1-p) n$
	Σ	πn	$(1 - \pi) n$	n

ahol

- p a populációban az első kategória valós előfordulási valószínűsége,
 π az első kategória előfordulási valószínűsége hibás besorolással történő megfigyelésnél,
 ϑ_1 az első kategóriába tartozók hibás besorolásának valószínűsége,
 ϑ_2 a második kategóriába tartozók hibás besorolásának valószínűsége.

π értékét a hibával megfigyelt mintából A első kategóriájában az előfordulások relatív gyakoriságával becsüljük:

$$\hat{\pi} = X_1/n, \quad (3.1)$$

ahol X_1 az $A=1$ megfigyelt értéke.

A hibás besorolások következtében az első kategóriába eső megfigyelések várható gyakorisága:

$$E(X_1) = np + n(1-p)n\vartheta_2 - np\vartheta_1 \quad (3.2)$$

és várható relatív gyakorisága:

$$E(\hat{\pi}) = E(X_1/n) = (1 - \vartheta_1)p + \vartheta_2 (1-p) = p - \vartheta_1 p + \vartheta_2 (1-p). \quad (3.3)$$

A Warner eljárása szerint véletlenített kérdőíves technikával kapott gyakoriságok pedig a következő táblázatban foglalhatók össze:

2. táblázat

		véletlenített változó		
		megfigyelt $A=1$	megfigyelt $A=2$	
valós	$A=1$	pozitív kérdés értéke 1 $(1 - \vartheta)pn$	negatív kérdés értéke 2 ϑpn	pn
valós	$A=2$	negatív kérdés értéke 1 $\vartheta (1-p)n$	pozitív kérdés értéke 2 $(1 - \vartheta) (1-p)n$	$(1-p)n$
	Σ	πn	$(1 - \pi)n$	n

ahol

- p a populációban az első kategória valós előfordulási valószínűsége,
 π az első kategória előfordulási valószínűsége véletlenített kérdőíves technikával történő megfigyelésnél,
 ϑ a negatív kérdések előfordulási valószínűsége a kérdőívben.

Az 1. és 2. táblázatok összehasonlításából látható, hogy a véletlenített kérdőíves technikával kapott gyakoriság-megoszlás megfeleltethető azonos hibás besorolási valószínűségek mellett a hibával mért adatok megoszlásával, így az utóbbiakra vonatkozó eredményeket alkalmazhatjuk a véletlenített kérdőíves adatokra.

A 2. táblázat alapján a valós megoszlás p paraméterére a következő összefüggés alapján adható becslés:

$$\pi = (1 - \vartheta)p + (1-p)\vartheta, \text{ ahonnan} \quad (3.4)$$

$$\hat{p} = (\pi - \vartheta) / (1 - 2\vartheta) \quad (3.5)$$

amely torzítatlan becslés p -re.

A p -re vonatkozó becslés szórása pedig a binomiális eloszlás alapján:

$$V(\hat{p}) = p(1-p)/n + \vartheta(1-\vartheta)/n(1-2\vartheta)^2, \quad (3.6)$$

amely képletből látható, hogy a p -re ilyen módon adott becslés szórása a direkt és pontos megfigyeléssel kapható szóráshoz képest $\vartheta(1-\vartheta)/n(1-2\vartheta)^2$ taggal növekszik, amely akkor lenne minimális, ha $\vartheta = 0$ vagy 1 értéket venne fel, azaz csak az egyik vagy másik kérdést tennénk föl, véletlenítés nélkül.

Ha tehát csak egy, véletlenített kérdőíves eljárással vizsgált változót tekintünk, annak az előfordulási valószínűségeire torzítatlan, de a valóságosnál nagyobb szórási becslést adhatunk. Több változó együttes vizsgálatánál azonban nem ilyen

egyszerű a helyzet, mert az egyes megfigyelések valós értékeire nem tudunk becslést adni, ekkor azonban alkalmazhatjuk a hibás besorolással kapott adatokra kidolgozott eredményeket (Bornemisza 1994).

