

## A KOHORSZHATÁS VIZSGÁLATA A SZOCIOLÓGIAI ÉS DEMOGRÁFIAI KUTATÁSBAN<sup>1,2</sup>

MOKSONY FERENC

A társadalmi jelenségek születési évjáratok – vagy más néven kohorszok – szerinti vizsgálata régi múltra tekint vissza mind a demográfusok, mind a szociológusok körében. Az ezen a téren folyó kutatások alapvetően két nagyobb csoportba sorolhatók. Az egyikbe azok a munkák tartoznak (pl. *Alwin*, 1990; *Firebaugh & Davis*, 1988), amelyek a *nemzedékek cserélődésének* – *Norman Ryder* (1965) kifejezésével: a demográfiai metabolizmusnak – a *makroszintű társadalmi változásokban* játszott szerepével foglalkoznak. Ezek a vizsgálatok arra a kérdésre keresnek választ, hogy a népesség egészében az idők során végbemenő változások – például a valamilyen nézetet képviselők arányának növekedése vagy csökkenése – milyen mértékben fakadnak az egyes kohorszokon belül zajló tényleges változásokból, és milyen mértékben erednek az egymást követő születési évjáratok cserélődéséből. A társadalmi változásoknak ezt az utóbbi forrását általában hajlamosak vagyunk figyelmen kívül hagyni, vagy legalábbis alábecsülni a jelentőségét. Amikor például azt tapasztaljuk, hogy az évek vagy évtizedek folyamán emelkedett a lakosságban a liberális elveket vallók aránya, akkor ezt rendszerint az *egyének véleményváltozásával* – a korábban konzervatív felfogásúak liberálissá válásával – magyarázzuk. Holott elképzelhető, hogy a társadalom egyetlen tagja sem módosította nézetét, s az általunk megfigyelt változás teljes egészében a kohorszok cserélődésének – a konzervatívabb idős nemzedékek fokozatos kihalásának, s a liberálisabb fiatal évjáratok megjelenésének – tulajdonítható. Az esetek többségében ez a kétféle – egyrészt az egyének magatartásváltozásából, másrészt a generációk cserélődéséből fakadó – hatás egyszerre, egyidejűleg jelentkezik; a feladat ilyenkor a két tényező szétválasztása, egymáshoz viszonyított súlyának a megállapítása. (Azokról a módszerekről, amelyek segítségével ez a feladat végrehajtható, lásd *Firebaugh*, 1989, 1992, 1997: 20–35.)

<sup>1</sup> A kohorszok viselkedésének tanulmányozása alapvető jelentőségű a demográfiai elemzésben. Ennek során a demográfia *egyaránt* foglalkozik a kohorszok magatartásának vizsgálatával (leírásával és magyarázatával) és a kohorszok változó magatartásának a népességi átlagokra történő kihatásaival (az összetétel-hatásokkal). Ezért – miközben a tanulmány egészét igen figyelemre méltónak tartjuk – vitatkozunk a tanulmány azon beállításával, hogy a demográfiai elemzés alapvetően az összetétel-hatásra koncentrálódik. Szívesen közöljük folyóiratunk hasábjain az ezzel kapcsolatos – pro és kontra – véleményeket (A Szerk.).

<sup>2</sup> A tanulmány egy korábbi változatához fűzött értékes megjegyzéseiért köszönettel tartozom *Hegedűs Ritának*.

A kutatások másik nagy csoportját azok a vizsgálatok alkotják, amelyek középpontjában a meghatározott *születési évjáráthoz tartozásnak az egyéni viselkedésre gyakorolt befolyása* áll. Ezek a vizsgálatok arra a feltevésre épülnek, hogy a különböző kohorszok tagjait olyan sajátos, egyedi, csak az adott évjáratra – vagy legfeljebb néhány szomszédos évjáratra – jellemző hatások érik, amelyek aztán tartósan bizonyulnak, s egész további életükön nyomot hagynak. Ilyen hatás lehet például egy háború, amely derékba törheti az éppen akkor fiatal korban lévő nemzedék pályáját; vagy az, ha valaki egy szokatlanul nagy létszámú nemzedék tagjaként látja meg a napvilágot (*Easterlin, 1987*). Cikemben a kutatásoknak ezzel a második csoportjával foglalkozom részletesen.

#### *A kohorszhatás megállapítása: problémák és megoldások*

Bár az adott születési évjáráthoz tartozásnak az egyének magatartására gyakorolt hatása kézenfekvő gondolat, amelyet a mindennapi tapasztalat is sok tekintetben alátámaszt, e hatás empirikus vizsgálata bonyolultabb, mint az első pillantásra tűnik. Vegyünk például egy hagyományos *keresztmetszeti* adatfelvételt, amelynek során egy meghatározott időpontban vizsgáljuk egyének valamely csoportját. A mintát alkotó személyek más-más évben születtek, így a közöttük tapasztalt eltéréseket hajlamosak lehetünk minden további nélkül a kohorszhatás számlájára írni. Igen ám, de ezek a személyek nem csupán más-más évjáráthoz tartoznak, de *egyszersmind más-más életkoriak is*, következésképpen, amit mi kohorszhatásként értelmeztünk, az lehet egyszerű életciklushatás is. Bizonyos esetekben természetesen nem nehéz megállapítani, a kettő közül éppen melyikkel állunk szemben: az időseknek a fiatalokénál rendszerint alacsonyabb iskolai végzettsége például nyilvánvalóan kohorszhatást, nem pedig életciklushatást tükröz. Általában azonban keresztmetszeti vizsgálatokban a kétféle hatás szétválaszthatatlanul összekeveredik. Jól látható ez az I. ábrán, ahol az oldalrovatban két időpont, a fejróvatban pedig két korcsoport szerepel. Keresztmetszeti adatfelvétel esetén egy-egy sor (egy-egy év) adatai állnak rendelkezésre, ennek megfelelően vagy az 1-es és a 2-es, vagy pedig a 3-as és a 4-es cellákat hasonlíthatjuk össze egymással. A probléma nyilvánvaló: az 1-es és a 2-es (vagy a 3-as és a 4-es) cellába tartozó megfigyelések *két különböző kohorszot, egyúttal azonban két különböző korcsoportot is* képviselnek. A két tényező – a születési évjárat és az életciklus – hatását nem tudjuk szétválasztani: nem tudjuk úgy változtatni az egyiket, hogy közben a másikat állandó értéken tartjuk.

Nem jobb a helyzet akkor sem, ha keresztmetszeti adatfelvétel helyett ugyanazt a korcsoportot vizsgáljuk több különböző időpontban. Ebben az esetben egy-egy oszlop adatai állnak rendelkezésre, ennek megfelelően vagy az 1-es és a 3-as, vagy pedig a 2-es és a 4-es cellákat hasonlíthatjuk össze egymással. A prob-

léma ezúttal is egyértelmű: az 1-es és a 3-as (vagy a 2-es és a 4-es) cellába tartozó megfigyelések két különböző kohorszot, egyúttal azonban két különböző naptári évet is képviselnek. Míg tehát korábban az életciklushatás nehezítette a kohorszhatás megállapítását, addig most a születési évjárat és a vizsgált időpont vagy periódus befolyása keveredik egymással.

Év	Korcsoport	
	20–24	25–29
1990	1	2
1995	3	4

*I. Kohorszhatás és életciklushatás keveredése  
Confounding cohort effect and life cycle effect*

Végül mi a helyzet akkor, ha az adatgyűjtés egyszerre több különböző időpontra és több különböző életkorra is kiterjed, vagyis ha ötvözzük egymással az imént bemutatott kétféle megközelítést? Sajnos a kohorszhatás megragadása ezúttal is nehézségbe ütközik, ebben az esetben ugyanis egyszerre három tényező – a születési év mellett az életkor és a naptári év – befolyásával is számolnunk kell, ez a három tényező azonban *nem független egymástól*, bármelyikük fölírható a másik kettő lineáris kombinációjaként. Így például

$$\text{SZÜLETÉSI ÉV} = \text{NAPTÁRI ÉV} - \text{ÉLETKOR}. \quad (1)$$

Ezért aztán, ha a három hatást egyidejűleg akarjuk megállapítani, a statisztikai elemzés nem ad egyértelmű eredményt. Ha, mondjuk, megpróbáljuk lefuttatni az

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 \text{SZÜLETÉSI ÉV} + b_2 \text{NAPTÁRI ÉV} + b_3 \text{ÉLETKOR} \quad (2)$$

regressziót, ahol  $\hat{Y}$  a függő változónak a regresszióval becsült értéke, SZÜLETÉSI ÉV, NAPTÁRI ÉV és ÉLETKOR a három magyarázó változó,  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  és  $b_3$  pedig regressziós együtthatók, akkor az említett lineáris függőség miatt az együtthatókat nem tudjuk egyértelműen meghatározni. Ez érthető is, hiszen ezek az együtthatók az egyes magyarázó változóknak azt a fajta parciális hatását fejezik ki, ami akkor jelentkezik, ha csak az adott változó módosul, az összes többi állandó szinten marad – ez azonban a változók közötti függvényyszerű kapcsolat miatt egyszerűen lehetetlen. Nem tudjuk úgy változtatni a születési évet, hogy közben se az életkor, se a naptári év ne módosuljon.

