

SZÜLETÉSI RÉGIÓ ÉS ÖNGYILKOSSÁG: LÉTEZIK-E AZ ÖNPUSZTÍTÁS TERÜLETI SZUBKULTÚRÁJA?¹

MOKSONY FERENC

Az öngyilkosság magyarországi alakulásának egyik legszembevetőbb, s lényegében mind a mai napig megmagyarázatlan sajátossága a területi különbségek állandósága. Az országban az elmúlt mintegy ötven esztendőben lezajlott mélyreható társadalmi-gazdasági változások ellenére a halálozási statisztikák hosszú évtizedek óta lényegében ugyanazt a képet mutatják: az önpusztítás mértéke az ország délkeleti részében – mindenekelőtt Bács-Kiskun és Csongrád megyében – a legnagyobb, a nyugatiban pedig – elsősorban Győr-Moson-Sopron, Vas és Zala megyében – a legalacsonyabb (lásd 1. táblázat).

1. A 100 000 lakosra jutó öngyilkosságok száma Magyarország egyes megyéiben, 1960–1995

Suicide rates in Hungary by county and region, 1960–1995

Megye	1960	1970	1980	1990	1995
Bács-Kiskun	47,1	58,0	67,1	52,6	48,3
Békés	30,1	43,3	54,9	52,4	43,3
Csongrád	37,9	54,2	64,1	55,2	51,4
Hajdú-Bihar	30,2	41,5	63,8	49,4	42,0
Győr-Moson-Sopron	15,8	22,9	20,4	25,7	19,0
Vas	13,1	22,7	21,1	24,3	19,1
Zala	14,0	20,0	26,7	28,8	20,9

Az 1960-as évektől kezdve számos empirikus vizsgálat, illetve elméleti-történeti elemzés igyekezett feltárni e jelenség okait.² A kutatók eleinte a né-

¹ A tanulmány alapjául szolgáló empirikus kutatást az Országos Tudományos Kutatási Alap támogatta. A Semmelweis Egyetem Igazságügyi Orvostani Intézetében végzett adatgyűjtésre nem kerülhetett volna sor az intézmény igazgatójának, *Sótonyi Péternek* a támogatása, valamint *Antal Albert* közreműködése nélkül. Az adatfelvétel lebonyolításában *Urbán Ildikó*, *Kevevári Katalin* és *Tarjányi Gabriella* hozzáértő, lelkiismeretes munkájára támaszkodhattam. Valamennyiüknek ezúton is szeretnék köszönetet mondani. Köszönettel tartozom továbbá azoknak a kollégáknak – *Hegedűs Ritának*, *Róna-Tas Ákosnak*, *Maria Charlesnak* és *Liza Catanzaritenek* –, akik értékes megjegyzéseket fűztek a cikk egy korábbi változatához.

² Ezekről a munkákról egy korábbi tanulmányban adtam részletes áttekintést (*Moksony*, 1986: 33–36).

pesség *társadalmi-demográfiai sajátosságaival* – egyebek között életkor, családi állapot és foglalkozás szerinti megoszlásával – próbálták magyarázni a déli-délkeleti megyék kiemelkedő veszélyeztetettségét (Andorka et al., 1968; Jobb, 1973). A részint ökológiai korrelációkon, részint a standardizálás módszerén alapuló elemzések azonban azt mutatták, hogy az önpusztítás mértékében tapasztalható területi eltérések távolról sem írhatók egyszerűen a lakosság társadalmi-demográfiai összetételében meglévő különbségek számlájára. Ennek alapján vált mind szélesebb körben elfogadottá az az elképzelés, miszerint a valódi okok jóval mélyebben, *a helyi társadalom sajátos kultúrájában* rejlenek; abban az érték- és normarendszerben, amely kimondva-kimondatlanul elfogadja az öngyilkosságot mint az életben fölmerülő nehézségek és konfliktusok „megoldásának” egyik lehetséges eszközét.

Elméleti háttér

A deviáns magatartás kulturális magyarázatának régi hagyományai vannak a szociológiai szakirodalomban. Valóban, e szakirodalom egyik meghatározó vonulatát – a strukturális elméletek mellett – épp a kulturális elméletek képviselik (e két irányzat jó összehasonlítását nyújtja Hawkins és Fraser, 1985). A strukturális magyarázatok szerint – ide sorolható például *Emile Durkheim* integráltságelmélete vagy *Travis Hirschi* kontrollelmélete – a deviáns jelenségek alapvető oka, hogy az egyén *elszakad* az őt körülvevő társadalomtól, elszigetelődik attól a közösségtől, amely célt és értelmet adhatna életének, s szilárd érték- és normarendszerével irányíthatná cselekedeteit. A kulturális magyarázatok – így például *Sutherland* ún. differenciális asszociációelmélete – ezzel szemben nem a társas kapcsolatok és a viselkedést szabályozó normák hiányát hangsúlyozzák, hanem épp ellenkezőleg: azt, hogy az egyén nagyon is szorosan kötődik egy szűkebb, ám deviáns közösséghez, s cselekedeteivel e közösség sajátos értékeihez igazodik, a környezetében tapasztalt *magatartásmintákat követi*.

A kulturális magyarázat alkalmazásával a deviáns magatartás területi különbségeivel foglalkozó vizsgálatokban is sűrűn találkozhatunk. Az Egyesült Államokban például az ország déli részén hagyományosan jóval gyakoribb az emberölés, mint más régiókban. Ezt a jelenséget számos kutató annak tulajdonítja, hogy a déli államokban létezik az „erőszak területi szubkultúrája” (*Gastil*, 1971), azaz egy olyan sajátos értékrend, amely elfogadja, vagy egyenesen támogatja az erőszak alkalmazását.³ Mások vitatják ezt a nézetet, s úgy vélik, az

³ Az „erőszak szubkultúra” elméletét Wolfgang és Ferracuti fogalmazta meg első ízben (*Wolfgang & Ferracuti*, 1967). Ők ezt az elméletet általánosabb érvényűnek tekintették, s nem csupán a területi sajátosságok, hanem minden fajta társadalmi – például etnikai – különbség magyarázatára alkalmazták.

erőszakos bűncselekményeknek a déli területeken tapasztalt sűrűbb előfordulása kulturális helyett inkább strukturális tényezők, mindenekelőtt a nagyobb szegénység számlájára írható. Az eddig elvégzett empirikus vizsgálatok vegyes képet nyújtanak: egy részük talált bizonyítékot az „erőszak szubkultúrájára” (például *Messner*, 1983), más részük azonban nem (például *Loflin & Hill*, 1974). Az általam ismert legrészletesebb és alighanem legalaposabb elemzés (*McCall et al.*, 1991) mindazonáltal arra a következtetésre jutott, hogy ha nem is minden fajta erőszakos bűncselekmény esetében, de ezek egy meghatározott részénél – éspedig a védekező jellegűeknél – a szubkulturális tényezők hatása valóban kimutatható. Úgy tűnik tehát, hogy az Egyesült Államok déli régiójában ténylegesen létezik egy olyan érték- és normarendszer, amely megengedi, sőt olykor meg is kívánja az erőszakos fellépést akkor, ha valakinek a személyét, családját vagy tulajdonát támadás fenyegeti.

Bár az „erőszak szubkultúra” gondolatát eredetileg a bűnözés területi sajátosságainak az értelmezésére dolgozták ki, alkalmazása idővel kiterjedt az öngyilkosságra is. A kutatók elsősorban az öngyilkosság elkövetési módjában tapasztalható regionális különbségek vizsgálata során használták fel ezt az elképzelést. *Marks és Abernathy* (1974), valamint *Lester* (1986–1987) például kimutatták, hogy az Egyesült Államok déli vidékein az ország más részeihez képest lényegesen nagyobb a fegyverrel elkövetett öngyilkosságok aránya, s ezt a jelenséget az erőszakos problémamegoldásnak a gyermekkori szocializáció folyamán elsajátított magatartásmintájával magyarázták.

