

Dávid Beáta–Tom Snijders

A BUDAPESTI HAJLÉKTALANOK SZÁMÁNAK BECSLÉSE*

Bevezetés

1990 óta – a gazdasági és szerkezetét változásokkal párhuzamosan – kétségtelenül nőnek a különböző társadalmi osztályok közötti egyenlőtlenségek Magyarországon. A munkahelyek számának drámai csökkenése, az egyre kevesebb államilag épített új és olcsó lakás (vagy más lakhely), a tömeges munkásszállók bezárása és a társadalmi ellátórendszer folyamatos átalakulása mind a szegénység számbeli növekedéséhez vezetett. A szegények közül pedig, miután elvesztették munkájukat, otthonukat és családjukat, mind többen válnak társadalmilag így vagy úgy elszigeteltté, és előbb vagy utóbb az utcára kerülnek, hajléktalanokká lesznek.

A rendszerváltás előtt elismerték egy sajátos – javarészt otthonról elszökött fiatalok alkotta (Utasi 1987) – hajléktalan populáció létezését. Ami 1989-ben meglepetéssel szolgált a legtöbb ember – szociálpolitikusok, szociális munkások, tudósok és a közvélemény – számára, az a szinte a semmiből előbukkanó hajléktalanok váratlanul magas száma volt. Amióta napvilágra került ez a jelenség, a probléma megoldását célzó különféle javaslatokat (menhelyek, szállók, ingyenkonyhák stb. kialakítása) mindig ugyanaz a kérdés előzi meg: „Hányan vannak a hajléktalanok?”, „Mekkora az a populáció, amellyel foglalkozni kívánunk?”. Ez a minden további kérdés alapjául szolgáló kérdés még mindig megválaszolatlan.

Bármely társadalomról vagy földrajzi térségről legyen szó, két módszertani probléma adódik a hajléktalanok számának becslésekor. Az egyik a hajléktalanság meghatározása. Amint arra Alice Johnson (1989: 13) rámutatott: a több mint 80 évnél fiatalabb kutatás sem szolgáltatott standard definíciót a hajléktalanság jelenségének mérésére. A hajléktalanok továbbá folytonosan változó populációt alkotnak, a definíciónak következképp idő- és térbeli megszorításokat kell tennie, az ilyen korlátozások pedig szükségszerűen önkényesek. A második problémát ezen alapsokaság rejtett természete jelenti: csakúgy mint pl. a drogfüggők, a hajléktalanok „rejtett” populációt alkotnak abban az értelemben, hogy nem létezik mintavételi keret, nem könnyű rátalálni a tagokra, vagy érintkezésbe lépni velük, és nehézségekbe ütközhet

* A kutatást a Research Support Scheme no.: 1135/1998 és az OTKA F 020534 sz. támogatta. A tanulmány eredetileg angolul készült. Külön köszönetet szeretnék mondani Sik Endrének, az Országos Traumatológiai Intézet dolgozóinak, a Magyar Máltai Szeretetszolgálat munkatársainak, Ágostonné Alpár Verának, Albert Ágnesnek és Papp Csabának.

annak meghatározása, hogy egy adott egyén a vizsgált alapsokaságba tartozik-e (Spreen 1992).

A rejtett populációkból történő mintavétel problémájával, illetve néhány lehetséges mintavételi eljárással számos cikk foglalkozik: például Sudman, Sirken & Cowan (1988), Watters és Biernacki (1989), Spreen (1992), Wickens (1993), valamint Heckathorn (1997). Mivel a rejtett populációk esetében nincs mintavételi keret, ezek a mintavételi eljárások aligha nevezhetők konvencionálisnak. Ezen, esetenként nem-standard¹ eljárásoknak nevezett módszerek közé sorolhatók például az olyan kapcsolatfeltáró mintavételi lehetőségek, mint a hólabda-mintavétel, a célzatos mintavétel vagy a fogás-visszafogás módszer² (Spreen 1992). A hajléktalanok számának megbecslésére szolgáló módszerek közé sorolhatók különböző típusú számbavételi eljárások³, a másodlagos adatokból nyert arányszámok, a fogás-visszafogás módszer (Johnson 1989: 16), valamint az úgynevezett „hálózati felbecslés módszerek”⁴ (Killworth, McCarty, et al. 1998: 290; Killworth, Johnsen, et al. 1998). 1986-ban az Egyesült Államokban Rossi és munkatársai (Rossi 1989) kísérletet tettek rá, hogy ténylegesen megszámlálják a chicagói hajléktalanokat.

Ahogy fentebb említettük, a hajléktalan-ügy viszonylag új Magyarországon, a problémák, amelyekkel a szociálpolitika alakítói szembekerültek, ugyanazok, mint máshol. A döntések meghozatalához ismerni akarják a számokat. E tanulmány célja, hogy két nem-standard mintavételi eljárást, a *hólabda-mintavételt*, illetve a *fogás-visszafogás* módszert, alkalmazva becslést adjon a budapesti hajléktalanpopuláció nagyságára vonatkozóan. Két módszert és három adatsort felhasználva módunk nyílik a két eljárás és az eredmények összehasonlítására, valamint néhány további alkalmazási lehetőség felvetésére.

A tanulmány négy további szakaszra osztható. Az elsőben bemutatásra kerül a két módszer, a másodikban ismertetjük a mintavételi eljárást és a három adatsort. Az eredményekről a harmadik szakaszban számolunk be: három becslést adunk a budapesti hajléktalan népesség számára vonatkozóan. A negyedik szakaszban megfontolásra ajánlunk néhány felvetést a további vizsgálatok számára.