*Az egyik változó kihagyása*

A problémát a kutatók gyakran úgy igyekeznek orvosolni, hogy a három változó egyikét egyszerűen kihagyják a modelltől (pl. Nordström & Asgard, 1986). Tisztán technikai értelemben ez valóban megoldás – a regresszió most már lefuttatható –, tartalmi szempontból azonban csak akkor elfogadható, ha a kihagyott változó tényleg nem befolyásolja a vizsgált jelenséget. Ellenkező esetben e változó hatása „beépül” a másik két változó regressziós együtthatójába, torzítva azok értékét. Ha például az életkort hagyjuk ki tévesen a modelltől, akkor a születési évjárat együtthatójában összekeveredik a kohorsz- és az életciklushatás, a naptári év együtthatójában pedig a periódus és az életciklushatás. Jól látható ez, ha az (1) egyenlőségből adódó ÉLET-KOR = NAPTÁRI ÉV – SZÜLETÉSI ÉV összefüggést behelyettesítjük a (2) egyenletbe:

$$\begin{aligned} \hat{Y} = & b_0 + b_1 \text{SZÜLETÉSI ÉV} + b_2 \text{NAPTÁRI ÉV} + \\ & + b_3 (\text{NAPTÁRI ÉV} - \text{SZÜLETÉSI ÉV}) = b_0 + \\ & + (b_1 - b_3) \text{SZÜLETÉSI ÉV} + (b_1 + b_3) \text{NAPTÁRI ÉV} \end{aligned} \quad (3)$$

A (3) egyenletből világosan kitűnik, hogy ha az életkor, amit kihagyunk a modelltől, várakozásunkkal ellentétben mégis befolyásolja a függő változót – vagyis ha  $b_3$  nem nulla –, akkor mind a kohorszhatást, mind a periódushatást hibásan állapítjuk meg (Firebaugh, 1997: 9). A kohorszváltozó együtthatója az igazi érték, azaz  $b_1$  helyett  $(b_1 - b_3)$ , a periódusváltozóé pedig  $b_2$  helyett  $(b_1 + b_3)$  lesz. Amennyiben az életkor hatása ( $b_3$ ) pozitív, akkor ezt jelenti, hogy a kohorszhatás a ténylegesnél kisebbnek, a periódushatás viszont a valóságosnál nagyobbak mutatkozik.

*Az együtthatók egy részének korlátozása*

A három változó valamelyikének teljes kihagyásánál kevésbé „drasztikus” megoldást javasolt William Mason és Stephen Fienberg (Mason et al., 1973; Fienberg & Mason, 1978; Fienberg & Mason, 1985; Mason & Smith, 1985). A javaslat kiindulópontja, hogy a születési évet, az életkort, valamint a naptári évet nem numerikus, hanem kategoriális változóként, mégpedig *dummy változók sorozataként* szerepeltetjük a regressziós modellben, vagyis a (2) egyenlet helyett az alábbi egyenlettel dolgozunk:

$$\begin{aligned} \hat{Y} = & b_0 + b_{K1} SZ_1 + b_{K2} SZ_2 + \dots + b_{K(K-1)} SZ_{K-1} + \\ & + b_{E1} E_1 + b_{E2} E_2 + \dots + b_{E(L-1)} E_{L-1} + b_{N1} N_1 + b_{N2} N_2 + \dots + b_{N(J-1)} N_{J-1} \end{aligned} \quad (4)$$

ahol  $SZ_1, SZ_2, \dots, SZ_{K-1}$  az egyes születési évjáratokat,  $E_1, E_2, \dots, E_{L-1}$  az egyes korcsoportokat,  $N_1, N_2, \dots, N_{J-1}$  az egyes naptári éveket képviselő dummy válto-

zók,  $b_{K1}, b_{K2} \dots b_{K(K-1)}$  a születési évjárat,  $b_{E1}, b_{E2} \dots b_{E(I-1)}$  az életkor,  $b_{N1}, b_{N2} \dots b_{N(J-1)}$  pedig a naptári év hatását kifejező regressziós együtthatók. Mint látható, a modellben a  $K$  számú születési évjáratot mindössze  $K-1$ , az  $I$  számú korcsoportot mindössze  $I-1$ , végül a  $J$  számú naptári évet mindössze  $J-1$  dummy változó képviseli. Az egyik kohorsz, az egyik korcsoport és az egyik év kihagyása feltétele az együtthatók meghatározásának (erről bővebben lásd, pl. *Moksony*, 1999: 70–76), s amennyiben a három magyarázó változó egymástól független lenne, úgy ez a feltétel elégséges is lenne. Ezúttal azonban nem ez a helyzet: a születési évjárat, az életkor és a naptári év – amint arról korábban már szó volt – lineárisan függenek egymástól, következésképpen az a megszorítás, amit a három változó egy-egy kategóriájának kihagyása jelent, kevés az együtthatók meghatározásához. *Szükség van egy további megszorításra is*, amelynek révén a születési év, az életkor és a naptári év között fennálló tökéletes lineáris függőség feloldható. Ilyen megszorítás, ha bármely két születési évjárat, vagy korcsoport, vagy naptári év *hatását azonosnak feltételezzük* (például  $b_{K1} = b_{K2}$ , vagy  $b_{E1} = b_{E2}$ , vagy  $b_{N1} = b_{N2}$ ). Technikailag ez azt jelenti, hogy az adott két kategóriát összevonjuk, s az elemzés során egyetlen csoportként kezeljük. A regressziós együtthatóknak ez a korlátozása – azonossá kényszerítése – megszünteti a három magyarázó változó közötti tökéletes lineáris függőséget, hiszen most már bármely két változó meghatározott értékkombinációjához a harmadik változónak nem csupán egyetlenegy, hanem két különböző kategóriája tartozik, vagyis most már valóban változtathatjuk az egyik változót – mondjuk, a születési évet – úgy, hogy közben a másik kettőt konstanson tartjuk.

A *Mason* és *Fienberg* által javasolt módszer széles körben elterjedt az idők során, alkalmazásával a szociológiai kutatás legkülönbözőbb területein találkozhatunk (pl. *Knoke & Hout*, 1974; *Mason & Smith*, 1985; *Smith*, 1986; *Kahn & Mason*, 1987; *Steffensmeier* et al., 1987; *Trovato*, 1988). Ezzel egyidejűleg megjelentek azonban a kritikák is, amelyek az eljárás gyenge pontjaira hívták fel a figyelmet (pl. *Rodgers*, 1982). Az egyik probléma, hogy bár az említett megszorítás segítségével a tökéletes függőség valóban feloldható, a három változó korrelációja rendszerint továbbra is erős marad (*Firebaugh*, 1997: 10). E korreláció mérséklésének egyik lehetséges útja, ha az együtthatók meghatározásához *minimálisan szükségesnél több* megszorítást alkalmazunk. Ha például nem kettő, hanem – mondjuk – három korcsoport hatását tesszük egyenlővé, akkor ugyanahhoz a naptári évhez és kohorszhoz most már nem csupán két, hanem három különböző korcsoport tartozik, vagyis az életkort még jobban tudjuk a másik két tényezőtől függetlenül változtatni. Ez természetesen nem jelenti azt, hogy az együtthatókra vonatkozó korlátozások száma tetszés szerint, mechanikusan növelhető; mindig szem előtt kell tartanunk, hogy a hatások azonossá tétele nem pusztán technikai jellegű döntés, minden egyes megszorítás mögött a vizsgált jelenséggel kapcsolatos tartalmi megfontolásnak kell állnia.