4. A 2x2-es kontingencia-tábla vizsgálata

Először vizsgáljuk meg azokat az eseteket, amikor a két változó közül csak az egyik véletlenített, és a másikat csoportosító változónak tekintjük. Ebben az esetben homogenitás-vizsgálatot végezhetünk egy tulajdonság vagy jelenség csoportok közötti összehasonlításra. Ha a két megfigyelt csoport jellemzőjét ugyanazzal a véletlenítési eljárással vizsgáljuk, akkor ez a szituáció megegyezik azzal, amikor a csoportokon azonos hibás besorolási valószínűségek mellett figyeljük meg ezt a jellemzőt. Így a véletlenített kérdőíves technikával kapott adatokra is érvényes az az állítás, hogy a csoportok közötti különbséget a véletlenítési eljárás csökkenti. Mivel azonban a homogenitás hipotézise alatt a csoportok közötti különbségek a valós és véletlenítéssel kapott megoszlások mellett egymás többszörösei, így a különbségekre vonatkozó teszt érvényessége nem változik, vagyis a homogenitás-vizsgálat elsőfajú hibája a megfigyelt és a valós megoszlásnál megegyezik. A becslések szórásának növekedése miatt azonban a nem-centrális χ^2 eloszlás nem-centralitási paramétere nagyobb lesz mint a valós eloszlás mellett, így a homogenitás-vizsgálat másodfajú hibája megnő, vagyis a próba ereje csökken. Ez a két állítás igaz akkor is, ha a kontingencia-táblának csak a mintaelemszáma rögzített, vagyis a csoportok elemszáma véletlen változó, és akkor is, ha a minta rétegzett, vagyis a kontingencia-tábla egyik marginálisa rögzített.

Ha a csoportok közötti relatív esélyt vizsgáljuk, azaz a

$$r = p_1(1-p_2)/p_2(1-p_1) \quad (4.1)$$

mennyiséget, ahol p_1 , illetve p_2 a két csoportban a jelenség valós előfordulási valószínűsége, akkor a csoportok között megegyező félreosztályozásokkal analóg módon azt állapíthatjuk meg, hogy a véletlenített eljárással történő megfigyelés a valós relatív esélyt, vagyis a csoportosító és válaszváltozó közötti asszociációt csökkenti.

Tekintsük most azt az esetet, amikor a 2x2-es vagy ennél nagyobb, $r \times c$ méretű kontingencia-táblában mindkét változót véletlenítési eljárással vizsgáltuk. Kézenfekvő feltételezés, hogy a két változóra kérdezve a véletlenítési kísérleteket egymástól függetlenül végezzük, vagyis az egyik kísérlet kimenetele nem befolyásolja a másikat. A kísérletek kimeneteleinek eloszlása a két változó mérésekor azonban lehet különböző. A két változó függetlenségét vizsgálva alkalmazhatjuk a független félreosztályozásokkal megfigyelt változók függetlenségi vizsgálatára vonatkozó állításokat, és megállapíthatjuk, hogy a függetlenség hipotézise a valós és a véletlenített eljárással kapott megoszlásra ekvivalens, így a megfigyelt adatokra vonatkozó próba szignifikanciaszintje érvényes a valós megoszlásra is. A próba másodfajú hibája azonban a valós megoszláshoz képest nagyobb, azaz a véletlenítési eljárás alkalmazása csökkenti a függetlenségi próba erejét.

5. Többdimenziós elemzések

Diszkrét változók függetlenségi modelljeinek vizsgálatára a log-lineáris modellek a legelterjedtebbek. Ezek közül a hierarchikus log-lineáris modellek hibás besorolás melletti vizsgálatára vonatkozó, Korn (1981) által kidolgozott tételt alkalmazhatjuk véletlenített kérdőíves technikával kapott adatokra.

