

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BOZSONYI KÁROLY, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCZA ISTVÁN,
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő), DR. JÓZAN PÉTER, DR. LAKATOS MIKLÓS,
DR. MELLÁR TAMÁS, DR. RAPPAI GÁBOR, SÁNDORNÉ DR. KRISZT ÉVA,
DR. SIPOS BÉLA, DR. SPÉDER ZSOLT, SZABÓ PÉTER, DR. VARGHA ANDRÁS,
DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA (a Szerkesztőbizottság elnöke)

90. ÉVFOLYAM 5. SZÁM

2012. MÁJUS

*A Statisztikai Szemlében megjelenő tanulmányok
kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképp egybe
a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.*

Utánnomás csak a forrás megjelölésével!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella
2012.054 – Xerox Magyarország Kft.

Szakreferensek: dr. Németh Zsolt, dr. Laczka Éva
Szerkesztők: Bartha Éva, dr. Kondora Cosette, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594

Internet: www.ksh.hu/statszemle

E-mail: statszemle@ksh.hu

Kiadó: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.

Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap Üzlet (1008 Budapest, Orczy tér 1).

Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján,
valamint e-mailen (hirlapelofizetes@posta.hu) és faxon (303-3440).

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 6 000 Ft, egy évre 10 800 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban (Budapest II., Fényes Elek u. 14–18. Telefon: 345-6789),
valamint a Digitalstand honlapján (www.digitalstand.hu).

Tartalom

Tanulmányok

Infláció, fogyasztói árak Magyarországon a második világháború után I. (1945–1968) – <i>Dr. Marton Ádám</i> ..	373
Munkapiaci áramlások, konzisztencia – egy alternatív megoldás – <i>Mihályffy László</i>	394
Egészségmagatartás-modell tesztelése többváltozós technikákkal – <i>Berend Dóra</i> – <i>Dr. Kotosz Balázs</i>	424

Műhely

A magyar felsőoktatás helye Európában – <i>Ladányi Andor</i>	447
Kávéházi beszélgetések a statisztikáról – A társadalom öregedése (9.) – <i>John Ede</i>	454

Fórum

Beszámoló a KSH Módszertani Napok keretében megtartott „Statisztika és modellezés” című ülésről (II.) .	464
Magyar résztvevők az ISI (58.) dublini konferenciájáról .	468
Hírek, események	470

Szakirodalom

Folyóiratszemle

Petocz, P. – Reid, A.: Hogyan váljunk statisztikussá? – (<i>Hajnal Béla</i>)	473
Knittler, K.: Egyenértékes létszám a mikrocenzus munkaerő-felmérési részében – (<i>Lakatos Judit</i>) ..	476
Curraize, Y. – Périvier, H.: A gyermeküket egyedül nevelő szülők segélye elősegítette-e a nők inaktivitását? – (<i>Holka László</i>)	477
Kiadók ajánlata	479
Társfolyóiratok	480

Infláció, fogyasztói árak Magyarországon a második világháború után I. (1945–1968)*

Dr. Marton Ádám,
a KSH ny. osztályvezetője
E-mail: adam.marton@ksh.hu

A forint 1946. évi bevezetése után, az újjáépítés éveiben, jelentős volt az infláció. 1952-ben a fogyasztói árak mintegy 250 százalékkal voltak magasabbak, mint 1946-ban. 1952 után, az addigra létrejött szocialista tervgazdálkodás viszonyai között egészen 1968-ig árstabilitás volt, az életszínvonal emelkedett. Az 1968-ban bevezetett új gazdasági mechanizmusban ismét infláció alakult ki, 1989-ra az árak több mint megháromszorozódtak. Az 1989 utáni hat év során a piacgazdaságra való áttérés nehézségei miatt több száz százalékos volt az infláció, a GDP, a reálbérek mintegy 20 százalékkal csökkentek. Majd 1995 után lassult, „egyjegyűvé” vált az infláció, és megindult a gazdasági növekedés.

TÁRGYSZÓ:
Infláció.
Gazdasági fejlődés.
Árváltozás.

* A szerző köszönetét fejezi ki *Hunyadi Lászlónak* és *Holka Lászlónak* a kéziratához fűzött értékes észrevételeiért, javaslataiért és *Demecs Lászlónak* az adatok összeállításához nyújtott segítségéért. A dolgozat kevésbé részletes változata a *Statisztikai Szemle* 2012. évi angol nyelvű különszámában (3–22. old.) jelent meg. A tanulmányban elmondottakért a felelősség kizárólag a szerzőt terheli, és álláspontja nem szükségképpen azonos a KSH-éval.

Az önálló magyar fizetőeszközök jelenkori története 110 éves. Közülük a forint sorrendben a harmadik pénznem, egyben a leghosszabb élettartamú. A lakosság egymást váltó generációi a pénz értékének folyamatos romlását tapasztalhatták – úgy, hogy a múlt század elejétől Magyarországon az egyes hivatalos fizetési eszközök különböző mértékben veszítettek „vásárlóerejükből”. A köztudatban az él, hogy az infláció „örök”, a pénz értékének tartós csökkenése valamiféle, étellel együtt járó „rossz” – még olyankor is, amikor a jövedelmek emelkedése ezt esetenként kiegyensúlyozza. A személyes benyomásokkal szemben a statisztika a hivatalos fogyasztói árindex alakulásán keresztül, objektív módon igyekszik mérni a pénzromlást. A tanulmány azt vizsgálja, miként alakultak ennek a mutatónak a fényében Magyarországon a múlt század második felétől a fogyasztói árak, röviden kitérve arra, milyen gazdasági környezet befolyásolta emelkedésüket (avagy éppenséggel mérséklődésüket); tehát eltekint az egyes nemzetgazdasági ágazatok (ipar, mezőgazdaság, külkereskedelem) mérésénél használatos árindexek tárgyalásától. Célja így az országban jelenleg használt pénzeszköz – a forint – háború utáni értékváltozásának (-vesztésének) bemutatása a lakosság, a fogyasztók szemszögéből a rendelkezésre álló statisztikai adatok alapján, kitérve az árpolitika jellegére és az olyan fontosabb gazdasági tényezőkre, mint a nemzeti jövedelem, a reálbérek, a fogyasztás, az életszínvonal alakulása.

1. A forint előfutárai

A XIX. században, az Osztrák-Magyar Monarchiában az ezüstalapú forint volt a fizetési eszköz. A század végén, Magyarországon az 1892. évi XVII. törvény hozta létre a forint helyett az aranyalapú *koronát*, aminek tényleges bevezetésére 1900. január 1-jén került sor. A korona paritása, 1 osztrák forint 2 magyar korona volt. A forintbankjegyeket 1902. december 31-én bevonták, míg az ezüst egyforintosokat még több évig lehetett használni.

A fogyasztói árak az első világháború alatt megtizenhatszorosozódtak. A háború után is folytatódott és csak 1924-ben ért véget a pénzromlás. A többi háborús országban szintén volt infláció, de Magyarországon volt a legnagyobb mértékű.

Az ország zilált pénzügyi helyzetét 1924-ben hosszas diplomáciai tárgyalások után külföldi, népszövetségi kölcsön felhasználásával sikerült stabilizálni. A kölcsön feltételei között – a bonyolult háborús jóvátétel, a hitelezés módjának tisztázása mellett – szerepelt az államtól független, önálló jegybank létrehozása is.

A Magyar Nemzeti Bank (MNB) 1924. június 24-én kezdte meg működését. Erre ruházta át a magyar állam a bankjegy kibocsátásának kizárólagos jogát az 1924. június 24-től 1943. december 31-ig terjedő időszakra, az annak létesítéséről szóló 1924. évi V. törvénycikk 1. §-a alapján. Majd ezt a jogot az 1938. évi XXV. törvénycikk 1. §-a 1963. december 31-éig meghosszabbította. Hivatalosan 1925. október 1-jén jött létre az új pénz, a pengő. Az 1925. évi XXXV. törvénycikk szerint 1 pengő értéke 12 500 papírkorona volt, illetve 1 pengő 0,2632 gramm aranyat testesített meg. Forgalomba hozatalára 1926. december 27-én került sor. A többéves átmenet során mind a korona, mind a pengő forgalomban volt. 1927. január 1-jén szűnt meg mint törvényes fizetőeszköz az arany- és ezüstkorona, az osztrák ezüsfórint, illetve a filléres érmék. A teljes korona-pengőcsere 1931 júliusára fejeződött be. (*Leányfalusi-Nagy [2006]*) A pengő egészen a második világháború kezdetéig értékálló pénznek bizonyult.

1. táblázat

A KSH létfenntartási költségekre vonatkozó indexszámai
(1926 = 100,0)

Év	Élelmiszerek	Ruházat	Fűtés	Lakás	Főindex	
					laktérrel	laktér nélkül
1925	112,4	119,2	98,4	100,0	106,0	11,2
1926	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1927	110,2	99,2	100,2	100,0	108,5	106,6
1928	112,7	106,2	98,6	100,0	114,2	109,1
1929	109,5	104,3	108,4	100,0	114,8	108,3
1930	92,8	100,2	104,4	100,0	103,9	95,9
1931	84,9	91,5	106,5	100,0	98,3	89,5
1932	80,5	88,1	109,3	100,0	95,7	86,5
1933	71,2	81,7	104,6	100,0	88,7	78,4
1934	68,0	80,5	107,3	100,0	87,0	76,6
1935	71,8	80,9	106,4	100,0	89,1	79,0
1936	77,0	93,2	106,5	100,0	94,1	84,7
1937	82,9	108,0	109,6	100,0	100,2	91,7
1938	84,2	106,7	110,1	100,0	100,8	92,3
1939	81,9	106,2	109,6	100,0	99,3	90,6
1940	92,8	116,5	113,0	100,0	107,6	100,2

Forrás: KSH [1996].

A laktér nélkül számított, 1926 és 1929 közötti pengőárak közel 10 százalékkal emelkedtek, 1930-ban, a gazdasági világválság hatására viszont mintegy 18 száza-

lékkal visszaestek. Az árcsökkenés egészen 1934-ig folytatódott, amikor az átlagos árszínvonal az 1926. évinek mindössze 77 százaléka volt. Ezután lassú áremelkedésre került sor, és 1940-ben, a háború kezdetekor az átlagos pengőárak ismét elérték az 1926-es színvonalat. (Lásd az 1. táblázatot.)

A háború alatt jelentős infláció alakult ki. 1940 és 1944 között a létfenntartási költségek évről évre gyorsuló ütemben emelkedtek, 1944-re közel megkétszereződtek (Ausch [1958]).

1945-ben az országban káosz uralkodott. A pengő gyorsan veszített értékéből, 1945. december 19-én lebélyegzéssel, további 25 százalékkal. 1946 januárjában „új” pénz, az adópengő (AP) jelent meg, júniusra, a világtörténelem legnagyobb mértékű inflációja során a pengő teljesen elértéktelenedett. A lakosság gyakorlatilag minden „pénzét” elveszítette, a pengőkövetelések és (néhány órán belül) a munkabérek is elértéktelenedtek. A makrogazdasági folyamatok alakítása szempontjából azonban a kialakult helyzet valamelyest segítette is a stabilizációt (Grossman–Horváth [2000]).

1946. június 23-tól már csak az adópengő funkcionált pénzként, bár gyorsan inflálódott. Az átmenet, a stabilizáció azonban ezen keresztül valósult meg. A pengő és adópengő viszonyát, illetve értékvesztését a következő adatok jelzik.

Egy adópengő értéke pengőben kifejezve:

1946. január 1.	1
1946. április 1.	44
1946. május 1.	630
1946. június 1.	160 000
1946. július 1.	7 500 000 000 ($7,5 \cdot 10^9$)
1946. július 31.	2 000 000 000 000 000 000 ($2 \cdot 10^{21}$)

2. A forint inflációjának négy szakasza

Magyarország a második világháború végén fél éven át hadszíntér volt. A harcok 1945 áprilisában fejeződtek be. A háború, de különösen az aktív katonai tevékenység nagy anyagi veszteséggel, pusztítással járt. Az ország romokban hevert. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) számításai, becslései szerint a nemzeti vagyon több mint 40 százalékát hurcolták el a harcoló csapatok, illetve pusztult el a háborús tevékenységek következtében. Az 1945–46. évi nemzeti jövedelem az 1938–39. évinek kevesebb, mint felét tette ki. Leginkább az ipar, a közlekedés, az infrastruktúra, az épület- és lakásállomány károsodott. Az újjáépítés, a termelés beindítá-

sa, az infrastruktúra (részleges) helyreállítása, a jóvátételi kötelezettségek teljesítése óriási erőfeszítéseket igényelt (Ausch [1958]). A mezőgazdaság azonban viszonylag jobb helyzetben volt.

Az elmúlt több mint fél évszázadot az áralakulás, a pénz értékének változása, az infláció tekintetében négy jól elkülönülő részre lehet tagolni:

- 1945–1952 az újjáépítés, a stabilizálódás időszaka,
- 1952–1968 a tervgazdálkodás időszaka,
- 1968–1989 az új gazdasági mechanizmus időszaka,
- 1989-től napjainkig.

2.1. Az újjáépítés, a stabilizálódás időszaka

1945 végén az ideiglenes kormányt koalíciós kormány váltotta fel. Majd 1946 elején, az újjáépítés kezdeti eredményei, a gazdasági élet konszolidálása után megkezdődhetett a gazdaság „stabilizálásának” előkészítése, az új, „értékálló” pénz megteremtése (Ausch [1958]).

A forint bevezetése

1946. májusban létrejött a Szanálási Bizottság, aminek legfontosabb feladata a pénzreform végrehajtása volt.¹ Végül a négy koalíciós párt döntött a forint elnevezésű új pénz bevezetéséről, amire 1946. augusztus 1-jén került sor.²

1 forint értéke 0,0757575 g színaranynak, 1 US dollár 11,74 Ft-nak felelt meg. Az új pénz nem volt konvertibilis.

Az átmenetet biztosító adópengő paritása 1 Ft = 200 000 000 AP volt. (Pár hónapig az AP váltópénzként még forgalomban maradt.)

A pengő teljes értékvesztése miatt 1946 júliusában már sem mérhető árak, sem bérek nem voltak. A hivatalos aranyparitás lehetett az elméleti kiindulópont a „békebeli” pengő és a forint arányának megállapításához, ami a következő volt: 1 Ft = 0,28766 pengő, illetve 1 pengő = 3,47 forint.

De milyen legyen az ár- és bérszínvonal? Hogyan biztosítható a kiáramló bértömeggel szemben a megfelelő árualap? Az 1938-as átlagos árszínvonalból, az aranyalapú értékarányval számolva, alakultak ki az új forintárak, azaz ez az arány határozta meg az átlagos árszínvonalat. Az árárányok a termékek és szolgáltatások között, valamint azokon belül is lényegesen különböztek az 1938. éviéktől.

¹ Ennek többek között Antos István, Friss István, Gerő Ernő, Háy László, Kossa István, Vas Zoltán voltak a tagjai, Balogh Tamás, Káldor Miklós, Varga István, Varga Jenő pedig a külső tanácsadói.

² A forint elnevezést Károly Róbert király verette aranyforint nyomán választották.

A gazdaságpolitikusoknak az árak mellett a bérekről, illetve azok arányairól is dönteniük kellett. Egyrészt elengedhetetlen volt, hogy a fokozatosan növekvő termelés képes legyen fedezni az újjáépítés szükségleteit, a külföldi kötelezettségek (jótétel) fedezetét, valamint a lakosság fizetőképes keresletét. Másrészt a gazdaságpolitika az ár- és bérarányok kialakításában az egyensúlyi feltételek biztosítása mellett szociálpolitikai megfontolásokat is érvényesíteni akart.

1946. augusztus 1-jén mind az árakat, mind a béreket hatóságilag állapították meg. A már említett szociálpolitikai megfontolások következtében a fogyasztás mintegy 10 százaléka a valóságos értéknek felelt meg, kb. 30 százalékát forgalmi adó terhelte, míg a többi termék, szolgáltatás támogatott volt.

Az ármegállapítás technikai lebonyolítása részben egyedi döntés, részben szorzószámú rendszer, illetve kalkulációs alapelvek segítségével történt.³ Az 1938-as árakhoz képest agrárrollót hoztak létre, mivel a háború után a mezőgazdaság gyorsabban regenerálódott, mint az ipar, és így a mezőgazdasági termékek kínálata az iparcikkénél viszonylag jobb volt. Az iparcikkek árainak szorzószáma magasabb volt, mint az élelmiszereké. Szociálpolitikai megfontolásból az anyagi javak árainál kisebb mértékben emelkedtek a szolgáltatások, különösen a lakberek árai (KSH [1957b]). Mindez egyben a korábbi piaci viszonyoknak megfelelő árányok nagymértékű megváltoztatását is jelentette.

2. táblázat

Induló árak, 1946
(1938 = 100,0)

Árucsoportok	Árszorók (forint/pengő)
Összesen	3,7
Ebből:	
Élelmiszerek	5,5
Ruházat	6,6
Fűtés, világítás	3,6
Lakberek	1,25

Forrás: KSH [1957b].

³ A korabeli *Magyar Közlönyökben* tették közzé az ármeghatározással kapcsolatos tudnivalókat. Legtöbbször a termelői (nagykereskedelmi) árakat, valamint a nagy- és kiskereskedelmi haszonkulcsokat maximálták. Néhány esetben a kiskereskedelmi árakat közvetlenül határozták meg. Például kilogrammonként: kenyér 0,96 Ft, búzadara 1,40 Ft, finomliszt 1,40 Ft, cukor 7,00 Ft, literenként: tej 0,90 Ft, pasztörözött tej 1,10 Ft, motorbenzin 74/76 oktános 1,60 Ft; darabonként: levél helybe 0,30 Ft, vidékre 0,60 Ft, levelezőlap 0,20 Ft, illetve 0,40 Ft, ajánlási díj 1,40 Ft, expressz belterületre 3,00 Ft, külterületre 6,00 Ft; helyi telefon 0,60 Ft hívásonként. Cigaretta: Magyar 20-as csomag 2,00 Ft.

A kibocsátásra került pénzmennyiséget úgy kellett meghatározni, hogy az összhangban legyen a rendelkezésre álló áruállalappal. Ez alapján történt a bérek megállapítása is. Nagyon fontos szociálpolitikai döntés volt, hogy a bérarányokat szintén jelentősen eltérítették a korábbiaktól: a munkások reálbére 50, az alkalmazottaké mindössze 25 százaléka volt az 1938. évinek.

Árváltozások a forint bevezetése után, a szocialista tervgazdálkodás megjelenése

Az újjáépítés, a termelés beindítása nagy terhet jelentett az országnak, amit a jelentős jótételi kötelezettség is növelt. A külföldi (nyugati) kölcsönt kizáró és a centralizált gazdaságpolitikára épülő stabilizációval az ország gazdasági talpra állítását egy hároméves terv keretében kívánták megvalósítani, ami 1947. augusztus 1-jén indult. 1947–48 során alapvető politikai fordulat következett be: kezdetét vette a társadalom és a gazdaság szovjet mintájú átszervezése. A termelőeszközök többségét államosították, az 1945-ben végrehajtott földosztás után a mezőgazdaság túlnyomó részét is „kollektivizálás” útján társadalmi (szocialista) tulajdonba vették. A tulajdonosi szerkezet így alapvetően megváltozott. 1949. augusztus 20-án pedig új alkotmány lépett életbe. Mindezek nagy változást hoztak az ország életébe.