Egy másik problémája a *Mason* és *Fienberg* által kidolgozott módszernek, hogy a megszorítások befolyásolhatják a kapott együtthatók értékét, vagyis eredményeink mások és mások lehetnek attól függően, hogy mely korcsoportok, naptári évek vagy kohorszok hatását tekintettük azonosnak. Ezért is fontos, hogy – amint azt épp az imént említettük – az együtthatókra vonatkozó korlátozásokat ne találomra, hanem mindig tartalmi szempontok alapján válasszuk ki. Ezenkívül célszerű egymás után többféle megszorítást is kipróbálni, s megvizsgálni, mennyire érzékenyek az eredmények a korlátozások változtatására. Végül pedig érdemes az elemzést kiterjeszteni az együtthatóknak azokra a függvényeire, illetve kombinációira, amelyek – maguktól az egyedi együtthatóktól eltérően – függetlenek az éppen alkalmazott megszorítástól, vagyis amelyek értéke állandó marad, bármelyik korcsoport, kohorsz vagy naptári év hatását tesszük is egyenlővé (*Holford*, 1991, 1992; *Pullum*, 1980; *Rodgers*, 1982; *Huinink*, 1988). Így például bár a három változó lineáris hatását kifejező együtthatók értéke más és más lehet attól függően, hogy milyen megszorításokat alkalmazunk, a lineáris trendtől való eltérés nagysága és iránya változatlan marad (*Holford*, 1991: 433–434). Hasonlóképpen, míg az egyes kohorszok, naptári évek vagy korcsoportok hatása nem független az általunk választott korlátozástól, addig a három szomszédos kategóriát – például három egymás utáni születési évjáratot – összehasonlító ún. második különbségek már függetlenek (*Holford*, 1991: 446; *Pullum*, 1980: 237–238; *Huinink*, 1988: 76–77). És ugyanígy függetlenek azok a relatív különbségek is, amelyek két szomszédos együttható különbségének az összes ilyen különbség átlagától vett eltérését fejezik ki (*Pullum*, 1980: 237–238; *Huinink*, 1988: 77). Vagyis míg az egyedi együtthatók – abszolút értelemben véve – bizonyos értelemben önkényesek, az együtthatók egészének a struktúrája – az együtthatók közötti viszonyok – már nem azok.

#### *Az oksági tényezők közvetlen mérése*

*Mason* és *Fienberg* módszere lényegében egy tisztán technikai vagy statisztikai megoldás a változók közötti lineáris függőség problémájára. Létezik azonban egy tartalmi megoldás is. Ehhez először is azt kell fölismernünk, hogy az egész probléma végső soron azért áll fenn, mert mi a kohorszhatást a születési évvel, az életciklushatást az életkorral, a történelmi időszak hatását pedig a naptári évvel mértük. A lineáris függőség – amint azt korábban az (1) egyenlet is mutatta – csak erre a három változóra vonatkozik; nem magára a háromféle hatásra (*Fienberg* & *Mason*, 1978: 4–5). Nem a kohorszhatás függ az életciklus és a történelmi időszak hatásától, hanem csupán a születési év függ az életkortól és a naptári évtől. Amennyiben tehát az egyes hatásokat – vagy akár csak

azok egyikét – más változókkal próbálnánk megragadni, a probléma nyomban semmivé foszlna.

Ez a megoldás annál is kézenfekvőbbnek tűnik, mivel nyilvánvaló, hogy a kohorszthatás igazából nem önmagából a születési évből, hanem a születési év valamilyen konkrét sajátosságából ered; ugyanúgy, ahogyan az életciklus és a történelmi időszak hatásának a végső forrása sem maga az életkor, illetve a naptári év, hanem ezek valamilyen – biológiai, társadalmi vagy gazdasági – sajátossága. Amikor mi mégis a születési évet, az életkort vagy a naptári évet szerepeltetjük magyarázó változóként, ezt rendszerint azért tesszük, mert nem ismerjük, vagy nem tudjuk empirikusan megragadni a voltaképpeni okokat (vö. *Hobcraft et al.*, 1982: 5.). Természetesen az ilyen elemzés sem céltalan vagy értelmetlen, kétségtelen azonban, hogy – amint azt maga *Mason* és *Fienberg* is elismeri (*Fienberg & Mason*, 1985: 46–47) – ez a megközelítésmód konkrét magyarázat helyett inkább egy tágabb értelmezési keretet nyújt, amit aztán később az oksági tényezők közvetlenebb vizsgálatával lehet kiegészíteni.

Az oksági tényezőknek ezzel a közvetlenebb vizsgálatával – s ennek révén a lineáris függőség problémájának a megoldásával – több helyen is találkozhatunk a szakirodalomban. Az öngyilkosság kohorszok szerinti különbségeivel foglalkozó angliai vizsgálatában például *Surtees* és *Duffy* a születési év, az életkor és a naptári év közül az utolsót helyettesítette egy olyan mutatóval, amely a történelmi időszak hatása mögött meghúzódó tényleges oksági tényezőt tükrözi, s amely – a naptári évtől eltérően – már nem tökéletes függvénye a másik két változónak: a születési évnek és az életkornak (*Surtees & Duffy*, 1989). Ez a mutató a háztartásokban használt gáz szénmonoxid tartalmának csökkenése; a szerzők szerint ugyanis az öngyilkosságok gyakoriságának az 1960-as évektől Angliában megfigyelt mérséklődése elsősorban a városi gáz „méregtelenítésének” volt köszönhető.

Más kutatások nem a naptári, hanem a születési év helyén szerepeltetnek a kohorszthatást konkrétan és közvetlenebbül kifejező magyarázó változókat. Ezek közül a változók közül leggyakrabban a kohorsz nagysággal, vagyis az adott születési évjárat létszámával találkozhatunk (például *Ahlburg & Schapiro*, 1984; *Lester*, 1991, 1994, 1996; *Leenaars & Lester*, 1996; *Pampel*, 1996); indokolt ezért ezzel a tényezővel az alábbiakban részletesen is foglalkoznunk.

#### *A kohorsz nagyság hatása*

A kohorsz nagyság szerepét *Norman Ryder* vetette föl első ízben mára már klasszikussá vált tanulmányában (*Ryder*, 1965); az elképzelés részletes kifejtése azonban *Richard Easterlin* nevéhez fűződik (*Easterlin*, 1987). *Easterlin* eredetileg a termékenység szintjében tapasztalt hullámmozgások magyarázatára dolgozta ki elméletét, idővel azonban kiterjesztette azt a társadalmi jelenségek széles

körére, egyebek között az öngyilkosságra is. (Magáról az elméletről, valamint az annak empirikus ellenőrzésére irányuló kutatásokról részletes áttekintést ad *Pampel & Peters*, 1995; lásd még *Ahlburg & Schapiro*, 1984: 98–100.)

*Easterlin* gondolatmenete két, egymással összefüggő részből áll. Az egyik a kohorsz nagyság *munkaerő-piaci* hatásaival kapcsolatos. A nagy létszámú évjáratok az élet minden területén „útszükülett” találják szembe magukat: már gyermekként zsúfolt iskolákba járnak, ahol éppen ezért nem tudják kellő színvonalon elsajátítani a későbbi érvényesülésükhöz szükséges ismereteket és készségeket; az iskolából kilépve pedig egy zsúfolt munkaerőpiacra kerülnek, ahol – részint a túlkínálat, részint saját alacsonyabb szintű képzettségük miatt – jövedelmi esélyeik meglehetősen kedvezőtlenek.

A gondolatmenet másik része a nagy létszámú nemzedékek anyagi természetű *aspirációival*, *igényszintjével* kapcsolatos. Ezek a nemzedékek – mondja *Easterlin* – általában olyan szülők gyermekei, akik maguk kisebb kohorszhoz tartoztak, s akiknek a gazdasági, munkaerőpiaci helyzete ebből adódóan kedvezőbb volt. Nagyobb jólétet tudtak ezért teremteni maguk és családjuk számára, s gyermekeik – a nagy létszámú generáció tagjai – már ebbe a nagyobb jólétbe születtek bele. Ez a szülői házban tapasztalt bőség, gazdagság határozta meg azután saját aspirációkat, amelyek ily módon meglehetősen magasak voltak.

Ezen a ponton ér össze a gondolatmenet két ága. Adva van egyrészt egy nemzedék, amelynek gazdasági kilátásai – nagy létszámából kifolyólag – meglehetősen rosszak. Másrészt ugyanez a nemzedék magas anyagi igényekkel rendelkezik; ezt hozta otthonról, a szülői házból. A kettő együtt – a kedvezőtlen saját esélyek a szülői mintával, a korábbi generáció jobb teljesítményével összehasonlítva – rossz *relatív* gazdasági helyzetet eredményez, ez pedig jelentős mértékű stressz forrása lehet:

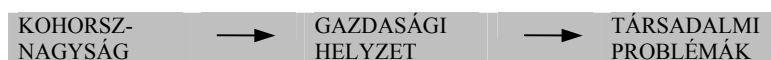


Nem nehéz észrevenni a hasonlóságot *Easterlin* imént vázolt gondolatmenete és *Robert Merton anómiaelmélete* között.<sup>3</sup> Mindkettő középpontjában vágyak és lehetőségek, célok és eszközök feszültsége, összhangjának hiánya áll, s mindkettő a *relatív* depriváció fontosságát hangsúlyozza: azt, hogy az emberek sohasem önmagában, hanem mindig egy meghatározott összehasonlítási alaphoz – például a szülők által elért életszínvonalhoz – viszonyítva ítélik jónak vagy rossznak saját helyzetüket.