Több változós hierarchikus log-lineáris modellt meghatározhatunk a változók közötti kölcsönhatások rendszerével, vagyis a változók olyan minimális halmazával, amelyeknek az elemei közötti interakciók a modellben jelen vannak. Korn két feltétel mellett határozta meg a félreosztályozási hibáktól védett log-lineáris modellek csoportját. Az egyik az, hogy a félreosztályozások függetlenek legyenek a változók valós értékeitől, a másik, hogy az egyes változók mérésekor elkövetett hibák egymástól függetlenek legyenek. Mindkét felvétel a véletlenített kérdezéssel gyűjtött adatokra érvényes. Mint az előző fejezetben látható volt, a hibásan besorolt, és a véletlenített technikával kért adatok egymással ekvivalens módon írhatók fel a valós megoszlások segítségével, így a tétel alkalmazható. Egy hierarchikus log-lineáris modellt akkor nevezünk a d -dik változóban félreosztályozási hibától (és így a véletlenítési eljárás torzító hatásától) védettnek, ha csak a d -dik változóban követünk el félreosztályozási hibákat, és ha a modell illeszkedési szintje a valós és a megfigyelt eloszlásra megegyezik. Korn tételének véletlenített kérdőíves adatokra való alkalmazása tehát a következő:

Egy hierarchikus log-lineáris modell akkor és csak akkor védett a d -dik változóban a véletlenítés hatásától, ha a modell minimális halmaza egy és csak egy olyan interakciós tagot tartalmaz, amelynek indexében d előfordul.

Az A_1, A_2, A_3 változók log-lineáris modellek esetén például a $H_{(13,23)}$ modell illeszkedési jósága megegyezik a megfigyelt adatokra és a valós adatokra, ha az első, és/vagy a második változóra a kérdés véletlenítéssel történt. A harmadik változóra ez már nem igaz, mivel ennek az indexe kétszer is szerepel a modell minimális halmazában. Azok a modellek, amelyek a teljes függetlenséget, vagy egy változónak az összes többitől való függetlenségét, vagy egymást kölcsönösen kizáró változóhalmazok egymástól való függetlenségét írják le, minden változóban védettek a véletlenítés torzító hatásától.

Ez az eredmény csak arra vonatkozóan ad eligazítást, hogy az adott modell illeszkedését a megfigyelt adatokra elfogadhatjuk vagy sem, a modell paraméterei a valós megoszlásra azonban már nem értelmezhetők. Ahhoz, hogy a változók közötti asszociáció mértékét becsülhessük, olyan log-lineáris modelleket kell találni, amelyek figyelembe veszik a valós és a megfigyelt eloszlás közötti összefüggést: Ez az összefüggés jelen esetben, diszkrét eloszlás mellett olyan átmenetmátrixszal írható le, amelynek elemei a véletlen kísérlet kimeneteleinek valószínűségeiből állnak.

Tekintsünk először olyan három változós log-lineáris modelleket, ahol a három változó közül kettőnél véletlenített kérdőíves technikával történt kérdezés, a harmadiknál direkt módon. Ezt a helyzetet olyan, öt változós log-lineáris modell segítségével tudjuk leírni, amelyben a két valós eloszlású meg nem figyelt, a két véletlenítéssel megfigyelt, és a direkt módon megfigyelt változók együtt szerepelnek. Legyen a három vizsgálandó változó A, B és C , melyek közül A és B véletlenítéssel lett kérdezve, ezeknek a valós megoszlású megfelelőit jelöljük A' -vel illetve B' -vel. A log-lineáris modellt az A_1, B, C, A', B' változókra fogalmazzuk meg.