Módszer

Hólabda-mintavétel

A hólabda-mintavétel gondolatát Coleman (1958) vezette be olyan mintavételi eljárást, amely megragadja az alapsokaság társadalmi szerkezetét. Ez a módszer, amely lehetővé teszi a mintaelemek számára, hogy ne csak magukról, hanem az általuk megnevezett személyekről is szolgáltatassanak információt (Frank & Snijders 1994). Az eljárás gyengéje, hogy „a hólabda-minta különböző hullámaiban érvényesülő egyéni bekerülési valószínűségek ismerete híján lehetetlen torzítatlan becslést adni”

¹ E módszerek gyűjtőneve angolul non-standard vagy ascending methodology.

² A biológiából átvett eljárás angol elnevezése: „capture-recapture method”.

³ Például szolgáltatások igénybevételével kapcsolatos adatok, népszámlálási, illetve felmérésekből származó adatok.

⁴ Angolul „network scale-up methods”.

(Berg 1988: 530). Továbbá láncszerű mintavételi eljárás, egy sor következtetési problémát is felvet: példának okáért az egyéni társadalmi cselekvőkre és láncolatokra vonatkozó következtetések tekintetében (Erickson 1978).

Kihasználva a hólabda-mintavétel kínálta lehetőségeket⁵, Frank és Snijders (1994) különböző számítások figyelembevételével számos becslült értéket dolgozott ki a rejtett populációkra egy egyirányú hólabda-minta alapján. E becslült értékek egy mindenki számára hozzáférhető számítógépes program segítségével számolhatók ki. Az egyirányú hólabda-mintában kérdéseket tesznek fel az eredeti mintában szereplő válaszadóknak, és megkérik őket, hogy nevezzék meg a populáció azon tagjait, akikkel érintkezésben állnak. Bizonyos kritériumokat a kutatónak kell felállítania az alapsokaság, illetve a kapcsolatot definiáló érintkezés meghatározására vonatkozólag. Tanulmányukban Frank és Snijders különböző modelleket, illetve becslült értékeket tárgyalnak, és a groningeri heroinélvezők számának becslésében alkalmazzák a módszert. Az eljárást a rotterdami kokainélvezők számának megbecslésére is felhasználták (Bieleman et al. 1993: 128). Annak érdekében, hogy megbízható becsléseket tehessünk bármely rejtett sokaság nagyságára vonatkozóan, Snijders (1992 és 1993) a következőket javasolja:

1. Elméletben a válaszadóknak az alapsokaság véletlenszerű mintáját kellene alkotniuk, a gyakorlatban azonban szinte lehetetlen ilyen nyerni egy rejtett populációból. Egy véletlenszerű mintához való közelítés érdekében a válaszadókat lehetőség szerint több egymástól független forrásból (pl. tartózkodási helyről) kellene összeválogatni. Az, hogy a populáció egy adott tagja bekerül-e válaszadóként a mintába, függetlennek kell lennie attól, hogy az ezen válaszadó által megnevezettek maguk is szerepelnek-e mint válaszadók a mintában.
2. Hogy elfogadható pontosságú becslést nyerjünk, a kezdeti mintanagyság nem lehet sokkal kisebb, mint a teljes populáció négyzetgyöke (ha a válaszadók átlagosan legalább tíz nevet említenek; a megemlítettek átlagos száma kisebb, akkor az eredeti mintának nagyobbak kell lennie).

A fogás-visszafogás módszer

A másik eljárás, melyet igénybe vettünk, a *fogás-visszafogás módszer*. A hólabda-módszerrel ellentétben ezt már használták hajléktalan populációk nagyságának becslésére, többek között az Egyesült Államok-beli Baltimore-ban (Cowan, Breakey és Fischer 1986).

Ezt a módszert eredetileg az élettani tudományokban fejlesztették ki és halak és más állati populációk becslésére használták (Sudman, Sirken és Cowan 1988; Leyland, Barnard és McKeganey 1992). Az eljárás két vagy több, ugyanazon populációra vonatkozó, egymástól független megfigyelést tesz szükségessé, és azon feltevésre épül, hogy minden egyed ugyanakkora valószínűséggel kerül befogásra a megfigyelési időszak alatt, bár a megfigyelési valószínűségek különbözhetnek az egyes adatgyűjtési időszakokban. Ha csak két lista van, szükségszerű feltennünk, hogy ezek a listák egymástól függetlenek. Amennyiben több mint két lista van,

⁵ Általa információt nyerhetünk olyan emberekről is, akik a standard mintavételi eljárások elől egyébként „rejtve” maradnak.

megengedhető bizonyos fokú összefüggés a listák között, és ezt a nem-függetlenséget a listák közötti interakcióként fejezzük ki. Egy adott listához való tartozást mint a rejtett populációban definiált dichotóm változót kezeljük. Feltesszük, hogy a populáció tagjai elégséges módon felismerhetőek a listán, vagyis egy adott listán szereplő bármely egyed esetében megbizonyosodhatunk arról, hogy rajta van-e a többi lista valamelyikén is. Ez azt jelenti, hogy k lista esetén $2^k - 1$ lehetséges mintázata van a listákhoz való tartozásnak azok körében, akik legalább egy listán szerepelnek, amihez még hozzájön az egyetlen listán sem szereplés mintázata. A felmérést tehát egy olyan hiányos kontingenciátáblának tekintjük, ahol az adathiányos cellában szereplő értéket igyekszünk megbecsülni (Wickens 1993). A listák közötti összefüggést egy loglineáris modell illeszkedésével fejezzük ki. E modell alapján számolható ki az a szám, ami az egyik listán sem szereplőkre vonatkozó becslés értékét fejezi ki. (Ha például a listák száma három, a kontingenciátáblának 8 cellája van, négy lista esetén a cellák száma 16.) Esetünkben az üres cella azon hajléktalan emberek számára fog utalni, akik egyik listán sincsenek rajta. A számításokhoz a GLIM statisztikai modellezési csomagot használtuk (Payne 1986).