#### *A kohorsznagyság hatása: közvetítő mechanizmusok*

*Easterlin* elméletében – amint az a fentiekből is kitűnt – a gazdasági helyzet az a tényező, ami az egyes születési évjáratok létszámának hatását közvetíti. A nagyobb kohorszok azért veszélyeztetettebbek egy sor társadalmi probléma szempontjából, mert kedvezőtlenebbek a munkaerőpiaci esélyeik, és ennek megfelelően rosszabbak a jövedelmi kilátásaik:

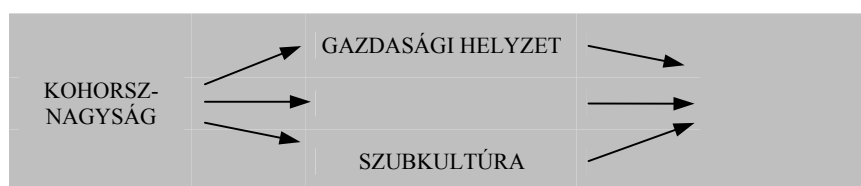
<sup>3</sup> Az anómia fogalmát *Emile Durkheim* vezette be a szociológiai gondolkodásába. *Durkheim* a társadalmi munkamegosztásról írott munkájában használta először ezt a kifejezést. Ebben a legelső értelmezésben az anómia a munkamegosztás zavarainak egyik formája, amelyet a munkamegosztásban részt vevő egyének közötti hatékony kapcsolatoknak, illetve a társadalmi viszonyok megfelelő szabályozásának, az egyes funkciók összehangolásának a hiánya jellemez. Igazi jelentőségre az anómia gondolata azonban *Durkheimnek* az öngyilkosságról írott könyvében tett szert (*Durkheim*, 1967). Ebben a művében az anómiát olyan egyensúlyzavarnak, a „kollektív rend” olyan fölborulásának tekinti, amelynek fő vonása, hogy a magatartás társadalmilag kialakult és megszilárdult szabályozóerői – amelyek addig mederben tartották az emberek tevékenységét – meggyengülnek, érvényüket veszítik. Ilyen egyensúlyzavar tanúi lehetünk – vélte *Durkheim* – gyors és nagy léptékű társadalmi változások idején, de ugyanilyen anómiás állapot figyelhető meg szerinte azokban az országokban is, ahol például gyakori a válás. A válás terjedése ugyanis aláássa a házasság intézményét, gyengíti annak viselkedésszabályozó erejét. *Durkheim* anómiaelmélete az idők során két irányban fejlődött tovább. A kutatók egy része *Durkheimnek* azt a gondolatát állította a középpontba, amely szerint az anómia egyfajta szabályozatlanságot jelent, az értékek és normák megrendülését, elbizonytalanodását. Ebben a felfogásban az anómia fogalma mind közelebb került az elidegenedés fogalmához, s a kettő végül gyakorlatilag egyesült olyan értelmezésben, amely szerint az anómia, illetve az elidegenedés az az állapot, amikor az egyének nincsenek világos céljai, értékei, elszakad a társadalomtól, életét értelmetlennek, erőfeszítéseit hiábavalóaknak érzi. Az anómiaelmélet fejlődésének másik ága elsősorban *Robert Merton* nevéhez köthető. Merton nem a szabályozatlanság, a „normanélküliség” gondolatát emelte ki a durkheimi örökségből, hanem a vágyak és a lehetőségek összhangjának a hiányát. Ennek megfelelően az anómiát úgy értelmezte, mint az egyén *céljai*, törekvései és az e célok eléréséhez rendelkezésére álló *eszközök* közötti feszültséget, meg nem felelést. (Az anómiaelméletről, annak történetéről és fejlődéséről bővebben lásd *Passas*, 1995.)



A gazdasági helyzet azonban nem az egyedüli tényező, amelyen keresztül a kohorsznagyság hatása érvényesülhet. *Elwood Carlson* hívta fel a figyelmet a fiatal korosztályok *szocializációjának* azokra a problémáira, amelyek az egymást követő generációk eltérő létszámából fakadnak, s amelyek különféle társadalmi beilleszkedési zavarok forrásai lehetnek (*Carlson*, 1980; lásd még *O'Brien et al.*, 1999: 1063). Véleménye szerint amennyiben a gyermekek nemzedéke lényegesen nagyobb, mint a szülőké, akkor a családok nehezebben tudják ellátni neveléssel kapcsolatos feladataikat, mint akkor, ha a gyermek-szülő arány kiegyenlítettebb. Ilyen körülmények között hiányosabbak, szegényesebbek a gyermekeknek a felnőttek világához fűződő kötelékei; ennek egyik következménye, hogy várakozásaik, elképzeléseik az életet illetően kevésbé realisztikusak, s ezért aztán az így fölnövekvő fiatalok kevésbé képesek később rugalmasan alkalmazkodni a különféle nehéz helyzetekhez.

Szorosan kapcsolódik a szocializáció problémáihoz egy másik mechanizmus, ami a kohorsznagyság hatását szintén közvetítheti. Részint a szülői generációhoz fűződő kötelékek imént említett gyengesége, szegényessége, részint pedig a nagy létszámból adódó nagyobb „kritikus tömeg” miatt a népesebb kohorszok tagjai körében könnyebben kialakulhat egy olyan saját, a más generációktól való elkülönülést hangsúlyozó kortárs *szubkultúra*, ami aztán táptalaja lehet egyes deviáns jelenségeknek (*Smith*, 1986: 244; *Maxim*, 1985: 664; *Carlson*, 1980: 528).

Összességében tehát a kohorsznagyság hatását három, egymástól eltérő mechanizmus is közvetítheti; az *Easterlin* által elsődlegesen hangsúlyozott gazdasági tényezők mellett számolnunk kell a szocializáció zavarainak, valamint a kortárs szubkultúráknak a szerepével is:



Ezeknek a mechanizmusoknak a megkülönböztetése fontos az *Easterlin* által kifejtett elmélet érvényességi körének a megállapítása szempontjából is. Amennyiben kizárólag az anyagi körülmények közvetítik a kohorsznagyság hatását, akkor joggal számíthatunk arra, hogy ez a hatás elsősorban a piacgazdaságokban érvényesül, a döntően az állami újraelosztáson alapuló gazdaságokban kevésbé (vö. *Pampel*, 1993, 1996; *Stack*, 1996). Ez utóbbiakban ugyanis az állami beavatkozás jelentősen tompíthatja a nagy létszám kedvezőtlen

munkaerőpiaci következményeit. Ha viszont figyelembe vesszük a másik két tényező szerepét is, akkor már nem ennyire egyértelmű, hogy milyen típusú társadalmakban erősebb a kohorsz nagyság hatása, és milyen típusúakban gyengébb.

A kérdés annál is bonyolultabb, mivel a kohorsz nagyságnak lehetnek olyan következményei, amelyek alighanem éppenséggel inkább a társadalmi újraelosztást nagyobb mértékben alkalmazó jóléti államokra jellemzőek. *Samuel Preston* hívta fel a figyelmet arra, hogy *a nagy létszámból nem csupán hátrányok, de előnyök is származhatnak* (Preston, 1984). A népesebb kohorszoknak ugyanis a politikai súlya, érdekérvényesítő képessége is jelentősebb, ez pedig a fokozott állami támogatás kiharcolása révén emelheti az adott nemzedék vagy korcsoport életszínvonalát, s így csökkentheti a különféle deviáns jelenségek gyakoriságát. (Preston gondolatmenetének empirikus ellenőrzéséhez lásd *South & Tolnay*, 1992; *Pampel*, 1996.)

#### *A kohorsz nagyság mérése*

Az eddigiek során végig úgy beszéltünk a kohorsz nagyságról, mintha az egyetlen mutatóval könnyen, magától értetődően megragadható fogalom volna. Valójában azonban a kohorsz nagyság többféleképpen is értelmezhető, s ennek megfelelően többféle módon is mérhető. Attól függően pedig, hogy milyen mutatót használunk, mások és mások lehetnek a kapott eredmények. Ezenkívül a mutató kiválasztása nem független attól sem, hogy a kohorsz nagyság hatását közvetítő – az imént részletesen is tárgyalt – mechanizmusok közül melyekre kerül a hangsúly a kutatás során. Indokolt tehát az alábbiakban röviden áttekinteni a kohorsz nagyság mérésének különféle lehetőségeit.

Az egyik lehetőség, hogy a kohorsz nagyságot az adott születési évszám *rögzített* tulajdonságának tekintjük, amelynek értéke csak kohorszok között változik, egy-egy kohorszon belül azonban minden életkorban, az életciklus minden szakaszában állandó. Ilyen mutató például egy generáció születéskori létszáma, nyers születési arányszáma, népességbeli aránya akkor, amikor a kohorsz tagjai – mondjuk – 15–19 évesek voltak (*O'Brien et al.*, 1999), vagy éppen az évszámra jellemző átlagos családnagyság, azaz a testvérek átlagos száma (*Menard & Elliott*, 1990: 244).