A véletlenítés általános struktúráját a következő egyenletekkel lehet felírni:

$$p_{ijklm} = p_{i..k.} (p_{i..k.}/p_{...k.}) (p_{j..m}/p_{...m}) \quad (5.1),$$

ahol $i=1,...,I$, $j=1,...,J$, $k=1,...,K$, $l=1...I$ és $m=1,...,J$,

és azok a cellaválósínűségek, amelyeknek indexeiben pont van, az illető változó szerinti marginális tábla cellaválósínűséget jelentik. Jelen esetben, ahol mindegyik véletlenítve kérdezett változó dichotóm, I és J egyenlő 2-vel. Az (5.1) egyenlet azt írja le, hogy az ötdimenziós tábla celláit a valós megoszlásból oly módon kapjuk, hogy a C , A' , B' marginális valószínűséget a feltételes valószínűségekkel, vagyis az átmenetmátrixok elemeivel megszorozzuk, amelyek a véletlenítő kísérletek kimeneteleinek megoszlását írják le:

$$\{p_{i..k}/p_{...k.}\} \begin{bmatrix} 1-\vartheta_1 & \vartheta_1 \\ \vartheta_1 & 1-\vartheta_1 \end{bmatrix} = i, k=1,2 \text{ és} \quad (5.2)$$

$$\{p_{j..m}/p_{...m}\} \begin{bmatrix} 1-\vartheta_2 & \vartheta_2 \\ \vartheta_2 & 1-\vartheta_2 \end{bmatrix} \quad j, m=1,2 \quad (5.3)$$

ahol ϑ_1 és ϑ_2 , A , illetve B változóra vonatkozó véletlenített kérdésnél a negatív kérdés előfordulási valószínűsége (ld. 2. táblázat).

A fentebb is használt minimális halmazok segítségével a p_{ijklm} cellaválósínűségek (5.1) log-lineáris modellje $H_{(14,25,345)}$ jelöléssel írható le. Ebben a modellben azonban szerepelnek a meg nem figyelt valós eloszlású változók is, viszont megfigyeléseink csak a $p_{ijk..}$ cellaválósínűségű marginális táblára vonatkozóan vannak, míg következtetéseket a $p_{i..k.}$ marginális tábláról szeretnénk levonni. Az utóbbi, valós megoszlásra vonatkozó log-lineáris modelleket H^* -gal jelöljük, például azt a C , A' , B' változókra vonatkozó modellt, amely nem tartalmaz másodrendű interakciót, $H^*_{(34,35,45)}$ jelöli. Ez a modell és az (5.1) egyenlettel leírt $H_{(14,25,345)}$ modell log-lineáris rendszerek rekurzív rendszerét alkotják, ami azt jelenti, hogy a változóknek létezik olyan sorszámozása, amely szerint minden változó direkt vagy indirekt okai kisebb sorszámot kapnak, mint maga a változó, és így minden elemzést el lehet végezni rekurzíve úgy, hogy minden sorszámozott változatot az alacsonyabb sorszámuak részalmazán vizsgálunk (Feinberg 1977; Kiiveri-Speed 1982). Jelen esetben a külső (exogén) változók, vagyis az okok az 1-es és 2-es indexű, azaz az A és B változók, míg a belső (endogén) változók, azaz az okozatok a 3-as, 4-es és 5-ös, azaz a C , A' és B' változók.

A $H_{(14,25,345)}$ és a $H^*_{(34,35,45)}$ modellek mellett a $p_{...klm}$ cellavalószínűségekre kapható maximum likelihood becsléseket a következő maximum likelihood egyenletek segítségével lehet meghatározni:

$$\hat{p}_{..kl} = \sum_i \sum_j \sum_m (c_{ijk}/N \hat{p}_{ijk...}) \hat{p}_{ijklm} \quad (5.4)$$

$$\hat{p}_{..k.m} = \sum_i \sum_j \sum_l (c_{ijk}/N \hat{p}_{ijk...}) \hat{p}_{ijklm} \quad (5.5)$$

$$\hat{p}_{..lm} = \sum_i \sum_j \sum_k (c_{ijk}/N \hat{p}_{ijk...}) \hat{p}_{ijklm} \quad (5.6)$$

ahol $\hat{p}_{ijklm}$ ki kell elégítse (1) egyenlet alapján a

$$\hat{p}_{ijklm} = \hat{p}_{...klm} (p_{i...}/p_{...l...}) (p_{j..m}/p_{...m}) \quad (5.7)$$

egyenletet.