A terv végrehajtása során a nehézipar, azon belül a bányászat és a kohászat gyors ütemű fejlesztése előnyt élvezett más ágazatok rovására.

A nagy államháztartási és áruhiány miatt az új pénz bevezetése után azonnal megindult az árak emelkedése. Az infláció azonban a már valamelyest megerősödött gazdaság keretei között kezelhető volt. Az alapvető élelmiszerekből való ellátás biztosítása érdekében az 1946. augusztus 1-jétől bevezetett jegyrendszer 1949. aug. 31-éig volt érvényben. E rendszerrel párhuzamosan szükségszerűen megjelent a feketepiac is. A nagy kereslet miatt az élelmiszerek jobban drágultak, mint az iparcikkek. 1948 közepén az átlagos élelmiszerárak majdnem 60 százalékkal voltak magasabbak, mint 1946 augusztusában. Az iparcikkek ugyanakkor csak 12–14 százalékkal drágultak. Az átlagos árszínvonal mintegy 35 százalékkal emelkedett.

A két év és öt hónap alatt végrehajtott hároméves tervnek jelentős eredményei voltak. Emelkedtek a bérek, és megszűnt a munkanélküliség. A nemzeti jövedelem a különböző becslések szerint 1948–49-re elérte az 1938. évi szintet.

1950. január 1-jén elindult az első ötéves terv. Az erőltetett „szocialista” iparosítás finanszírozása nagy nehézségeket okozott. A fokozódó nehézipari beruházások, amelyekhez az országnak nem volt sem energiája, sem nyersanyaga, elvonták az iparcikkek gyártó könnyűipartól a forrásokat. Az import szükségessé váló gyorsütemű növelését pedig csak a mezőgazdasági termékek exportjával lehetett ellensúlyozni. (A cél az volt, hogy Magyarország mezőgazdasági országból a „vas és acél országává” váljon.)

1951-ben az állampárt határozatot hozott a tervelőirányzat jelentős emeléséről. A feszített tempó, a kellő anyagi háttér hiánya, a lakossági fogyasztás és az életszínvonal gyors romlását idézte elő.

A mezőgazdaság volt az, ahonnan jelentős erőforrásokat lehetett elvenni. Az ott dolgozókat nagyon rosszul érintette a bevezetett, alacsony áron végrehajtott kötelező beszolgáltatás. 1951 elején a legfontosabb élelmiszerekre újból jegyrendszert vezettek be. Az év folyamán jól alakult a mezőgazdaság termelése, és az iparé is nőtt; a tervgazdálkodási rendszer pedig már valamelyest működött. A fogyasztási cikkek piacán azonban számottevő egyensúlytalanság jött létre. Az iparcikkek ára ugyanis ez idő alatt is az élelmiszerekénél kisebb mértékben emelkedett.

Mindent összevetve, két év alatt a kiskereskedelmi árak átlagosan 27 százalékkal nőttek. Ezért a gazdaságpolitika számára világossá vált, hogy az egyensúly helyreállítása érdekében újabb átfogó „stabilizációt” kell végrehajtani, ami áremelést és a reálbérek csökkentését jelentette.

Az általános ár- és bérreformra, a jegyrendszer eltörlésére 1951. december 2-án került sor. Az új kiskereskedelmi árakat, beleértve a szolgáltatásokét is, a tervgazdálkodás kívánalmainak megfelelően, hatóságilag állapították meg. Létrejött az országosan egységes kiskereskedelmi árrendszer. (Csak az idényáras „piaci” cikkek, a zöldség-gyümölcs és a tojás, ára volt „szabad”, azaz az változhatott az időjárástól, a termeléstől függően.) A fix hatósági árakat nem szükségképpen a termelési költségeket tükrözően alakították ki. Egyeseket a forgalmi adó segítségével eltérítették a társadalmi ráfordításoktól. Szinte minden terméknek egyedi adókulcsa volt. A fogyasztói árak meghatározásánál szociális, egészségügyi, gyermekvédelmi megfontolások érvényesültek, és differenciálás történt a szerint is, hogy a termékek alapvető vagy „luxusigényeket” elégítettek-e ki. A bevezetett preferenciális árrendszer tehát, mint már említettük, tudatosan, részben szociálpolitikai, részben gazdaságpolitikai megfontolásból térítette el a fogyasztói árarányokat a ráfordításarányoktól. A keresletkínálat egyensúlyát az éves, részletekbe menő tervezés volt hivatott biztosítani. A fogyasztói piac azonban a háborús pusztítások, veszteségek miatt továbbra is nagyon szűkös volt. A minimális életkörülmények biztosítása elsősorban mennyiségi (nem minőségi vagy választék-) kérdés volt. Ezért is lehetett termékenkénti tervezésről, ármegállapításról beszélni (KSH [1957b]).

1951 decemberében, hatósági intézkedésre, az átlagos árszínvonal 40 százalékat meghaladó mértékben emelkedett, míg a bérek alig több mint 20 százalékkal. Ennek következtében 1952-ben az átlagos fogyasztói árszínvonal 38 százalékkal volt magasabb az 1951. évinél, és közel háromszorosa volt az 1946-os induló áraknak. A reáljövedelem ugyanakkor jelentősen visszaesett.

Az 1951. évi árrendezés lényegesen megváltoztatta a jövedelemelosztást is: nőtt a központosított jövedelem, és csökkent a lakosság reáljövedelme. Valójában 1952 tekinthető a háború utáni konszolidáció évének.

3. táblázat

Fogyasztói árindexek
(1946 = 100)

Megnevezés	1946.	1949.	1952.
	évben		
Összesen	100	151	262
Ebből			
Élelmiszerek	100	113	236
Ruházati cikkek	100	135	226
Vegyesiparcikkek	100	130	188
Fűtés, világítás	100	140	151
Szolgáltatások	100	192	216

Forrás: KSH [1957b].

A termelői árakat is hatóságilag állapították meg. Az akkori autark gazdasági szemlélet szerint azok esetleges változása nem, illetve csak külön elhatározás alapján érintette a fogyasztói árakat. A termelői és a fogyasztói árak ebben a rendszerben önálló életet éltek, s a pénzügyi hidak, a különbözeti forgalmi adók kötötték össze őket. A bérek, a termelékenység változása ezeket nem, csak a különböző adókulcsokat befolyásolta közvetlenül. A termelő vállalatok esetleges többletjövedelmének nagyobb részét forgalmi adó formájában vonták el.

Az ötvenes évek elején a hatóságilag megállapított árakhoz és pénzügyi szabályozókhoz a termelést, a kínálatot is „hozzátervezték”. E gyakorlat nem megfelelő hatékonysága vezetett hamarosan a sok hiánycikkhez, illetve némely esetben az eladhatatlan készletekhez. (Ez az árrendszer volt érvényben 1968. január 1-jéig. Az alapvető fogyasztói árarányok pedig szinte alig változtak.)

Az 1950-es évek elején kialakított gazdaságirányítási rendszerben az árak szerepéről *Csikós-Nagy Béla* [1958, 1974] a következőket írta: „A gazdasági mechanizmuson belül rendkívül korlátozott az ár szerepe. Az árat a szocialista termelés szférájában csak az elszámolás, a tervezés és a statisztika eszközének tekintik.” A termelői és a fogyasztói árak kapcsolatáról pedig: „Szocialista gazdaságban ezért különítik el az ésszerűség keretei között a fogyasztói árat a termelői ártól, hogy a fogyasztói árpolitikának a termelői árpolitikától elütő céljai megvalósíthatók legyenek.”

Az ötvenes években tulajdonképpen csak „drága és még drágább” cikkek voltak. Például a marha- és sertéshús ára 1951–1952-ben rendkívül magas forgalmi adót tartalmazott. A marhahús fogyasztói ára 1952-ben 21 Ft/kg volt az 1949. évi 8,40 Ft/kg-mal szemben. A felvásárlási árat ugyanakkor a vágómarhára az 1949. évi 3,18 Ft-tal ellentétben 2,93 Ft-ra csökkentették. A sertéshúsnál 1949-ben 11,90 Ft, 1951-ben 16

Ft, 1952-ben 28,90 Ft volt a fogyasztói ár, míg a hizott sertés felvásárlási ára 1949-ben 7,40 Ft, 1951-ben 13 Ft, 1952-ben pedig 8,95 Ft, és hasonlóképpen csökkent a süldő sertés felvásárlási ára is. Ez a túlzottan magas árszint a következő években részben már tarthatatlanná vált, ami szintén hozzájárult ahhoz, hogy 1956-ig bezárólag az egyes években a fogyasztói árak csökkentek, és a felvásárlási árak emelkedtek.

Az importált termékek belföldi árát „bearányosítással” állapították meg. A már említett hivatalos árfolyam, a devizaforint (DFt) (1 US dollár = 11,74 DFt, 1 Rubel = 13,04 DFt) statisztikai elszámolások céljára szolgált, és 1968 végéig használták. Mivel ez az árfolyam nagyon elszakadt a tényleges értékviszonyoktól, az idegenforgalomban az ún. turistaárfolyam érvényesült, ami a devizaforint értékének 2,6-szerese (30 Ft) volt ebben az időben. Az importált termékek hivatalos paritáson számított ára és a konkrét fogyasztói ár közötti különbséget pedig az „árkiegyenlítés” hidalta át.

A gazdaság 1949 után végbement fejlődéséről a 4. és az 5. táblázat ad áttekintést.

4. táblázat

A fogyasztás, a felhalmozás és a nemzeti jövedelem volumenindexei
(1949 = 100,0)

Év	Fogyasztás*	Felhalmozás	Nemzeti jövedelem
1949	100,0	100,0	100,0
1950	110,9	134,3	120,6
1951	118,5	228,7	141,2
1952	127,7	187,4	138,5

* A lakossági fogyasztás ugyanezen időszak alatt mindössze 6-7 százalékkal emelkedett.
Forrás: KSH [1957a].

5. táblázat

Az egy keresőre jutó reáljövedelem alakulása
(1949 = 100,0)

Év	Munkabérből élők	Paraszság	Összesen
1949	100,0	100,0	100,0
1950	101,8	112,3	107,0
1951	90,8	116,8	103,8
1952	83,4	100,3	91,8

Forrás: KSH [1957a].

2.2. A tervgazdálkodás időszaka

1952 mérföldkő volt. Ekkor vezették be az új, szocialista, központosított tervgazdálkodási rendszert. Ennek fontos és szerves részét képezte a merev, központi árszabályozás, ami először sikeresen kizárta az inflációt. Később (például 1968-ban) a tervgazdálkodás és ezen belül az árpolitika jelentős átalakuláson ment keresztül, de igazi, „drámai” változást csak 1989, a rendszerváltozás éve hozott.

Fogyasztói árváltozások 1952 és 1968 között⁴

Az 1952 és 1968 közötti időszakot tehát – az idényáras cikkek kivételével – a fogyasztói árak stabilitása jellemezte. Hatósági árváltoztatásokra ritkán került sor, és azok számottevően nem befolyásolták sem az átlagos árszínvonalat, sem az alapvető arányokat. Az idényáras cikkek árváltozásainak hatása, kis súlyarányuk miatt, nem volt számottevő.

Az 1950-es évek gazdaságpolitikája az életszínvonal emelését részben a fogyasztói árak csökkentése útján kívánta megvalósítani. Ezért az 1951. évi árrendezés után egészen 1957-ig a bolti forgalomra vonatkozó hatósági árintézkedések kizárólag árcsökkentésekben nyilvánultak meg. A fűtés, a világítás árainak kivételével minden árucsoport árszínvonala csökkent. Számottevőbb, a termékek széles körét érintő árintézkedésekre 1953 szeptemberében, 1954 márciusában és 1956 májusában került sor. Így az 1956. évi átlagos fogyasztói árszínvonal a központi árintézkedések alapján számolva körülbelül 7 százalékkal alacsonyabb volt, mint 1952-ben. Ezen belül leginkább a ruházati és a vegyiparcikkek ára csökkent, mintegy 8 százalékkal.

1957-ben az árak 2 százalékot meghaladó mértékben emelkedtek. Ekkor már néhány élelmiszer és iparcikk árát azért emelték fel, hogy a lakosság életszínvonalának jelentős emelkedése következtében a fogyasztási cikkek piacán létrejött feszültségeket a kereslet csökkentésével, illetve, a magasabb árakon keresztül, a termelés ösztönzésével enyhítsék. 1958-ban olcsóbb lett néhány cigarettafajta és a vaj, drágábbak lettek viszont az egyes női cipők, személygépkocsik. 1959-ben a kakaó, néhány déli-gyümölcs, valamint a ruházati cikkek és egyes tüzelőanyagok árleszállítása következtében az átlagos árszínvonal visszaesett. (Az árcsökkentések a fogyasztói közérzet javítását szolgálták.) 1960-ban a bor és az idényáras cikkek ára emelkedett.⁵

A hatósági árintézkedések alapján számított és az 1950-es évekre vonatkozó árindeksek értékelésével kapcsolatban meg kell jegyezni, hogy főként az évtized első fe-

⁴ Az 1950 utáni évtizedekben jellemzően a lakosság két nagy rétegére, a munkásokra és alkalmazottakra, valamint a parasztságra vonatkozóan történtek árindekszámitások. Az összlakosság ezek átlaga. Az árindekszámitása a központi árjegyzékek alapján történt, kivéve a szezonáras piaci cikkeket (például a zöldséggyümölcsöt, tojást, burgonyát), amelyeknek szabad ára volt.

⁵ 1960-ban a reálberek közel 50 százalékkal magasabbak voltak, mint 1955-ben (KSH [1996]).

leben elég jelentősek voltak az ún. „burkolt árváltozások”. A fogyasztási cikkek elég széles körében ugyanis megváltoztatták a minőséget anélkül, hogy az ár változott volna, vagy az új minőségek, választékok árát nem a már meglévővel arányosan alapították meg. Ezek az árszínvonalat emelték, de az árindexekben nem kerültek számbavételre. A burkolt áremelések hatása 1952 és 56 között bizonyos, részben szubjektív becslések alapján 3-4 százalékra tehető. Leginkább a ruházati cikkek esetén került rájuk sor, melyet némileg tompítottak az időnkénti árengedményes kiadások. Az 1956–1960-as időszakból több adat áll rendelkezésre, így mód nyílt részletesebb becslések elvégzésére.

6. táblázat

A burkolt árváltozások hatása
(1956 = 100,0)

Megnevezés	1957.	1958.	1959.	1960.
	évben			
Bolti élelmiszerek	99,6	99,2	99,2	99,2
Vendéglátás	102,3	99,3	99,3	99,9
Ruházati cikkek	101,7	101,9	101,9	101,9
Vegyesiparcikkek	101,5	102,0	102,0	102,0
Összesen	101,1	100,7	100,7	100,7

Forrás: KSH [1964].

Az előzők alapján tehát arra a következtetésre lehet jutni, hogy a jelenlegi módszertani elveknek megfelelően számolva az 1960. évi fogyasztói árszínvonal mintegy 4 százalékkal volt alacsonyabb, mint az 1952. évi, s ezen belül a háztartási energia, illetve a szolgáltatások árindexei mutattak kifejezett emelkedést.⁶ (Lásd a 7. táblázatot.)

1961 decemberében jelentősen csökkentették a déligyümölcsök, a kávé, a kakaó, a bors, az édesipari termékek árát, míg felemelték az élvezeti cikkekét. Ezek az intézkedések az 1962. évi árindexet is befolyásolták. 1964-ben az idényáras cikkek ár-emelkedése és a nejlonharisnyák árcsökkenése érdemel említést. 1965-ben ismét az idényáras cikkek és néhány konzerv, valamint az égetett szeszes italok, a benzin ára és a távbeszélő díjak emelkedtek.

1966-ban már folyt az új gazdaságirányítási rendszer bevezetésének előkészítése. Az arra való felkészülés jegyében történt számottevő, széles körű hatósági árrende-

⁶ A KSH már az ötvenes években mélyrehatóan foglalkozott indexszámítási kérdésekkel. Lásd például *Statistikai Szemle* [1958].

zés az átlagos árszínvonalat 1,2 százalékkal emelte. Ennek célja a fogyasztói árarányok korrekciója volt: olyan élelmiszerek és tüzelőanyagok árai nőttek, amelyek viszonylag alacsonyak, jelentősen dotáltak voltak. A hús ára 32-33, a vajé 18, a tejtermékeké 9-16, a tüzelőanyagoké pedig 24-27 százalékkal növekedett. (Ezzel a szubvenció nem szűnt meg, csak csökkent.) Emelték néhány élvezeti cikk árát is a fogyasztási arányok befolyásolása céljából, míg számos iparcikké, főként a ruházati termékeké alacsonyabb lett. 1967-ben az árak nem változtak.

7. táblázat

Fogyasztói árindexek a javak főcsoportjai szerint
(százalék)

Év	Élelmiszerek	Szeszes italok, dohányárúk	Ruházati cikkek	Háztartási energia	Tartós fogyasztási cikkek	Egyéb cikkek, üzemanyagok	Szolgáltatások	Összesen
Index: 1952 = 100,0								
1952	100,0		100,0	100,0	100,0		100,0	100,0
1953	99,5		99,3	112,6	97,6		100,8	99,6
1954	95,2		95,7	116,6	94,7		100,6	94,7
1955	92,6		96,2	116,6	94,7		100,7	93,9
1956	92,5		92,3	116,7	92,2		100,7	93,0
1957	95,4		94,2	117,4	93,2		101,4	95,2
1958	95,2		95,2	117,7	94,4		102,8	95,5
1959	93,1		94,1	115,5	94,4		104,8	94,3
1960	94,3		93,6	114,7	94,4		105,5	94,9
Index: 1960 = 100,0								
1961	100,9	102,9	100,0	99,8	99,8	100,0	102,0	100,9
1962	100,4	108,7	100,0	99,2	99,7	99,9	102,1	101,4
1963	99,7	108,7	99,5	98,8	98,4	98,8	102,0	100,8
1964	101,2	107,9	99,3	98,2	97,6	98,8	102,0	101,2
1965	102,9	110,9	98,3	97,2	97,3	98,9	102,6	101,9
1966	107,7	113,1	94,4	104,5	97,3	97,4	103,7	103,1
1967	108,5	114,1	93,8	106,9	97,3	97,3	104,9	103,5
1968	108,0	115,8	93,4	105,7	95,9	93,9	108,8	103,2
1968/1952	104,7		87,4	121,2	90,0		114,6	98,0

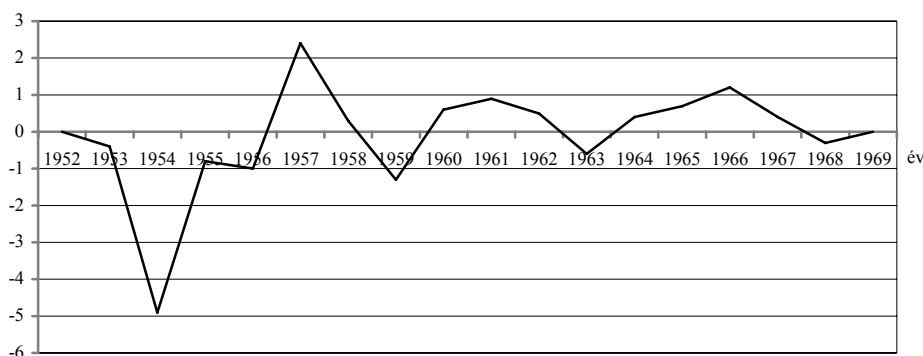
Forrás: A szerző összeállítása.