Egy másik lehetőség, hogy a kohorsz nagyságot az adott születési évszám *változó* tulajdonságaként kezeljük, amelynek értéke nem csupán generációnként más és más, hanem egy-egy kohorszon belül is változik az életkor előrehaladtával. Ilyen mutató például a különböző korcsoportok meghatározott időközönként megfigyelt népességbeli aránya (vö. *Kahn & Mason*, 1987: 158). Ha feljegyezzük – mondjuk – a 10 és 14 év közöttiek arányát 1955-ben, a 15 és 19 év közöttiek arányát 1960-ban, a 20 és 24 év közöttiek arányát 1965-ben, a 25 és

29 év közöttiek arányát 1970-ben stb., akkor megkapjuk, miként alakult az idők folyamán az 1940 és 1945 között született nemzedék népességbeli aránya.

Végül egy harmadik lehetőség, hogy olyan mutatót használunk, amelynek értéke egyik naptári évről a másikra változik, egy adott éven belül azonban minden korcsoport esetében állandó. Ezt a megoldást választotta például *Dennis Ahlburg* és *Morton Schapiro*, akik a 16–29 éves népességnek és a 30–64 éves népességnek a hányadosával igyekeztek megragadni a fiatalabb generációk relatív – az idősebbekéhez viszonyított – nagyságát (*Ahlburg & Schapiro*, 1984: 100–101).

Az, hogy a különféle lehetőségek közül melyik mellett döntünk, nyilvánvalóan nem független a kutatás elméleti keretétől. Az *Ahlburg* és *Schapiro* által használt mutató például megfelelő egy olyan elemzés számára, amely – *Easterlin* eredeti gondolatmenetével összhangban – a kohorsznagyság gazdasági, munkaerőpiaci következményeire helyezi a hangsúlyt. A két szomszédos korcsoport aránya ugyanis jól tükrözi a munkaképes korú népesség két meghatározó részének a létszámkülönbségét. Egy olyan kutatásban viszont, amely a nagyobb generációk gyermekkori szocializációjának a problémáit állítja előtérbe, célszerűbb lehet – mondjuk – az átlagos családnagyság korábban említett mutatójának az alkalmazása.

#### *A kohorszhatás egyéb forrásai*

Bár a létszám kétségkívül az egyik legfontosabb vonása egy-egy születési évjáratnak, a kohorszhatás aligha merül ki ennek a tényezőnek a befolyásában. Minden nemzedéket számos egyéb sajátosság is jellemez, amelyek szerepével szintén számolni kell. Ilyen sajátosság lehet például az adott generáció átlagos iskolázottsága, munkanélküliségi szintje (*Smith*, 1986: 245), etnikai összetétele (*Smith*, 1986: 245), vagy éppen a szülői család szerkezete, mondjuk az egy szülős, csonka családok aránya (*O'Brien et al.*, 1999: 1064–1067).

A kohorszoknak ezekkel a fajta jellemzőivel kapcsolatban fölmerül azonban egy módszertani probléma. Egy születési évjárat létszáma ún. globális aggregált változó, amely az adott kohorszt mint *egységes egészet* jellemzi, s amely ily módon annak minden egyes tagjára egyformán vonatkozik. Ezzel szemben az átlagos iskolai végzettség, a munkanélküliségi szint vagy a csonka családok aránya ún. analitikus aggregált változók, amelyek igazából a kohorszok tagjait mint *egyéneket* jellemzik, s amelyek ennél fogva nem szükségképpen vonatkoznak az adott generáció egészére. (Az aggregált változók típusairól bővebben lásd *Moksony*, 1985: 26–29.) Egy olyan nemzedékben például, amelyben magas a csonka családok aránya, lehetnek – és minden bizonnyal vannak is – olyanok, akik teljes családban nőttek fel; ugyanúgy, ahogyan egy magas iskolázottsági szintet mutató kohorszban is minden valószínűség szerint vannak isko-

látatlan emberek. Ez ellentétben áll az olyan globális változókkal, mint amilyen a kohorsz nagyság, hiszen egy nagy létszámú nemzedéken belül nyilvánvalóan nem lehetnek olyanok, akik kis létszámú generációhoz tartoznak.<sup>4</sup>

Miért fontos mindez? Azért, mert míg globális változók esetén – az adatok természetéből adódóan – fel sem merül, hogy a kohorsz szintű összefüggésekből egyén szintű összefüggésekre következtessünk, addig analitikus változók esetén rendszerint éppen ez történik. Az alacsony átlagos iskolázottságú nemzedékek fokozott hajlamát – mondjuk – a bűnelkövetésre általában annak alapján értelmezzük, hogy maguk az iskolázatlan egyének gyakrabban kerülnek összeütközésbe a törvénnyel. Márpedig kohorsz szintű adatokból általában nem lehet egyén szintű következtetéseket levonni; a *kohorszok* szintjén fennálló összefüggések nem feltétlenül érvényesek az ezeket a kohorszokat alkotó *egyénekre*. Abból, hogy az alacsonyabb átlagos iskolai végzettségű születési évjáratokban gyakoribb a bűnözés, nem szükségképpen következik, hogy az iskolázatlan személyek hajlamosabbak a bűnelkövetésre. Ha mi mégis így érvelünk – vagyis ha mégis az egyének szintjén értelmezzük a nemzedékek szintjén megfigyelt összefüggéseket –, könnyen az ún. ökológiai tévkövetkeztetés (*Moksony*, 1985: 16–28) csapdájába eshetünk.

Természetesen a születési évjáratokat jellemző analitikus tulajdonságokat tekinthetjük ún. *kontextuális* változóknak is, vagyis érvelhetünk úgy, hogy ezek a változók nem az egyes egyének, hanem *a kohorsz mint egész sajátosságaként* fejtik ki befolyásukat. Mondhatjuk például azt – amint azt *O'Brien* és munkatársai is teszik (*O'Brien et al.*, 1999: 1066) –, hogy a csonka családoknak egy adott generációban megfigyelt magas aránya nem pusztán azért növeli a deviáns jelenségek gyakoriságát, mert maguk az elvált szülők gyermekei eleve veszélyeztetettebbek, hanem azért is, mert egy ilyen nemzedékben egészében véve lazább a szülői ellenőrzés, nagyobb a kortárs szubkultúra szerepe, s ez a kohorsz valamennyi tagját érinti, azokat is, akik egyébként teljes családban nőttek fel. Az analitikus változók e kétféle – egyéni és kontextuális – szerepének a megkülönböztetése természetesen rendkívül fontos, a baj csupán az, hogy e két hatásmechanizmus *empirikusan nehezen szétválasztható*. Amennyiben csak kohorsz szintű adataink vannak, akkor a generáció egészét jellemző változó regressziós együtthatójában az egyéni és a kontextuális hatás összekeveredik.

#### *Szociológiai és demográfiai magyarázat: a népességösszetétel kétféle hatása*

Cikkemben a kohorszhatás vizsgálatának módszertani problémáival, valamint az ezt a hatást közvetítő oksági mechanizmusokkal foglalkoztam. Ezeknek a mechanizmusoknak az áttekintése nem csupán a kohorszhatás megértése

<sup>4</sup> Kivételt jelent ebből a szempontból, ha több egymást követő születési évjáratot kezelünk egyetlen kohorszként; ilyenkor előfordulhat, hogy a kohorszokra átlagosan jellemző létszám eltér az egyes évjáratok létszámától.

szempontjából hasznos, hanem azért is, mert rávilágít a demográfiai tényezők befolyásának különféle formáira, ezen keresztül pedig a szociológiai és a demográfiai magyarázat különbségére.

A demográfiai tényezők szerepe alapvetően kétféle módon érvényesülhet. Az egyik mód az, amit általában *összetételhatásnak* nevez a szakirodalom, s amivel elsősorban a demográfiai jellegű magyarázatokban találkozunk.<sup>5</sup> Amikor például egy ország lakosságában emelkedik a fiatalok aránya, ez a folyamat az öngyilkossági arányszám csökkenése irányában hat, egyszerűen azért, mert *megnő annak a népességcsoportnak a súlya*, amely eleve kevésbé hajlamos az önpusztításra. Az öngyilkossági arányszám ugyanis felírható az egyes korcsoportok arányszámainak súlyozott – mégpedig az egyes korcsoportok létszámával súlyozott – átlagaként:

$$q = \sum_{k=1}^n p_k * q_k \quad (5)$$

ahol  $q$  az öngyilkossági arányszám,  $n$  a korcsoportok száma,  $p_k$  a  $k$ -adik korcsoport népességbeli aránya (a súly),  $q_k$  pedig ugyanennek a korcsoportnak az öngyilkossági arányszáma (a súlyozandó érték). Az (5) egyenletből jól látható, hogy amint  $p_k$ , vagyis a különböző korcsoportok aránya változik, úgy változik  $q$  is, azaz az öngyilkossági arányszám, még akkor is, ha maguk a korszpecifikus arányszámok ( $q_k$ ) változatlanok maradnak.<sup>6</sup>

Az összetételhatáson alapuló demográfiai magyarázatnak három lényeges vonását érdemes kiemelni. Először is, a népesség egészében megfigyelt változás *nem* a népességet alkotó egyének *magatartásának* a módosulásából ered: az öngyilkossági arányszám anélkül csökken, hogy maga az önpusztítási hajlam bármelyik korcsoportban is mérséklődne.<sup>7</sup> Másodsor,  $p_k$  és  $q_k$  *okságilag függetlenek* egymástól: a népesség összetételében bekövetkező változások – vagyis a súlyok eltolódása – nem befolyásolják az egyének viselkedését, azaz a súlyozandó értékeket (vö. *Stinchcombe*, 1968: 61–62). Valamely korcsoport létszámának az emelkedése vagy csökkenése nem módosítja sem az ebbe a korcsoportba tartozók, sem más korcsoportok tagjainak az önpusztítási kockázatát. Végül harmadszor, a népességösszetételnek *nincs önálló oksági szerepe*: a hatás, amit kifejti, teljes egészében a megfelelő egyén szintű összefüggésből fakad. Az említett példában a fiatalok arányának – tehát a társadalom mint egész egy

<sup>5</sup> A demográfiai magyarázat logikájának kitűnő leírását adja *Stinchcombe*, 1968: 60–79.