Az (5.5) egyenletek jobb oldalai a c_{ijk}/N relatív gyakoriságoknak az (i, j, k, l, m) cellákba való arányos allokációinak összegei, ahol az allokációk a p_{ijklm} becslések alapján történnek. Az (5.5) és (5.7) egyenletrendszer megoldására Chen (1979) az arányos iteratív illesztés (IPF) módszerének (Bishop–Feinberg–Holland 1975) módosított változatát javasolja, amelyben az IPF algoritmus minden egyes lépésénél, amikor a kontingencia-tábla valamely belső celláját arányosan módosítjuk úgy, hogy a modell által előírt egyes marginálisokhoz illeszkedjen, akkor az (5.7) egyenletnek megfelelően is arányosan módosítjuk a becslést. Miután a p_{ijklm} becsléseket megkaptuk, a modell illeszkedését a Pearson féle statisztika segítségével ellenőrizhetjük, (IJ-LM)K szabadság fok mellett. Az algoritmus több változó kezelésére képes általánosított változatát a véletlenített és direkt technikával kezelt adatok log-lineáris elemzésére írt programterv (Bornemisza 1995) tartalmazza.

6. A minta

A megkérdezettek kiválasztása során olyan populációt igyekeztünk találni, melynek tagjairól joggal gondolhattuk, hogy van titkolnivalójuk. Számos lehetőség merült föl, mint például alkoholizmus, kábítószeresedés, szexuális perverzió, elmegyógyászati kezelés. Nem volt egyszerű ilyen minta létrehozása. Végül a büntetett előélet mellett döntöttünk. Szabadságvesztésüket letöltött férfiakat kerestünk föl, azonban titokvédelmi okok folytán nem mondtuk meg a kérdezőbiztosoknak, hogy kiket keresnek meg. A kérdezőbiztosok, valamint a megkérdezettek egyaránt úgy tudták, hogy a kérdezés célja az ugyancsak „érzékeny”-nek minősíthető alkoholizmus kérdésével kapcsolatos személyes információk gyűjtése.

A büntetett előéletű személyek megkeresése a gyakori címváltozás miatt számos akadályba ütközött. A próbakérdezés csökkentette a minta elemszámát. További elemszám csökkentő tényező volt, hogy csak azoknak a megkérdezetteknek a válaszait dolgoztuk fel, akik a kérdezőbiztosok kérdőíven utólag rögzített beszámolóí szerint megértették a meglehetősen bonyolult kérdezési eljárást, és a kérdezési utasításoknak megfelelően válaszoltak a kérdőív kérdéseire. A vizsgálatban így módon 35 olyan személy vett részt, akikről biztosan tudhattuk, hogy az „érzékeny” kérdés számukra valóban az. Kiegészítésként 140 személyt vettünk fel a mintába, akiknek az életkor, lakóhely és iskolai végzettség szerinti megoszlása ugyanolyan, mint az „érzékeny”-ek mintájában.

7. A kérdőív

A próbakérdezés során két véletlenítési eljárással kísérleteztünk. Az egyik a 2. pontban említett „erőltetett alternatíva”. A kérdezett olyan kártyacsomagot kapott, amelyben háromféle utasítást talált, mindegyiket külön lapon. A kártyacsomag megkeverése után húznia kellett. Az egyik típusú kártyán azt az utasítást találta a kérdező, hogy *feltétlen igennel* válaszoljon, a másikon azt, hogy *feltétlen nemmel*, a harmadik típusú kártya utasítása szerint a válaszadónak *nyíltan* válaszolnia kellett a feltett kérdésre.