Adatok

Az alkalmazott definíciók

A Bevezetésben már említettük a meghatározás problémáját, ami egy hajléktalan populáció méretének megbecslésekor vagy egy abból származó minta vételekor adódik. Magyarországon Győri Péter (1990: 305) két csoportot különböztetett meg: „a *ténylegesen hajléktalanokat* és ... a *hajléktalanság fenyegetésének* árnyékában élőket.” Meghatározása szerint a *ténylegesen hajléktalanok* „azok az emberek, akik számára nincs biztonságos és biztos, viszonylag megbízható megoldása a lakhely problémájának.”

1993. évi szociális törvény szerint két meghatározás létezik:

1. Hajléktalan az, akinek nincs bejelentett állandó lakhelye, vagy bejelentett állandó lakhelye a hajléktalanok számára biztosított egyik intézményben van.
2. Hajléktalan az, aki az éjszakákat köztereken vagy az életvitelre alkalmatlan helyeken tölti.

Vizsgálatunkban a hivatalos definíciók mellett az önmeghatározást is besorolási kritériumként használtuk: hajléktalanként definiáltuk azt, aki önmagát hajléktalanként határozta meg. Ezt a kritériumot használtuk a hólabda-mintában és a „*Tuberkulózis (TBC) program*”⁶ (Dávid, Oross és Vecsei 1998) résztvevőinek listáiból összeállított adatsorban. 1996 óta a TBC-program keretében a legtöbb résztvevő⁷ válaszolt kérdőívünk kérdéseire. A kérdőív közepe táján megkérdeztük tőlük, hogy

⁶ Ez egy 1996-ban elindított, a Magyar Máltai Szeretet Szolgálat által koordinált és a Soros alapítvány által támogatott program, melynek célja a hajléktalanok tüdőszűrése.

⁷ A kérdőívek kitöltésével és a résztvevők megvizsgálásával egyaránt megbízott szociális munkásoknak – különösen a program kezdeti időszakában – nem volt idejük mindkét feladat elvégzésére. Mivel a program elsődleges célja a szűrés, ilyen esetekben a kérdőív kitöltése elmaradt.

hajléktalannak tartják-e magukat. Ha a résztvevő válasza „nem” volt, abbahagytuk a kérdezést, azok aránya, akik nem-hajléktalanként határozták meg magukat, körülbelül 3% volt. A kutatások idején minden válaszadó Budapesten tartózkodott.

A hólabda-adatsor

Az 1997-es kérdőívben az alábbi hólabda-kérdést tettük fel: „Hány hajléktalan személyt ismer teljes nevén? Kérjük, sorolja fel őket!” Kutatásunkban nem alkalmaztunk további megköteket a kapcsolat meghatározását illetően. A közöttük fennálló kapcsolat típusára is rákérdeztünk: úgyszintén mint barát, társ vagy ismerős. 1997-ben 1753 személy vett részt tüdőszűrésen, közülük 1435 személy vett részt a felmérésben. A hólabda-adatsorhoz 1404⁸ kérdőívet használtunk fel. Mivel ez a csoport nemcsak a nem-hajléktalan populációtól⁹ különül el, hanem belsőleg is meglehetősen szegregált, eleve alacsony volt azok aránya (39%), akik meg tudtak említeni más hajléktalan személyeket. A saját céljainkra felhasználható adatok között ez az arány még alacsonyabb volt: a válaszadók mindössze 29 százaléka tudta teljes nevén megnevezni az általuk megjelölt személyeket. A teljes mintában szereplő válaszadók átlagosan 0,82 (szórás = 1,46) személyt neveztek meg. Ez az arány 2,4 (szórás = 1,57) volt azok között, akik legalább egy másik hajléktalant meg tudtak nevezni. A nők aránya az összes válaszadó között 9%¹⁰ volt, azok között pedig, akik legalább egy személyt meg tudtak nevezni, 8%. A felmérés időpontjától függetlenül a válaszadók által felsorolt személyek nagy része ugyanazokról a helyekről került ki, mint ahol maguk a válaszadók is rendszeresen felbukkannak, vagy ahol az éjszakákat töltik; előfordult, hogy ugyanazon a helyen megtalálható két ember egymást nevezte meg, még akkor is, ha megkérdezésük között hat hónap telt el. Ez valószínűleg azt jelenti, hogy a hajléktalan emberek között fennálló kisszámú kapcsolatok főként azon szállók, menhelyek és ingyenkonyhák körül szerveződnek, ahol ezek az emberek napjaikat és éjszakáikat töltik. Az ilyen szálláshelyek – főként a menhelyek – elvileg arra szolgálnak, hogy ideiglenes, nem pedig hogy „állandó” lakóhelyet nyújtsanak a kliensek számára. A fluktuáció viszonylag alacsony aránya egyrészt megerősíthet bizonyos kapcsolatokat, másrészt azonban hátráltathatja az új kapcsolatok kialakítását.

A hajléktalanok kapcsolataiban érvényesülő klaszterhatásból két következtetést vonhatunk le:

1. Kezdeti mintánkban nem garantálhatjuk a válaszadók és az általuk megnevezettek függetlenségére vonatkozó feltevésünket.
2. Bár a minta mérete a szükségesnél jóval nagyobb¹¹ volt, és a kérdés 11 eltérő helyszínen¹², az év során 30 különböző alkalommal folyt, mégis elképzelhető,

⁸ 31 kérdőívet nem lehetett azonosítani.

⁹ A vizsgált populáció 38 százalékának nincs senkije, akihez fordulhatna, 23 százalékuk adott esetben kizárólag nem-hajléktalan személyhez fordul.