1952 és 1968 között tehát biztosították a fogyasztói árak stabilitását: az időszak első néhány évében lényegében változatlanok voltak, majd lassan emelkedtek. Az akkori fogyasztói árpolitika következtében az átlagos árszínvonal azonban csak rit-

kán, és egy-egy alkalommal is csak kis mértékben változott. Így az árak 1968-ben mindössze 3,2 százalékkal voltak magasabbak, mint 1952-ben.

Az átlagos árszínvonal viszonylagos stabilitása ellenére a vizsgált 15 év során számos ellentétes irányú központi árváltoztatásra és burkolt áremelésre került sor, amelyek hatására az árufőcsoportok árindexei valamelyest eltérően alakultak. Bár lényeges arányváltozások nem voltak megfigyelhetők, az élelmiszerek és az élvezeti cikkek ára az átlagot néhány százalékkal meghaladó mértékben nőtt, míg az iparcikkeké lényegében változatlan volt, vagy kismértékben csökkent. A fűtés, a világítás és az idényáras cikkek árszínvonala mintegy 20 százalékkal, a szolgáltatásoké valamivel az átlagot meghaladóan emelkedett. Az 1951. decemberi árrendezés során kialakított fogyasztói arányok jellegüket tekintve tehát változatlanul érvényesültek 1968-ban is. (Lásd a 7. táblázatot.)

1. ábra. Fogyasztói árindexek 1952 és 1968 között
(Változás az előző évhez viszonyítva, százalék)



Forrás: A szerző összeállítása.

8. táblázat

Az idényáras cikkek áralakulása a boltokban és a piacokon
(1952 = 100)

Év	Baromfi	Tojás	Burgonya	Zöldség	Gyümölcs	Összesen
1952	100	100	100	100	100	100
1956	104	112	89	88	91	95
1960	106	111	106	98	111	103
1965	106	120	162	130	136	131
1968	117	121	180	160	127	138

Forrás: Marton [1976].

A lakosság különös figyelemmel kíséri az *idényáras cikkek* áralakulását, amelyek súlya az összes fogyasztásban ugyan nem jelentős, de mindennapos alapvető szükségleteket elégítenek ki, így a vásárlók mindennap szembekerülnek az esetleg kedvezőtlen jelenséggel. (Az 1950-es években bolti adatgyűjtések hiányában csak piaci árindexek voltak.) Az 1950-es évek átlagához viszonyítva az 1960. évi árak már több mint 20 százalékkal magasabbak voltak. Az évenkénti átlagos növekedési ütem 3 százalékot tett ki. Ezen belül a burgonya és a zöldségfélék ára jóval az átlagot meghaladóan emelkedett.

Nemzetközi kitekintés

Míg Magyarországon (és a többi szocialista országban) ezekben az években a fogyasztói piac szegényes és hiányos kínálata mellett az „árstabilitás” volt jellemző, a nyugat-európai tőkés országokat számottevő gazdasági növekedés mellett a nagyon mérsékelt, évi 3 százalék körüli infláció jellemezte.

9. táblázat

Fogyasztói árindexek néhány európai országban
(1952 = 100,0)

Év	Belgium	Finnország	Franciaország	Hollandia	Nagy-Britannia	NSZK	Norvégia	Olaszország	Svájc	Portugália
1968	137,3	160,0	178,7	171,1	144,8	133,5	168,1	156,8	140,0	148,4
Éves átlagos növekedés	102,0	103,0	103,7	103,4	102,3	101,8	103,3	102,9	102,1	102,5

Forrás: Nemzeti statisztikák.

Gazdasági növekedés és életszínvonal

A tervgazdálkodási rendszer 1952 után a nagyon alacsony szinthez viszonyítva biztosította az ország gyors gazdasági fejlődését, az életszínvonal jelentős emelkedését. 1952 és 1968 között a nemzeti jövedelem (234%), a reálbérek (214%) és a fogyasztás is (202%) több mint megkétszereződtek.

A 11. táblázat szerint a fogyasztás megduplázódása árucsoportonként differenciált képet mutat. Az akkori ellátottsági színvonal mellett az élelmiszerek és a ruházat tekintetében már nem beszélhetünk mennyiségi hiányról. Az italok, dohányárúk, illetve a szolgáltatások volumene valamivel az átlagot meghaladóan nőtt. Az iparcikkek, különösen a tartós fogyasztási cikkek fogyasztása, amelyek ára valamelyest csökkent is, messze az átlagot meghaladóan emelkedett. (Száz háztartásban

1960-ban átlagosan csak 1,2 hűtőszekrény volt, míg 1968-ban már 19,7; 3,5 illetve 23,8 porszívó; 1, illetve 5,1 személygépkocsi; 3,4, illetve 43,7 TV, rendre (KSH [1971].)

10. táblázat

A gazdasági növekedés indikátorai
(1952 = 100)

Év	Bruttó hazai termék	Reálbér	Reáljövedelem	Háztartások fogyasztása
1952	100	100		100
1955	116	124	115	115
1960	156	181	154	116
1965	193	198	181	174
1968	234	214	215	202

Forrás: KSH [1996].

11. táblázat

A lakosság egy főre jutó fogyasztásának volumenindexei
(1950 = 100)

Év	Élelmiszerek	Italok, dohányárúk	Ruházati cikkek	Fűtés, háztartási energia	Tartós, fogyasztási cikkek	Egyéb ipar-cikkek	Szolgáltatások	Összesen
1950	100	100	100	100	100	100	100	100
1952								
1955	113	119	110	117	159	125	113	115
1960	134	158	161	138	369	196	155	152
1961	135	161	152	131	383	200	159	153
1965	144	189	171	180	513	253	192	175
1968	158	227	199	190	779	318	216	203

Forrás: KSH [1996].

A fejlődéssel párhuzamosan egyre bonyolultabbá váló gazdasági kapcsolatokat részleteiben a központi tervezés hatékonyan irányítani azonban már nem tudta. Az 1960-as évek első felében kezdődött meg és 1967 végére fejeződött be a gazdaság-irányítási rendszer átfogó reformjának előkészítése, ami az árrendszert illetően is jelentős változást hozott Magyarország gazdasági életében.

Az új gazdasági mechanizmus bevezetése

1966 májusában fogadta el a hatalmon levő párt illetékes bizottsága az 1968. január 1-jével bevezetendő gazdasági reform alapelvét, miszerint a népgazdaság tervszerű központi irányítását a szocialista tulajdon alapján összekapcsolják a piac aktív szerepével (*MSZMP KB* [1966]). Ettől azt remélték, hogy a gazdaság fejlődése lehetővé teszi a mennyiségi feladatok teljesítése mellett a minőségi, piaci követelményekhez való jobb alkalmazkodást. Ezt a megoldást, szemben a tervutasításos rendszer közvetlen, direkt bürokratikus irányításával, közvetett, indirekt bürokratikus koordinációnak szokás nevezni. 1968-tól kezdve így sok minden változott, de az önszabályzó, piaci mechanizmus nem szüntette meg az állam gazdaságirányítási szerepét.

A reform három területen hozott lényeges változást:

- csökkent a központi tervezés szerepe, és nőtt a vállalati önállóság a termelés és a beruházások terén;
- liberalizálódtak az árak, vagyis a hatóságilag rögzített árak mellett egyes termékek árai a piaci keresletnek megfelelően alakulhattak;
- a központilag meghatározott bérrendszer helyét rugalmasabb, bizonyos korlátok között a vállalatok által meghatározott szabályozás váltotta fel.

Az új gazdaságirányítási rendszer részeként bevezetett fogyasztói árrendszer lényegesen különbözött a korábbtól. A reform irányelvei szerint a termelői és a fogyasztói áraknak elsődlegesen a termelőket és a fogyasztókat kellett ösztönözniük gazdasági döntéseikben. Emellett segíteniük kellett a kereslet és a kínálat jobb összhangjának megteremtését, serkenteniük a technikai fejlődést, a gazdaságos fogyasztói struktúra kialakítását stb., gondoskodva a fogyasztói árszínvonal viszonylagos stabilitásáról is. Az új árrendszert a következő feltételek, illetve távlati elképzelések biztosítását figyelembe véve kellett kialakítani.

A fogyasztói árarányokat néhány kivételtől eltekintve közelíteni kellett a ráfordítási arányokhoz. (Az élvezeti cikkek árában például változatlanul magas adók realizálódtak, valamint egyes mezőgazdasági termékeknél bizonyos állami támogatással számoltak.) Tehát megmaradtak, bár szűkebb körben, a tudatosan fenntartott preferenciák. Az ármechanizmus rugalmasabbá vált, jelentősen szűkült a hatósági árszabályozás területe. Ez utóbbi, azaz a rögzített és a maximált árú termékek köre csak a fogyasztás kevesebb mint 50 százalékára terjedt ki. A fogyasztói árpolitika kialakításakor a cél az volt, hogy az életszínvonal állandó emelése a lakosság minden rétegénél biztosított legyen. A fogyasztói árarányok problémái az ötvenes években létrehozott preferenciális rendszerből, a termelői és a fogyasztói árarányok eltéréseiből

adódtak, amit rövid idő alatt, annak jelentős szociálpolitikai következményei miatt nem lehetett felszámolni.

Az akkori árrendszerben egyidejűleg léteztek hatóságilag megállapított, rögzített és maximált (I., II. árforma), illetve hatóságilag körülhatárolt keretek között vagy teljesen szabadon alakuló árak (III. és IV. árforma). Ez utóbbi kategóriába sorolódtak a mezőgazdasági termékek szabadpiaci árai is.

Az Országos Anyag- és Árhivatal (OAÁH) utasításban szabályozta az egyes termékek árformába sorolását. Külön módszertani utasítások rendelkeztek arról, hogy az egyes cikkek árát milyen kalkulációs elvek alapján kell meghatározni. 1969-ben a lakosság fogyasztásának megoszlása árformák szerint nagyjából a 12. táblázatnak megfelelően alakult.

12. táblázat

A lakossági fogyasztás hozzávetőleges megoszlása árformánként 1969-ben

Árucikkek	Rögzített	Maximált	Hatóságilag körülhatárolt keretek között alakuló	Szabadon alakuló	Összes (százalék)
	áru cikkek forgalma (százalék)				
Élelmiszeripari termékek	30	35	22	13	100
Ruházati termékek	–	6	55	39	100
Vas- műszaki és kulturális cikkek	–	55	16	29	100
Tüzelőanyagok		100	–	–	100
Vegy- és ásványolaj-ipari termékek	20	44	–	36	100
Fa- és papíripari cikkek	–	25	39	36	100
Építőanyagok	11	55	–	34	100
Üveg- és porcelántermékek	–	15	–	85	100
Kiskereskedelmi forgalomban lévő cikkek	17	34	25	24	100
Szolgáltatások	17	21	22	40	100
Kisipari és szabadpiaci cikkek	–	–	10	90	100
Összesen	16	31	24	29	100

Forrás: Marton [1976].

Az új, szabadabb fogyasztói árrendszerben a hatósági árak megállapításán túlmenően a közvetett állami árszabályozás is fontos szerepet játszott. Az ártervezés és -szabályozás az egyes pénzügyi szabályozókon, például a forgalmi adókon, a társadalmi tulajdonban lévő kiskereskedelmi vállalatok számára kiadott magatartásbeli irányelveken, az anyagárak változásának ellenőrzésén keresztül kiterjedt a többé-

kevésbé szabadon módosítható árú cikkek körére is. Az új árrendszerben a szabadabb árformákba tartozó cikkek esetében a költségek változásai közvetlenül befolyásolhatták a fogyasztói árakat. Lényeges előrelépés volt tehát az, hogy a szabadabb árformába tartozó cikkek árait nem központilag, hanem a termelői (import-) árak, a költségek és az adók figyelembevételével, az állami vállalatok és a szövetkezetek állapították meg.

A „forgalmi adó” kettős szerepet játszott. Egyrészt biztosította a kereskedelmi haszonkulcsokkal együtt a termelői és a fogyasztói árak közötti kapcsolatban azt a kívánatosnak tartott vagy történelmileg kialakult preferenciát, amivel az alapvető fogyasztói árarányok a termelőiektől különböztek. A forgalmi adó abban az időben egyértelműen a cikkekhez volt rendelve, de segítségével ugyanakkor bizonyos népgazdasági tiszta jövedelem képződött (*Vincze [1971]*).

Másrészt az alapvető fogyasztói árarányokban az 1950-es évek elejétől a forgalmi adók segítségével érvényesültek az állam szociális jellegű, gazdaságpolitikai megfontolásai: alacsonyabb jövedelmű, nagyobb családok dolgozói olcsóbban jutottak a létfenntartásukhoz szükséges cikkekhez, bizonyos kulturális és egészségügyi szolgáltatásokhoz. A forgalmi adókulcsok árufőcsoportokon belüli differenciáltsága azonban az évek során mérséklődött, a kezdeti több tízezer adókulcsról néhány százra csökkent. Cikkcsoportokon belül az egymást helyettesítő vagy rokon termékek adózása azonossá vált. Megszűnt a forgalmi adókulcsok árufőcsoportokon belüli, szociális szempontok szerinti differenciálása is. Korábban az iparcikkek magasabb forgalmi adóján belül az olcsó, egyszerű igényeket kielégítő cikkeket, például a gyermekruházat nagy részét viszonylag alacsony forgalmi adó terhelte, hogy ezáltal is bizonyos előnyökhöz juttassák a szegényebb körülmények között élő, sokgyermekes családokat. Az újabb elgondolás szerint azonban az ilyen, árrendszerhez kapcsolódó szociálpolitikai szempontok fokozatosan háttérbe szorultak. Bérek és egyéb juttatások, családi pótlék, gyermekgondozási segély formájában biztosították a szociális jellegű támogatásokat, csökkentve a jövedelmek árakon keresztül történő újraelosztását.

A termelői és a fogyasztói árak színvonalának különbségét, az átlagos forgalmi adó mértékét illetően jelentős koncepcióbeli változások történtek. 1958-ig a magyar árrendszer alapvetően kétszintű volt: kb. 35-40 százalékos forgalmi adó realizálódott a kereskedelmi árréssel csökkentett fogyasztói és a termelői árak között. Ez a különbség 1959-ben 13,5, 1968-ban 3-4, míg 1972-ben 2-3 százalékra csökkent. A magyar árrendszer – talán Európában egyedüli módon – „egyszintűvé” változott (lásd a 13. táblázatot); a tiszta jövedelem a realizálásiból a termelői szférába helyeződött át, ami meglehetősen sok problémát okozott. Az árrendszer egyszintűvé válása akadályozta a valutáris fejlődést, nehezítette az egységes valutaárfolyam bevezetésének megteremtését. Nem volt előnyös a külkereskedelmi kapcsolatokban sem, hiszen a velünk kereskedő országok úgyszólván kizárólag kétszintű árrendszerben működtek, és a külkereskedelem terheit nem növelték magas adók. Ezért a magyar gazdaságpo-

litika egyik célkitűzése az adók visszahelyezése a realizálási szférába és az árrend-szer kétszintűségének helyreállítása lett.

13. táblázat

A magyar forgalmi adókulcsok alakulása
(százalék)

Megnevezés	1958.	1968.	1971.
	évben		
Élelmiszerek és italok	19,4	4,61	4,9
Dohányárak	64,0	50,0	50,0
Lakás	0	0	0
Világítás és fűtés	-42,8	-32,9	35,6
Lakásfelszerelés	-0,7	6,6	3,9
Ruházat	18,4	22,5	18,4
Tisztítás	22,9	18,2	16,6
Test- és egészségápolás	49,0	52,3	52,3
Művelődés, oktatás, üdülés	16,0	12,6	5,0
Közlekedés	-71,81	-52,9	-62,4

Forrás: Marton [1976].

Az importált cikkek belföldi árát 1968 előtt a külföldi áráktól függetlenül, a fogyasztói árszínvonalal arányosan, „beazonosítással”, hatóságilag állapították meg.⁷ Az új gazdaságirányítási rendszer bevezetése után közvetlenebb lett a kapcsolat a külföldi és a belföldi árak között. Az importból származó fogyasztási cikkek belföldi árát a határparitáson számított devizaárból, az egységes devizaszorzó alkalmazásával (Rubel: 40 Ft, US dollár: 60 Ft) számították ki, ami a hivatalos árfolyamtól eltérő volt. Ehhez járult még a vám és a forgalmi adó, illetve a különböző jutalékok.

A külföldi beszerzési árak ingadozása tehát a belföldön érvényesülő fogyasztói árakban elvileg éreztette hatását. Az utóbbiak stabilitására törekvő árpolitika jegyében azonban olyan árkiegyenlítő rendszert hoztak létre, amelynek segítségével részben vállalati, részben költségvetési szinten a külföldi ármozgások hatásának egy részét kiküszöbölték, illetve csak bizonyos időeltolódással engedték meg azok érvényesülését a fogyasztói árakban.

Az importból származó fogyasztási cikkek árképzését a reform bevezetése óta többször módosították. 1969 második felében végrehajtott vizsgálatok kimutatták,

⁷ Árfolyam-politika sem volt. 1968 végéig a statisztikai elszámolási egységként szolgáló devizaforintot használták.

hogy az importtermékek árszínvonala magas, és a kereskedelem árreése is lényegesen nagyobb volt az irányhaszonkulcsnál, sőt a vállalatok átlagánál is. Ezért 1970. január 1. után a vám értéke után nem kellett forgalmi adót fizetni.