<sup>6</sup> Feltéve természetesen, hogy az egyes  $q_k$  értékek nem mind teljesen egyformák.

<sup>7</sup> Bár az ilyen, az egyének viselkedésétől függetlenül érvényesülő – vagy ahogy gyakran nevezik: analitikus – összefüggések sokszor magától értetődőnek, sőt triviálisnak tűnnek, ez nincs mindig így. Amint azt *Thomas Schelling* kitűnő könyvének (*Schelling*, 1978) 2. fejezete számos példával szemlélteti, az analitikus állítások nem ritkán érdekes és meglepő szabályszerűségekre hívják fel a figyelmet.

meghatározott tulajdonságának – a befolyása kizárólag azon alapul, hogy a fiatalok mint egyének kevésbé hajlamosak az öngyilkosságra.

A kohorszattal kapcsolatos magyarázatok, amelyeket a cikk korábbi részeiben bemutattem, lényegesen különböznek az imént vázolt demográfiai érveléstől, s a demográfiai tényezők befolyásának másik, az összetételhatástól merőben eltérő típusát képviselik. A kétféle – demográfiai és szociológiai – felfogás különbsége legjobban talán *Easterlin* elmélete esetében megragadható. Először is, míg a demográfiai jellegű magyarázatok – mint láttuk – egy, az emberek magatartásától függetlenül érvényesülő matematikai szabályszerűségeken nyugszanak, addig ebben az elméletben a kohorsznagyság hatása *tényleges viselkedésváltozáson* alapul. Szemben az összetételhatással, ahol az öngyilkossági arányszám anélkül csökkent, hogy bárkinek is mérséklődött volna az önpusztítási kockázata, itt az arányszám emelkedése a nagy létszámú nemzedékek öngyilkossági hajlamának az erősödéséből fakad.

Másodszor, míg a demográfiai magyarázatban  $p_k$  és  $q_k$  – a súlyok és a súlyozandó értékek – okságilag függetlenek egymástól, addig *Easterlin* gondolatmenetének kulcseleme éppen az, hogy *a súlyok befolyásolják a súlyozandó értékeket*. Míg összetételhatás esetén a fiatalok népességbeli arányának növekedése sem a fiatalok, sem az idősek öngyilkossági kockázatát nem módosítja, addig *Easterlin* elméletében az egyes korosztályok arányában – tehát a súlyokban – bekövetkező változások hatása épp a korszpecifikus arányszámok – tehát a súlyozandó értékek – változásán keresztül érvényesül (vö. *Pampel & Peters*, 1995: 170).

Végül harmadszor, míg a demográfiai magyarázatban a népességösszetétel hatása teljes egészében a megfelelő egyén szintű összefüggésből származik, addig *Easterlin* elméletében a korcsoportok arányának *önálló oksági szerepe van*, amely független attól a befolyástól, amit az életkor mint egyéni tulajdonság az emberek viselkedésére gyakorol. Ebben az elméletben a fiatalok részarányának emelkedése nem azért vezet az öngyilkossági arányszám növekedéséhez, mert a fiatalok gyakrabban vetnek véget önkezüikkel életüknek – ennek épp az ellenkezője az igaz –, hanem azért, mert a nagy létszám mint *környezeti tulajdonság* fokozza az önpusztítás veszélyét. Az az oksági mechanizmus, amin az egyes korosztályok népességbeli arányának – tehát az egyént körülvevő társadalmi környezet meghatározott sajátosságának – *Easterlin* által feltétele-

zett hatása alapul, merőben más, mint az a mechanizmus, amin az életkor – tehát egy tisztán egyéni tulajdonság<sup>8</sup> – hatása nyugszik.

A népesedési folyamatok két fajta – demográfiai és szociológiai – szemléletének megkülönböztetése több módszertani probléma megértése szempontjából is hasznos. Ezek egyike a különféle társadalmi jelenségek *előrejelzése*. Az előrejelzéseket készítő kutatók rendszerint a súlyok és a súlyozandó értékek oksági függetlenségét feltételező demográfiai megközelítést alkalmazzák: a népesség összetételében zajló változások várható következményeinek kiszámításakor a változásokat végig ugyanazokkal a *konstans* értékekkel – mondjuk, korszecifikus arányszámokkal – szorozzák, figyelmen kívül hagyva, hogy a változások nyomán *maguk ezek az értékek is módosulhatnak*. Egy ilyen tisztán demográfiai jellegű – vagyis kizárólag az összetételhatáson alapuló – előrejelzés könnyen túlbecsülhetné például az öngyilkossági aránynak a korstruktúra “fiatalodásából” adódó csökkenését, hiszen nem számolna azzal, hogy ugyanez a folyamat – az *Easterlin* által vázolt oksági mechanizmus révén – éppenséggel növelheti a fiatalok önpusztítási kockázatát, ezáltal pedig a népesség egészére vonatkozó arányszámot is.

Ezzel a fajta előrejelzési problémával nem csupán a tudományban, de a mindennapi életben is találkozhatunk. A továbbtanulás egyik ösztönzője például a nagyobb tudással elérhető magasabb jövedelem: a diákok – egyebek mellett – azért mennek egyetemre, mert látják, hogy a képzetlenebb emberek általában többet keresnek, mint a képzetlenek, s ennek alapján arra számítanak, hogy ez hasonlóképpen lesz majd az ő esetükben is. Igen ám, de ha sok diák gondolkodik így, ha sok diák választja a továbbtanulást, akkor ennek eredményeként megugrik a népességben a diplomások aránya, a kínálatnak ez a bővülése pedig várhatóan lenyomja a béreket (vö. *Coleman*, 1986: 1330). Az egyetemről kikerülve tehát a hallgatók végül is csalódottak lesznek, és pedig pontosan azért, mert amikor jövőbeni helyzetüket elképzelték, egy, a *diplomások arányától független, konstans jövedelmi szorzóval* számoltak, s figyelmen kívül hagyták azt a hatást, amit a népesség iskolázottság szerinti összetételének – azaz a súlyarányoknak – a változása erre a jövedelmi szorzóra – vagyis a súlyozandó ér-

<sup>8</sup> Természetesen ezek az egyéni tulajdonságok is társadalmilag meghatározottak – legalábbis az a részük, ami a szociológusokat rendszerint érdekli –, azonban a környezeti tulajdonságoktól eltérően *nem kötődnek az adott cselekvési szituációhoz*. Az életkorral kapcsolatos szerepek és normák például a szocializáció során épülnek be az egyének fejébe, s azokat aztán mint egy “állandó csomagot” viszik magukkal szituációról szituációra. (A társadalmilag meghatározott, ám szituáció-független és a szituációhoz kötött oksági tényezők közötti különbségről bővebben lásd *Granovetter*, 1985: 483–487.)

tékre – gyakorol. A családás forrása tehát végső soron az, hogy a demográfus fejével gondolkodtak, amikor pedig a szociológuséval kellett volna.<sup>9</sup>

Egy másik terület, ahol a demográfiai és a szociológiai magyarázat megkülönböztetése fontosnak bizonyul, az *egyik aggregátsági szintről a másikra történő következtetés* problémája.<sup>10</sup> Gyakori jelenség, hogy amit egy csoport tagjairól egyénenként tudunk, az látszólag nem elegendő a csoport mint egész viselkedésének a megértéséhez. Jó példa erre az a nagyszabású empirikus kutatás, amelyet *Samuel Stouffer* vezetésével a második világháború idején végeztek az Egyesült Államok hadseregében, s amely – az eredményeket tartalmazó kötet címe alapján – „Az amerikai katona” néven vált ismertté a szakirodalomban (*Stouffer et al.*, 1949). Számos egyéb kérdés mellett a kutatók vizsgálták az előléptetés és a hadseregen belüli előrejutási lehetőségekkel való elégedettség kapcsolatát. Azt tapasztalták, hogy azok a katonák, akiket előléptettek, átlagosan elégedettebbek voltak, mint azok, akik kimaradtak az előléptetésből. Ezután megnézték ugyanezt az összefüggést a fegyvernemi csoportok szintjén is, összehasonlítva egymással a légierőt és a katonai rendőrséget. A légierőnél szolgálók mintegy fele volt előléptetett, míg a katonai rendőrségnél csupán a negyede. És mekkora volt a két csoportban az elégedettek aránya? Abból kiindulva, hogy az előléptetett katonák elégedettebbek, mint a nem előléptetettek, arra számíthatunk, hogy a légierőnél az előléptetettek nagyobb aránya miatt az elégedettek aránya is nagyobb lesz. A kutatók azonban pont az ellenkezőjét találták: a katonai rendőrség tagjainak 31, a légierő tagjainak viszont mindössze 18%-a válaszolta, hogy nagyon elégedett az előmeneteli lehetőségekkel

<sup>9</sup> Ez a példa jól szemlélteti annak a hatásmechanizmusnak a működését, amelyet *Boudon* (1980:149) – mellelleg épp a továbbtanulási döntések vizsgálata kapcsán – „önmegemmisítő profécianak” nevez, s amelynek lényege, hogy az egyének saját cselekedetükkel az általuk megvalósítani szándékozott célnak pont az ellenkezőjét – esetünkben magas helyett alacsony bért – érik el.