A másik eljárás Warner nevéhez fűződik. A megkérdezettnek itt is egy tíz lapból álló kártyacsomagot adnak át, amelyet össze kell kevernie. Ezt követően húzhatja ki a kártyát. Ez a módszer csak kétféle kártyát ismer. Az egyikken a kérdésre adható válasz állító megfogalmazása található („Igaz-e, hogy Ön volt már...”), a másikon a válasz tagadó megfogalmazása („Igaz-e, hogy Ön soha nem volt...”).

A próbakérdezésnél, amelyet az eredetileg rendelkezésre álló büntetett előéletűek mintájából választott személyekkel végeztünk, azt kellett tapasztalnunk, hogy az erőltetett alternatíva módszere nem vált be. A válaszadók kiléptek a kérdezési szituációból, és mintegy „bevallották”, hogy a valóságos helyzet más, mint amire az utasítás vonatkozik.

E tapasztalatok birtokában úgy döntöttünk, hogy a Warner-féle módszert választjuk.

A kérdezőbiztosok azzal a kéréssel keresték meg a megkérdezetteket, hogy válaszoljanak egy az alkoholizmussal kapcsolatos kérdőívre. Ennek megfelelően a bevezető 14 kérdés az alkoholizmussal kapcsolatos attitűdökre és személyes problémákra vonatkozott.

Ezt követően kezdődtek a véletlenített kérdezés módszerei szerint feltett kérdések. Figyelmeztettük a megkérdezetteket arra, hogy a módszer bonyolult, gyakorlást igényel. Az állítottuk, hogy két gyakorló kérdés lesz. Valójában csak az első kérdés volt gyakorló jellegű:

Igaz-e hogy Ön kipróbált már valamilyen kábítószer (hat kártyán)

Igaz-e, hogy Ön soha nem fogyasztott kábítószer (négy kártya)

Mindegyik esetben a válaszadó *igen*-nel vagy *nem*-mel válaszolhatott.

A második kérdéspárról is azt állítottuk, hogy gyakorló célokat szolgál, de valójában ez volt az az érzékeny kérdés, melyre vonatkozólag a válaszokra tényleg kíváncsiak voltunk. Azért állítottuk erről a kérdésről is, hogy az gyakorló, mert így próbáltuk a megkérdezettek figyelmét elterelni, esetleges gyanakvását elaltatni.

Igaz-e, hogy Ön volt már szabadságvesztésre ítélve? (hat kártya)

Igaz-e, hogy Ön soha nem volt szabadságvesztésre ítélve? (négy kártya)

Ezt követően még két kérdést tettünk fel hasonló módszerrel. A megkérdezettek (és a kérdezőbiztosok) ugyan azt hitték, hogy ezek a valódi érzékeny kérdések, de valójában csak az álcázást szolgálták. *(Volt-e már alkoholelvonó kúrán? Előfordult-e már, hogy Ön ittas állapotban bántalmazta valamelyik családtagját?)*

8. Eredmények

Mint már említettük, az adatok feldolgozása során csak azokat a kérdőíveket vettük figyelembe, amelyek végén a kérdező a két ellenőrző kérdésre olyan értékeléseket adott, amelyek alapján feltételezhettük, hogy a megkérdezett megértette a kísérlet célját, és az utasításnak megfelelően válaszolt. A szűrést követően a kísérleti mintából 4-en, a kontroll-mintából 9-en estek ki. Ily módon az általunk vizsgált minta létszáma 163 lett (kísérleti minta 32, kontroll-minta 131).

3. táblázat

A teljes minta válaszainak megoszlása az „érzékeny” kérdésre

	gyakoriság	százalék
utasítás szerint igen	74	45,4
utasítás szerint nem	89	54,6

Ezeknek az adatoknak az alapján számolva, a valós igen válaszok gyakoriságának becslése (3.5) alapján 27 százalék. Ez a szám 6,8 százalékkal magasabb, mint a büntetett előélet általunk biztosan tudott tényleges előfordulása. Kereszt táblával megnéztük, hogy az általunk biztosan tudott büntetett előéletűek válaszai miként különböznek a kiegészítő minta válaszaitól.