¹⁰ Ez körülbelül a szokásos arány. A felmérések helyétől függően ez az arány 9–22% között mozog.

¹¹ Ahogy már korábban említettük, a minta méretének nagyobbak kell lennie, mint a teljes népesség négyzetgyöke, tehát hozzávetőleg 200 személy elegendő lett volna.

hogy eljárásunkkal alábecsüljük a populáció nagyságát, mivel létezhetnek olyan csoportosulási pontok, amelyeket nem vizsgáltunk, és amelyek semmiféle kapcsolatban nem állnak az általunk vizsgált helyszínekkel.

A fogás-visszafogás adatsor

Ehhez az eljáráshoz – amint azt már fentebb említettük – ugyanazon népesség két vagy több alkalommal történő, független megfigyelése (listája) szükséges. Kutatásunk céljára sikerült két különböző megfigyelés eredményeihez hozzáférnünk, és egyazon módszer felhasználásával két becslést adnunk.

A legnagyobb nehézséget a listákon szereplő személyek azonosítása jelentette. Sok esetben a hajléktalanok nem tudnak szabályos személyigazolványt felmutatni; vagy számos személyazonossági dokumentummal rendelkeznek, vagy egyvel sem. Ez azt jelenti, hogy valaki esetleg több különböző néven is megjelenhet ugyanazon és/vagy a többi listán.

A nevek többszöröződésének elkerülése érdekében a hajléktalanokat teljes nevükön kívül édesanyjuk neve, születési idejük és helyük alapján azonosítottuk. Azok a személyek, akik több különböző név alatt jelentek meg, általában csak egy-két betűt, vagy esetleg egyetlen azonosítót változtattak meg. Az esetek többségében észrevettük ezeket a „módosításokat”, bár természetesen elképzelhető, hogy néhányan még mindig kétszer szerepelnek a listán.

Amint azt már fentebb említettük, két adatsort használtunk, és mindkettő három különböző listából állt.

1. Az egyik adatsor azon hajléktalanok listáit tartalmazza, akik a „*Tuberkulózis (TBC) program*” keretében egészségügyi szűrésen vettek részt valamikor a három egymást követő év alatt (1996-tól 1998-ig):

- 1996-ban 2030 különböző személy esett át a szűrésen,
- 1997-ben 1753 különböző személy esett át a szűrésen,
- 1998-ban 1724 különböző személy esett át a szűrésen.

1997 óta a TBC-szűrés egy speciális buszban történik, az év minden hetén kétszer. A szűrési helyszínek között menhelyek, szállók, ingyenkonyhák és közterületek is szerepelnek. 1998 óta ugyanazon személy évente kétszer is részt vehet a szűrésen, ha a két szűrés időpontja között legalább hat hónap az eltérés.

2. A másik adatsor az 1996. évi három listából áll:

- azok névsora, akik részt vettek a „Tuberkulózis (TBC) programban” (2030 név),
- azok névsora, akik legalább egy éjszakát töltöttek a Fővárosi Szociális Központ és Intézményei által üzemeltetett szállók valamelyikében (715 név),
- azok névsora, akiket bármely okból kifolyólag kezeltek Budapest legnagyobb sürgősségi kórházában (174 név).

A számok minden esetben a teljes évre vonatkoznak.

¹² Ezek között voltak nappali menhelyek, nyilvános helyek és szállók, de kizárólag Budapest területén.

Eredmények

A budapesti és a magyarországi hajléktalan populáció nagyságára vonatkozó becslések

A definíciókhoz hasonlóan, a hajléktalan népesség nagyságával kapcsolatos becslések is eltérőek. Utasi Ágnes becslése szerint 1987-ben az otthonnal nem rendelkező, illetve máshol lakó személyek száma 30000 és 60000 között volt. 1989-ben Győri Péter úgy becsülte, hogy 200000 személyt fenyeget a hajléktalanná válás veszélye. Saját számításainak alapjául az 1980-as népszámlálás szolgált. Az Egészségügyi Minisztérium „krízis-csoportjának” állítása szerint 1993-ban 10000 tartósan hajléktalan, továbbá 20-30000 potenciálisan hajléktalanná váló személy élt az országban. 1994-ben a Menhely Alapítvány 10000-es nyilvántartása alapján a budapesti hajléktalanok számát 25000 körülre becsülték. Tudomásunk szerint a tényleges számra vonatkozóan a mai napig nincs hivatalosan elfogadott adat.

A hólabda-becslés

Eredeti mintánk 1404 személyből állt, akik az első hullámban 426 nevet említettek (a részletekkel kapcsolatban lásd az 1. mellékletet). A Frank és Snijders (1994) által ajánlott becsült értékek közül mi a v_5 értéket alkalmaztuk, amelyet a szerzők is előnyben részesítenek. Esetünkben a becslés eredménye **3444**, a standard hiba értéke 167.

Fentebb már említettük, hogy a hajléktalanok kapcsolatainak sajátos strukturáló hatása miatt ez a szám valószínűleg elmarad a tényleges adattól. Ezen hipotézis tesztelése érdekében eredeti adatsorunkat a 11 különböző mintavételi helyszín szerint újrastrukturálva módosítottuk. Az eredmény alátámasztani látszik feltevésünket: ebben az esetben az általunk kapott becslés $v_5 = \mathbf{4097}$, a standard hiba 269 (1. melléklet), ami lehet, hogy még mindig alábecsüli a tényleges adatot.

A fogás-visszafogás becslések

Az eljárás során használt két adatsor leírására a fentiekben került sor.