Az új gazdaságirányítási rendszerben a kereskedelmi vállalatok gazdasági és árpolitikai tevékenységét aktívan befolyásoló tényezővé vált a kereskedelmi haszonkulcs. Az eladási és a beszerzési ár különbségének biztosítása mellett a vállalat költségeit, nyereségét, fejlesztési és kockázati alapjait. A kereskedelmi tevékenység ellenértékét, az árrést, az OAÁH elnökének utasításaként kiadott – a termékektől és az értékesítési formáktól függően differenciált – irányhaszonkulcsok szerint kellett meghatározni. Ugyancsak az OAÁH elnökének „irányelvei” szabályozták a kereskedelmi vállalatok árpolitikai tevékenységét. A magatartásbeli irányelvek nem írták elő kötelezően az irányhaszonkulcsok alkalmazását, gyakorlatilag mégis eléggé leszűkítették az azoktól való eltérések lehetőségeit. Elvárták a társadalmi tulajdonban lévő kereskedelmi vállalatoktól, hogy a fogyasztói árakat csak gazdaságilag indokolt esetben, a beszerzési árak vagy a költségek növekedésekor, illetve akkor emeljék, ha az jelentősen hozzájárult az áruellátás javításához. Az irányhaszonkulcsok alkalmazásával kapcsolatban meg kell azt is jegyezni, hogy nem az egyes termékekre, hanem csak bizonyos termékcsoportokra vonatkozóan volt elvárható azok érvényesülése. Az egyes cikkek árainak kalkulációjánál, attól függően, hogy azok divatosak, korszerűek, vagy már régebbi megjelenésűek voltak-e, az irányhaszonkulcsoktól mindkét irányban eléggé számottevően, 20–30 százalékkal is el lehetett térni.

1968 után a kereskedelmi vállalatok a korábbiakhoz képest valamivel nagyobb, ún. kockázati alappal rendelkeztek, s így volt bizonyos lehetőségük saját elhatározásaik alapján, a szezon végén vagy bármikor a már kevésbé divatos, illetve korszerű termékeiket jelentős árengedménnyel kiárúsítani. Ezek közül a legszámottevőbb a ruházati cikkek téli és nyári szezonvégi kiárúsítása volt, amikor két hétig számos cikket 20-40 százalékos árengedménnyel árusítottak.

(A tanulmány második, befejező részét a *Statisztikai Szemle* következő számában közöljük.)

Munkapiaci áramlások, konzisztencia – egy alternatív megoldás*

Mihályffy László,
a KSH ny. főtanácsadója
E-mail: Laszlo.Mihalyffy@ksh.hu

A magyar munkaerő-felmérés negyedévenként ad tájékoztatást a munkaerőpiac állapotáról. A szerző bemutatja, hogy a felmérés két egymás utáni negyedéves mintájának közös része, a panel alkalmas arra, hogy megfelelő súlyozással konzisztens becslést adjon a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívak állományára mind a bázis-, mind pedig a tárgyidőszakban, valamint a két időszak közötti áramlásokra, más szóval a munkaerő-piaci státusukat megváltoztatók létszámára vonatkozóan.

TÁRGYSZÓ:
Munkaerőpiac.
Kalibrált becslések.
Mintavételi eljárás.

* A tanulmány eredményeinek egy része a „Grant Application on Labour Force Survey – Quality Improvement. Eurostat ID of the Agreement: 10201.2009.001-2009.612” c. projekt keretei között készült el. A szerző köszönettel tartozik a lektornak és a *Statisztikai Szemle* főszerkesztőjének, akiknek észrevételei sokat segítettek abban, hogy az Olvasók számára könnyebben érthetővé tegyem a dolgozat eredményeit.

Ebben a tanulmányban a munkaerő-felmérés (MEF) néhány fontosabb mutatójának, és pedig a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívak létszámának dinamikájával foglalkozunk. Vizsgálatunk tere a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) munkaerő-felmérése, következtetéseink szempontjából azonban ez nem jelent lényeges megszorítást, tekintettel arra, hogy a statisztikai hivatalok ez irányú felmérése a legtöbb országban azonos fogalmakra és többé-kevésbé hasonló módszertani megoldásokra épül.

A KSH munkaerő-felmérése negyedéves felvétel, az egyes negyedévekben az említett mutatók kielégítő minőségű *keresztmetszeti* becslését szolgáltatja. A dolgozatban mindig a két egymást követő negyedév közötti változásokat fogjuk vizsgálni, jelöljük ezeket az időszakokat t -vel, illetve $t+1$ -gyel, továbbá a szóban forgó mutatók értékét a *célsokaságban* a t időszakra nézve F_0 -lal, M_0 -lal, illetve I_0 -lal, a $t+1$ időszakra nézve pedig F -fel, M -mel, illetve I -vel.¹ Ezeket a mennyiségeket *állományoknak* nevezzük, az

$$F - F_0, \quad M - M_0 \quad \text{és az} \quad I - I_0$$

különbségeket pedig az állományok *nettó* változásának a t és $t+1$ időszakok között. Ezek a nettó változások igen fontosak a gazdaság elemzőinek számára, ezek mellett azonban az is fontos adat, hogy például akik a $t+1$ időszakban foglalkoztatottak (F), azok közül hányan voltak foglalkoztatottak, munkanélküliek, illetve inaktívak az előző időszakban. Bevezetve az AB jelölést azok létszámára, akik a $(t, t+1)$ időközben az A állományból a B állományba kerültek, hat kategóriához jutunk:

$$MF, \quad IF, \quad FM, \quad IM, \quad FI \quad \text{és} \quad MI$$

azoknak a személyeknek a létszáma, akik korábbi állapotukat – azaz, korábbi állományukhoz tartozásukat – megváltoztatták, ezeket a létszámokat *áramlásoknak* nevezzük. Az áramlásokat *bruttó* változásoknak tekintjük; a jelzők használatát az a körülmény indokolja, hogy bármelyik nettó változás bruttó változások egyenlegeként áll elő, például $F - F_0 = MF - FM + IF - FI$. Az FF , MM és II olyan személyek létszáma, akiknek munkaerő-piaci helyzete az adott időintervallumban nem változott.

¹ Jelen dolgozatban Cseres-Gergely Zs. [2011] tanulmányának jelöléseit és terminológiáját használjuk, mivel mindkét dolgozatban ugyanarról a feladatról van szó, természetesen két különböző megoldás javaslatával.

Legyen

$$L_0 = F_0 + M_0 + I_0, \quad L = F + M + I,$$

azaz L_0 és L a munkaképes korú személyek létszáma a t és a $t+1$ időszakban; természetesen általában $L_0 \neq L$. Másfelől nyilvánvaló, hogy az áramlások – ideértve a helyben maradók FF , MM és II létszámát is – csak azokra a személyekre értelmezhetők, akik jelen vannak mind a t , mind pedig a $t+1$ időszakban. Ezen körülmények figyelembe vételével az áramlások és a két időszakhoz tartozó állományok közötti kapcsolat az 1. kontingenciatáblázattal ábrázolható. Ez azt is mutatja, hogy $L - L_0$ a munkaképes korú népesség létszámában bekövetkező változás, a korcsoportba belépők (F_{be} , M_{be} , I_{be}) és az abból kilépők (F_{ki} , M_{ki} , I_{ki}) létszámának egyenlege. A be- és kilépésnek a korváltás mellett egyéb oka is lehet, erre még visszatérünk.

1. táblázat

Munkaerő-piaci áramlások és állományok

		Időszak: $t+1$				
Időszak: t		FF	MF	IF	F_{be}	F
		FM	MM	IM	M_{be}	M
		FI	MI	II	I_{be}	I
		F_{ki}	M_{ki}	I_{ki}		
		F_0	M_0	I_0		

Eddig a munkaerőpiac állományait és áramlásait a célsokaság részeként értelmeztük. A következőkben ezeknek a mennyiségeknek valószínűségi mintákból származó becslésével foglalkozunk. Mint látni fogjuk, ezek a becslések gyakran különböző mintákból származnak, ilyen esetekben a 2. táblázat nem konzisztens, azaz a cellaértékek és a szélösszegek nem teljesítik a kontingenciatáblázat feltételeit (a szokáshoz híven a szimbólum fölötti „tető” a becslésre utal).

2. táblázat

Munkaerő-piaci áramlások és állományok becslése

		Időszak: $t+1$				
Időszak: t		$\hat{F}F$	$\hat{M}F$	$\hat{I}F$	\hat{F}_{be}	\hat{F}
		$\hat{F}M$	$\hat{M}M$	$\hat{I}M$	\hat{M}_{be}	\hat{M}
		$\hat{F}I$	$\hat{M}I$	$\hat{I}I$	\hat{I}_{be}	\hat{I}
		\hat{F}_{ki}	\hat{M}_{ki}	\hat{I}_{ki}		
		\hat{F}_0	\hat{M}_0	\hat{I}_0		

A tanulmányban olyan eljárásokat mutatunk be, amelyek biztosítják az áramlások és az állományok becslésének konzisztenciáját. Hangsúlyozni kell azonban, hogy a

konzisztencia ebben az esetben csak közelítőleg teljesül, a közelítés hibája az állományok becslésének mintavételi hibájától függ. Valószínűségi mintákból származó becslésekkel foglalkozunk, és egyik előző megjegyzésünkből következően az áramlások becsléséhez olyan mintára van szükség, amelynek elemeit sikerült megfigyelni mind a t , mind pedig a $t + 1$ időszakban. Mivel dolgozatunk célja a magyar munkaerő-felméréshez kapcsolódó alkalmazások előkészítése, az 1. fejezetben a MEF-mintának azokat a tulajdonságait tekintjük át röviden, amelyekre az ismertett módszerek épülnek. A 2. fejezetben azt az általános elvet ismertetjük, amely egy alkalmasan választott (rész)minta megfelelő átsúlyozásán alapul, és ennek következtében a 2. táblázat valamennyi elemét ugyanabból a mintából becsülhetjük, ami automatikusan biztosítja a kívánt konzisztenciát. A 3. fejezetben konkrét becslési eljárásokat mutatunk be, egyrészt az ún. BLS-módszert, másrészt pedig az előző fejezet mondanivalójához kapcsolódva egy súlyozáson alapuló eljárást. A 4. fejezetben a becsült áramlások szórásnégyzetének becslésével foglalkozunk, ezt követi a rövid Összefoglalás és a Függelék, amelyben a kalibrálás és a kalibrált becslések néhány alapvető tulajdonságának leírása található.

1. A KSH munkaerő-felmérésének mintája

A KSH munkaerő-felmérése részben egy-, részben kétlépcsős rétegzett valószínűségi mintán alapul, melynek utolsó mintavételi egysége minden esetben a lakás. A mintába került lakásokban található összes, magánháztartáshoz tartozó személy a mintához tartozik, ezek közül a MEF-ben csak a munkaképes korúakat vesszük figyelembe. A minta részletes ismertetése megtalálható a KSH „Statistikai Módszertani Füzetek” c. sorozatának 46. számában [2006]; itt csupán azokat a tulajdonságait tekintjük át, amelyek a tanulmányban bemutatott módszerek szempontjából fontosak. Ennek megfelelően a következőkben egyrészt a MEF-minták segítségével meghatározott *panelek* értelmezését, másrészt pedig a mintasúlyok kialakításának eljárását ismertetjük. Ebben a dolgozatban kizárólag a negyedéves mintákkal foglalkozunk, amelyek egyébként három azonos nagyságú és felépítésű havi részmintából állnak.

1.1. A MEF-minták által meghatározott panelek

A MEF mintavételi tervének része egy rotációs séma, amely szerint az adatszolgáltatók terheinek csökkentése érdekében minden egyes negyedévben a minta

egyhatod része kicserélődik. Ennek megfelelően, ha nincs meghiúsulás, akkor a minta bármely időszakban, azaz negyedévben hat egyenlő nagyságú, valamint azonos felépítésű részmintából áll, és a (más néven) rotációs csoportok bármelyike az elsőtől a hatodikig terjedő hullámok valamelyikében van.² Két, egymást követő negyedév MEF-mintája esetén a minták közös része, vagyis a *panel*, azokból a rotációs csoportokból áll, amelyek mindkét mintában jelen vannak; ezt a fogalmat a következő ábrával szemléltetjük.

Panel a munkaerő-felmérés két egymás utáni negyedéves mintájában

Hullám	Negyedév	
	t	$t + 1$
1		belépő
2		
3		
4		
5		
6	kilépő	

Az ábrán az egyes rotációs csoportokat a sötétebb-, illetve világosabb árnyalatok azonosítják, a két szomszédos negyedéves minta által meghatározott panelt vastag kontúr határolja. A mintakijelölés szerint minden rotációs csoport 6 295 lakásból áll.

Száz százalékos válaszadási arányt feltételezve, a MEF két szomszédos negyedéves mintája által meghatározott panel elemszáma a negyedéves minta elemszámának öthatoda. A különböző elemzésekben gyakran foglalkoznak olyan panelekkel is, amelyeket nem szomszédos negyedévek MEF-mintája határoz meg, és így nagyságuk a negyedéves minta nagyságának négyhatod része, háromhatod része stb. Ebben a dolgozatban azonban csak szomszédos negyedévek mintái által meghatározott panelekkel foglalkozunk.

A gyakorlatban egy rotációs csoport összetétele a t -edik és a $t + 1$ -edik negyedévben általában nem azonos, aminek számos oka van, közöttük a legismertebb talán az ún. panelkopás. Bár a panelkopást, illetve a panel működésével kapcsolatos egyéb defektusokat általában bizonyos technikákkal ellensúlyozzák, ezek hatását egyes esetekben nem könnyű követni, ezért például az áramlások becslésénél célszerű egy egyszerűbb panel fogalommal dolgozni. Eszerint a következőkben panelen azt a *személyekből* álló részmintát értjük, amely a tekintett két időszak *megvalósult* keresztmetszeti mintáinak a közös része.

² Azok a mintavételi egységek – lakások vagy személyek –, amelyek a k -adik alkalommal vesznek részt a felvételben, a k -adik hullámot alkotják.

1.2. A végleges mintasúlyok előállítása a munkaerő-felmérésben

A valószínűségi minták mintavételi terve szükségképpen meghatározza a mintasúlyok rendszerét, amelynek elemeit – a mintavételi tervre való utalással – *designsúlyoknak* nevezzük. Ideális esetben – például száz százalékos válaszadási arány esetén – ezeket a designsúlyokat végleges súlyoknak tekinthetnénk. A háztartásstatisztikai minták jelenlegi gyakorlatában a designsúlyokat a minta egyes rétegeiben a meghiúsulás részleges kompenzálása érdekében egye-egy korrekciós tényezővel megszorozzuk, az így kapott súlyokat *alapsúlyoknak* nevezzük. Ez utóbbiakat gyakran ugyanúgy jelöljük, mint a designsúlyokat.

Az alapsúlyokból kiindulva a végleges súlyokat *kalibrálás* segítségével határozzuk meg. A kalibrálás módszerének tömör leírása megtalálható a Függelékben, amelynek jelöléseit használjuk a továbbiakban. A munkaerő-felmérés esetében a kalibrálás *távolságfüggvénye* az ún. információdivergencia-függvény,

$$\sum_{j=1}^n \left(w_j \log \frac{w_j}{w_j^0} - w_j + w_j^0 \right),$$

aminek következtében a feladat megoldható az ún. gereblyézés (raking) egyszerű eljárásával. (Lásd például *Darroch–Ratcliff* [1972], valamint a Függelék F.7. pontját.) A kalibrálási feladat feltételrendszerét mátrix-vektor formában írjuk fel:

$$\mathbf{Aw} = \mathbf{c},$$

ahol az \mathbf{A} mátrix $m \times n$ -es, m számú, ún. segédváltozónak a mintán megfigyelt értékeiből áll, \mathbf{w} a végleges súlyok oszlopvektora, \mathbf{c} pedig az az m dimenziós oszlopvektor, amelynek komponensei a segédváltozók sokaságbeli értékösszegei. A feladat igen nagyméretű, ugyanis $m = 440$, n (a mintához tartozó háztartások száma) pedig a meghiúsulásoktól függően 33 000 körül ingadozik. A nagy méretek ellenére a kalibrálási feladat számítástechnikai erőforrásigénye viszonylag csekély, ugyanis a feladat a fővárosnak és a megyéknek megfelelően húsz kisebb, egymástól függetlenül megoldható feladatra esik szét. A részfeladatokban a feltételek száma egységesen 22, a változók, azaz a végleges súlyok száma a területi egység nagyságának függvényében ugyancsak változó, az átlaguk közelítőleg $33\,000/20 = 1\,650$ körül ingadozik. Megjegyezzük, hogy a megyénkénti kalibrálási feltételek egyike a megye magánháztartásainak számával kapcsolatos, a többi a személyek létszámára vonatkozik, közülük húsz a nemek és korcsoportok szerinti keresztosztályok mintából becsült létszámára ír elő feltételt.

2. Időbeni bruttó változások becslésének elve

Nordberg [2000] nyomán Axelson [2012] általános érvényű elvet fogalmazott meg a kategóriaváltozók időbeni bruttó változásának mérésére, amit a következőkben ismertetünk.

Jelölje U_t és U_{t+1} a célsokaságot a t , illetve a $t+1$ időszakban, és legyen $U = U_t \cup U_{t+1}$, továbbá $U_P = U_t \cap U_{t+1}$. Ha $U_{t,C}$ és $U_{t+1,C}$ a vizsgálat tárgyát jelentő egységek halmaza a t , illetve $t+1$ időszakban, és $U_{t,\bar{C}}$, valamint $U_{t+1,\bar{C}}$ a megfelelő komplementer halmazok, akkor

$$\begin{aligned} U_P &= (U_{t,C} \cup U_{t,\bar{C}}) \cap (U_{t+1,C} \cup U_{t+1,\bar{C}}) = \\ &= (U_{t,C} \cap U_{t+1,C}) \cup (U_{t,\bar{C}} \cap U_{t+1,C}) \cup (U_{t,C} \cap U_{t+1,\bar{C}}) \cup (U_{t,\bar{C}} \cap U_{t+1,\bar{C}}). \end{aligned}$$

Ezzel az $U_P = U_t \cap U_{t+1}$ sokaságot négy, páronként diszjunkt halmazra bontottuk. Az előbbi sorrendet alapul véve, ezek olyan egységekből állnak, amelyek

- a vizsgálat körébe tartoznak mind a t , mind pedig a $t+1$ időszakban,
- a $t+1$ időszakban a vizsgálat körébe tartoznak, de a t időszakban azon kívül esnek,
- a t időszakban a vizsgálat körébe tartoznak, de a $t+1$ időszakban azon kívül esnek,
- a vizsgálat körén kívül esnek mind a t , mind pedig a $t+1$ időszakban.

Vezessük be ennek a négy részhalmaznak az elemszámára rendre az N_{CC} , $N_{\bar{C}C}$, $N_{C\bar{C}}$ és az $N_{\bar{C}\bar{C}}$ jelöléseket. Mivel a részhalmazok páronként diszjunktak és egyesítésük az U_P sokasággal egyenlő, $N_{CC} + N_{\bar{C}C} + N_{C\bar{C}} + N_{\bar{C}\bar{C}}$ egyenlő N_P -vel, azaz U_P elemszámával. Ha az elemszámokat elrendezzük a következő 2×2 -es táblába, akkor belátható, hogy a sorösszegek azoknak az egységeknek a számát adják meg, amelyek a $t+1$ időszakban a vizsgálat körébe tartoznak, illetve azon kívül esnek, az oszlopösszegek pedig ugyanezeket a létszámokat jelentik a t időszakra vonatkozóan.