Ugyancsak a kulturális tényezők álltak annak a vizsgálatnak a középpontjában, amelyet *Stephen Platt* végzett Angliában (*Platt*, 1985). *Platt* a város olyan körzeteit hasonlította össze egymással, ahol gyakori, illetve ahol ritka az öngyilkossági kísérlet előfordulása. Arra volt kíváncsi, vajon ezek a körzetek különböznek-e egymástól az ott lakók általános értékorientációját, valamint az öngyilkossággal és a deviáns magatartás más formáival szembeni toleranciáját illetően. Az eredmények meglehetősen vegyes képet mutattak, s több ponton kifejezetten rációfoltok az előzetes várakozásokra. Így például annak a területnek a lakói, ahol magas volt az öngyilkossági kísérletek aránya, nemhogy elnézőbben, de éppenséggel *ellenségesebben* viszonyultak az önpusztító magatartáshoz. *Platt* többféle értelmezést is kínál erre a meglepő eredményre: ismerve például az öngyilkossági kísérletben rejlő kapcsolatkeresési, figyelemkeltési szándékot, elképzelhető, hogy épp az öngyilkosság erős megbélyegzése, a közösség fokozott, heves reagálása nyújt kedvező talajt a tett kommunikatív céljainak az eléréséhez; így lehet hatékony a másoknak szóló, őket befolyásolni akaró cselekedet. Az is lehetséges, hogy az adott városnegyedben élők olyan nehézségekkel találják szemben magukat, amelyek – más megoldási módok híján – a hozzá tapadó negatív érzelmek és értékek dacára is önpusztításra kényszerítik őket. Akárhogy legyen is, *Platt* vizsgálata mindenképpen kihívást

jelent az öngyilkosság szubkulturális magyarázata számára, amelyben központi szerep jut az önpusztítást elfogadó érték- és normarendszernek.⁴

Születési régió és öngyilkosság

Abban a kutatásban, amelynek eredményeiről az alábbiakban beszámolok, a születési régió hatásának vizsgálatán keresztül igyekeztem megragadni a magyarországi öngyilkosságok területi eloszlásának hátterében a kutatók jelentős része szerint meghúzódó kulturális tényezők szerepét. Ez a megközelítés azon a feltételezésen alapult, hogy az öngyilkossággal kapcsolatos nézetek – más beállítódásokhoz hasonlóan – viszonylag fiatal korban, a családi szocializáció kereitei között alakulnak ki, befolyásuk ugyanakkor vélhetőleg hosszú távon, az élet későbbi szakaszaiban is érvényesül. Ha pedig ez valóban így van, akkor arra számíthatunk, hogy azok, akik *az ország délkeleti részében születtek, de az idők során más vidékekre költöztek*, megőrizték nagyobb fogékonyságukat az önpusztítás gondolatával szemben, s öngyilkossági kockázatuk felülmúlja a más régiókból érkezőkét.

A születési helynek ezt a tartós, a későbbi, megváltozott környezetben is érvényesülő hatását több korábbi kutatás is kimutatta. *Sainsbury* és *Barracough*, valamint *Lester* vizsgálataiból például kiderült, hogy az Egyesült Államokba kivándorolt európaiak öngyilkossági veszélyeztetettsége alapvetően megegyezik az anyaországban élőkével, vagyis a tengerentúlon ugyanazok a népcsoportok vezetnek a halálozási statisztikát, amelyek az óhazában is az élen állnak (*Sainsbury & Barracough*, 1968; *Lester*, 1989). Hasonlóképpen, *Taylor* és munkatársai ausztráliai vizsgálata arra az eredményre jutott, hogy az öngyilkosságtól hagyományosan kevésbé érintett Dél-Európából érkező bevándorlók önpusztítási kockázata kisebb, a rendszerint az öngyilkossági statisztikák első

⁴ Bár *Platt* kutatása igényesség tekintetében kiemelkedik más munkák közül, egy módszertani probléma mégis megnehezíti a kapott eredmények értelmezését. Azok a területek, amelyeket *Platt* eltérő öngyilkossági veszélyeztetettségük alapján szembeállított egymással, jelentősen különböztek a *népesség összetétele*, mindenekelőtt az alacsony társadalmi státuszú személyek aránya szempontjából. Ezért aztán nehéz volt megállapítani, hogy az attitűdökben az egyes körzetek között tapasztalt eltérések mennyiben tükrözik a lakóhelyi *környezet* és mennyiben az *egyéni* tulajdonságok – elsősorban a társadalmi státusz – hatását. E két tényező szétválasztásához szükség lett volna a népesség összetételéből eredő hatások kiküszöbölésére, erre azonban *Platt* nem tett kísérletet. Ennek következtében az egyébként igen alapos elemzésben a környezeti és az összetételhatások óhatatlanul is összekeveredtek egymással. A környezeti hatás és az egyéni tulajdonságokból eredő összetételhatás szétválasztásának hiányával egyébként más, a *Platté*hez hasonló jellegű kutatásokban is találkozhatunk (például *Wenz*, 1974; *McKirnan*, 1980). Az öngyilkosság területi elemzésének ezeket a fajta módszertani problémáit egy korábbi tanulmányomban tárgyaltam részletesen (*Moksony*, 1990).

harmadában helyet foglaló közép-, illetve észak-európai államokból származóké viszont nagyobb, mint az Ausztráliában születetteké (*Taylor et al.*, 1998). Végül pedig *Burvill* ugyancsak ausztráliai kutatása szoros kapcsolatot talált 11 európai ország öngyilkossági arányszáma és az ezekből az országokból Ausztráliába kivándoroltak önpusztítási kockázata között (*Burvill*, 1998). Mindezek alapján úgy tűnik, a hazájukból valamilyen okból elköltözők csomagjaik mellett magukkal viszik a korábbi otthonukra jellemző magatartásmintákat is.⁵

Szocializáció és kontroll: a szubkultúra kétféle hatása

A születési régió hatásának, az értékek, normák érvényesülésében játszott szerepének megértése szempontjából hasznosnak látszik az a megkülönböztetés, amelyet *Felson* és munkatársai vezettek be az „erőszak szubkultúráját” vizsgáló tanulmányukban (*Felson et al.*, 1994: 157–158). A szerzők érvelése szerint az „erőszak szubkultúrája” kétféle módon fejti ki befolyását: egyrészt a *szocializáció* révén, vagyis azon a folyamaton keresztül, amelynek során az egyén elsajátítja, beépíti a maga személyiségébe a társadalomban vagy annak valamely csoportjában uralkodó viselkedési szabályokat; másrészt pedig a *társadalmi kontroll* révén, vagyis a jutalmazásnak, megerősítésnek, elismerésnek, illetve büntetésnek, megbélyegzésnek azon a rendszerén keresztül, amelyet működtetve az egyén közvetlen környezete kikényszeríti bizonyos értékek és normák követését.

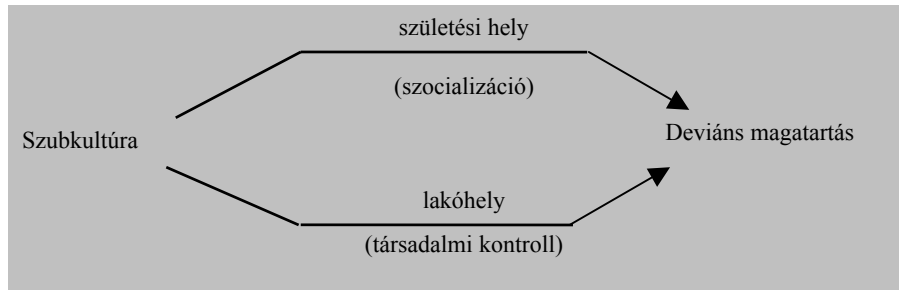
E kétféle hatásmechanizmus párhuzamba állítható a szociológiai megközelítésmódnak azzal a két fajtájával, amelyről *Mark Granovetter* beszél a gazdasági folyamatok társadalmi beágyazottságáról írott, gyakran idézett cikkében (*Granovetter*, 1985). Az egyik megközelítésmód – véli *Granovetter* – azokra a viselkedésmintákra, értékekre, normákra, szerepekre összpontosít, amelyek a szocializáció során, a személyiségfejlődés viszonylag korai szakaszában alakulnak ki, s amelyek később az éppen adott társadalmi környezettől, az egyén

⁵ A születési hely hosszú távú hatását az öngyilkosság mellett más halálokok esetében is kimutatták. *Greenberg* és *Schneider*, valamint *Schneider* és munkatársai például kiemelkedően magasnak találták az Egyesült Államok déli részén született, később azonban az ország más részébe költözött feketék általános, illetve keringési rendszeri betegségekből eredő halandóságát (*Greenberg & Schneider*, 1992; *Schneider et al.*, 1997). Megállapításuk szerint az egy meghatározott régióban született, ám egy másikban meghalt feketék halandósági kockázata közelebb van a születési régióra jellemző szinthez, mint az utolsó lakóhelyre jellemzőhöz. Ugyanakkor *Biacsi Antal* vizsgálata óvatosságra int a születési hely szerepének értékelését illetően. Az általa elvégzett elemzés eredménye szerint a Vajdaságba költöző szerbek és horvátok öngyilkossági veszélyeztetettsége jelentősen felülmúlja anyaországbeli honfitársaikét, vagyis ezek a nemzetiségek az új környezetbe kerülve mintegy átveszik a vajdasági magyarokra jellemző fokozott önpusztítási hajlamot (*Biacsi*, 1969).