4. táblázat

A büntetett előéletűek válaszai

	gyakoriság	százalék
utasítás szerint igen	20	62,5
utasítás szerint nem	12	37,5

A táblázatból látható, hogy az általunk biztosan tudott büntetett előéletűek nem csaltak. A véletlenített kérdés módszerével sikerült elhárítani a hamis válasz adásának kísértését. A módszer tehát jól működött. A táblázat egyben azt is sejteti, hogy a teljes mintán kapott eltérés a kiegészítő minta tagjainak válaszaire vezethető vissza.

5. táblázat

A kiegészítő minta válaszai

	gyakoriság	százalék
utasítás szerint igen	54	41,2
utasítás szerint nem	77	58,8

A kiegészítő minta tagjai körében azt tapasztaltuk, hogy a várható 40:60 arányhoz képest a kapott arány 41:58.

Az *igen*-nel válaszolók várthoz képest magasabb aránya azzal magyarázható, hogy a kontroll-mintába véletlenszerűen bekerülhettek büntetett előéletűek. Ez annál is inkább valószínűsíthető, mivel szociológiai és demográfiai szempontból a kontroll minta mintegy a kísérleti minta tükörképe volt. (A kis elemszám miatt egy büntetett előéletű személy bekerülése is elég.)

A kontroll-minta esetében u próbát végeztünk. Az u próba arra szolgál, hogy a megfigyelt eloszlás illeszkedését vizsgálja az elméleti eloszláshoz képest. Az elméleti megoszlás jelen esetben 60:40 százalék, azaz a kártyacsomagban eleve megadott pozitív–negatív kérdések közötti arány. Az u próba értéke 3,2, ami azt jelenti, hogy a megfigyelt eloszlás elfogadható szinten illeszkedik a valós eloszláshoz. A kísérleti mintában az u próba értéke 1,6 volt, ami nagyon jó illeszkedésre utal.

Diszkusszió

A vizsgálat eredményei azt mutatják, hogy sikeresen operacionalizáltuk az érzékenység dimenzióját. Továbbá, az is bebizonyosodott, hogy az általunk választott véletlenített kérdésési módszer alkalmas érzékenynek minősülő kérdések vizsgálatára, és számottevően mérsékelni tudja a bizalmatlanságból, konformitásból, önprezentációs feszültségekből adódó ösztönesség-hiányt.

A vizsgálat eredményei alapján azt mondhatjuk, hogy a véletlenített kérdés módszerével érvényes válaszok kaphatók.

A módszer korlátai elsősorban azzal függnek össze, hogy nehezen érthető. Másodsorban az is nyilvánvaló, hogy jóval több időt vesz igénybe, mint a szabvány kérdésési mód. Nem kétséges, hogy a szokásos közvélemény-kutatások esetében a feltett kérdések csak a minta egy kis része számára számítanak igazán érzékenyeknek. Ez az arány azonban nem olyan magas, hogy veszélyeztetné a teljes mintára

kapott adatok hitelét. Következésképpen reprezentatív mintán végzett szokásos (piackutatással foglalkozó, politikai, választási attitűdöket felmérő stb.) közvélemény-kutatások esetében alkalmazható ugyan a véletlenített kérdezés módszere, de nem éri meg a fáradságot. Ezzel szemben lehetnek olyan speciális programok, melyek megtervezése, előkészítése során szükség van ilyen módszerek alkalmazására, ahhoz, hogy érvényes és megbízható válaszokat kapjunk. Egyes esetekben a speciális érzékenység a társadalom széles köreire is kiterjedhet, elég ha az adózásra, nemi életre gondolunk. Ilyenkor a véletlenített kérdezés módszere akár reprezentatív mintán is alkalmazható.