N_{CC}	$N_{\bar{C}C}$
$N_{C\bar{C}}$	$N_{\bar{C}\bar{C}}$

$N_{\bar{C}C}$ és $N_{C\bar{C}}$ nyilván áramlások, bruttó változást jelző számok, mintából való becslésük céljából a következőképpen kell eljárunk. Jelöljük \mathbf{N}_p -vel a $(N_{CC}, N_{\bar{C}C}, N_{C\bar{C}}, N_{\bar{C}\bar{C}})^T$ vektort, és határozzuk meg az $U = U_t \cup U_{t+1}$ célsokaságnak egy olyan mintáját, amelynek alapján \mathbf{N}_p becslhető, és létezik olyan $\hat{\mathbf{N}}_p$ becslőfüggvény, amely a következő tulajdonságokkal rendelkezik:

- megfelel a mintavételi tervnek,
- a meghiusulás ellensúlyozására korrekciós tényezőket is magában foglal,
- a mintától független, külső információt is tartalmazhat.

Ilyen minta meghatározására nincs általános recept, mert a lehetőségek rendszerint egy nemzeti statisztikai hivatal által végrehajtott folyamatos vagy periodikus felvétel adottságaitól függenek, de ezeknél az adatgyűjtéseknél a mintafrissítés alkalmas megszervezésével (mintakoordináció) biztosítható a felsorolt tulajdonságokkal rendelkező minta létezése. Az $\hat{\mathbf{N}}_p$ becslőfüggvényre vonatkozó feltételek teljesülése szükséges ahhoz, hogy a $V(\hat{\mathbf{N}}_p)$ kovarianciamátrixra nézve a mintából elfogadható becslést kapjunk.

A következőkben megmutatjuk, hogyan alkalmazható ez a Nordberg és Axelson nevéhez fűződő megközelítés feladatunkban, a munkaerő-piaci állományoknak és áramlásoknak a KSH munkaerő-felmérésén alapuló becslésében. A bevezetésben és az 1. fejezetben mondottak szerint célunk elérésének kézenfekvő eszköze a MEF két szomszédos negyedévhez tartozó keresztmetszeti mintái által meghatározott panel, azt kell tehát ellenőriznünk, hogy ez a minta megfelel-e az előbbi szempontoknak. A feladat két részből áll: egyrészt meg kell vizsgálni, hogy a minta tartalmazza-e a célváltozók becsléséhez szükséges információkat, másrészt meg kell határozni a mintasúlyok célnak megfelelő, bizonyos szempontból optimális rendszerét. A következőkben a két részfeladat közül az elsővel foglalkozunk.

A fejezet elején az U_t és az U_{t+1} sokaságokat (a célsokaságnak a t , illetve a $t+1$ időszakhoz tartozó állapotát) $U_{t,C} \cup U_{t,\bar{C}}$, illetve $U_{t+1,C} \cup U_{t+1,\bar{C}}$ alakban írtuk fel, ahol $U_{t,C}$ és $U_{t+1,C}$ a vizsgálat körébe tartozó egységek részsokasága. Ha a vizsgálat egynél több ismérvre – több ismérv szerint csoportosított egységekre – terjed ki, akkor az $U_{t,C}$ és $U_{t+1,C}$ részsokaságokat ennek megfelelő számú, átfedésmentes részekre bontjuk fel, és ezt a felbontást alkalmazzuk az $U_p = U_t \cap U_{t+1}$ részsokaságra is. A munkaerő-felmérésre összpontosítva, a C -vel jelölt csoportot a munkaképes ko-

rúakkal azonosíthatjuk, és a foglalkoztatottak, munkanélküliek, valamint inaktívak részcsoportjaira bonthatjuk fel. Megtartva az F , M és I jelöléseket, az U_p sokaság felbontásánál a következő egyenlőségből indulhatunk ki:

$$U_p = (U_{t,F} \cup U_{t,M} \cup U_{t,I} \cup U_{t,\bar{C}}) \cap (U_{t+1,F} \cup U_{t+1,M} \cup U_{t+1,I} \cup U_{t+1,\bar{C}}). \quad /1/$$

Elvégezve a műveleteket a jobb oldalon, az U_p sokaságot $4 \times 4 = 16$, páronként diszjunkt részsokaságra, *keresztosztályra* bontjuk fel. Ez utóbbiak bármelyike $A_t \cap B_{t+1}$ alakba írható, ahol A_t az $U_{t,F}$, $U_{t,M}$, $U_{t,I}$ és az $U_{t,\bar{C}}$ részsokaságok valamelyikével, B_{t+1} pedig az $U_{t+1,F}$, $U_{t+1,M}$, $U_{t+1,I}$ és az $U_{t+1,\bar{C}}$ részsokaságok valamelyikével egyenlő. Az $U_{t,F} \cap U_{t+1,F}$ azoknak az egységeknek (személyeknek) a csoportja, akik mind a t , mind pedig a $t+1$ időszakban foglalkoztatottak voltak, $U_{t,M} \cap U_{t+1,F}$ pedig azoké, akik korábbi munkanélküli státusukat foglalkoztatottra cserélhették. A sokaság $U_{t,\bar{C}} \cap U_{t+1,M}$ kifejezéssel azonosított része azokból a személyekből áll, akik a t időszakban még nem tartoztak a munkaképes korúakhoz, a $t+1$ időszakban viszont már igen, és új belépőként munkanélküliek lettek. Áttekintve az U_p sokaságnak az /1/ összefüggéssel meghatározott keresztosztályait, észrevesszük, hogy azok elemszáma egy kivétellel mind megtalálható az 1. táblázat áramlásokra vonatkozó adataival. A kivétel azoknak a személyeknek a száma, akik sem a t , sem pedig a $t+1$ időszakban nem voltak munkaképes korúak, ennek jele $\bar{C}\bar{C}$, a 3. táblázat negyedik sorának negyedik cellájában található. Miután ez utóbbi táblázatban a 4×4 -es belső cella adatait ismertnek tekinthetjük, a szélösszegeket (F , M , I , \bar{C} , illetve F_0 , M_0 , I_0 és \bar{C}_0) egyszerűen a tényleges sor- és oszlopösszegek segítségével értelmezhetjük; ezt a keresztosztályok ismert tulajdonsága alapján tehetjük meg.

3. táblázat

Munkaerő-piaci áramlások és állományok a t , és $t+1$ időszakok célsokaságának közös részén

		Időszak: $t+1$			
	FF	MF	IF	F_{be}	F
	FM	MM	IM	M_{be}	M
	FI	MI	II	I_{be}	I
	F_{ki}	M_{ki}	I_{ki}	$\bar{C}\bar{C}$	\bar{C}
Időszak: t	F_0	M_0	I_0	\bar{C}_0	

Megállapíthatjuk, hogy az áramlások becslése szempontjából Nordberg és Axelson megközelítése lényegében ugyanahhoz a kiinduló ponthoz vezet, mint

amellyel a bevezetésben találkoztunk. Az is könnyen belátható, hogy panelmintánkban az F , M , I és a \bar{C} állományok, valamint a t , $t+1$ időszakok által meghatározott keresztosztályok, pontosabban az ezekhez tartozó egységek azonosíthatók, így a minta alkalmas az áramlások becslésére. Amennyiben a táblázat szélösszegeit is a panelmintából becsüljük, a keresztosztályok említett tulajdonságából következően a belső cellaértékek és a szélösszegek konzisztenciája a minta tetszőleges ésszerű³ súlyozása mellett automatikusan teljesül. A súlyok alkalmas megválasztásával a következő fejezetben foglalkozunk.

3. Áramlások és állományok konzisztenciáját biztosító eljárások

A munkaerő-piaci áramlások és állományok becslésének konzisztenciáját biztosító eljárások közül a legegyszerűbb módszert az amerikai Munkaügyi Statisztikai Hivatal (Bureau of Labor Statistics) munkatársai dolgozták ki. A módszert *Cseres-Gergely Zsombor* a KSH munkaerő-felmérésére alkalmazta, és eredményeit a *Statisztikai Szemle* 2011. májusi számában mutatta be. Ő a felhasznált algoritmus alapján a módszert *gereblyezésnek* nevezte, ebben a dolgozatban ezzel párhuzamosan használjuk a „BLS-módszer” kifejezést is.

3.1. Áramlások és állományok becslésének konzisztenssé tétele a gereblyezés módszerével

A MEF-ről lévén szó, az időszakok negyedévek, a t -edik negyedévet bázis-, a $t+1$ -ediket tárgyidőszaknak nevezzük. A módszert a 2. táblázatára, pontosabban ennek egy módosított változatára való hivatkozással célszerű bemutatni, mivel ennél a módszernél a munkaképes korba⁴ belépők, illetve az abból kilépők esetén megkülönböztették a korváltás-, illetve egyéb ok miatt ki-belépőket.

A kilépőknél a „65” index azokra utal, akik a bázisidőszakban 64 évesek voltak, a tárgyidőszakban viszont már betöltötték a 65. életévüket. Hasonlóképpen a belépőknél a „15” jelentése az, hogy a bázisidőszakban még csak 14 évesek voltak, de a

³ A súlyok szélsőségesen kis vagy nagy értéket nem vesznek fel, a teljes népesség becslése közel torzítatlan.

⁴ A MEF-ben a 15–74 éveseket tekintik munkaképes korúnak, ebben a dolgozatban azonban csak a 15–64 éveseket soroljuk ehhez a kategóriához. A MEF-adatállományok alapján nem jelent problémát a szokásos munkaerő-piaci mutatók becslése a munkaképes kor felső határának említett módosítása mellett.

tárgyidőszakban már betöltötték a 15. évet. Az egyéb ok miatt ki-, illetve belépők esetén az index „ki”, illetve „be”.

4. táblázat

Becsült állományok és áramlások a BLS-módszer esetén

		Tárgyidőszak					
		Új belépők					
		$\hat{F}F$	$\hat{M}F$	$\hat{I}F$	\hat{F}_{15}	\hat{F}_{be}	\hat{F}
		$\hat{F}M$	$\hat{M}M$	$\hat{I}M$	\hat{M}_{15}	\hat{M}_{be}	\hat{M}
		$\hat{F}I$	$\hat{M}I$	$\hat{I}I$	\hat{I}_{15}	\hat{I}_{be}	\hat{I}
	<i>Kilépők</i>	\hat{F}_{65}	\hat{M}_{65}	\hat{I}_{65}			
	<i>Kilépők</i>	\hat{F}_{ki}	\hat{M}_{ki}	\hat{I}_{ki}			
	Bázisidőszak	\hat{F}_0	\hat{M}_0	\hat{I}_0			

A korábbiakkal összhangban panelen a bázis- és a tárgyidőszak mintájának közös részét értjük. A panel minden j eleme örököl egy w_j^0 mintasúlyt⁵ a bázisidőszak mintájától és egy w_j mintasúlyt a tárgyidőszak mintájától. Tekintettel a keresztmetszeti minták és a panel elemszáma közötti különbségre, ezeket a következőképpen igazítjuk a panelhez:

$$w_{p,j}^0 = \text{konst}_0 \times w_j^0 \quad \text{és} \quad w_{p,j} = \text{konst} \times w_j,$$

ahol

$$\text{konst}_0 = \frac{\sum w_j^0 \text{ a teljes minta elemeire}}{\sum w_j^0 \text{ a panel elemeire}}, \quad \text{konst} = \frac{\sum w_j \text{ a teljes minta elemeire}}{\sum w_j \text{ a panel elemeire}}.$$

Mind a konst, mind pedig a konst₀ tényező közel 6/5-del egyenlő. A BLS-módszer algoritmusát a bevezetett jelölésekkel a következőképpen írhatjuk le.

1. Becsüljük a bázis- és a tárgyidőszak állományait (F_0 , M_0 , I_0 , illetve F , M , és I) a bázis-, illetve a tárgyidőszak mintája alapján.
2. Becsüljük a korváltás miatt kilépők (index=65) állományait a $w_{p,j}^0$, és a korváltás miatt belépők állományait (index = 15) a $w_{p,j}$ súlyok segítségével.

⁵ A dolgozatban a w_j^0 és a w_j általában designsúlyt és az arra épülő kalibrált súlyt jelenti, ebben az alfejezetben azonban más értelemben használjuk ezeket a jelöléseket.

3. Határozzuk meg az áramlások – a bekeretezett 3×3 -as mátrix elemeinek – a kezdeti értékét a $w_{p,j}$ súlyok segítségével.

4. Tekintsük az

$$\hat{F}_0 - \hat{F}_{65} + \hat{M}_0 - \hat{M}_{65} + \hat{I}_0 - \hat{I}_{65} < = > \hat{F} - \hat{F}_{15} + \hat{M} - \hat{M}_{15} + \hat{I} - \hat{I}_{15}$$

relációkat. Ha az egyenlőségjel érvényes, az összes egyéb ki- és belépő állománya legyen 0. Ellenkező esetben legyen D a két oldal különbségének abszolút értéke. Ha a relációk közül a „>” jelnek megfelelő teljesül, akkor az egyéb belépők állományát nullának vesszük, D értékét pedig szétosztjuk \hat{F}_{ki} , \hat{M}_{ki} és \hat{I}_{ki} között, \hat{F}_0 , \hat{M}_0 és \hat{I}_0 arányában. Analóg módon járunk el a „<” jel érvényessége esetén, ekkor $\hat{F}_{ki} = \hat{M}_{ki} = \hat{I}_{ki} = 0$, és D értékét \hat{F}_{be} , \hat{M}_{be} és \hat{I}_{be} között osztjuk szét.

5. Igazítsuk az áramlások 3×3 -as mátrixának elemeit az 1–4. lépésekben korrigált sor- és oszlopösszegekhez „gereblyézéssel” (más néven RAS-módszerrel vagy az iteratív arányos közelítések módszerével.)

Elméletileg bizonyítható, hogy a tekintett alkalmazásban a gereblyezés mindig megengedett megoldáshoz vezet.

A BLS-módszer tehát az állományok bázis- és a tárgyidőszakhoz tartozó becsléseit adottságoknak tekintve ad konzisztens becsléseket az áramlásokra, valamint a munkaképes korúak csoportjából ki-, illetve abba belépő személyek számára. A becslések azonban – ellentétben a nekik megfelelő sokaságbeli értékekkel – csak közelítőleg lehetnek konzisztensek. Ennek oka a következő. Abban a vitathatatlanul ritka, de azért nem kizárható esetben, amikor a be- és kilépők száma kiegyenlíti egymást, tehát a munkaképes korúak létszáma a bázis- és a tárgyidőszakban megegyezik, ennek két különböző MEF-mintából származó becslése garantáltan különbözik. Ezt az eltérést „rá lehet terhelni” a ki- és belépők becslésére, és ez történik a BLS-módszer alkalmazásánál is, ezáltal azonban ezek az utóbbi becslések torzítottak lesznek. E hatás akkor is érvényesül, ha a munkaképes korúak létszámában változás következik be a két időszak között.

3.2. Áramlások és állományok egyidejű becslése a panel alkalmas súlyozásával

Két szempontot lehet felhozni mellett, hogy egyetlen minta – szükségképpen a panel – alapján legyen lehetőségünk az áramlások és az állományok konzisztens becslésére. Egyrészt egy ilyen minta birtokában vizsgálhatjuk az áramlásoknak más,

munkaerő-piaci mutatókkal való kapcsolatát, másrészt becsülhetjük az áramlások szórásnégyzetét, ami a BLS-módszer alkalmazásánál nem lehetséges. Mint láttuk, a panel valamilyen ésszerű súlyozása mellett a 3. táblázatra nézve teljesülnek a konzisztencia feltételei, ha minden sokaságbeli állományt és áramlást a mintából származó becslésével helyettesítünk; a probléma csupán az, hogy az F_0 , M_0 , I_0 , illetve F , M , és I állományok becslése így általában különbözni fog attól, amit a bázis- és a tárgyidőszak keresztmetszeti mintája alapján kapunk. A kérdés az, hogy lehet-e a súlyokat úgy választani, hogy a szóban forgó állományokra a panel alapján ugyanazokat a becsléseket kapjuk, mint a keresztmetszeti mintákból. Ha az abszolút pontosság helyett elfogadjuk egy jó közelítést, akkor a válasz igenlő.

Az 1. fejezetben láttuk, hogy a MEF-minták mintasúlyainak kialakításánál az utolsó lépés a kalibrálási eljárás, amelynek távolságfüggvénye

$$\sum_{j=1}^n \left(w_j \log \frac{w_j}{w_j^0} - w_j + w_j^0 \right), \quad /2/$$

feltételrendszere pedig az

$$\mathbf{A}\mathbf{w} = \mathbf{c} \quad /3a/$$

lineáris egyenletrendszer, amely 440 skalár egyenletről áll, és amelyben az ismeretlenek száma a megvalósult mintába bekerülő lakások számának függvényében 33 000 körül ingadozik. Bár a mintavétel lakásmintára vonatkozik, a súlyozás során azonos a lakásban lakó háztartások kaphatnak különböző súlyt. A /3a/ egyenlet együttható mátrixa és jobb oldala függ az időtől, jelöljük ezeket a mennyiségeket a bázisidőszak esetén \mathbf{A}_t -vel és \mathbf{c}_t -vel, a tárgyidőszak esetén pedig \mathbf{A}_{t+1} -gyel és \mathbf{c}_{t+1} -gyel. Mivel a panelminta közel öthatod része mind a bázis-, mind pedig a tárgyidőszak mintájának, és felépítése ugyancsak megegyezik a keresztmetszeti minták felépítésével, magától értetődőnek látszik, hogy mintasúlyait meghatározhatjuk akár a bázis-, akár a tárgyidőszakhoz tartozó mintasúlyokhoz hasonló módon. A különbség csak annyi lesz, hogy az ismeretlenek száma, más szóval a \mathbf{w} vektor dimenziója átlagosan körülbelül $5 \times 33\,000 / 6 = 27\,500$ lesz, és a /2/-be w_j^0 helyett ennek hatötödszörösét írjuk. Kétségbe nyilvánvaló, hogy a panel mintasúlyait úgy is meghatározhatjuk, hogy a /2/ és /3a/ kalibrálási feladatot néhány további feltétellel kiegészítjük.

A panelminta tartalmazza mindkét időszakra nézve a munkaképes korúak munkaerő-piaci státusának adatát, ennek értelmében tetszőleges mintasúlyok esetén felírható mind az F_0 , M_0 , I_0 , mind pedig az F , M , és I állományoknak a panelből származó becslése. Felírható ezért az a három-három kalibrálási feltétel is, amelyek előírják,

hogyan az említett állományoknak a panelből származó becslése egyezzen meg az állományok keresztmetszeti mintákból származó becslésével. Mátrix-vektor jelöléssel ezeket a feltételeket a következő alakba írjuk:

$$\mathbf{B}_t \mathbf{w} = \mathbf{h}_t, \quad /4/$$

$$\mathbf{B}_{t+1} \mathbf{w} = \mathbf{h}_{t+1}, \quad /5/$$

ahol \mathbf{B}_t , \mathbf{B}_{t+1} $3 \times n$ -es mátrixok és $\mathbf{h}_t = (\hat{F}_0, \hat{M}_0, \hat{I}_0)^T$, $\mathbf{h}_{t+1} = \mathbf{h}_{t+1} = (\hat{F}, \hat{M}, \hat{I})^T$.