<sup>10</sup> Ezt a problémát általában “cross-level inference” néven tárgyalja a módszertani szakirodalom (pl. *Achen & Shively*, 1995). Bár a kutatók e témakörön belül rendszerint a makroszintről a mikroszintre – a társadalomról mint egészről az egyes egyének viselkedésére – történő következtetést hangsúlyozzák, a másik irány – amikor is az egyének magatartásából következtetünk makroszintű jelenségekre – legalább ilyen lényeges, és legalább annyi kockázattal, a tévedés legalább akkora veszélyével is jár. Míg a makroszintről a mikroszintre történő következtetés során elkövetett hibákat – *Robinson* (1950) klasszikus cikke nyomán – rendszerint „ökológiai tévkövetkeztetésnek” hívják, addig a másik irányú tévedést – a *Barton* (1968) által javasolt kifejezést elfogadva – „aggregációs tévkövetkeztetésnek” nevezhetjük. Egy további sajátos esete az ilyen jellegű tévkövetkeztetéseknek, amikor egy makroszintű összefüggést a kutató úgy értelmez, mintha az pusztán a megfelelő egyén szintű összefüggés egyszerű tükörképe lenne, vagyis mintha összetételhatásról lenne szó csupán. A tévkövetkeztetéseknek ezt a fajtáját – egy konkrét tartalmi téma, az öngyilkosság területi elemzése kapcsán – egy korábbi cikkemben (*Moksony*, 1990) tárgyaltam részletesebben. (Az aggregátsági szint felcseréléséből adódó tévkövetkeztetések különféle típusairól lásd még *Alker*, 1974.)

(*Stouffer et al.*, 1949: I., 252, IX. ábra). Szemben tehát az egyének szintjén megfigyelt pozitív összefüggéssel, a fegyvernemek szintjén az előléptetés és az elégedettség negatív kapcsolatban állt egymással.

Ez a példa érzékletesen mutatja, hogy a csoport mint egész magatartása néha valóban eltér attól, amire a csoportot alkotó egyénekre vonatkozó ismereteink alapján számítunk. De mi az oka ennek az eltérésnek? Vannak, akik szerint az, hogy a csoportviselkedés olyan ún. emergens jelenség, amely – úgymond – nem redukálható az egyes egyének cselekedeteire, s amelyet sajátos, kifejezetten a csoportra mint egészre vonatkozó törvényszerűségek szabályoznak.<sup>11</sup> Mások ezzel szemben – velem együtt – úgy vélik, az eltérés forrása az, hogy a korábban említett előrejelzési problémához hasonlóan ezúttal is *a demográfiai magyarázat logikáját alkalmaztuk egy olyan helyzetben, amelyben pedig a szociológiai magyarázatét kellett volna*. Amikor a fegyvernemekre vonatkozó várakozásunkat megfogalmaztuk, kimondva-kimondatlanul azt feltételeztük, hogy a súlyok és a súlyozandó értékek – az előléptetettek aránya és a katonák elégedettsége – okságilag függetlenek egymástól, s ennek megfelelően az elégedettség mértékének előrejelzésekor az előléptetettek arányát gondolatban végig egy konstans értékkel szoroztuk. A valóságban azonban – ahogyan arra *Stouffer* és munkatársai maguk is rámutattak (*Stouffer et al.*, 1949: I., 251–253) – az előléptetés gyakorisága és az elégedettség szintje távolról sem független egymástól: mennél nagyobb egy fegyvernemnél az előléptetettek aránya, annál kisebb az előléptetés jutalomértéke, s annál kisebb ezért az elégedettség is. Várakozásunkban tehát végső soron azért kellett csalódnunk, mert az előléptetettek arányának az elégedettségre gyakorolt hatásából csak azt a részt vettük figyelembe, amely összetételhatás formájában érvényesül, s amely pozitív kapcsolatot teremt a két változó között, azt a másikat viszont, amely környezeti vagy kontextuális hatás formáját ölti, s amely épp ellenkezőleg: negatív összefüggést eredményez, nem. Ha ez utóbbi hatással is számoltunk volna, s ha ezt a hatást is beépítettük volna előrejelzésünkbe, akkor már nem ért volna bennünket akkora meglepetésként, hogy a légierőnél a gyakoribb előléptetés dacára nem nagyobb, hanem éppenséggel kisebb az elégedettek aránya (vö. *Barton*, 1968: 8).<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Ezt az álláspontot – amely módszertani holizmusként ismert a tudományelméleti szakirodalomban – a szociológia klasszikusai közül *Emile Durkheim* képviselte leghatározottabban. Amint azt *A társadalmi tények magyarázatához* c. könyvében írja: „valamely társadalmi tény meghatározó oka az előzőleg létező társadalmi tényben, nem pedig az egyéni tudat állapotaiban keresendő” (*Durkheim*, 1978: 127). *Durkheim* ide vonatkozó filozófiai és módszertani nézeteit egy korábbi tanulmányomban tárgyaltam részletesen (*Moksony*, 1994).

<sup>12</sup> A konkrét példában a környezeti hatás nagyobbban bizonyult az összetételhatásnál, így a két, egymással versengő, egymást kioltó erőből végül a negatív kerekedett felül, s hozta létre az előléptetettek és az elégedettek arányának a fegyvernemek szintjén megfigyelt negatív kapcsolatát.

A tanulság, amit az elmondottakból leszűrhetünk, világos és egyértelmű: az egyénekre vonatkozó tudásunk és a csoport mint egész viselkedése között gyakran feszülő ellentmondás feloldásához nem sajátos makroszintű törvényekre, hanem az egyének cselekedeteinek, illetve az e cselekedetek társadalmi jelenségekké történő aggregálódásának jobb, valóságghűbb modelljére van szükség. Olyan modellre, amely az összetételhatáson alapuló demográfiai magyarázattal ellentétben a társadalom tagjait nem egymástól elszigetelteknek, hanem egymással kölcsönhatásban állóknak, egymás viselkedését kölcsönösen befolyásolóknak tekinti, s amely a társadalmi jelenségeket nem elszigetelt egyéni cselekvések egyszerű összegződésekként, hanem egymástól kölcsönösen függő személyek cselekedeteinek összeláncolódásaként fogja fel (minderről bővebben lásd *Moksony*, 1994; lásd még *Schelling*, 1978: 14; *Coleman*, 1987).

Mindezzel természetesen nem akarom azt sugallni, hogy ne volnának helyzetek, amikor magatartásunk jórészt független mások magatartásától, s amikor – ennek megfelelően – a demográfiai magyarázat logikája helytállóan bizonyul. *Max Weber* klasszikus példája jól mutatja ezt. Amikor elered az eső, az emberek az utcán kinyitják ernyőjüket. Ezzel nem egymás viselkedésére, hanem egy külső ingerre – az időjárás megváltozására – reagálnak. Ebben az esetben a végeredmény, amit a csoport mint egész szintjén megfigyelünk – a nyitott esernyők erdeje – valóban egymástól elszigetelt cselekedetek pusztá összegződése. De még az effajta, látszólag teljesen magányos szituációkban is gyakran tetten érhető az egyének közötti kölcsönhatás: alighanem mindannyiunkkal előfordult már, hogy szemerkélő esőben tekintetünkkel nem az eget, hanem a mellettünk haladókat kémleltük, azt figyelve, hányan veszik elő közülük ernyőjüket (vö. *Granovetter*, 1978: 1437).