konkrét kapcsolatrendszerétől jórészt függetlenül fejtik ki befolyásukat. A másik felfogás ezzel szemben pont ennek a kapcsolatrendszernek, az egyént egy meghatározott viselkedési helyzetben körülvevő társas környezetnek szenteli a fő figyelmet. Bár *Granovetter* meglehetősen elmarasztalóan szól az elsőként említett megközelítésről, s egyértelműen a második mellett teszi le voksát, magam úgy gondolom, a társadalmi hatások teljes körű megragadásához a személyiség stabil szerkezetét alkotó, szituációról szituációra viszonylag állandó tényezők vizsgálata éppen olyan fontos és nélkülözhetetlen, mint magáé a szituációé. Akárhogy van is azonban – akárhogy vélekedünk is a szociológiai elemzés különböző útjairól –, a *Granovetter* által felvázolt kétféle megközelítés háttérében nem nehéz felismerni a *Felson* és munkatársai által megkülönböztetett kétféle hatásmechanizmust: a jórészt a múltban gyökerező, az adott viselkedési helyzettől viszonylag független szocializációt és a mindenkor konkrét cselekvési szituációhoz kötött társadalmi kontrollt.

De mi a jelentősége e kétféle hatásmechanizmus elkülönítésének szűkebb témánk, a születési régió szerepének a vizsgálata szempontjából? *Felson* és munkatársai az iskolai szubkultúrák bűnözésre gyakorolt hatását vizsgálták, ennek megfelelően számukra a szocializációból és a társadalmi kontrollból eredő hatások szétválasztása elsősorban azért volt fontos, mert így világosan el tudták határolni egymástól az egyének saját értékrendjének és az őket körülvevő kortárs csoport – az iskola – értékrendjének a befolyását. Az „erőszak szubkultúrájának” a szocializáción keresztül érvényesülő szerepét az egyéni, a társadalmi kontrollon keresztül érvényesülő szerepét pedig a csoportértékek tanulmányozása révén igyekeztek megragadni.

A mi számunkra más szempontból fontos szocializáció és társadalmi kontroll megkülönböztetése. Mégpedig azért, mert lehetővé teszi annak a kétféle hatásnak az elkülönítését, amit egyrészt a születési hely, másrészt a mindenkor lakóhely gyakorol az egyén magatartására. A *születési hely* befolyása elsősorban a múltban, a gyermekkori *szocializáció* folyamán elsajátított értékek és normák érvényesülését tükrözi, míg a mindenkor *lakóhelyé* inkább az egyén közvetlen társadalmi környezete által kifejtett *társadalmi kontroll* működését jelzi (lásd I. ábra).



I. Szocializáció és társadalmi kontroll: a szubbkultúra kétféle hatása
Socialization and control: the dual effects of subculture

A vizsgálat leírása

A születési régióknak az önpusztítás kockázatára gyakorolt hatását két adatforrás összekapcsolásával és együttes elemzésével igyekeztem megragadni. Az egyik adatforrás az öngyilkosokra, míg a másik a nem öngyilkosokra vonatkozó információkat tartalmazta. Ez a megközelítés – amikor is egyetlen egységes minta helyett külön mintákat veszünk a függő változó egyes kategóriáiból – case-control study-ként ismert a módszertani szakirodalomban. Ezt az eljárást s a vele kapcsolatos statisztikai problémákat a cikk végén található függelék tárgyalja részletesebben.

A rendelkezésre álló erőforrások szűkössége miatt a vizsgálat Budapestre korlátozódott. Az öngyilkosok adatait a Semmelweis Orvostudományi Egyetem Igazságügyi Orvostani Intézetében gyűjtöttem, az ott tárolt halotti bizonyítványok felhasználásával,⁶ míg a nem öngyilkosokra vonatkozó információkat a Magyar Háztartás Panel 1994. évi harmadik hulláma szolgáltatta. Ez utóbbi adatfelvételben 610 olyan egyén szerepelt, aki a fővárosban lakott, míg azoknak a száma, akik 1993-ban és 1994-ben öngyilkosságot követtek el, s haláluk időpontjában Budapesten éltek, 1165 volt. Ennek megfelelően a teljes minta 1775 személyt tartalmazott, közülük azonban ki kellett hagyni azokat, akiknek születési helye kívül esett a mai országhatárokon, s akiket ezért nem tudtam

⁶ Mivel az öngyilkosok boncolása a *halál* helye, nem pedig az áldozat tényleges *lakóhelye* szerint történik, a mintába olyanok is bekerültek, akik csupán tettüket követték el a fővárosban, de ők maguk nem ott éltek, ugyanakkor hiányoztak azoknak a budapestieknek az adatai, akik az ország más részében vetettek véget életüknek. Míg a „fölösleges” eseteket könnyen ki lehetett hagyni az állandó lakhelyre vonatkozó információ alapján, a „hiányzókat” sajnos nem tudtam pótolni. A felhasznált adatok tehát nem tartalmazzák azt a minden valószínűség szerint kis számú öngyilkost, akik a fővárosban éltek, de másutt követték el tettüket.

hozzárendelni egyik megyéhez, ill. régióhoz sem. Így alakult ki végül is a tényleges minta, amelynek nagysága 1646 fő volt.

A statisztikai elemzés során a két adatforrást – az öngyilkosokra és a nem öngyilkosokra vonatkozót – összekapcsoltam egymással, s létrehoztam egy olyan kétértékű változót, amely azt jelezte, hogy a két minta közül melyikből származik az adott megfigyelés. 0-val kódoltam azokat a megfigyeléseket, amelyek a Háztartás Panelből származtak, és 1-gyel azokat, amelyek a halálzási lapokból. Ezt a kétértékű változót használtam azután egy logisztikus regresszioelemzés függő változójaként.

A logisztikus regresszió használatát alapvetően két körülmény indokolta. Egyrészt dichotóm függő változó esetén a várható érték lényegében egy valószínűség⁷, következésképpen a regresszióval becsült értékek nem lehetnek nagyobbak 1-nél, illetve kisebbek 0-nál. A hagyományos lineáris regresszió alkalmazásakor azonban ez a feltétel igen gyakran nem teljesül. Ennek oka, hogy – épp a linearitás feltevéséből adódóan – a magyarázó változó hatása állandó, azaz egy egységnyi változása a függő változót mindig ugyanannyival módosítja, ezért aztán a magyarázó változó magas, illetve alacsony értékei esetén a becslések túlléphetik a valószínűségek számára megengedett 0 – 1 tartományt.⁸ A logisztikus regresszió úgy birkózik meg ezzel a problémával, hogy nemlineáris kapcsolatot feltételez a függő változó várható értéke – azaz a vizsgált esemény bekövetkezési valószínűsége – és a magyarázó változók között, ez utóbbiak hatását fokozatosan csökkentve a két szélső pont (0 és 1) felé haladva. A magyarázó változó hatásának ez a szélek felé haladva megfigyelhető fokozatos csökkenése ölt testet a logisztikus görbe jól ismert, elnyújtott S betűre emlékeztető alakjában.⁹

⁷ Egy 0–1 változó átlaga nem más, mint az 1-essel jelölt érték relatív gyakorisága, a valószínűség pedig nem egyéb, mint „hosszú távú” relatív gyakoriság, vagyis az a határérték, amihez a relatív gyakoriság közelít, amint a megfigyelések száma egyre nő.

⁸ További akadálya a hagyományos, a legkisebb négyzetek módszerén nyugvó regresszió alkalmazásának, hogy dichotóm függő változó esetén a hibátényezők nem tesznek eleget a statisztikai következtetéshez szükséges két feltételnek: eloszlásuk nem normális, szórásuk pedig nem állandó. Ez azonban kevésbé súlyos gond, ugyanis nagy minták esetén a regressziós együtthatók eloszlása akkor is közelítőleg normális, ha maguké a hibátényezőké nem az, a szórások különbözősége – az ún. heteroszkedaszticitás – pedig a súlyozott legkisebb négyzetek módszere segítségével korrigálható. (Minderről bővebben lásd például *Gujarati*, 1988: 469–471.)

⁹ A logisztikus görbe S-alakját és a lineáris regresszió során feltételezett egyenest összehasonlítva látható, hogy a két modell – a lineáris és a logisztikus – elsősorban a skála két végén, az igen nagy és az igen kis valószínűségeknél, a rendkívül gyakori és a rendkívül ritka eseményeknél tér el egymástól; a középső szakaszon, ahol a valószínűségek megoszlása kiegyenlítettebb, a két görbe viszonylag közel esik egymáshoz. Ezért van az, hogy a hagyományos lineáris regresszió korlátai ferde eloszlású változók esetén különösen szembeötlőek.