Mivel célszerű a becslött áramlások eszmei időpontjának a tárgyidőszakot tekinteni, a /3a/ feltételrendszert az

$$\mathbf{A}_{t+1} \mathbf{w} = \mathbf{c}_{t+1} \quad /3b/$$

alakba írjuk. Összegezve az elmondottakat, a panelminta súlyozására a következő kalibrálási feladatot írhatjuk fel: *minimalizáljuk a /2/ távolságfüggvényt a /3b/, /4/ és az /5/ feltételek mellett.*

A feladattal kapcsolatban a következőket jegyezzük meg.

– A kalibrálási feladatoknál megköveteljük, hogy a feltételek jobb oldala, az ún. kontrollok vagy sarokszámok ismert sokasági paraméterek, illetve azok nagyon pontos közelítései legyenek, tehát semmiképpen sem véletlentől függő mennyiségek. Esetünkben viszont /4/ és /5/ jobb oldala mintából származó becslések, tehát „szokatlan” kalibrálási feladatokról van szó.

– Technikailag \hat{F}_0 , \hat{M}_0 , \hat{I}_0 , \hat{F} , \hat{M} és \hat{I} sztochasztikus jellege nem jelent problémát, szórásnégyzetbecslése esetén azonban figyelembe kell venni a becslések ezektől a mennyiségektől függő variabilitását is.

– Az 1.2. alfejezetben említettük, hogy az eredeti /2/ és /3a/ összefüggésekkel meghatározott feladat megoldása igen egyszerű, mivel hús, egymástól függetlenül megoldható kisméretű feladat megoldására lehet visszavezetni. Az új feltételekkel kiegészített kalibrálási feladatokra ez már nem érvényes, a feladatok struktúrájának ügyes kihasználásával azonban ezek is megoldhatók racionális erőforrás-felhasználás mellett. Míg a 2006. IV. negyedéve és 2010. I. negyedéve közötti 13 panelnél a /2/ és /3a/ feladat megoldása átlagosan egy percet igényelt, a /4/ és /5/ feltételekkel kiegészített feladat esetén ehhez átlagosan 3–4 percre

volt szükség.⁶ Bár a szükséges gépidő növekedésével a kalibrálás eredményének minőségi mutatói romlottak – a sarokszámokhoz való illeszkedés pontossága csökkent, a végleges súlyoknak az induló értékhez viszonyított relatív változása néhány esetben átlépte az ilyen esetekben előírt határokat – a rendelkezésre álló információ szerint, a javasolt súlyozás mellett, a panelből elfogadható becsléseket kapunk.

– A javasolt súlyozási eljárás eredményeként a munkaerő-piaci áramlásokra olyan becsléseket kapunk, amelyek mind a bázis-, mind pedig a tárgyidőszak becslött állományaival jó közelítéssel konzisztensek.

3.3. Gereblyézéssel és panelsúlyozással kapott eredmények összehasonlítása

Az 5. táblázatban néhány áramlásnak a 3.1. és 3.2. fejezetben bemutatott módszerrel kapott becsléseit hasonlítjuk össze. A gereblyezés eljárásával becslött adatokat *Cseres-Gergely* [2011] említett dolgozatából vettük át, ezek a „BLS” fejrovat alatti oszlopokban találhatóak. A „Súlyozás” fejrovattal megjelölt oszlopokban panelből származó becsléseket láthatunk a /2/, /3a/, /4/ és az /5/ összefüggésekkel meghatározott kalibrálás eredményeként kapott mintasúlyok alapján.

Az 5. táblázat adatai arra utalnak, hogy nincs nagy különbség az áramlások kétféle módszerrel meghatározott becslései között, ami arra utal, hogy valószínűleg mindkét eljárás közel torzítatlan becslést eredményez. A 6. táblázat viszont egyértelműen azt mutatja, hogy a két módszer nem egyenértékű.

A 6. táblázat a 4. táblázat struktúrájának megfelelően épül fel, és a 2008. IV. és a 2009. I. negyedév közötti áramlások becslését tartalmazza a tekintett két módszer szerint. A $\text{B}\epsilon 15$ jelű oszlopok tartalmazzák azoknak az új belépőknek az adatait, akik a bázisidőszakban még csak 14 évesek voltak, de a tárgyidőszakban már 15 évesen a munkaképes korúakhoz tartoztak. Az *egyéb okból új belépőkre* nézve a vizsgált időszakban a BLS-módszer alkalmazása is csupa zérus létszámot eredményezett, így ez az oszlop kimaradt. A panel súlyozásán alapuló módszernél a munkaképes korúak csoportjába be-, illetve abból kilépő személyek közül eleve csak a korcsoportot váltókat vettük figyelembe, az egyéb okból ki- vagy belépőkre vonatkozóan ugyanis nincs megfigyelés sem a panelben, sem a bázis-, illetve tárgyidőszak mintájában. Nem lehet például eldönteni, hogy mi a helyzet akkor, ha valaki 60 éves volt a bázisidőszakban, de hiányzott a tárgyidőszakban. A hiányzás oka épp úgy lehet választ megtagadás, mint elhalálozás vagy kivándorlás.

⁶ A rendelkezésre álló hardver: Pentium® 4, CPU 2,93 GHz, 0,99 GB RAM; a szoftver a SAS programozási rendszer Base és IML moduljai.

5. táblázat

Munkaerő-piaci áramlások különböző módszerekkel kapott becslésének összehasonlítása

Időszak (negyedév)	M	MM		MF		FM		MI		IM	
		BLS	Súlyozás	BLS	Súlyozás	BLS	Súlyozás	BLS	Súlyozás	BLS	Súlyozás
2007. I.	316 044	258 661	258 300	34 604	34 645	36 933	37 198	25 726	26 296	20 450	20 703
II.	296 646	253 857	254 207	45 508	45 213	20 599	21 337	16 246	16 447	22 190	21 136
III.	306 662	239 152	238 779	40 847	40 798	29 183	31 084	16 375	16 970	38 327	36 909
IV.	327 322	242 263	242 152	42 874	43 784	53 951	55 045	21 525	20 770	31 108	30 295
2008. I.	332 390	259 705	259 045	42 634	43 327	50 352	50 061	25 118	25 073	22 333	23 348
II.	318 970	271 615	271 557	46 443	47 159	26 254	26 440	13 981	13 592	21 100	21 074
III.	327 117	258 703	258 453	45 799	46 273	26 815	27 353	14 260	14 277	41 624	41 300
IV.	336 633	267 911	267 787	38 373	38 364	49 268	49 683	20 650	20 824	19 454	19 265
2009. I.	402 800	284 763	283 164	30 643	31 155	89 301	90 409	20 856	22 177	28 736	29 412
II.	401 368	324 077	324 827	62 618	62 452	49 825	49 860	15 284	15 107	27 465	26 775
III.	435 361	333 637	335 578	47 664	46 177	57 120	56 186	19 969	19 620	44 603	43 586
IV.	441 744	365 033	364 677	50 702	51 138	50 001	51 440	19 234	19 522	26 710	25 625
2010. I	497 557	378 215	378 767	41 626	41 647	85 671	86 784	21 903	21 388	33 672	32 163

Megjegyzés. Az M oszlop adatai a munkanélküliek állományára vonatkoznak a mindenkorai tárgyidőszakban, ezek a tárgyidőszak keresztmetszeti mintájából származnak. MM – munkanélküli volt és az is maradt; MF – munkanélküli volt, foglalkoztatott lett; FM – foglalkoztatott volt, munkanélküli lett; MI – munkanélküli volt, inaktív lett; IM – inaktív volt, munkanélküli lett.

6. táblázat

A 2008. IV. és a 2009. I. negyedév közötti áramlások ábrázolása kontingenciatáblázatban,
a BLS- és a panel súlyozásának módszere alapján

BLS-módszer			Becslés a panel alapján						
Áramlások			$\hat{B}e15$	$\hat{F}, \hat{M}, \hat{I}$	Áramlások			$\hat{B}e15$	$\hat{F}, \hat{M}, \hat{I}$
3 672 965	30 643	32 411	0	3 736 019	3 673 276	31 155	32 883	95	3 737 409
89 301	284 763	28 736	0	402 800	90 409	283 164	29 412	0	402 985
83 014	20 856	2 519 115	21 175	2 644 160	83 793	22 177	2 513 733	25 237	2 644 940
$\hat{F}_{65} =$ = 1 152	$\hat{M}_{65} = 0$	$\hat{I}_{65} =$ = 19 939			$\hat{F}_{65} =$ = 1 771	$\hat{M}_{65} = 0$	$\hat{I}_{65} =$ = 25 585		
$\hat{F}_{ki} =$ = 4 255	$\hat{M}_{ki} = 372$	$\hat{I}_{ki} =$ = 2 876							
$\hat{F}_0 =$ = 3 846 432	$\hat{M}_0 =$ = 336 262	$\hat{I}_0 =$ = 2 599 601			$\hat{F}_0 =$ = 3 849 249	$\hat{M}_0 =$ = 336 496	$\hat{I}_0 =$ = 2 601 613		

A 6. táblázat alapján a következőket állapíthatjuk meg:

- a BLS-módszernél az F_0 , M_0 , I_0 , F , M és az I állományok becslése a keresztmetszeti mintákból származik, ezek tehát ebben az értelemben pontosak, ezzel szemben
- az alternatív módszernél az állományok becslése a panelmintából származik, és mint látható, a kalibrálás ebben az esetben csak bizonyos közelítéssel reprodukálta a keresztmetszeti mintákból származó becsléseket, a legnagyobb eltérés 2 817, ez az \hat{F}_0 értékénél található;
- a BLS-módszernél viszont azt látjuk, hogy míg 1 152 foglalkoztatott lép ki a munkaképes korúak csoportjából betöltött 65 éves kora miatt, 4 255 hatvanöt évnél fiatalabb foglalkoztatott úgy lép ki ebből a csoportból, hogy gyakorlatilag követhetlenné válik. Bár ez a lehetőség sem elképzelhetetlen, sokkal valószínűbb, hogy a foglalkoztatott megtartja a státusát, de ha mégsem, akkor inkább munkanélküli lesz, és csak a végső esetben távozik ismeretlen helyre. Elképzelhető, hogy a panelből kapott becslés \hat{F}_0 esetében a bázisidőszakból származó \hat{F}_0 -hoz viszonyított 2 817 fős többlet a BLS-módszer $\hat{F}_{ki} = 4 255$ becslésének felel meg, de azt sem szabad elfeledni, hogy a munkaképes korúak tárgy- és a bázisidőszakban becslés munkaerő-állománya között van egy olyan ismeretlen különbség is, ami semmi egyébbel

nem magyarázható, mint a két különböző mintából származó becslés mintavételi hibájával.

Összegezve, a BLS-módszernél a pontos konzisztencia elérésének az az ára, hogy a ki- és belépők létszámának becslése esetenként erősen torzított lehet. A súlyozott panelből származó becslésnél a keresztmetszeti mintákból származó becslött állományokhoz való igazodás vonatkozásában kisebb engedményt kell tennünk, a ki- és belépők létszámának becslése azonban annival jobb, mint a BLS-módszernél, hogy itt ezek a becslések is automatikusan adódnak a panelből, minden arányossági feltevés nélkül. A kis esetszám miatt természetesen nagy relatív standard hiba tartozik hozzájuk.

4. A becslött áramlások szórásnégyzetének becslése

A munkaerő-piaci áramlásoknak a panelminta alkalmas súlyozásán alapuló becslése kalibrált becsléseket eredményez. Esetünkben a kalibrálásnak egy szokatlan, az eddigi gyakorlattól eltérő változatával van dolgunk, amikor a kalibrálási feltételek egy részében nem valamilyen, a mintától független információból származó, determinisztikus állandóhoz igazítjuk a segédváltozó becslött értékösszegét, hanem egy másik mintából származó becsléshez. Bár egyelőre még nem készült el olyan számítógépes program, amely alkalmas a szóban forgó becslött áramlások szórásnégyzetének becslésére, ebben a fejezetben felvázolunk egy eljárást, amelynek alapján készíthető ilyen program, éspedig nagy méretek mellett is racionális erőforrásigénnyel.

Értékösszegek becsléséről van szó, amelyek a klasszikus mintavételes eljárásokban lineáris statisztikáknak számíthatnak; ha nem lenne kalibrálás, akkor mind az értékösszegek, mind pedig a hozzájuk tartozó szórásnégyzetek becslhetők lennének az adott mintavételi tervhez tartozó megfelelő képletekkel, tehát analitikus úton. Ha adva van egy U sokaság n elemű s mintája, és

$$\hat{Y}^{\text{kal}} = w_1 y_1 + w_2 y_2 + \dots + w_n y_n$$

a sokasághoz tartozó Y értékösszeg kalibrált becslése, akkor \hat{Y}^{kal} azért nem lineáris, mert a w_1, w_2, \dots, w_n kalibrált súlyok az s mintán megfigyelt *segédváltozók* nem lineáris függvényei.

A kalibrált mintasúlyoknak ez a tulajdonsága kizárja az adott mintavételhez tartozó varianciabecslő összefüggések közvetlen alkalmazását, és nagymértékben megne-

hezíti a minta másodlagos feldolgozásán alapuló módszerek – jackknife, bootstrap stb. – használatát is. A varianciabecslés szempontjából kitüntetett szerepe van az

$$\hat{Y}^{\text{reg}} = \hat{Y} + \sum_{i=1}^m b_i (X_i - \hat{X}_i) \quad /6/$$

regressziós becslésnek, amely abban az esetben adódik a kalibrálás eredményeként, amikor az eljárásban alkalmazott távolságfüggvény a

$$\sum_{j=1}^n (w_j - w_j^0)^2 / w_j^0$$

kvadratus függvény (lásd a Függelék F.2. pontját). Noha /6/ jobb oldalán a b_i regressziós együtthatók ugyancsak nemlineáris függvényei a cél- és a segédváltozók mintán megfigyelt értékeinek, helyettesíthetjük ezeket a mintából származó \hat{b}_i becslésükkel, mind az értékösszeg, mind pedig a szórásnégyzet becslése szempontjából. Ekképpen a regressziós becslés

$$\hat{Y}^{\text{reg,lin}} = \hat{Y} + \sum_{i=1}^m \hat{b}_i (X_i - \hat{X}_i) \quad /7/$$

linearizált változatához jutunk, és ennek becsült szórásnégyzetével közelítjük \hat{Y}^{reg} szórásnégyzetét:

$$\hat{V}(\hat{Y}^{\text{reg}}) \approx \hat{V}(\hat{Y}^{\text{reg,lin}}) \quad /8/$$

(vö. *Särndal–Swensson–Wretman* [1992] 234–235. old. 6.6.1. megjegyzés). A $\hat{V}(\cdot)$ szimbólum itt azt a becsülőfüggvényt jelöli, amellyel a rendelkezésünkre álló minta alapján becsült értékösszeg szórásnégyzetét becsülhetjük. A Függelék F.2–3. pontjában megmutatjuk, hogy $\hat{V}(\hat{Y}^{\text{reg,lin}}) = \hat{V}(Z)$, ahol Z a regressziós reziduumoknak az eredeti (design- vagy alap-) súlyokkal súlyozott összege:

$$Z = \sum_{j=1}^n w_j^0 \left(y_j - \sum_{i=1}^m \hat{b}_i x_{ij} \right). \quad /9/$$

Az 1.2. és a 3.2. alfejezetekben láttuk, hogy a MEF esetében mind a keresztmetszeti minták, mind pedig a panel végleges mintasúlyait gereblyezés vagy más szóval, iteratív arányos közelítés módszerével állítjuk elő, vagyis a kalibrálásnak

azzal a változatával, amelynél az ún. információdivergencia-függvény játssza a távolságfüggvény szerepét (lásd Függelék F.4. pont /F6/ képletét). Szerencsére a varianciabecslést ebben az esetben is a /6-/9/ összefüggésekre alapozhatjuk, *Deville* és *Särndal* 1992-ben publikált nevezetes eredményének köszönhetően. Eszerint néhány egyszerű feltétel mellett egy Y sokaságbeli értékösszegnek két különböző kalibrált becslése aszimptotikusan ekvivalens, ha a kalibrálási feltételek mindkét esetben azonosak, és csak a távolságfüggvények különböznek (lásd a Függelék F.5. pontját). Ez azt vonja maga után, hogy amennyiben N és n – a sokaság és a minta elemszáma – elég nagy, akkor \hat{Y}^{kal} becslt szórásnégyzete gyakorlatilag azonosnak tekinthető a megfelelő \hat{Y}^{reg} regressziós becslés becslt szórásnégyzetével.⁷ Szimulációs számítások tapasztalata szerint az $N \geq 2000$ és $n \geq 200$ értékek megfelelnek a követelménynek.

Áttérve mármost a munkaerő-piaci áramlások varianciabecslésének problémájára, vezessük be a következő jelöléseket. Legyen s_t és s_{t+1} a bázis-, illetve a tárgyidőszak mintája, $s = s_t \cap s_{t+1}$ pedig a panelminta. Ennek súlyozásánál a 3.2. alfejezetben a kalibrálás feltételeit három csoportba lehetett sorolni aszerint, hogy a kontrollok (az egyenletek jobb oldala) külső információból, az s_t mintából vagy pedig az s_{t+1} mintából származtak, az utóbbi két esetben mint értékösszegek becslései. Jelöljük az egyes csoportokhoz tartozó skalár egyenletek számát rendre m -mel, p -vel, illetve q -val (a 3.2. alfejezetben $m = 440$, $p = q = 3$ volt).