#### HIVATKOZÁSOK

- Achen, Ch.H. & Shively, W.P.* (1995). Cross-level inference. Chicago – London: University of Chicago Press.
- Ahlburg, D. & Schapiro, M.* (1984). Socioeconomic ramifications of changing cohort size: an analysis of U.S. postwar suicide rates by age and sex. *Demography*, 21: 97–108.
- Alker, H.R.* (1974). A typology of ecological fallacies. In: *Dogan, M. & Rokkan, S.*, eds.: *Social ecology*. Cambridge – London: M.I.T. Press.
- Alwin, D.F.* (1990). Cohort replacement and changes in parental socialization values. *Journal of Marriage and the Family*, 52: 347–360.
- Barton, A.H.* (1968). Bringing society back in. *Survey research and macro-methodology*. *American Behavioral Scientist*, 12: 1–9.
- Boudon, R.* (1980). *Die Logik des gesellschaftlichen Handelns*. Neuwied – Darmstadt: Luchterhand Verlag.
- Carlson, E.* (1980). Divorce rate fluctuations as a cohort phenomenon *Population Studies*, 33: 523–536.

- Coleman, J.S.* (1986): Social theory, social research and a theory of action. *American Journal of Sociology*, 91: 1309–35.
- Coleman, J.S.* (1987). Microfoundations and macrosocial behavior. In: *Alexander, J.C.* et al., eds.: *The micro-macro link*. Berkely – Los Angeles – London: University of California Press.
- Durkheim, E.* (1967). *Az öngyilkosság*. Budapest: Közgazdasági és Jogi Kiadó.
- Durkheim, E.* (1978). *A társadalmi tények magyarázatához*. Budapest: Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó.
- Easterlin, R. A.* (1987). *Birth and fortune: the impact of numbers on personal welfare*. 2nd ed. Chicago – London: University of Chicago Press.
- Fienberg, S.E. & Mason, W.M.* (1978). Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data. 1–66. in *Sociological Methodology 1979*. San Francisco: Jossey-Bass, Inc.
- Fienberg, S.E. & Mason, W.M.* (1985). Specification and implementation of age, period, and cohort models. 45–87 in *Mason, W.M. & Fienberg, S.E.*, eds. *Cohort analysis in social research. Beyond the identification problem*. New York: Springer Verlag.
- Firebaugh, G.* (1989). Methods for estimating cohort replacement effects. 243–262 in *Clogg, C.C.*, ed. *Sociological Methodology 1989*. Oxford, U.K.: Basil Blackwell.
- Firebaugh, G.* (1992) Where does social change come from? Estimating the relative contributions of individual change and population turnover. *Population Research and Policy Review*, 11: 1–20.
- Firebaugh, G.* (1997). *Analyzing repeated surveys*. Thousand Oaks – London – New Delhi: Sage.
- Firebaugh, G. & Davis, K.E.* (1988). Trends in anti-black prejudice, 1972–1984: region and cohort effects. *American Journal of Sociology*, 94: 251–272.
- Granovetter, M.* (1978). Threshold models of collective behavior. *American Journal of Sociology*, 83: 1420–43.
- Granovetter, M.* (1985). Economic action and social structure: the problem of embeddedness. *American Journal of Sociology*, 91: 481–510
- Hobcraft, J.* et al. (1982). Age, period, and cohort effects in demography: a review. *Population Index*, 48: 4–43.
- Holford, T.R.* (1991). Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annual Reviews of Public Health*, 12: 425–457.
- Holford, T.R.* (1992). Analysing the temporal effects of age, period and cohort. *Statistical Methods in Medical Research*, 1: 317–337.
- Huinink, J.* (1988). Methoden der explorativen Kohortenanalyse. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 14: 69–87.
- Kahn, J.R. & Mason, W.M.* (1987). Political alienation, cohort size, and the Easterlin hypothesis. *American Sociological Review*, 52: 155–169.
- Knoke, D. & Hout, M.* (1974). Social and demographic factors in American party affiliation. *American Sociological Review*, 39: 700–713.
- Leenaars, A.A. & Lester, D.* (1996). Testing the cohort size hypothesis of suicide and homicide rates in Canada and the United States. *Archives of Suicide Research*, 2: 43–54.
- Lester, D.* (1991). Size of youth cohort and suicide rate in Japan. *Perceptual and Motor Skills*, 73: 508.

- Lester, D.* (1994). The Holinger/Easterlin cohort hypothesis about youth suicide and homicide rates. *Perceptual and Motor Skills*, 79: 1545–1546.
- Lester, D.* (1996). Youth cohort size and suicide rates. *Perceptual and Motor Skills* 83: 306.
- Mason, K.O.* et al. (1973): Some methodological issues in the cohort analysis of archival data. *American Sociological Review*, 38: 242–258.
- Mason, W.M. & Smith, H.L.* (1985). Age-period-cohort analysis and the study of deaths from pulmonary tuberculosis. 151–227 in *Mason, W.M. & Fienberg, S.E.*, eds. *Cohort analysis in social research. Beyond the identification problem*. New York: Springer Verlag.
- Maxim, P.S.* (1985). Cohort size and juvenile delinquency: a test of the Easterlin hypothesis. *Social Forces*, 63: 661–680.
- Menard, S. & Elliott, D.S.* (1990). Self-reported offending, maturational reform, and the Easterlin hypothesis. *Journal of Quantitative Criminology*, 6: 237–267.
- Moksony, F.* (1985). A kontextuális elemzés. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet Demográfiai Módszertani Füzetek, 3. kötet.
- 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.* (1994). The whole, its parts, and the level of analysis: Durkheim and the macrosociological study of suicide. In: *Lester, D.*, ed.: *Durkheim 'Le suicide'. One hundred years later*. Philadelphia: Charles Press, 101–114.
- Moksony, F.* (1999). Gondolatok és adatok. Társadalomtudományi elméletek empirikus ellenőrzése. Budapest: Osiris Kiadó
- Nordström, P. & Asgard, U.* (1986). Suicide risk by age cohort in Sweden. *Crisis*, 7: 75–80.
- O'Brien, R.M.* et al. (1999). The enduring effects of cohort characteristics on age-specific homicide rates, 1960–1995. *American Journal of Sociology*, 104: 1061–1095.
- Pampel, F.C.* (1993). Relative cohort size and fertility: the socio-political context of the Easterlin effect. *American Sociological Review*, 58: 496–514.
- Pampel, F.C.* (1996). Cohort size and age-specific suicide rates: a contingent relationship. *Demography*, 33: 341–355.
- Pampel, F.C. & Peters, H.E.* (1995). The Easterlin effect. *Annual Review of Sociology*, 21: 163–194.
- Preston, S.* (1984). Children and the elderly: divergent paths for America's dependents. *Demography*, 21: 435–457.
- Passas, N.* (1995). Continuities in the anomie tradition. In: *Adler, F. & Laufer, W.S.*, eds.: *The legacy of anomie theory*. New Brunswick – London: Transaction Publishers, 91–112.
- Pullum, T.* (1980). Separating age, period, and cohort effects in white U.S. fertility. *Social Science Research*, 9: 225–44.
- Robinson, W.S.* (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15: 351–357.
- Rodgers, W.* (1982). Estimable functions of age, period and cohort effects. *American Sociological Review*, 47: 774–87.
- Ryder, N.B.* (1965). The cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review*, 30: 843–861.

- Schelling, Th.C.* (1978). *Micromotives and macrobehavior*. New York – London: Norton.
- Smith, M.D.* (1986). The era of increased violence in the United States: age, period, or cohort effect? *Sociological Quarterly*, 27: 239–251.
- South, S.J.* and *Tolnay, S.E.* (1992). Relative well-being among children and the elderly: the effects of age group size and family structure. *Sociological Quarterly*, 33: 115–133.
- Stack, S.* (1996). The impact of relative cohort size on national suicide trends, 1950–1980: a comparative analysis. *Archives of Suicide Research*, 2: 213–222.
- Steffensmeier, D.* et al. (1987). Relative cohort size and youth crime in the United States, 1953–1984. *American Sociological Review*, 52: 702–710.
- Stinchcombe, A.L.* (1968). *Constructing social theories*. New York etc.: Harcourt, Brace & World.
- Stouffer, S.A.* et al. (1949). *The American soldier*. I–II. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Surtees, P.G.* & *Duffy, J. C.* (1989). Suicide in England and Wales 1946–1985: an age-period-cohort analysis. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 79: 216–223.
- Trovato, F.* (1988). Suicide in Canada: a further look at the effects of age, period, and cohort. *Canadian Journal of Public Health*, 79: 37–44.

Tárgyszavak:

Demográfiai modell  
Szociológia

## THE STUDY OF COHORT EFFECTS IN SOCIOLOGY AND DEMOGRAPHY

### *Summary*

The aim of this paper is to review some major methodological and substantive issues involved in the study of cohort effects. The author first discusses the statistical problems that arise from the inherent linear dependency between age, cohort and period. He surveys the various solutions offered in the literature and concludes that the best way in which to escape the identification problem is direct measurement of the causal mechanisms that underlie cohort effects. The author then goes on to treat one such mechanism in detail, namely the impact that the size of a cohort has on people's behaviour. The paper concludes with a discussion of the differences between sociological and demographic approaches to population structure.