A másik ok, ami miatt a logisztikus regresszió mellett döntöttem, a mintavétel sajátosságával kapcsolatos. Amint azt a cikk végén található függelékben részletesebben is kifejtem, a függő változó szerinti mintavétel, azaz a case-control study esetében a magyarázó változók hatását kifejező hagyományos statisztikai mutatók – pl. a százalékos különbségek vagy a lineáris regressziós együtthatók – torzított becslést adnak. Ennek oka, hogy ezek a mutatók nem függetlenek a mintavételi aránytól, vagyis attól, hogy hány megfigyelést választunk ki a függő változó egyes kategóriáiból. Ilyenkor a megfelelő hatásmutató az esélyhányados, ez ui. független a mintavétel módjától. Mivel a logisztikus regressziós együtthatók antilogaritmusai esélyhányadosokként értelmezhetők, ez a módszer különösen alkalmasnak tűnt az adott helyzetben.¹⁰

Az elemzés során az elsődleges magyarázó változó a születési régió volt. Ez a változó mindössze két értékkel rendelkezett: 1-gyel jelöltem a délkeleti országrészben (Bács-Kiskun, Békés, Csongrád és Hajdú-Bihar megyében) születetteket, és 0-val mindenki mást. Kontrollváltozóként néhány egyéb változót is bevontam a vizsgálatba; ezeket a későbbiekben ismertetem részletesen.

Eredmények

Első lépésként egy olyan logisztikus regresszióelemzést futtattam le, amelyben a születési régió szerepelt egyedüli magyarázó változóként. Az eredményeket a 2. táblázat 1. modellje tartalmazza. Amint azt a REGIO változó együtthatója mutatja, a délkeleti országrészben születettek körében az öngyilkosság esélyének logaritmusai 0,73-dal nagyobbak, mint a más vidékről származók között, s ez az érték statisztikailag szignifikáns. A születési hely hatását jobban megítélhetjük a regressziós együttható antilogaritmusa, vagyis az esélyhányados alapján: ennek értéke 2,08, ami azt jelenti, hogy *az öngyilkosság esélye mintegy kétszer akkora a délkeleti régióból származók körében, mint a másutt születettekben.*

¹⁰ Meg kell jegyezni ugyanakkor, hogy bár a magyarázó változók hatását kifejező logisztikus regressziós együtthatók – vagyis az esélyhányadosok logaritmusai – érzéketlenek a mintavétel módjára, s így függő változó szerinti mintavételnél is torzítatlan becslést adnak, a logisztikus modell konstans tagjáról mindez nem mondható már el. Az általam végzett kutatásban azonban ez nem jelentett különösebb gondot, hiszen itt a cél egyes magyarázó változók hatásának a megállapítása volt, nem pedig az, hogy a logisztikus regressziós egyenlet egészének a felhasználásával megbecsüljük vagy előrejelezzük a függő változó értékét.

2. A születési régió hatása az öngyilkosságra.
A logisztikus regresszióelemzés eredményei
Effect of region of birth on suicide.
Logistic regression results

Változó	1. Modell		2. Modell	
	együttható	esélyhányados	együttható	esélyhányados
RÉGIÓ	0,731** (0,188)	2,077	0,413* (0,203)	1,511
MOBILITÁS			0,503** (0,115)	1,654
KONSTANS	0,582 (0,055)		0,397 (0,068)	

n = 1646 *P < 0.05 **P < 0.001

Megjegyzés: az együtthatók alatt zárójelben lévő számok a standard hibák.

Alternatív magyarázatok

Bár ezek az eredmények összhangban vannak az öngyilkosság területi különbségeinek kulturális magyarázatával, hiba volna elhamarkodott következtetéseket levonni belőlük. Az egyik lehetséges zavaró tényező, amit az elemzés eddigi szakaszában nem vettünk még figyelembe, a *földrajzi mobilitás*.¹¹ A délkeleti országrészben született budapestiek értelemszerűen valamennyien lakóhelyet változtattak életük folyamán, míg a másik csoportba tartozók jelentős része (mintegy 60%-a) nem csupán a fővárosban lakott, de ott is született, vagyis földrajzi értelemben immobil volt. A születési régió változója tehát *korrelált a lakóhelyi mobilitással*, következésképpen ez a változó, illetve annak együtthatója nem csupán az országrészek közötti kulturális különbségeket tükrözte, hanem egyszersmind a lakóhely-változtatás befolyását is. Elképzelhető ezért, hogy az a fokozott önpusztítási kockázat, amit mind ez idáig a délkeleti régió sajátos érték- és normarendszerének tulajdonítottunk, valójában a környezetváltás, az új lakóhelyre költözés okozta stressz következménye.

A kérdés tisztázása, a kultúra és a mobilitás hatásának szétválasztása érdekében létrehoztam egy új kétértékű változót (MOBILITÁS), 0-val kódolva azokat, akik nemcsak haláluk időpontjában éltek Budapesten, de ott is születtek – azaz akik földrajzi értelemben immobilok voltak –, 1-gyel pedig a földrajzilag mobilokat, vagyis azokat, akik nem a fővárosból származtak, de életük végén ott laktak. A 2. táblázat 2. modellje annak a logisztikus

¹¹ Erre az alternatív magyarázatra *Róna-Tas Ákos* hívta fel a figyelmemet, amit ezúton is szeretnék megköszönni.

regresszioelemzésnek az eredményeit mutatja, amelyben már ez az új kontrollváltozó is szerepelt.

Az 1. és a 2. modellt összehasonlítva látható, hogy a kontrollváltozó bevonása nyomán a születési régió hatása valamelyest mérséklődött: a RÉGIÓ változó együttthatója a korábbi 0,73-ról 0,41-ra, az esélyhányados értéke pedig 2,08-ról 1,51-ra csökkent. Ez azt jelenti, hogy a lakóhelyi mobilitás befolyásának a kiszűrése után a délkeleti régióból származók körében az önpusztítás esélye már csupán mintegy 50%-kal nagyobb, mint a másutt születettek körében. Ez a többletkockázat azonban statisztikailag még mindig szignifikáns, és tartalmilag is jelentősnek mondható. Megállapíthatjuk tehát, hogy *a születési régiónak a földrajzi mobilitás okozta torzítás kiküszöbölése után is marad sem gyakorlati, sem statisztikai szempontból nem elhanyagolható mértékű hatása.*

Érdemes megjegyezni, hogy maga a lakóhelyi mobilitás – ami most csupán kontrollváltozóként szerepelt az elemzésben – önmagában is befolyásolja az öngyilkosság esélyét: amint az a MOBILITÁS változó együttthatójából (0,26) s az ahhoz tartozó esélyhányadosból (1,30) látható, a földrajzilag mobilok körében az önpusztítás esélye 30%-kal nagyobb, mint a nem mobilok csoportjában, s ez a különbség statisztikailag is szignifikáns.

A földrajzi mobilitás hatása mellett felvetődik egy másik alternatív magyarázat lehetősége is. Elképzelhető, hogy a lakóhely-változtatás során valamiféle szelekció érvényesül, s azok, akik egy adott régióból a fővárosba költöznek, *eleve hajlamosabbak az öngyilkosságra*, mint azok, akik ott maradnak. Elképzelhető továbbá, hogy ez a fajta szelektív vándorlás a délkeleti országrészben erőteljesebben érvényesül, mint a nyugatiban. Ha mindez valóban így van, akkor nem kizárt, hogy a délkeleti régióból származóknak az a fokozott önpusztítási kockázata, ami az eddig bemutatott eredményekből kirajzolódott, igazából csupán ennek az *országrészenként eltérő mértékű szelektív vándorlásnak* a következménye.

Sajnos a rendelkezésre álló adatok nem teszik lehetővé ennek az alternatív magyarázatnak a közvetlen ellenőrzését. Arra azonban módunk van, hogy egy általam végzett másik kutatás adatainak segítségével legalább közvetett úton megvizsgáljuk a problémát. Ebben a másik kutatásban a Magyar Háztartás Panel 1994. évi adatfelvételéhez csatlakozva attitűdkérdéseket tettem fel az öngyilkosság megítélésével kapcsolatban. Az ezekre a kérdésekre adott válaszok alapján képet alkothatunk magunknak arról, hogy egyrészt a születési régiójukból elköltöztek megengedőbb álláspontot foglalnak-e el a deviáns magatartásnak ezzel a formájával szemben, mint az ott maradók, másrészt pedig ez a fajta szelekció erőteljesebb-e a délkeleti országrészben, mint a nyugatiban. Természetesen az öngyilkossággal kapcsolatos *nézetekből* rendkívül óvatosan lehet csak az öngyilkossági *hajlamra* következtetni, mégis ez a megközelítés – úgy gondolom – alkalmas arra, hogy a szelektív vándorlásból adódó esetleges torzítás mértékét legalábbis közelítőleg megbecsüljük.