Legyen \hat{Y}^{kal} valamelyik áramlás, például MF becslése a panel végleges súlyainak alkalmazásával, és legyen \hat{Y}^{reg} az ennek megfelelő regressziós becslés az előbbieket szerint. Ha most az s_t és az s_{t+1} mintákból becslt kontrollok helyett a szokásnak megfelelő, determinisztikus mennyiségekkel lenne dolgunk, akkor /6/ alapján a következő egyenlőség állna fenn:

$$\hat{Y}^{\text{reg}} = \hat{Y} + \sum_{i=1}^m b_i (X_i - \hat{X}_i) + \sum_{i=m+1}^{m+p} b_i (X_i - \hat{X}_i) + \sum_{i=m+p+1}^{m+p+q} b_i (X_i - \hat{X}_i).$$

A jobb oldal utolsó két tagjában azonban most a sokaságbeli értékösszegre utaló X_i kifejezések helyébe az s_t és az s_{t+1} mintákból származó becsléseket kell írunk. Mivel az eddigiekben \hat{Y} és \hat{X}_i panelmintából származó becsléseket jelölt, és pedig a w_j^0 design- vagy alapsúlyokkal – a tárgyidőszak design súlyának hatótödszörösével – a bázis- és a tárgyidőszakhoz tartozó becsléseknél „tető” helyett az ún. *hacsek* éke-

⁷ A következőkben *Deville* és *Särndal* idézett eredményére való hivatkozásnál a közelítő egyenlőség jele helyett egyszerű egyenlőségjelet használunk.

zetet használjuk: \tilde{Y} , \tilde{X}_i stb. A panelből származó \hat{Y}^{kal} regressziós megfelelője tehát a következő lesz:

$$\begin{aligned}\hat{Y}^{\text{reg}} &= \hat{Y} + \sum_{i=1}^m b_i (X_i - \hat{X}_i) + \sum_{m+1}^{m+p} b_i (\tilde{X}_i^{\text{kal}} - \hat{X}_i) + \sum_{m+p+1}^{m+p+q} b_i (\tilde{X}_i^{\text{kal}} - \hat{X}_i) = \\ &= \hat{Y} + \sum_{k=1}^m b_i (X_i - \hat{X}_i) - \sum_{k=m+1}^{m+p+q} b_i \hat{X}_k + \sum_{i=m+1}^{m+p} b_i \tilde{X}_i^{\text{kal}} + \sum_{i=m+p+1}^{m+p+q} b_i \tilde{X}_i^{\text{kal}}.\end{aligned}$$

Vezessük be az egyszerűbb $Z'_0 = \hat{Y} + \sum_{k=1}^m b_k (X_k - \hat{X}_k) - \sum_{k=m+1}^{m+p+q} b_k \hat{X}_k$ és $Z'_{i-m} = b_i \tilde{X}_i^{\text{kal}}$ jelöléseket, $i = m+1, m+2, \dots, m+p+q$. A következő összefüggésekhez jutunk:

$$\begin{aligned}\hat{Y}^{\text{reg}} &= Z'_0 + \sum_{i=1}^p Z'_i + \sum_{i=p+1}^{p+q} Z'_i \text{ és} \\ \hat{V}(\hat{Y}^{\text{reg}}) &= \sum_{i=0}^{p+q+1} \hat{V}(Z'_i) + 2 \sum_{i=0}^{p+q+1} \sum_{j \geq i+1}^{p+q+1} \hat{Cov}(Z'_i, Z'_j).\end{aligned} \quad /10/$$

Ebben az egyenlőségben kihasználhatjuk a tetszőleges kalibrált értékösszeg és regressziós megfelelője közötti aszimptotikus ekvivalenciát. Ennek következtében a megfelelő becslt szórásnégyzetek közelítőleg egyenlők, elhagyhatjuk továbbá a sokaságbeli X_i tagokat. A következő összefüggéseket kapjuk:

$$\begin{aligned}\hat{V}(Z'_0) &= \hat{V}\left(\hat{Y} + \sum_{k=1}^m b_k (X_k - \hat{X}_k) - \sum_{k=m+1}^{m+p+q} b_k \hat{X}_k\right) = \\ &= \hat{V}\left(\hat{Y} - \sum_{k=1}^{m+p+q} b_k \hat{X}_k\right) = \hat{V}(Z_0),\end{aligned}$$

ahol

$$Z_0 \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^n (6w_j^0/5) z_{0,j}, \quad z_{0,j} = y_j - \sum_{k=1}^{m+p+q} b_k x_{kj}, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad /11/$$

és n a panelminta elemszáma (háztartásokkal számolva). $i = 1, 2, \dots, p$ esetén

$$\begin{aligned}\hat{V}(Z'_i) &= \hat{V}(b_{m+i} \tilde{X}_{m+i}^{\text{kal}}) = \hat{V}(b_{m+i} \tilde{X}_{m+i}^{\text{reg}}) = \\ &= \hat{V}\left(b_{m+i} \left(\tilde{X}_{m+i} + \sum_{k=i}^m b_{m+i,k} (X_k - \tilde{X}_k)\right)\right) = \\ &= \hat{V}\left(b_{m+i} \left(\tilde{X}_{m+i} - \sum_{k=1}^m b_{m+i,k} \tilde{X}_k\right)\right) = \hat{V}(Z_i),\end{aligned}$$

ahol

$$Z_i \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^{n_1} w_j^0 z_{i,j}, \quad z_{i,j} = b_{m+i} \left(x_{m+i,j} - \sum_{k=1}^m b_{m+i,k} x_{kj} \right), \quad j = 1, 2, \dots, n_1 \quad /12/$$

és n_1 a bázisidőszak mintájának elemszáma. Hasonlóan kapjuk $i = p+1, p+2, \dots, p+q$ esetén, hogy

$$\hat{V}(Z'_i) = \hat{V}(Z_i),$$

ahol

$$Z_i \stackrel{\text{def}}{=} \sum_{j=1}^{n_2} w_j^0 z_{i,j}, \quad z_{i,j} = b_{m+i} \left(x_{m+i,j} - \sum_{k=1}^m b_{m+i,k} x_{kj} \right), \quad j = 1, 2, \dots, n_2 \quad /13/$$

és n_2 a tárgyidőszak mintájának elemszáma. Itt most föltettük, hogy mind a bázis-, mind pedig a tárgyidőszak mintájában a panelhez tartozó megfigyeléseket számoztuk 1-től n -ig. A /10/-ből tehát a következő összefüggést kaptuk:

$$\hat{V}(\hat{Y}^{\text{reg}}) = \sum_{i=0}^{p+q+1} \hat{V}(Z_i) + 2 \sum_{i=0}^{p+q+1} \sum_{j \geq i+1}^{p+q+1} \hat{Cov}(Z_i, Z_j). \quad /14/$$

A jobb oldalon a szórásnégyzet-becslések a Deville–Särndal-elv szerint korrekt becslések, és heurisztikus megfontolással ugyanezt állíthatjuk a kovariancia-tagokról is. Ez utóbbiakat azonban csak a két operandusz mintájának közös részén tudjuk becsülni, ami az esetek többségében a panel. A becslő függvény $\hat{V}(\cdot)$ értelemszerű módosításával adódik, az $E(\hat{Y} - E\hat{Y})^2$ kifejezés $E\left((\hat{Y} - E\hat{Y})(\hat{X} - E\hat{X})\right)$ kifejezéssel való helyettesítésének megfelelően.

Megjegyzések:

1. Az áramlások szórásnégyzetének becslésére vonatkozó számításokat a Függelék és a /11/-/14/ képletek alapján kell végrehajtani.

2. A regressziós együtthatókat a Függelék /F4/ képlete alapján számítjuk. A /11/-/14/ képletekben előforduló b_j együtthatókat a szám-szerűsített \hat{b}_j értékekkel helyettesítjük. A bázis- és a tárgyidőszakhoz tartozó regressziós becsléseknél az együtthatók kiszámítása egyszerű feladat, mert hús, egymástól függetlenül végrehajtható, kisméretű részfeladatra vezethető vissza, ugyanúgy, mint a kalibrálás esetében.

Minden célváltozóhoz $m = 440$ segédváltozó, tehát 440 regressziós együttható tartozik; a /12/-/13/ képletekben a $b_{m+i,k}$ szimbólummal jeöltük ezeket.

3. A 3.2. alfejezetben megfogalmazott kalibrálási feladatban az \mathbf{A}_{t+1} , \mathbf{B}_t és \mathbf{B}_{t+1} részekből álló mátrixnak összesen 446 sora és körülbelül 25–27 ezer oszlopa van ($m = 440, p = q = 3$). A feladatot nem lehet kisebb méretű feladatok sorozatára visszavezetni. A Függelék F.6. pontja gyakorlati tanácsokat tartalmaz a regressziós együtthatók kiszámítására, nagy méretek és sok zéruselemet tartalmazó mátrixok esetén.

5. Összefoglalás

Ebben a dolgozatban megmutattuk, hogyan lehet a foglalkoztattak, munkanélküliek és az inaktívak állományát, valamint a munkaerő-piaci áramlásokat, azaz a munkaerő-piaci státusban bekövetkezett változásokat panelminták segítségével *egyidejűleg* becsülni. Az eljárás kidolgozásánál elsősorban a KSH munkaerő-felmérésének szempontjait és adottságait vettük alapul, de az eljárás alapelve adaptálható olyan periodikus háztartásstatisztikai felvételekben is, amelyekben egyebek között állapotváltozásokat is megfigyelnek, és amelyeknél két egymás utáni időszakhoz tartozó minta közös része, a *panel* alkalmas kellő pontosságú, országos becslések meghatározására. Eljárásunk a panel megfelelő súlyozásán alapul, ennél fogva automatikusan biztosítja a becsült áramlások és a megfelelő állományok konzisztenciáját.

Eljárásunkat összehasonlítottuk a gereblyezés (más néven a BLS) módszerével, amelynek lényege különböző mintákból származó becslések konzisztenciájának gereblyézéssel, azaz iteratív arányos közelítések módszerével való megteremtése. A két eljárás egymáshoz közeli becsléseket eredményezett a munkaerő-piaci áramlásokra, az adott időszakban a munkaképes korúak csoportjába be-, illetve abból kilépő személyek számára azonban nem. Ennek oka egyrészt *bizonyos típusú* be- és kilépők esetén a kismértékű esetszám, illetve az információ hiánya azokról a személyekről, akik nem korcsoport váltása miatt hagyják el a munkaerő állományát, illetve csatlakoznak ahhoz.

Függelék

F.1. A kalibrálás fogalma

Adott valószínűségi minta esetén kalibráláson olyan módszert értünk, amely (általában) a mintavételi tervből származó, ún. designsúlyok módosítására szolgál a következő szempontok figyelembe vételével:

- a kalibrált súlyoknak az ún. kalibrálási feltételeket kell kielégíteniük, ezek lineáris egyenletek, és azt célozzák, hogy a módszer eredményeként bizonyos, a mintából becsült értékösszegek egyezzenek meg az értékösszegek sokaságbeli értékével;
- az említett kalibrálási feltételek teljesítése mellett a végső (kalibrált) súlyoknak bizonyos értelemben közel kell lenniük a designsúlyokhoz, ami egy ún. távolságfüggvény minimalizálását teszi szükségessé.

F.2. A regressziós becslés

Ha n elemű mintánk van – több lépcsős esetben n a végső mintavételi elemek száma –, és a mintaelemekhez tartozó designsúlyokat a $w_1^0, w_2^0, \dots, w_n^0$, a kalibrált súlyokat pedig a w_1, w_2, \dots, w_n szimbólumok jelölik, akkor a legegyszerűbb kalibrálási feladat a következő:

$$\text{minimalizáljuk a } \sum_{j=1}^n \frac{(w_j - w_j^0)^2}{w_j^0} \text{ távolságfüggvényt} \quad /F1/$$

$$\text{az } \mathbf{Aw} = \mathbf{c} \text{ feltételek mellett.} \quad /F2/$$

Az /F2/ a kalibrálási feltételek matematikai megfogalmazása. Az \mathbf{A} mátrix $m \times n$ -es, m számú, ún. segédváltozónak a mintán megfigyelt értékeiből áll, \mathbf{w} az az oszlopvektor, amelynek komponensei w_1, w_2, \dots, w_n , \mathbf{c} pedig m dimenziós oszlopvektor, komponensei a segédváltozók sokaságbeli értékösszegei.⁸ Ez utóbbiakat *kontrolloknak* vagy *sarokszámoknak* hívjuk, értékük a mintától független, külső információból származik.

Az /F1/–/F2/ feladat megoldását fel lehet írni zárt alakban. A szélsőérték-számítás Lagrange-multiplikátoros módszerét alkalmazva, az i -edik kalibrált súlyra a

$$w_i = w_i^0 \left(1 + (\mathbf{A}_{\cdot i})^T (\mathbf{A} \mathbf{\Omega} \mathbf{A}^T)^{-1} (\mathbf{c} - \hat{\mathbf{c}}) \right) \quad /F3/$$

⁸ Mivel az i -edik segédváltozó j -edik megfigyelt értékét általában x_{ij} -vel, az együttható mátrixot ennek megfelelően néha nem \mathbf{A} -val, hanem \mathbf{X} -szel jelölik. A \mathbf{c} tömb komponenseinek a jele viszont – x_i segédváltozóról lévén szó – X_1, X_2, \dots, X_m , ilyenkor tehát zavaró lehet, ha a jelölésben a skalármennyiségeket és a mátrixot csak a betűtípus különbözteti meg egymástól (dólt, illetve félkövér).

kifejezés adódik, ahol $\mathbf{A}_{\cdot i}$ az \mathbf{A} mátrix i -edik oszlopa, $\mathbf{\Omega}$ az a diagonális mátrix, amelynek főátlója a $w_1^0, w_2^0, \dots, w_n^0$ súlyokból áll, a $(\cdot)^T$ felső index a transzponálás jele,⁹ és $\hat{\mathbf{c}} = (\hat{X}_1, \hat{X}_2, \dots, \hat{X}_m)^T$, ahol $i = 1, 2, \dots, m$ esetén $\hat{X}_i = \sum_{j=1}^n w_j^0 x_{ij}$.

Tetszőleges y célváltozó esetén, amelynek a mintán megfigyelt értékei az $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$ vektor komponensei, a változó sokaságbeli értékösszegének kalibrált becslése az /F3/ súlyokkal

$$\hat{Y}^{\text{kal}} = \sum_{j=1}^n w_j y_j = \sum_{j=1}^n w_j^0 y_j + \mathbf{y}^T \mathbf{\Omega} \mathbf{A}^T (\mathbf{A} \mathbf{\Omega} \mathbf{A}^T)^{-1} (\mathbf{c} - \hat{\mathbf{c}}),$$

ahol az \hat{Y}^{kal} jelölésben a „kal” felső index arra utal, hogy kalibrált becsléssel van dolgunk. Az $\hat{Y} = \sum_{j=1}^n w_j^0 y_j$ kifejezés az y értékösszegének közvetlen egyszerű becslése. A

$$\mathbf{b} \stackrel{\text{def}}{=} (\mathbf{A} \mathbf{\Omega} \mathbf{A}^T)^{-1} \mathbf{A} \mathbf{\Omega} \mathbf{y} \quad /F4/$$

m dimenziós vektor komponenseit b_1 -gyel, b_2 -vel, ..., b_m -mel jelöljük, és regressziós együtthatóknak nevezzük. Mivel $\mathbf{c} = (X_1, X_2, \dots, X_m)^T$ és $\hat{\mathbf{c}} = (\hat{X}_1, \hat{X}_2, \dots, \hat{X}_m)^T$, az \hat{Y}^{kal} értékösszeg-becslést a következő egyszerűbb alakba írhatjuk:

$$\hat{Y}^{\text{kal}} = \hat{Y} + \mathbf{b}^T (\mathbf{c} - \hat{\mathbf{c}}) = \hat{Y} + \sum_{i=1}^m b_i (X_i - \hat{X}_i). \quad /F5/$$

Ehhez az összefüggéshez a regressziószámításból kiindulva is eljuthatunk, ezért az y értékösszegének ezt a becslését regressziós becslésnek is hívjuk, és \hat{Y}^{kal} helyett most az \hat{Y}^{reg} jelölést is használhatjuk.

F.3. Speciális tulajdonságú kalibrálási feltételek

Ha a regressziós becslés segítségével kalibrálunk ($\hat{Y}^{\text{kal}} = \hat{Y}^{\text{reg}}$) és az $\mathbf{e}^T = (1, 1, \dots, 1)$ sorvektor előállítható az \mathbf{A} mátrix sorainak lineáris kombinációjaként, akkor az /F5/ összefüggés a következőképpen egyszerűsödik:

$$\hat{Y}^{\text{reg}} = \sum_{i=1}^m b_i X_i, \quad /F5a/$$

ebben az esetben tehát

$$Z \stackrel{\text{def}}{=} \hat{Y} - \sum_{i=1}^m b_i \hat{X}_i = 0. \quad /F5b/$$

⁹ Az $(\mathbf{A}_{\cdot i})^T (\mathbf{A} \mathbf{\Omega} \mathbf{A}^T)^{-1}$ kifejezés m dimenziós sorvektor, az utána következő tényező m dimenziós oszlopvektor, a kettőnek a szorzata skalár.

(Lásd például *Särndal–Swensson–Wretman* [1992] 230–234. old. 6.5.1. megjegyzést.)

Megjegyzések. 1. Az eredmény feltétele igen gyakran teljesül a háztartásstatisztikai felvételekben, egyebek között a munkaerő-felmérésben (MEF) is, amikor a kalibrálási feltételek egy része személyekre, a másik részük pedig háztartásokra (vagy lakásokra) vonatkozik. Az ilyen esetek egy részében az \mathbf{A} mátrix sorainak egyike azonos az \mathbf{e} vektorral. 2. Az /F5b/ összefüggéssel definiált Z mennyiség az $y_j - \sum_{i=1}^m b_i x_{ij}$ regressziós reziduumok súlyozott összege a w_j^0 designsúlyokkal.

F.4. További kalibrálási eljárások

A regressziós becslés a legegyszerűbb kalibrálási feladat megoldása. Általánosabb kalibrálási feladathoz jutunk, ha

- a feladatot kiegészítjük a végleges súlyokra vonatkozó alsó- és felső korlátokkal, annak érdekében, hogy a zérushoz közeli, illetve a túlságosan nagy értékű vagy éppen a negatív súlyokat elkerüljük;
- az /F1/ távolságfüggvény helyett más távolságfüggvényt választunk.

A MEF-ben a következő távolságfüggvényt használjuk:

$$\sum_{j=1}^n \left(w_j \log \frac{w_j}{w_j^0} - w_j + w_j^0 \right), \quad /F6/$$

és emellett a kalibrált súlyokra az alábbi egyéni korlátokat jelöljük ki:

$$\frac{1}{r} \leq \frac{w_i}{w_i^0} \leq r, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

ahol $r = 3$; amennyiben ezek a határok túl szűknek bizonyulnak, tágíthatjuk azokat, megengedve például az $r = 5$ értéket. Az /F6/ távolságfüggvény választása feladatunkat a gereblyezés kategóriájába sorolja, függetlenül attól, hogy előírunk-e egyéni korlátokat a súlyokra nézve, vagy nem.

Az /F6/ képletből a távolságfüggvények általános alakját úgy kapjuk, hogy a zárójelben szereplő kifejezést a kétváltozós $G(w_j, w_j^0)$ függvénnyel helyettesítjük, ahol rögzített pozitív w_j^0 mellett a függvény első argumentumában konvex, kétszer folytonosan differenciálható, nem negatív, továbbá akkor és csak akkor nulla, ha $w_j = w_j^0$.

F.5. Varianciabecslés értékösszegek kalibrált becslése esetén

Napjainkban széles körben alkalmaznak kalibrálást a különböző statisztikai hivatalokban és intézetekben, kiváltképpen a háztartásstatisztikai adatgyűjtések feldolgozásánál. A kalibrálás ugyanakkor jelentős mértékben megnehezíti a varianciabecslés feladatát, és ezért rendkívül fontos *Deville*

és *Särndal* [1992] nevezetes eredménye, amely az általános problémát egy viszonylag egyszerű speciális esetre vezeti vissza.

Legyen \hat{Y}^{kal} egy sokaságbeli Y értékösszeg kalibrált becslése és \hat{Y}^{reg} ugyanannak az értékösszegnek a regressziós becslése, $\hat{Y}^{\text{kal}} \neq \hat{Y}^{\text{reg}}$, és tegyük fel, hogy a kalibrálás feltételrendszere $\mathbf{A}\mathbf{w} = \mathbf{c}$, mindkét esetben ugyanaz, valamint jelölje N a sokaság, n pedig a minta elemszámát.