A. Az 1. adatsor három listából állt.

1. táblázat

Az 1996, 1997 és 1998 során TBC- szűréseken átesett hajléktalanok megoszlása

A szűrések időpontja			N
1996	1997	1998	
0	0	1	1018
0	1	0	1194
0	1	1	372
1	0	0	1581
1	0	1	262
1	1	0	115
1	1	1	72
0	0	0	–

Az 1. táblázatban látható mátrix egy hiányos háromdimenziós kontingencia táblának tekinthető. Az N-értékek az 1996, 1997 és 1998-ban szűrésen átesett személyek számának megoszlását mutatják: azon hajléktalanok száma például, akik kizárólag 1998-ban vettek részt a szűrésen, 1018 volt (3. sor). 1996-ban 2030, 1997-ben 1753, míg 1998-ban összesen 1724 személy esett át a szűrésen.

Loglineáris modelleket illesztve a fenti adatsorra meg tudjuk becsülni azon hajléktalanok számát, akik nem szerepelnek ezeken a listákon, vagyis azok számát, akik a 8. sorban szerepelnének, ahol a mátrixban három 0 érték található.

A fenti adatsor alapján az egyik listán sem szereplő hajléktalanok becsült száma **12345**, 8654-től 17610-ig terjedő konfidencia-intervallum mellett (a részletekkel kapcsolatban lásd a 2. mellékletet). Azt mondhatjuk tehát, hogy az 1996–1998 közötti időszak bármely évét tekintve a teljes hajléktalan populáció nagysága a becslés alapján hozzávetőleg **17000**¹³-re tehető.

B. A 2. adatsor szintén három listából állt, melyek mindegyike 1996-ból származó neveket tartalmazott.

2. táblázat

A hajléktalanok megoszlása a három 1996-os listán

Források			N
TBC-szűrés	Szálló	Kórház	
0	0	1	108
0	1	0	436
0	1	1	32
1	0	0	1758
1	0	1	25
1	1	0	238
1	1	1	9
0	0	0	–

A három 1996-os listán a hajléktalanok megoszlása meglehetősen különböző. Az átfedés kisebbnek tűnik, mint az előző adatsorban. Az adatsor ezen jellegzetességére utalnak a loglineáris modell végső becsléseinek standard hiba értékei is: ezek 0,4 körüli értéket vesznek fel a logaritmusos skálán (a részletekkel kapcsolatban lásd a 3. mellékletet).

A hajléktalanok számára vonatkozó, loglineáris modellnek a fenti adatsorra történt illesztésével nyert becslésünk 3913, 1605-től 9545-ig terjedő konfidencia-intervallum mellett. Az így kapott becslés alapján állíthatjuk, hogy 1996-ban a teljes hajléktalan populáció létszáma **6500** körül volt.

¹³ Ez a nyolc sorban szereplő szám összege: 1018+1194+372+1581+262+115+72+12345=16959, amit a nagyfokú bizonytalanságot szem előtt tartva kerekítettünk.

A budapesti hajléktalan populáció 1996 és 1998 közötti méretének becslése

Végül szeretnénk bemutatni a hajléktalan populáció 1996 és 1998 közötti méretére vonatkozó becsléseinket, melyek saját számításaink, valamint egyéb rendelkezésünkre álló statisztikai adatokon alapulnak. Az eredmények figyelembevételével becslést fogunk adni a hajléktalanok 1999. évi számára nézve.

Kétfajta statisztikát használtunk:

1. A hajléktalanok rendelkezésére álló helyek együttes száma Budapesten. Ebbe beleértendők például a menhelyek, a szállók, valamint a speciális rehabilitációs központok és osztályok. Ezen adatok szerint 1996-ban mindösszesen 3410, 1997-ben 3578, 1998-ban 3632, 1999-ben 3726 hely állt rendelkezésre. (Ez a szám változhat az év végéig.)
2. Két, 1997-ben és 1998-ban lefolytatott vizsgálat révén statisztikai adatokkal rendelkezünk arra nézve, hogy a „belépők” milyen arányban váltak hajléktalanná a kérdezés évében. 1997-ben ez az arány 12% volt, 1998-ban 11%. Mivel jóformán semmit nem tudunk azok arányáról, akik képesek tartósan¹⁴ reintegrálódni a társadalom főáramába, és mivel nem rendelkezünk a hajléktalanok Budapest és az ország más területei közötti fluktuációjának mértékére vonatkozó adatokkal, feltétebb nehéz becsléseket tenni bármely számokban kifejezhető rövidtávú vagy térbeli növekedés, illetve csökkenés bekövetkezésére nézve. Általánosságban azt mondhatjuk, hogy a „belépők” száma valószínűleg magasabb, mint a „kilépők” száma¹⁵, következésképp a hajléktalan populáció további növekedése várható. Bár minden évben nő a rendelkezésre álló helyek száma, ez valószínűleg nem képes követni a populáció tényleges növekedését és igényeit.

3. táblázat

A hajléktalanok rendelkezésére álló helyek együttes száma Budapesten, valamint az 1996 és 1998 közötti hajléktalan populációra vonatkozó becslések

		1996	1997	1998
A hajléktalanok rendelkezésére álló helyek együttes száma Budapesten		3410	3578	3632
Hólabda-becslés			4097	
Fogás-visszafogás becslés	2. adatsor	6519		
	1. adatsor	16959		

A 3. táblázatból kitűnik, hogy a hólabda-becslés és a hozzáférhető helyekre utaló számok közötti különbség nem különösebben nagy. Lehetséges, hogy a hajléktalan kapcsolatok vélelmezett strukturáló¹⁶ karaktere oly módon befolyásolta a hólabda-mintát, hogy a becslés leginkább azon hajléktalanok számára utal, akik „stabil”, ál-

¹⁴ Gyakran előfordul, hogy a hajléktalan személy barátainál vagy rokonainál lakhat néhány hétig, majd ismét visszasikerül egy menhelyre vagy szállóba.