Első lépésként az attitűdkérdésekből két összefoglaló mutatót – indexet – hoztam létre. Az első mutató azokon a kérdéseken alapult, amelyek arra irányultak, hogyan vélekednek az emberek egy súlyos betegséggel küszködő egyén öngyilkosságáról – mennyire tartják tettét emberileg érthetőnek, mennyire tekintik az önpusztítást egyfajta megoldásnak az adott helyzetben, és mennyire tartják valószínűnek, hogy hasonló körülmények között ők maguk is így cselekednének. A válaszadás mindhárom szempont esetében egy négy fokozatú skála segítségével történt, ahol a magas értékek utaltak az önpusztítással szembeni elfogadó beállítottságra. Az index képzésekor egyszerűen összeadtam az egyes értékeket, ennek megfelelően az új változó legalacsonyabb értéke 3 (mindhárom értékelésnél a legelítélőbb minősítést választja), legmagasabb értéke pedig 12 (mindhárom értékelésnél a legmegengedőbb minősítést választja) volt. A másik mutató létrehozásakor a súlyos betegségekre vonatkozó kérdések mellett figyelembe vettem azokat a válaszokat is, amelyeket négy másik élethelyzettel (teljes magány, egy közeli hozzátartozó halála, komoly anyagi problémák, valamint munkanélküliség) kapcsolatban adtak a megkérdezettek. Az értékelés itt is az előbb említett három szempont szerint történt, és a válaszkategóriák száma is megegyezett a korábbival. Az új változó ezúttal azt jelezte, a lehetséges 15 esetből (5 élethelyzet * 3 szempont) hányszor választották a vizsgált személyek a legmegengedőbb álláspontot tükröző kategóriát.

A függő változók kialakítása után következett a magyarázó változók létrehozása. Ezek egyike (SZREGIO) egy olyan dummy változó volt, amely a nyugati (0) és a délkeleti (1) régióban születetteket különböztette meg egymástól. Szükség volt egy másik dummy változóra (KOLTOZ) is, amely az egy adott régióban született és az adatfelvétel időpontjában is ott lakó személyeket (0) különböztette meg az onnan időközben elköltözőktől (1)¹². Végül e két változó összeszorozásával létrehoztam egy interakciós változót (INTER) – ennek együtthatója jelzi számunkra, van-e különbség a szelektív vándorlás mértékét illetően a két országrész között.

Az egyes magyarázó változóknak az öngyilkosság megítélésére gyakorolt hatását lineáris regresszió segítségével vizsgáltam. Az eredményeket a 3. táblázat tartalmazza. Mint látható, a két országrészt megkülönböztető változó (SZREGIO) együtthatója mindkét index esetében pozitív, ami arra utal, hogy a délkeleti régióban születettek átlagosan megengedőbb álláspontot képviselnek az öngyilkosság kérdésében, mint a nyugati régióból származók. Hasonlóképpen pozitív mindkét esetben a másik dummy változó (KOLTOZ) együtthatója. Ez azt jelzi, hogy azok, akik későbbi életük során elköltöznek egy adott régióból, átlagosan toleránsabbak az öngyilkossággal szemben, mint azok, akik végig abban a régióban maradnak. Úgy tűnik tehát, valóban létezik valamiféle

¹² Bár a szelekciós magyarázat ellenőrzése igazából azt kívánná, hogy a születési régiójukban maradókat ne az onnan *bárhova*, hanem kizárólag *Budapestre* költözőkkel hasonlítsam össze, ezt a finomabb elemzést a mintanagyság nem tette lehetővé.

szelektív vándorlás, a döntő kérdés azonban az, hogy ennek mértéke eltérő-e a két régióban. Erre a kérdésre ad választ az interakciós változó (INTER) együtt-hatója, amely – amint az az együtt-ható és a hozzá tartozó standard hiba összehasonlításából is látható – statisztikailag messze nem szignifikáns.¹³ Mindennek alapján az országrészenként eltérő mértékű szelektív vándorlás mint alternatív magyarázat nem látszik túlságosan valószínűnek.

Életkor szerinti különbségek

Tovább vizsgálva a szubkulturális magyarázat érvényességét, a születési régió hatását korcsoportonként külön-külön is meghatároztam. Emögött az a megfontolás állt, hogy az idősebbek vélhetőleg korábban költöztek Budapestre, mint a fiatalabbak, régebb óta élnek a fővárosban, s ennek megfelelően kevésbé őrzik már a születési régiójukra jellemző kulturális sajátosságokat.¹⁴ Ha pedig mindez így van, akkor arra számíthatunk, hogy a születési régió befolyása az életkor növekedésével párhuzamosan egyre csökken.

3. A szelektív vándorlás hatásának vizsgálata.

A lineáris regresszioelemzés eredményei

Selective migration as an alternative explanation.

Ordinary least squares regression results

Változó	1. index (súlyos betegség) (n = 770)		2. index (5 élethelyzet) (n = 722)	
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba
SZREGIÓ	0.68**	0.26	0.42**	0.15
KÖLTÖZ	1.40*	0.54	0.58	0.32
INTER	-0.10	0.64	-0.21	0.38
KONSTANS	6.68	0.18	0.92	0.11

* p < 0.05

** p < 0.01

¹³ Interakciós hatásról lévén szó a szignifikanciateszt eredményének értelmezésekor számolni kell azonban a multikollinearitással. A két változó összeszorzásával előállított interakciós változók ui. gyakran erősen korrelálnak az eredeti változókkal, ez az erős korreláció pedig növeli az együtt-hatók standard hibáját, és csökkenti a T-hányados értékét. A multikollinearitás mérésére számos mutató ismert a módszertani szakirodalomban; ezek közül a két leggyakrabban használt a variancianövelő tényező (VIF) és az ún. condition index, ami a legnagyobb és a legkisebb sajátérték hányadosán alapul. Az általam lefuttatott regressziókban e két mutató közül egyik sem lépte túl azt a kritikus szintet, amit a statisztikusok rendszerint az erős multikollinearitás jeleként értékelnek.

¹⁴ Egy másik vizsgálatom alapján – amelynek során budapesti öngyilkosok hozzátartozóival készítettem interjúkat – ez a feltételezés megalapozottnak tűnik. A 40 év alattiak átlagosan 19,5, a 40 és 60 év közöttiek átlagosan 31,9, a 60 év felettiak pedig átlagosan 45,5 éve laktak a fővárosban.

E feltevés ellenőrzésére három logisztikus regressziót futtattam le: egyet a 40 év alattiak, egyet a 40 és 60 év közöttiek, egyet pedig a 60 éven felüliek körében. Mindhárom regresszióban ugyanaz a két dichotóm magyarázó változó szerepelt: egyrészt a születési régió (RÉGIÓ, 1 = délkeleten született, 0 egyébként), másrészt pedig – kontrollváltozóként – a lakóhelyi mobilitás (MOBILITÁS, 1 = földrajzilag mobil, 0 = immobil). Az eredményeket a 4. táblázat tartalmazza. Ezekből az eredményekből jól látszik, hogy – a várakozásnak megfelelően – *a születési régió hatása az életkor előrehaladtával valóban fokról-fokra mérséklődik*. A 40 év alattiak csoportjában az esélyhányados értéke még 3,7, vagyis ebben a korosztályban a délkeleti régióból származók körében az öngyilkosság esélye csaknem négyszer nagyobb, mint a másutt születettek csoportjában. A 40 és 60 év közöttiek csoportjában az esélyhányados már csupán 1,8, itt tehát a délkeleti országrészben születettek „többletkockázata” már csak 80%. Végül a 60 év felettiek csoportjában az esélyhányados gyakorlatilag 1, vagyis a legidősebbek körében a születési helynek már úgyszólván semmilyen hatása nincsen. Mindezek az eredmények összhangban állnak a kulturális tényezők szerepét hangsúlyozó elképzeléssel.

4. A születési régió hatása három korcsoportban.

A logisztikus regresszióelemzés eredményei

Effect of region of birth by age.