Hivatkozások

Angelusz R. 1997. *Optikai csalódások*. Budapest: Pesti Szalon

Angelusz R.–S. Molnár E. 1976. A közvélemény-kutatás néhány ismeretelméleti-módszertani problémája. In: *Szociálpszichológiai kutatások Magyarországon*. Budapest: Akadémiai Kiadó

Angelusz, R.–Csepeli Gy.–Kulcsár L.–S. Molnár E. 1975. *A kommunikáció folyamata és a vélemények alakulása*. Budapest: Tömegkommunikációs Kutatóközpont

Assakul, K.–C. H. Proctor 1967. Testing Independence in Two-Way Contingency Tables with Data Subject to Misclassification. *Psychometrika*, (vol. 32) 1, 67–76.

Bishop, Y. M. M.–S. E. Feinberg–P. W. Holland 1975. *Discrete Multivariate Analysis*. Cambridge, London: MIT Press

Bornemisza E. 1994. Hibával mért statisztikai adatok elemzése. Társadalomkutatási Módszertani Kiadványok. *A mérés problémája a társadalomtudományokban 2*. Budapest: TÁRKI-OMIKK

– 1995. Programterv véletlenített kérdőívvel és direkt módon kérdezett változók log-lineáris elemzésére. *TÁRKI preprint*, 2.

Bradburn, N. M.–S. Sudman 1979. *Improving Interview Method and Questionnaire Design*. San Francisco: Jossey-Bass

Bross, I. 1954. Misclassification in 2x2 Tables. *Biometrics*, vol. 10, 478–486.

Chen, T. T. 1979. *Analysis of Randomized Response as Purposively Misclassified Data*. Proceedings of the Survey Research Methods Section, ASA

Cohran, W. G. 1968. Errors in Measurement in Statistics. *Technometrics*, (vol. 10), 4, 637–666.

Csepeli Gy. 1978. Kísérlet a szomszéd népek iránti attitűdök közvéleménykutatási eszközökkel való megragadására. *TK Műhely*, (IX. évf.) 24.

Feinberg, S. E. 1977. *The Analysis of Cross-classified Categorical Data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press

- Folsom, R. E. et al. 1974. The Two Alternate Questions Randomized Response Model for Human Surveys. *JASA*, vol. 68, 525–530.
- Fox, J. A.–P. E. Tracy. 1987. *Randomized Response*. Sage.
- Kiiveri, H.–T. P. Speed 1982. Structural Analysis of Multivariate Data: a Review. *Sociological Methodology*, 3.
- Koch, G. G. 1969. The Effect of Non-sampling Errors on Measures of Association in 2x2 Contingency Tables. *JASA*, vol. 64, 852–863.
- Korn, E. L. 1981. Hierarchical Log-linear Models Not Preserved by Classification Error. *JASA*, vol. 76, 110–113.
- Moors, J. J. A. 1971. Optimization of the Unrelated Question Randomized Response Model. *JASA*, vol. 66, 627–629.
- Rudas T. 1979. Véletlenített kérdőíves eljárások. *TK Műhely*, (X. évf.) 17.
- Stem, D. E.–R. K. Steinhurst. 1984. Telephone Interview and Mail Questionnaire Applications of the Randomized Response Model. *JASA*, vol. 79, 555–564.
- Tenenbein, A. 1970. A Double Sampling Scheme for Estimating from Binomial Data with Misclassification. *JASA*, vol. 65, 1350–1361.
- Tóth I. J. 1997. Az adófizetők jövedelemszerkezete és adótehermegoszlása 1996-ban. *TÁRKI Társadalompolitikai tanulmányok*, 2.
- Warner, S. L. 1965. Randomized Response: A Survey Technique for Eliminating Evasive Answer Bias. *JASA*, vol. 60, 63–69.