¹⁵ Azon személyek száma, akik elhaláloznak, illetve tartósan képesek reintegrálódni.

¹⁶ Ez azt jelenti, hogy az emberek általában azokat ismerik, akik ugyanazon a helyen töltik nappalaikat és éjszakáikat, mint ők maguk. A más hajléktalanokat is ismerők aránya azok között a legmagasabb, akik éjszakáikat a legállandóbb alvóhelynek számító szállókban töltik.

landó hellyel rendelkeznek. A „hely-faktor” miatt hólabda-becslésünk valószínűleg alulbecsli a hajléktalanok teljes számát, kimaradnak belőle azok, akik átmeneti élet-lehetőségeik miatt válnak elszigetelté.

Annak érdekében, hogy megbízhatóbb becsléshez jussunk a hólabda-mintavételi eljárással, úgy gondoljuk, a vizsgálat helyszíneit még körültekintőbben kellene megválasztani. Nem csak a különböző (kvázi-független) helyszínek száma fontos, inkább a helyszínek típusa számít. Példának okáért, az ezen módszert alkalmazó jövőbeni vizsgálatoknak mondjuk kórházakban kellene mintát venniük, ahol annak esélye, hogy a hajléktalanok függetlenek egymástól, nagyobb, mint egy menhelyen vagy egy ingyenkonnyán.

A hólabda-módszerrel és a fogás-visszafogás módszerrel nyert becsléseinket összehasonlítva eltérést találunk a hólabda és egyrészt a második, másrészt az első adatsor között. Az eltérést megmagyarázhatja, hogy az első adatsorban más mintavételi eljárásokat alkalmaztunk: a hajléktalanok, úgy tűnik, ügyeltek arra, hogy az 1996-tól 1998-ig terjedő évek legalább egyikében átessenek TBC-szűrésen. Ez egy 3-faktoros interakciót mutató loglineáris modellt feltételez, ami nem tesztelhető a hiányos kontingencia-táblából. Az ezen évek alatt egyáltalán nem ellenőrzött hajléktalanok száma tehát alacsonyabb, mint ami a loglineáris modell alapján várható. Az alacsonyabb értéket részben a hajléktalan populáció fluktuációja is eredményezheti: az illetők megjelenhettek a szűrővizsgálaton, azután elhagyták Budapestet, majd újra felbukkantak a következő évek valamelyikében.

Az 1999. évi budapesti hajléktalan populáció méretére vonatkozó becslésünket az alábbi eredményekre alapozzuk:

1. A hólabda-becslés alulbecsüli a tényleges értéket a kezdeti mintában érvényesülő klaszter-hatás miatt.
2. A második adatsorra épülő fogás-visszafogás-becslés eredményezte a legmagasabb értéket a legnagyobb konfidencia-intervallum mellett: mivel a második táblázatban szereplő értékek némelyike nagyon alacsony (egy esetben például 9), ez statisztikai pontatlanságokhoz vezethet.
3. Az első adatsorra épülő becslés egy hároméves időszakra vonatkozik, ahol is az egyes évekre várt értékek valószínűleg szintén alulbecsültek.

Figyelembe véve becsléseinket és a rendelkezésünkre álló statisztikai adatokat, feltesszük, hogy a hajléktalan populáció növekszik. Ha ezen növekedés átlagos üteme 1996-tól kezdődően legalább évi 10%, képesek vagyunk egy megközelítő becslést adni a hajléktalan populáció 1999-es méretére vonatkozóan. Számításaink szerint ez a szám 8000 és 10000 közé esik Budapesten.

Következtetések

Nagyon figyelmesen és óvatosan kell eljárnia annak, aki a hajléktalan populáció méretének megbecslésére tesz kísérletet. Ez egy igen ellentmondásos terület, ahol nem léteznek szigorúan meghatározott irányvonalak, számos egyaránt helyesnek és igaznak tűnő, hivatalos és nem-hivatalos vélemény és változat verseng egymással. Politikusok, szociális munkások és tudósok véget nem érően vitatkozhatnak a számokon anélkül, hogy valaha is konszenzusra jutnának.

Két, statisztikai eljárásokra épülő, Magyarországon korábban még nem alkalmazott módszert használva egy új, a többitől eltérő szemszögből igyekeztünk megközelíteni a kérdést. A módszerek segítségével három értéket kaptunk. A becslési eljárások és a többi rendelkezésünkre álló statisztikai adat segítségével megkíséreltük megbecsülni a budapesti hajléktalan populáció 1999. évi tényleges méretét.

Reméljük, ez a kutatás csupán a kezdet. Ígéretet kaptunk, hogy új, az előzőektől eltérő adatokhoz fogunk hozzáférni, amelyekkel a jelenleg rendelkezésre álló becslött értékek könnyedén összehasonlíthatók lesznek, illetve, hogy módszereinket nemcsak a budapesti, hanem az országos hajléktalan populáció méretének becslésére is alkalmazhatjuk

A 3 melléklet a SNOWBALL és a GLIM programok eredményeit tartalmazzák.

1. melléklet

A populáció méretének becslése O. Frank & T.A.B. Snijders, Estimating the size of hidden populations using snowball sampling című tanulmányában alkalmazott módszerének felhasználásával.

Az itt alkalmazott jelölések megegyeznek a programban használtakkal.

Jelen alkalmazás:

A válaszadók és az általuk megnevezett személyek sorszáma 1 és 3000 között lehet csak.

Az eredeti minta maximális mérete 1500.

Az egy főre eső említések száma legfeljebb 20.