Logistic regression results

Változó	40 év alattiak (n = 457)		40–60 évesek (n = 592)		60 éven felüliek (n = 597)	
	együttható	együttható antilogaritmus	együttható	együttható antilogaritmus	együttható	együttható antilogaritmus
RÉGIÓ	1.3056**	3.6897	.6112*	1.8426	-.0203	.9799
MOBILITÁS	.1287	1.1373	.4559**	1.5777	.3326	1.3946
KONSTANS	.0698		.4469		.8535	

* P < 0.1

** P < 0.05

Összegzés és következtetések

Az öngyilkosságok területi eloszlása Magyarországon sajátos időbeli állandóságot mutat: míg a délkeleti megyékben hosszú évtizedek óta meglehetősen gyakori, addig a nyugati régióban hagyományosan viszonylag ritka a deviáns magatartásnak ez a formája. Ezt a jelenséget a kutatók egy része az egyes országrészek kulturális különbségeivel – az öngyilkossággal kapcsolatos értékek és normák régiók közötti eltéréseivel – magyarázza.

Abban a kutatásban, amelyről cikkemben beszámoltam, ennek a kulturális magyarázatnak a tapasztalati ellenőrzésére tettem kísérletet. Ennek során abból

indultam ki, hogy az öngyilkossággal kapcsolatos nézetek – más beállítódásokhoz hasonlóan – viszonylag fiatal korban, a családi szocializáció keretei között alakulnak ki, befolyásuk ugyanakkor vélhetőleg hosszú távon, az élet későbbi szakaszaiban is érvényesül. Ha pedig ez valóban így van, akkor arra számíthatunk, hogy azok, akik az ország déli-délkeleti részében születtek, de az idők során máshová költöztek, megőrizték nagyobb fogékonyságukat az önpusztítás gondolatával szemben, s öngyilkossági kockázatuk felülmúlja a más régiókból érkezőkét.

Az eredmények, amiket a tanulmányban bemutatam, összességében alátámasztották ezt az elképzelést: a délkeleti régióból származók valóban nagyobb eséllyel vetettek véget önkezüikkel életüknek, mint a másutt születettek, s ez a különbség azt követően is fennmaradt, hogy kiküszöböltük a kulturális magyarázat két lehetséges vetélytársát: egyrészt a lakóhelyi mobilitást, másrészt a szelektív vándorlást. Ráadásul a születési régió hatása az életkorral párhuzamosan csökkent, ami összhangban áll azzal, hogy az idősebbek már régebben elköltöztek születési helyükről, s így kevésbé őrzik annak kulturális sajátosságait. Mindezekben a konkrét eredményeken túl cikkemnek – úgy gondolom – van egy általánosabb üzenete is. Felhívja a figyelmet arra, hogy a deviáns jelenségek megértéséhez a *strukturális* tényezők mellett szükség van a *kulturális* tényezők figyelembevételére is. Ezt annál is inkább fontos hangsúlyozni, mivel a deviáns magatartás szociológiai kutatása jórészt *Emile Durkheim* „köpönyegéből bújt ki”, s ennek a „fogantatásnak” egyik lényeges következménye volt a strukturális tényezők középpontba állítása – bizonyos mértékig a kulturális tényezők rovására. Elegendő ezzel kapcsolatban csupán a vallás és az öngyilkosság összefüggésére utalni: *Durkheim* – mint ismeretes – a felekezeti különbségeket, a protestánsoknak a katolikusokét jelentősen meghaladó önpusztítási kockázatát egyértelműen a társadalmi integráltság, nem pedig az egyes vallásokra jellemző sajátos értékrend számlájára írta. De ugyanúgy említhetnénk az öngyilkosság térbeli eloszlását is, amit *Durkheim* megint csak alapvetően strukturális okokra vezetett vissza, elutasítva az utánzás – mindenekelőtt *Tarde* által képviselt – gondolatát. Az újabb kutatások (például *Moksony*, 1996; *Baller & Richardson*, 2002) arra utalnak, hogy a kulturális minták alighanem mindkét területen nagyobb szerepet játszanak annál, mint amit annak idején *Durkheim* ezeknek tulajdonított, s amit napjainkban az ő nyomában haladók nekik tulajdonítanak. Azok az eredmények, amelyekről tanulmányomban beszámoltam, további adalékot jelenthetnek ehhez a vitához.

HIVATKOZÁSOK

- Andersen, B.* (1990). *Methodological errors in medical research*. Oxford: Blackwell.
Andorka, R. et al. (1968). Társadalmi elitelés alá eső magatartások előfordulásának területi különbségei. *Statisztikai Szemle*, 1–2.sz. 43–54., 145–148.

- Baller, R.D. & Richardson, K.K.* (2002). Social integration, imitation, and the geographic patterning of suicide. *American Sociological Review*, 67: 873–888.
- Biacsi, A.* (1969). Ez a halál nem magánügy. *Öngyilkosságok Szabadkán. Híd*, 3. sz. Melléklet.
- Blalock, H.M.* (1982). *Conceptualization and measurement in the social sciences*. Beverly Hills – London – New Delhi: Sage.
- Burvill, P.W.* (1998). Migrant suicide rates in Australia and in country of birth. *Psychological Medicine*, 28: 201–8.
- Felson, R.B.* et al. (1994). The subculture of violence and delinquency: individual vs. school context effects. *Social Forces*, 73: 155–173.
- Gastil, R.D.* (1971). Homicide and a regional subculture of violence. *American Sociological Review*, 36: 412–427.
- Granovetter, M.* (1985). Economic action and social structure: the problem of embeddedness. *American Journal of Sociology*, 91: 481–510.
- Greenberg, M. & Schneider, D.* (1992). Region of birth and mortality of blacks in the United States. *International Journal of Epidemiology*, 21: 324–8.
- Gujarati, D.N.* (1988). *Basic econometrics*. New York etc.: McGraw-Hill.
- Hawkins, J.D. & Fraser, M.W.* (1985). Social networks of street drug users: a comparison of two theories. *Social Work Research and Abstracts*, 21: 3–12.
- Jobb, S.* (1973). Az öngyilkosságok területi jellemzői Magyarországon. *Területi Statisztika*, 23: 39–53.
- Lave, Charles A. and James G. March* (1975). *An introduction to models in the social sciences*. New York: Harper and Row.
- Lester, D.* (1986–1987). Southern subculture, personal violence (suicide and homicide), and firearms. *Omega*, 17: 183–186.
- Lester, D.* (1989). Suicide rates in immigrant groups and their countries of origin: an examination of data from early in the 20th century. *Psychological Reports*, 65: 818.
- Lofstin, C. & Hill, R.H.* (1974). Regional subculture and homicide: an examination of the Gastil-Hackney thesis. *American Sociological Review*, 39: 714–724.
- Lofstin, C. and McDowall, D.* (1988). The analysis of case-control studies in criminology. *Journal of Quantitative Criminology*, 4: 85–98.
- Marks, A. & Abernathy, T.* (1974). Toward a sociocultural perspective on means of self-destruction. *Life-Threatening Behavior*, 4: 3–17.
- McCall, P.L.* et al. (1991). Violent criminal behavior: Is there a general and continuing influence of the South? Unpublished manuscript.
- McKirnan, D. J.* (1980). Community differences in conceptions of deviant behavior: an exploratory study of attitudes toward alcohol-related help sources. *American Journal of Community Psychology*, 8: 637–56.
- Messner, S.F.* (1983). Regional and racial effects on the urban homicide rate: the subculture of violence revisited. *American Journal of Sociology*, 88: 997–1007.
- Moksony, F.* (1986). Települési tényezők és az öngyilkosság. In: *Buda Béla és Füredi János*, szerk.: *Az öngyilkosság a szociálpszichiátria nézőpontjából*. Budapest, 1986. 28–52.
- Moksony, F.* (1990). Ecological analysis of suicide: problems and prospects. In: *Lester, D.*, ed.: *Current concepts of suicide*. Philadelphia: Charles Press, 121–138.
- Moksony, F.* (1996). Religion and suicide in Hungary: findings from a case-control study. Paper presented at the 6th European Symposium on Suicide, Lund, Sweden.

- Moksony, F.* (1999). Gondolatok és adatok. Társadalomtudományi elméletek empirikus ellenőrzése. Budapest: Osiris Kiadó.
- Morgan, S.P. & Teachman, J.D.* (1988). Logistic regression: description, examples, and comparisons. *Journal of Marriage and the Family*, 50: 929–936.
- Platt, S.D.* (1985). A subculture of parasuicide? *Human Relations*, 38: 257–97.
- Sainsbury, P. and Barraclough, B.* (1968). Differences between suicide rates. *Nature*, 220: 1252.
- Schlesselman, J.J.* 1982. Case-control studies: design, conduct, and analysis Oxford: Oxford University Press.
- Schneider, D.* et al. (1997). Region of birth and mortality from circulatory diseases among black Americans. *American Journal of Public Health*, 87: 800–4.
- Taylor, R.* et al. (1998). Suicide in urban New South Wales, Australia 1985–1994: socio-economic and migrant interactions. *Social Science & Medicine*, 47: 1677–86.
- Wenz, F.V.* (1974). Completed suicide, attempted suicide and urban social structure: a sociological and social psychological study of anomie, egoism and self-evaluation. Ph.D. Dissertation, Wayne State University, Detroit, MI.
- Wolfgang, M.E. & Ferracuti, F.* (1967). The subculture of violence. London: Tavistock.
- Xie, Yu & Manski, C.F.* (1989). The logit model and response-based samples. *Sociological Methods & Research*, 17: 283–302.

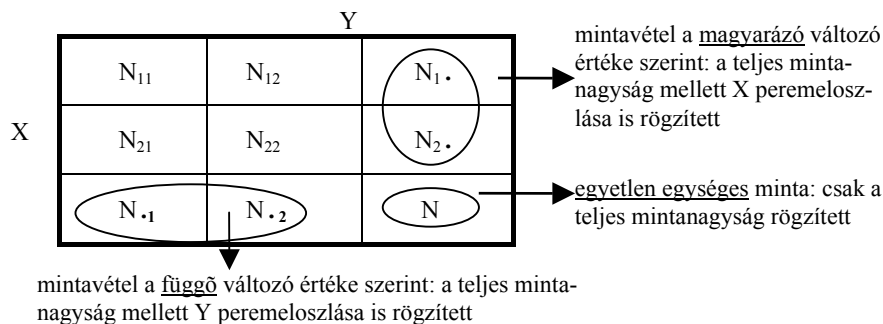
FÜGGELÉK: A CASE-CONTROL STUDY

A mintavétel módja alapján az empirikus vizsgálatok három nagyobb csoportba sorolhatók. A hagyományos kérdőíves adatfelvételek esetében a kutatók *egyetlen* egységes mintát vesznek a népességből. Ennek során csupán a *teljes mintanagyságot* rögzítik előre; a kiválasztott személyek megoszlása a különböző változók egyes kategóriái között utólag, az adatgyűjtés folyamán alakul ki.

A mintavétel másik típusa elsősorban a kísérleti vizsgálatokra jellemző. Itt a kutatók egyetlen egységes minta helyett két *külön* mintát vesznek: egyet a magyarázó változó egyik kategóriájából, egyet pedig a másikkból. Ennek a kiválasztási módnak a fő vonása, hogy nem csupán a teljes mintanagyság, hanem a megfigyeléseknek a *magyarázó* változó szerinti megoszlása is előre meghatározott.

Végül a mintavétel harmadik fajtájával leginkább az orvostudományban és a hozzá kapcsolódó területeken elterjedt ún. epidemiológiai vizsgálatoknál találkozunk. A kutatók itt is két külön mintát vesznek, a kiválasztás azonban ezúttal nem a magyarázó, hanem a *függő* változó értéke szerint történik. Ennek megfelelően ebben az esetben a teljes mintanagyságon túl a megfigyeléseknek a függő változó egyes kategóriái közötti megoszlása is előre meghatározott. A mintavételnek ezt a módját nevezik általában case-control study-nak.¹⁵

A három mintavételi mód különbségét szemlélteti az F1. ábra, ahol X a magyarázó változó, Y a függő változó, N az esetszámokat jelöli, az alsó indexek pedig a két változó értékének megfelelő kombinációjára, vagyis a kereszttábla egyes celláira utalnak. Az egyszerűség kedvéért mindkét változónak csupán két értéke van.



F1. A mintavétel három fajtája
Three types of sampling

¹⁵ Az elnevezés magyarázata, hogy az orvosi vagy epidemiológiai vizsgálatok rendszerint valamely betegséggel rendelkező egyének csoportját (cases) és az adott betegségtől mentes, egészséges személyek csoportját (controls) hasonlítják össze egymással. A függő változó szerinti mintavétel mindazonáltal nem csupán az orvostudományban honosodott meg; találkozhatunk ezzel a módszerrel olyan közgazdasági elemzésekben is, amelyekben a cél valamilyen vásárlói döntés vagy választás magyarázata. Az ilyen jellegű alkalmazásokban a függő változó szerinti mintavételt rendszerint "choice-based sampling"-nek vagy "response-based sampling"-nek nevezik (lásd például Xie & Manski, 1989).

A függő változó szerinti mintavétel nem véletlenül honosodott meg elsősorban az orvostudományban. A különféle betegségek statisztikai értelemben **ritka előfordulású** események, s ezért csak igen nehezen ragadhatók meg a mintavétel más formáival. Könnyű elképzelni, milyen sok emberre kellene kiterjednie egy hagyományos kérdőíves adatfelvételnek ahhoz, hogy elegendő számú beteg személy legyen a mintában. Ugyanennyi beteget lényegesen egyszerűbben és olcsóbban tudunk megfigyelni akkor, ha a mintát a függő változó értéke szerint vesszük, vagyis ha külön választjuk ki a beteg és külön az egészséges egyéneket.

Bár a case-control study hatékony módszer a ritka előfordulású események vizsgálatára, az így összegyűjtött adatok statisztikai elemzése bonyolultabb, mint a más mintavételi eljárásokkal szerzett adatoké (Andersen, 1990; Loftin & McDowall, 1988; Schlesselman, 1982). Függő változó szerinti mintavétel esetén ui. a magyarázó változók hatását kifejező hagyományos statisztikai mutatók – így pl. a százalékos megoszlások közötti különbségek vagy a lineáris regressziós együtthatók – torzított becslést adnak. Ennek oka, hogy ezek a mutatók **nem függetlenek a mintavételi aránytól**, vagyis attól, hogy hány megfigyelést választunk ki a függő változó egyes kategóriáiból.

A probléma megértéséhez induljunk ki abból az esetből, amikor *teljes körű* adatokkal rendelkezünk, vagyis amikor mintavétel helyett mód van a népesség egészének megfigyelésére. Az egyszerűség kedvéért tegyük föl, hogy mind a magyarázó változó (X), mind pedig a függő változó (Y) mindössze két kategóriából (igen – nem) áll. Ekkor adataink az F2. ábrán látható táblázatban rendezhetők el, ahol is N_{11} , N_{12} stb. a megfelelő cellagyakoriságokat, vagyis az adott kategóriakombinációhoz tartozó esetek abszolút számát jelölik.

Magyarázó változó (X)	Függő változó (Y)	
	igen	nem
igen	N_{11}	N_{12}
nem	N_{21}	N_{22}

FII. Teljes körű adatok
Complete data

A táblázat jelöléseinek felhasználásával a függő változónak a magyarázó változó egyik, ill. másik kategóriáján belüli relatív gyakoriságai a következőképpen írhatók fel:

- X = igen: $\frac{N_{11}}{N_{11} + N_{12}}$
- X = nem: $\frac{N_{21}}{N_{21} + N_{22}}$.

Nézzük ezek után a *magyarázó* változó szerinti mintavételt, vagyis azt az esetet, amikor két külön mintát veszünk a népességből: egyet a magyarázó változó egyik kategóriájából, egyet pedig a másikkól. F_1 -gyel, ill. F_2 -vel a kiválasztási arányokat, N_{11} , N_{12} stb.-vel pedig a megfelelő cellához tartozó teljes népességbeli esetszámokat jelölve, adataink az F3. ábrán bemutatott táblázatba rendezhetők.

A táblázatra nézve látható, hogy ennek a mintavételi formának az esetében a kiválasztási arány egy-egy *sorton*, vagyis a magyarázó változó egy-egy kategóriáján belül állandó. Ennek köszönhetően, amikor felírjuk a függő változó relatív gyakoriságait, a *mintavételi arányok kiesnek* az osztás során, s az egyszerűsítés után kapott értékek megegyeznek a teljes körű megfigyelés eredményeivel:

- X = igen: $\frac{N_{11}F_1}{N_{11}F_1 + N_{12}F_1} = \frac{N_{11}}{N_{11} + N_{12}}$
- X = nem: $\frac{N_{21}F_2}{N_{21}F_2 + N_{22}F_2} = \frac{N_{21}}{N_{21} + N_{22}}$

A magyarázó változó szerinti mintavétel tehát torzítatlan becslést szolgáltat a relatív gyakoriságokra, s ennek megfelelően torzítatlanok azok a statisztikai mutatók is (pl. a százalékos különbségek), amelyek ezeken a gyakoriságokon alapulnak, s amelyek a magyarázó változónak a függő változóra gyakorolt hatását tükrözik.