A futtatási korlátok kiszélesítése a megfelelő állandóknak a Turbo Pascal forráskódban eszközölt megváltoztatásával és újrarendezésével érhető el.

i. A snij2.dat file-ból beolvasott adatok.

Statisztika

n	1404 a kezdeti mintában szereplő személyek száma
m	426 a hólabda első hullámában szereplő személyek száma
r	389 az eredeti mintában szereplő kapcsolatok száma
s	498 az eredeti minta és az első hullám közti kapcsolatok száma
k	293 az eredeti mintában szereplő azon személyek száma, akiket legalább egy másik személy említett az eredeti mintából

becsült értékek

v_1	3200.1
v_3	3129.4
v_5	3443.9

Standard hibák (j = jackknife, m = modell-alapú);

(a modell-alapú standard hibák gyakorlati értéke általában kétséges).

se_1	m	121.5
se_1	j	172.8
se_3	m	80.4
se_3	j	129.6
se_5	j	167.1

ii. A cat1.dat file-ból beolvasott adatok.

Statisztika

n	1331
m	391
k	188
s	477
r	329

Becsült értékek

V2_1	3259.3
V2_3	2980.6
V2_5	4097.1

Standard hibák (j = jackknife, m = modellalapú);

(a modell-alapú standard hibák gyakorlati értéke általában kétséges).

se_1	m	138.2
se_1	j	167.8
se_3	m	81.0
se_3	j	118.3
se_5	j	268.9

Zármegjegyzéseikben Frank & Snijders (1994) a v_3 és v_5 becsült értékeket részesíti előnyben, ugyanakkor felhívják a figyelmet arra, hogy a v_3 torzíthat.

Abban az esetben, ha a v_3 és v_5 nagyon eltérő eredményeket hoz, a v_3 nem tekinthető megbízhatónak.

3. melléklet

[o] GLIM 3.77 update 1 (copyright)1985 Royal Statistical Society, London

[i] ? \$units 7\$

[i] ? \$var count\$

[i] ? \$var l1 l2 l3\$

[i] ? \$data l1 l2 l3 count\$

[i] ? \$dinput 11\$

[i] File name? tbc9698.dot

[i] ? \$look l1 l2 l3 count\$

[o]			L1	L2	L3 COUN
[o]	1	0.000	0.000	1.000	1018.00
[o]	2	0.000	1.000	0.000	1194.00
[o]	3	0.000	1.000	1.000	372.00
[o]	4	1.000	0.000	0.000	1581.00
[o]	5	1.000	0.000	1.000	262.00
[o]	6	1.000	1.000	0.000	115.00
[o]	7	1.000	1.000	1.000	72.00

[i] ? \$yva count\$

[i] ? \$err p\$

[i] ? \$factor li1 2\$

[i] ? \$factor li2 2\$

[i] ? \$factor li3 2\$

[i] ? \$scale li1 = l1 + 1\$

[i] ? \$scale li2 = l2 + 1\$

[i] ? \$scale li3 = l3 + 1\$

[i] ? \$fit li1 + li2 + li3\$


```

[o] scaled deviance = 242.34 at cycle 4
[o]      d.f. = 3
[i] ? $dis e$
[o]      estimate      s.e.      parameter
[o] 1      8.704      0.04403      1
[o] 2     -1.445      0.04049     LI1(2)
[o] 3     -1.624      0.04063     LI2(2)
[o] 4     -1.644      0.04067     LI3(2)
[o]      scale parameter taken as 1.000
[i] ? $fit + li1.li2$
[o] scaled deviance = 88.579 (change = -153.8) at cycle 3
[o]      d.f. = 2 (change = -1 )
[i] ? $fit + li1.li3$
[o] scaled deviance = 58.929 (change = -29.65) at cycle 4
[o]      d.f. = 1 (change = -1 )
[i] ? $fit + li2.li3$
[o] scaled deviance = 3.251e-11 (change = -58.93) at cycle 4
[o]      d.f. = 0 (change = -1 )
[i] ? $dis e$
[o]      estimate      s.e      parameter
[o] 1      9.421      0.1776      1
[o] 2     -2.055      0.1758     LI1(2)
[o] 3     -2.336      0.1752     LI2(2)
[o] 4     -2.495      0.1748     LI3(2)
[o] 5     -0.2850     0.1462     LI1(2).LI2(2)
[o] 6      0.6979     0.1616     LI1(2).LI3(2)
[o] 7      1.329      0.1644     LI2(2).LI3(2)
[o] scale parameter taken as 1.000
[i] ? $scale %exp(9.421)$
[o]      12345.
[i] ? $scale %exp(9.421 + (2*0.1776))$
[o]      17610.
[i] ? $scale %exp(9.421 - (2*0.1776))$
[o]      8654.
[i] ? $stop$

```

3. melléklet

```

[o] GLIM 3.77 update 1 (copyright)1985 Royal Statistical Society, London
[i] ? $units 7$
[i] ? $var count$
[i] ? $var l1 l2 l3$
[i] ? $data l1 l2 l3 count$
[i] ? $dinput l1$
[i] File name? tbc963.dot
[i] ? $look l1 l2 l3 count$
[o]      L1      L2      L3      COUN
[o] 1      1.000      1.000      1.000      9.000
[o] 2      1.000      1.000      0.000     238.000
[o] 3      1.000      0.000      1.000     25.000
[o] 4      1.000      0.000      0.000    1758.000
[o] 5      0.000      1.000      1.000     32.000
[o] 6      0.000      1.000      0.000    436.000
[o] 7      0.000      0.000      1.000    108.000