Magyarázó változó (X)	Függő változó (Y)	
	igen	nem
igen	$N_{11}F_1$	$N_{12}F_1$
nem	$N_{21}F_2$	$N_{22}F_2$

FIII. Magyarázó változó szerinti mintavétel
Sampling by interpretative samples

Alapvetően más a helyzet a case-control study esetében, vagyis amikor a függő változó értéke szerint választjuk ki a megfigyeléseket. Ismét F_1 -gyel, ill. F_2 -vel jelölve a mintavételi arányokat, N_{11} , N_{12} stb.-vel pedig a megfelelő cellához tartozó teljes népességbeli esetszámokat, az F4. ábrán bemutatott táblázatot kapjuk.

Magyarázó változó (X)	Függő változó (Y)	
	igen	nem
igen	$N_{11}F_1$	$N_{12}F_2$
nem	$N_{21}F_1$	$N_{22}F_2$

FIV. Függő változó szerinti mintavétel
Sampling by dependent units

A magyarázó változó szerinti mintavételtől eltérően a kiválasztási arány ezúttal nem egy-egy soron, hanem egy-egy *oszlopon*, vagyis a függő változó egy-egy kategóriáján belül állandó. Ennek következtében a függő változó relatív gyakoriságainak felírásakor nincs lehetőség az egyszerűsítésre, *a kiválasztási arányok nem esnek ki* az osztás során, s így a kapott értékek sem egyeznek meg a teljes körű megfigyelés eredményeivel:

- $X = \text{igen: } \frac{N_{11}F_1}{N_{11}F_1 + N_{12}F_2}$
- $X = \text{nem: } \frac{N_{21}F_1}{N_{21}F_1 + N_{22}F_2}$

A case-control study tehát nem ad torzítatlan becslést a relatív gyakoriságokra, s ennek megfelelően torzítottak azok a statisztikai mutatók is (pl. a százalékos különbségek vagy a hagyományos lineáris regressziós együtthatók), amelyek ezeken a relatív gyakoriságokon alapulnak, s amelyek a magyarázó változónak a függő változóra gyakorolt hatását tükrözik.

Hogyan juthatunk a case-control study esetében a magyarázó változó hatásának torzítatlan becsléséhez? A megoldást az a hatásmutató kínálja, ami logikáját tekintve eltér a relatív gyakoriságok különbségén alapuló hagyományos mutatóktól, s amit esélyhányadosnak (odds ratio-nak) nevez a módszertani szakirodalom.

Az esélyhányados fogalmának megértéséhez először az esély fogalmát kell tisztázni. Az esély maga is egy hányados, amit úgy kapunk, hogy az általunk vizsgált esemény – mondjuk, az öngyilkosság – bekövetkezésének ($Y = 1$) a valószínűségét elosztjuk be nem következésének a valószínűségével:

$$ESÉLY = \frac{\Pr(Y = 1)}{1 - \Pr(Y = 1)}$$

ahol $\Pr(Y = 1)$ az adott esemény bekövetkezésének a valószínűsége, $1 - \Pr(Y = 1)$ pedig a megfelelő komplementer valószínűség. A kutatás során azonban rendszerint nem önmagában a valószínűség érdekel bennünket, hanem az a hatás, amit valamely magyarázó változó erre a valószínűségre gyakorol. Ezért a valószínűségek, amikkel dolgozunk, ún. feltételes, azaz a magyarázó változó (X) rögzített értéke mellett adódó valószínűségek, és az esély is e rögzített értékre, mint korlátozó feltételre vonatkozik. Annak esélye például, hogy a függő változó 1-es értéket vesz fel (mondjuk, valaki öngyilkosságot követ el), amennyiben a magyarázó változó értéke 1 (mondjuk, az illető a délkeleti országrészből származik):

$$ESÉLY(Y = 1 | X = 1) = \frac{\Pr(Y = 1 | X = 1)}{1 - \Pr(Y = 1 | X = 1)} = \frac{N_{11} / (N_{11} + N_{12})}{N_{12} / (N_{11} + N_{12})} = \frac{N_{11}}{N_{12}}$$

ahol a zárójelen belüli függőleges vonalka a feltételt jelöli, N_{11} , N_{12} stb. pedig a korábban az 1.3. ábrán bemutatott 2 x 2-es keresztábra megfelelő cellagyakoriságai. Hasonlóképpen, annak esélye, hogy a függő változó 1-es értéket vesz fel, feltéve, hogy a magyarázó változó értéke 0 (mondjuk, az illető személy nem a délkeleti országrészből származik):

$$ESÉLY(Y = 1 | X = 0) = \frac{\Pr(Y = 1 | X = 0)}{1 - \Pr(Y = 1 | X = 0)} = \frac{N_{21} / (N_{21} + N_{22})}{N_{22} / (N_{21} + N_{22})} = \frac{N_{21}}{N_{22}}.$$

Most már, a két feltételes esély birtokában meghatározhatjuk magát az esélyhányadosot, ami a magyarázó változó hatását, e hatás nagyságát tükrözi, s ami nem más, mint a két feltételes esély hányadosa:

$$ESÉLYHÁNYADOS = \frac{ESÉLY(Y=1|X=1)}{ESÉLY(Y=1|X=0)} = \frac{N_{11}}{N_{12}} / \frac{N_{21}}{N_{22}} = \frac{N_{11}N_{22}}{N_{12}N_{21}}.$$

Érdekes e formula legvégét közelebbről is szemügyre venni, abból ugyanis kitűnik, hogy az esélyhányados egyenlő a keresztábra két átlójában lévő cellagyakoriságok szorzatának a hányadosával. Ez magyarázza, miért nevezik az esélyhányadost kereszt-szorzat-hányadosnak is.¹⁶

Mindezek az eredmények arra az esetre vonatkoznak, amikor mintavétel helyett teljes körű megfigyelést végzünk. Kérdés, hogyan alakul az esélyhányados akkor, ha a megfigyeléseket a függő változó szerint választjuk ki. A cellagyakoriságokra és a kiválasztási arányra korábban már használt jelöléseket alkalmazva az esélyhányados:

$$ESÉLYHÁNYADOS = \frac{N_{11}F_1}{N_{12}F_2} / \frac{N_{21}F_1}{N_{22}F_2} = \frac{N_{11}N_{22}}{N_{12}N_{21}}.$$

Mint látható, a kiválasztási arányok ezúttal kiesnek az osztás során, s így az esélyhányados (pontosabban annak várható értéke) megegyezik a teljes körű megfigyelésnél kapott esélyhányadossal, vagyis a becslés most már torzítatlan. Az esélyhányados tehát – más típusú mutatókkal, például a százalékos különbséggel szemben – *érzékeny a mintavétel módjára*, s ezért függő változó szerinti mintavétel esetén is alkalmazható (vö. *Morgan & Teachman*, 1988: 930).

Tárgyszavak:

Öngyilkosság
Területi elemzés

¹⁶ Az esélyhányadost meg kell különböztetni egy másik, ritkábban használt hatásmutatótól, az ún. relatív kockázattól. Mindkettő hányados típusú mutató, azonban míg az előbbi az esélyeken, az utóbbi a relatív gyakoriságokon alapul. A korábban bevezetett jelöléseket alkalmazva:

$$RELATÍV KOCKÁZAT = \frac{N_{11}}{N_{11} + N_{12}} / \frac{N_{21}}{N_{21} + N_{22}} = \frac{N_{11}}{N_{11} + N_{12}} * \frac{N_{21} + N_{22}}{N_{21}}$$

Az esélyhányados és a relatív kockázat képleteit összehasonlítva láthatjuk, hogy amennyiben a függő változó statisztikai értelemben ritka előfordulású esemény (az öngyilkosság például ilyen), akkor N_{11} és N_{21} értéke többé-kevésbé elhanyagolható, s így az esélyhányados ebben a speciális esetben közelítőleg egyenlő a relatív kockázattal.

**PLACE OF BIRTH AND SUICIDE IN HUNGARY: IS THERE A
REGIONAL SUBCULTURE OF SELF-DESTRUCTION?**

Summary

Suicide in Hungary varies widely across regions, rates being highest in the Southeast and lowest in the West. Most researchers explain this fact by cultural differences, arguing that people in the Southeast learn, as they grow up, to regard self-destruction as an acceptable way of responding to problems encountered in everyday life. I tested this explanation by looking at the longer-term impact of region of birth, controlling for current place of residence. Conducting a case-control study, I found that those born in the Southeast but moving to another region later in their life retained, as predicted, their greater propensity to suicide. This effect persisted even after ruling out a number of alternative explanations such as differential selection and residential mobility.