```

```

[i] ? $yva count$
[i] ? $err p$
[i] ? $factor li1 2$
[i] ? $factor li2 2$
[i] ? $factor li3 2$
[i] ? $scale li1 = li1 + 1$
[i] ? $scale li2 = li2 + 1$
[i] ? $scale li3 = li3 + 1$
[i] ? $fit li1+li2+li3$
[o] scaled deviance = 37.316 at cycle 4
[o]      d.f. = 3
[i] ? $dis e$
[o]      estimate      s.e      parameter
[o] 1      8.138      0.07391      1
[o] 2      -0.6781     0.07042     LI1(2)
[o] 3      -2.006     0.06305     LI2(2)
[o] 4      -3.516     0.08880     LI3(2)
[o]      scale parameter taken as 1.000
[i] ? $fit + li1.li2$
[o] scaled deviance = 36.126 (change = -1.191) at cycle 4
[o]      d.f. = 2 (change = -1 )
[i] ? $fit + li1.li3$
[o] scaled deviance = 5.2150 (change = -30.91) at cycle 3
[o]      d.f. = 1 (change = -1 )
[i] ? $fit + li2.li3$
[o] scaled deviance = 0.000000000 (change = -5.215) at cycle 5
[o]      d.f. = 0 (change = -1 )
[i] ? $dis e$
[o]      estimate      s.e.      parameter
[o] 1      8.272      0.4457      1
[o] 2      -0.8001     0.4451     LI1(2)
[o] 3      -2.194     0.4432     LI2(2)
[o] 4      -3.590     0.4352     LI3(2)
[o] 5      0.1947     0.4377     LI1(2).LI2(2)
[o] 6      -0.6631     0.3858     LI1(2).LI3(2)
[o] 7      0.9780     0.3948     LI2(2).LI3(2)
[o]      scale parameter taken as 1.000
[i] ? $scale %exp(8.272)$
[o]      3913.
[i] ? $scale %exp(8.272 + (2*0.4457))$
[o]      9541.
[i] ? $scale %exp(8.272 - (2*0.4457))$
[o]      1605.
[i] ? $stop$

```


Hivatkozások

- Berg, S. 1988. Snowball sampling. In: S. Kotz and N. L. Johnson (eds.) *Encyclopedia of Statistical Sciences* 8, 528–532.
- Bieleman, B., A. Díaz, G. Merlo and C. Kaplan 1993. *Lines across Europe: Nature and extent of cocaine use in Barcelona, Rotterdam, and Turin*. Amsterdam: Swets and Zeitlinger.
- Coleman, J. S. 1958. Relational analysis: The study of social organizations with survey methods. In: *Human Organization* 17, 28–36.
- Cowan Charles D., William R. Breakey and Pamela J. Fischer 1986. The methodology of counting the homeless In: *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 170–175.
- Dávid, Beáta, Jolán Oross and Miklós Vecsei 1988. *Homelessness and tuberculosis*. Budapest: Soros Foundation.
- Erickson, Bonnie H. 1978. Some problems of inference from chain data. In: *Sociological Methodology*, 276–302.
- Györi, Péter 1990. Gyorsjelentés a hajléktalanságról, Magyarországon, 1990. In: Andorka R., Kolosi T. and Vukovich György (eds.) *Social Report*.
- Heckathorn, Douglas D. 1997. Respondent_Driven Sampling: A new approach to the study of hidden populations. In: *Social problems* 44 (2), 174–199.
- Johnson, Alice K. 1989. Measurement and methodology: Problems and issues in research on homelessness. In: *Social work research and abstracts*, 25 (4), 12–20.
- Killworth P. D., Christopher McCarty, H. R. Bernard, G. A. Shelley and E. C. Johnsen. 1998. Estimation of seroprevalence, rape and homelessness in the United States using a social network approach. In: *Evaluation Review* 22 (2), 289–308.
- Killworth P. D., E.C. Johnsen, C. McCarty, G. A. Shelley and H. R. Bernard 1998. A social network approach to estimating seroprevalence in the United States. In: *Social Networks* 20 (1), 23–50.
- Leyland Alastair, Marina Barnard and Neil McKeganey 1992. The use capture-recapture methodology to estimate and describe covert populations: an application to female street-working prostitution in Glasgow. *Paper presented at the International Conference on Social Science Methodology, Italy*.
- Payne C. D. (ed.) 1986. *The GLIM System, Release 3.77*. Revision a. Oxford: Numerical Algorithms Group.
- Rossi, Peter H. 1989. *Down and Out in America. The origins of homelessness*. The University of Chicago Press.
- Snijders, Tom A. B. 1992. Estimation on the basis of snowball samples: How to weight? In: *Bulletin de Methodologie Sociologique*, 36, 59–70.
- 1993. Estimation of the size of a hidden population using snowball sampling. *Handout for the 13th Sunbelt Social Networks Conference*.
- Snijders, Tom A. B. and Ove, Frank 1994. Estimating the Size of Hidden Populations Using Snowball Sampling. *Journal of Official Statistics* 10, 53–67.

- Spren, Marinus 1992. Rare populations, hidden populations, and link-tracing designs: what and why? *Bulletin de Methodologie Sociologique*, 36, 34–58.
- Sudman, Seymour, Monroe G. Sirken and Charles D. Cowan, D. Ch. 1988. Sampling rare and elusive populations. *Science* 240, 991–996.
- Utasi, Ágnes 1987. Hajléktalanok, csavargók. In: *Peremhelyzetek. Rétegződésmodell vizsgálat, VIII.* Budapest: Társadalomtudományi Intézet, 181–213.
- Watters, John K. and Patrick Biernacki 1989. Targeted Sampling: Options for the study of hidden populations. *Social Problems* 36 (4), 41–430.
- Wickens D. Thomas 1993. Quantitative methods for estimating the size of a drug-using population. *Journal of Drug Issues* 23 (2), 185–216.