Tegyük fel továbbá, hogy $n \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$, $n < N$ esetén a $\mathbf{c} = (X_1, X_2, \dots, X_m)^T$ és a $\hat{\mathbf{c}} = (\hat{X}_1, \hat{X}_2, \dots, \hat{X}_m)^T$ vektorokra a következő feltételek teljesülnek:

- $N^{-1}\mathbf{c}$ véges határértékhez tart,
- $N^{-1}(\hat{\mathbf{c}} - \mathbf{c})$ valószínűségben 0-hoz tart,
- $\sqrt{n}N^{-1}(\hat{\mathbf{c}} - \mathbf{c})$ eloszlásban az $N(0, \mathbf{A})$ m dimenziós normális eloszláshoz

tart.

Ekkor \hat{Y}^{kal} és \hat{Y}^{reg} aszimptotikusan ekvivalensek: $(\hat{Y}^{\text{kal}} - \hat{Y}^{\text{reg}})/N = O_p(1/n)$, a „ p ” alsó index arra utal, hogy a két oldal különbsége valószínűségben nullához tart. Ebből következik, hogy \hat{Y}^{kal} és \hat{Y}^{reg} aszimptotikus varianciája egyenlő.

F.6. Javaslat a regressziós együtthatók idő- és memóriakímélő kiszámítására nagy méretek és sok zérus elemet tartalmazó mátrixok esetén

Ebben a pontban a 3.2. alfejezetben tárgyalt feladat méreteit vesszük alapul, tehát az \mathbf{A} mátrixa 446 sorból és $n \approx 25 - 27$ ezer oszlopból áll; n a panelminta elemszáma háztartások számával mérve. A számítás során az /F4/ képletnek megfelelően járunk el, a feladatot két részre bontjuk. Először az $\mathbf{A}\mathbf{Q}\mathbf{y}$, azután a $(\mathbf{A}\mathbf{Q}\mathbf{A}^T)^{-1}$ tényezőt számítjuk ki.

Az \mathbf{A} mátrix struktúrája a következő:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} H_1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & H_2 & & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & & & H_{19} & 0 \\ 0 & 0 & & 0 & H_{20} \\ G_1 & G_2 & & G_{19} & G_{20} \end{pmatrix}.$$

A H_i blokkok mindegyike 22 sorból áll, az oszlopok száma változó, az összes oszlop száma 25–27 ezer. A G_i blokkokban a sorok száma 6. Csak a nullától különböző blokkokat kell tárolni. Az \mathbf{Q} $n \times n$ -es diagonális mátrix, \mathbf{y} n dimenziós vektor; így a 446 dimenziós $\mathbf{A}\mathbf{Q}\mathbf{y}$ vektor „memória-kímélő” kiszámítása nem okoz problémát.

Tekintsük most az $\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}^T$ mátrixot. A diagonális blokkok 22×22 méretűek, az alsó sorban látható blokkok 6 sorból állnak, a jobb alsó sarokban a minor mátrix 6×6 -os méretű. A főátlóban lévő blokkok valamennyien invertálhatók.

$$\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}^T = \begin{pmatrix} H_1\Omega_1H_1^T & \dots & & & & H_1\Omega_1G_1^T \\ & H_2\Omega_2H_2^T & & & & H_2\Omega_2G_2^T \\ \vdots & & \ddots & & & \vdots \\ & & & H_{19}\Omega_{19}H_{19}^T & & H_{19}\Omega_{19}G_{19}^T \\ & & & & H_{20}\Omega_{20}H_{20}^T & H_{20}\Omega_{20}G_{20}^T \\ \hline G_1\Omega_1H_1^T & G_2\Omega_2H_2^T & \dots & G_{19}\Omega_{19}H_{19}^T & G_{20}\Omega_{20}H_{20}^T & \sum_i G_i\Omega_iG_i^T \end{pmatrix}$$

Tömörebb formában:

$$\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}^T = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{11} & \mathbf{A}_{12} \\ \mathbf{A}_{21} & \mathbf{A}_{22} \end{pmatrix},$$

ahol \mathbf{A}_{11} blokkdiagonális, a főátló 20, egyenként 22×22 -es blokkból áll, \mathbf{A}_{22} 6×6 -os, szimmetrikus, $\mathbf{A}_{21} = \mathbf{A}_{12}^T$ 6 sorból és 440 oszlopból áll. Csak a nullától különböző blokkokat kell tárolni!

Az $\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}^T$ mátrix inverze a következő alakba írható:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{A}_{11}^{-1} - \mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12}(\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12} - \mathbf{A}_{22})^{-1}\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1} & \mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12}(\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12} - \mathbf{A}_{22})^{-1} \\ (\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12} - \mathbf{A}_{22})^{-1}\mathbf{A}_{12}\mathbf{A}_{11}^{-1} & -(\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12} - \mathbf{A}_{22})^{-1} \end{pmatrix}$$

(Rózsa [1976] 321. old.) Ebből a 446×446 -os mátrixból a következő részmatricákat kell tárolni:

- a diagonális \mathbf{A}_{11}^{-1} főátlójának blokkjait;
- a 6×6 -os $(\mathbf{A}_{21}\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12} - \mathbf{A}_{22})^{-1}$ mátrixot és
- a 440×6 méretű $\mathbf{A}_{11}^{-1}\mathbf{A}_{12}$ mátrixot.

Ezek segítségével az $(\mathbf{A}\Omega\mathbf{A}^T)^{-1}\mathbf{A}\Omega\mathbf{y}$ szorzatot úgy számítjuk ki, hogy az inverz mátrix blokkjait előállításukkal egy időben szorozzuk az $\mathbf{A}\Omega\mathbf{y}$ vektor megfelelő részével. Ezáltal a teljes mátrix tárolása és a szükségesnél nagyobb mennyiségű művelet megtakarítható.

F.7. Lineáris egyenletrendszerek megoldása a „gereblyezés” módszerével

Tekintsük az

$$a_{i1}x_1 + a_{i2}x_2 + \dots + a_{in}x_n = b_i$$

egyenletrendszer; $i = 1, 2, \dots, m$, $m < n$, $a_{ij} \geq 0$ minden i, j esetén, x_j kezdeti értéke pozitív $j = 1, 2, \dots, n$ esetén, $b_i > 0$, $i = 1, 2, \dots, m$. Bármely j indexhez kell legyen legalább egy i index, amelyre $a_{ij} > 0$.

Az induló értékektől kezdve, az aktuális x_j értékek általában nem teljesítik az egyenleteket:

$$a_{i1}x_1 + a_{i2}x_2 + \dots + a_{in}x_n < b_i, \quad i = 1, 2, \dots, m.$$

A következő két lépést kell tennünk.

1. $i = 1, 2, \dots, m$ esetén határozzuk meg az r_i szorzót úgy, hogy

$$r_i(a_{i1}x_1 + a_{i2}x_2 + \dots + a_{in}x_n) = b_i$$

teljesüljön;

2. $j = 1, 2, \dots, n$ esetén legyen $u_j = \frac{\sum_{i=1}^m a_{ij}r_i}{\sum_{i=1}^m a_{ij}}$ – az r_i szorzók súlyozott átlaga –, és legyen x_j új értéke $x'_j = u_j x_j$.

Ha van az egyenletrendszernek nem negatív x_1, x_2, \dots, x_n megoldása, akkor az 1. és 2. lépések ismétlésével a közelítő megoldások sorozata egy ilyen nem negatív megoldáshoz konvergál.

Irodalom

- AXELSON, M. [2011]: Estimation of Gross Change. In: *Handbook on Precision Requirements and Variance Estimation for Household Surveys*. Eurostat. Working paper.
- CSERES-GERGELY ZS. [2011]: Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 5. sz. 481–500. old.
- DARROCH, J. N. – RATCLIFF, D. [1972]. Generalized Iterative Scaling for Log-Linear Models. *The Annals of Mathematical Statistics*. Vol. 43. No. 5. pp. 1470–1480.
- DEVILLE, J.-C. – SÄRNDAL, C.-E. [1992]: Calibration Estimates in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 87. No. 418. pp. 376–382.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2006]: *A munkaerő-felmérés módszertana*. Statisztikai Módszertani Füzetek, 46. Budapest.
- NORDBERG, L. [2000]: On Variance Estimation for Measures of Change When Samples Are Coordinated by the Use of Permanent Random Numbers. *Journal of Official Statistics*. Vol. 16. No. 4. pp. 363–378.
- RÓZSA P. [1976]: *Lineáris algebra és alkalmazásai*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest.
- SÄRNDAL, C.-E. – SWENSSON, B. – WRETMAN, J. [1992]: *Model Assisted Survey Sampling*. Springer. New York, Berlin, Heidelberg.

Summary

Labour force surveys (LFS's) are often quarterly surveys. If a quarterly LFS has the property that the overlap of each pair of consecutive samples exists and is suitable for producing useful na-

tional estimates, it can also be used to estimate flows i.e. gross changes on the labour market. In the case of the Hungarian LFS, sample weights for the panel can be defined so that the estimates of the stocks of the employed, unemployed and inactive from the panel equal those from the cross-sectional sample both in the basis and the reference period. As a consequence, flows estimated from the panel with these weights are consistent with the estimates of the stocks. The estimates have been found similar to those obtained with raking (or, in other words, the BLS method), which eliminates the inconsistency inherent in the estimates coming from different samples with adjusting the entries of a 3×3 table to given margins.

Our approach of using the panel with properly defined weights facilitates analyzing the relation between the flows and other variables of the labour market.

Egészségmagatartás-modell tesztelése többváltozós technikákkal

Berend Dóra,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: dora@berend.hu

Dr. Kotosz Balázs
PhD, a Szegedi Tudomány-
egyetem docense
E-mail: kotosz@mk.u-szeged.hu

A tanulmány az egészség szociálpszichológiai leképezésével kapcsolatos modellt és többváltozós statisztikai módszerek segítségével végzett tesztelést mutat be. A konfirmatív faktorelemzés eredményeképpen belátható, hogy a vizsgált sokaságban nem azonosítható egyértelműen az elméleti irodalomban szereplő négy dimenzió, azonban alacsonyabb mérési szintet feltételezve, a várt összefüggések kirajzolódnak.

TÁRGYSZÓ:
Egészségmagatartás.
Faktoranalízis.
MINISSA.

Elemzésünkben a többváltozós egészség-kontrollhely (multidimensional health locus of control – MHLC) (*Lau–Ware* [1982]) *Furnham* és *Forey* [1994] által is alkalmazott változatának modelljét vizsgáljuk magyar közgazdászhallgatók körében. Célunk annak feltárása, hogy az egyes dimenziókat alkotó indikátorok visszaadják-e a *Furnham–Forey*-kutatás négy dimenzióját.

A kontrollhely (locus of control – LC) elméletének alapjait *Rotter* [1954] fektette le az 1950-es évek elején szociálpszichológiai kutatásai, a szociális tanulás vizsgálata kapcsán (*Atkinson* [2005]). Az azóta eltelt több mint fél évszázad során számos kérdéskör, tudományterület vizsgálatára adaptálták az LC-modell módosított változatait, melyeket az 1. fejezetben tekintünk át. Ezt követően a kutatás módszertanát mutatjuk be, majd sokváltozós statisztikai módszerekkel ellenőrizzük az MHLC-modell dimenzióit. Az eredményeket értelmezve következtetéseket és javaslatokat teszünk, végül pedig további kutatási irányokat jelölünk ki, és meghatározzuk kutatásaink korlátait.

1. A többváltozós egészség-kontrollhely kérdőív kialakulásának történeti áttekintése

Mint már említettük, a vizsgált modell a szociálpszichológiában gyökerezik. A „kontrollhely” fogalma az 1950-es évek közepén került *Rotter* [1954] érdeklődésének középpontjába. A külső és belső kontroll fogalma 1966-ban publikált cikkében jelent meg, melyben korábbi években végzett kutatási eredményeit összegzi (*Rotter* [1966]). Az angol irodalomban használt „locus” szó latin eredetű, jelentése: hely, elhelyezkedés. Az alapmodell „kontrollhely-elmélet” néven vált ismertté a magyar szakirodalomban, és az egyén azon meggyőződését fejezi ki, hogy mennyiben tekinti élete eseményeinek befolyásolását saját hatalmában levőnek: amennyiben úgy érzi, ő maga befolyással bír, az belső kontroll; ha az eseményeket saját hatókörén kívülinek véli, melyekre nincs befolyása saját viselkedésének, a vele történeteket más személyek vagy külső események alakítják, akkor az egyén jellemzően külső kontrollal rendelkezik (*Mohski et al.* [2007]). Az egészségtudatosság növelését célzó társadalmi célú marketingkampányokban és népegészségügyi programokban az egészséggel kapcsolatos kontrollhely-modell változatot alkalmazzák, melyet *Wallston* fejlesztett ki egészségügyi területre (*Wallston et al.* [1976], *Wallston–Wallston–DeVellis* [1978]).

Az LC-elmélet gondolata már az 1960-as években is megjelent egészségügyi témájú, a tuberkulózisos betegek körében végzett kutatásban (*Seeman–Evans* [1962]). Az 1970-es évek elején még egydimenziós skálát alkalmaztak, melynek egyik végpontján a belső, míg a másikon a külső kontroll helyezkedett el. *Levenson* [1973] tovább finomította Rotter skáláját és faktoranalízissel igazolta, hogy a külső-belső kontroll helyett három dimenzió alkalmazása javasolt. A multidimenzionalitás megengedte, hogy valaki egyszerre legyen belső és külső kontrollós. E két tényezőt inkább önálló korrelálatlan fogalmakként kezelte mintsem egy kontinuum két végpontjaként. *Levenson* nyomán *Vallston*ék egészségmagatartással kapcsolatos vizsgálatukban alakítottak ki többdimenziós skálát; az alkalmazott MHLC-modell az egyéni különbségekre ad magyarázatot (*Wallston–Wallston–De-Vellis* [1978]). A MHLC-skálák az egyén egészségi állapotával kapcsolatos hiedelmeit vizsgálják a szerint, hogy mit gondol, mitől vagy kitől függ egészsége. Dimenziói: 1. a belső kontroll (általános belső orientáció), 2. mások hatalma (hit abban, hogy külső, hatalommal rendelkező emberek uralják az erőforrásokat, ez a külső kontroll megfelelője), 3. szerencse vagy sors. A három dimenzió mindegyike hat indikátort tartalmaz. Kiemelendő, hogy az egészségkontrollhoz fűződő viszonyulások nem tekinthetők annyira stabilnak mint más, általános kontrollal kapcsolatosak, mert kevésbé személyiségfüggők. Az egészséghez köthető jelentősebb pozitív vagy negatív tapasztalatok megváltoztathatják a kontroll helyét (*Baum et al.* [1997]). *Wallston* MHLC-skálájához egy „A” és „B” kérdőívet készített, melyeket számos későbbi kutatásban alternatív kérdőívekként használtak fel. *Hubley* és *Wagner* [2004] faktoranalízissel tesztelte a skálák felcserélhetőségét, és e tekintetben óvatosságra intette a kutatókat. *Wallston és szerzőtársai* [1994] a kérdőív „C” változatát is létrehozták melyben a 2. mások hatalma dimenziót, a külső kontroll megfelelőjét, tovább bontották 2a. orvos hatalma és 2b. más személyek hatalma dimenzióokra. Feltáró faktoranalízist végeztek, a kialakult faktorstruktúra megbízhatónak és érvényesnek bizonyult.

A HLC- és MHLC-skálát napjainkban is alkalmazzák: *Ayalon* és *Young* [2005] az MHLC bevonásával vizsgálták fekete és fehér egyetemisták körében a pszichológiai segítség kéréséhez fűződő magatartást, *Rajama* és *Pelton* [2010] a nem konvencionális, alternatív gyógymódok és a kontrollhely közötti összefüggést elemezték. A szívbeteg páciensek kórházban töltött idejének csökkentését célzó távmonitorozás bevezetésének lehetőségeit vizsgáló kutatás 2010-ben az MHLC-skála használatára épült (*Tompkins–Orwat–Winslow* [2010]). Számos területen, kisebb-nagyobb módosításokkal alkalmazzák mind a HLC-t, mind az MHLC-t, ám a változók megfogalmazásában még angol nyelvű anyagokban is eltérések vannak, ezért a megbízhatóság és érvényesség nem minden esetben igazolható. Az MHLC-skála 21 kérdéses, négydimenziós változatát alakította ki *Lau–Ware* [1982]. Felhívták a figyelmet arra, hogy a betegség időszaka alatt bekövetkező események meghatározzák az egészségről kialakult hiteket, gondolkozásmódot, valamint a jövőbeli egészségmagatartást. Ennek

jelentőségét *Simon Judit* [2010] is hangsúlyozta. Az MHLC-skála ezen változatának validálására nem találtunk szakirodalmi hivatkozást, ugyanakkor *Furnham* és *Forey* [1994] e kérdőív alkalmazásával vizsgálta az alternatív medicina iránti attitűdök alakulását. Kutatásunkban ezen négydimenziós 21 változós skála megbízhatóságát és érvényességét teszteljük magyar közgazdász hallgatók körében.

2. A kérdőív alkalmazásának területei

A MHLC-alkalmazása a gyakorlatban más skálákkal együttesen, alszállaként történik, azok értelmezéséhez, értékeléséhez nyújt többlet információt.

A MHLC más skálához kapcsolása *Wallston* és *Wallston* [1981] szerint számos többletértéket adhat, így 1. mint független változó az egészségmagatartás előrejelzésére alkalmazható, 2. szintén független változóként, kezelési módokhoz kapcsolva a kontrollhely függvényében előre jelezheti az egészségügyi beavatkozás eredményét, 3. mint függő változó mérheti a kezelés kimenetelét. Az egészségmagatartás befolyásolására tervezett népegészségügyi és társadalmi célú marketingkampányok esetén olyan többlet információt nyújt, mely az attitűdváltozást célzó beavatkozások hatékonyságát növelheti. A gyakorlati alkalmazásban ennek megjelenési formája volt az egyetemisták körében, a prevenció területén végzett kutatás, mely arra mutatott rá, hogy a belső kontrollos hallgatók nagyobb eséllyel oltatták be magukat influenza ellen, mint külső kontrollos társaik (*Dabbs–Kirscht* [1971]). A kontrollhely alkalmazása az egészségügyben rámutatott, hogy a belső kontrollos betegek tudása meghaladta a külső kontrollos társaik ismereteit (*Lowery–DuCette* [1976]). Az eredmények alapján *Wallston* és *Wallston* [1973] olyan népegészségügyi programok kialakítását szorgalmazta, amelyek a belső kontroll erősítését támogatták. Az egydimenziós HLC-skála bevonásával *Seeman* és *Evans* [1962] arra a következtetésre jutott, hogy a tuberkulózisban szenvedő belső kontrollos betegek több ismerettel rendelkeztek betegségükről mint a külső kontrollos páciensek. A több ismeret pedig javíthatja a gyógyulás esélyét, többek között az ismert kockázati tényezők elkerülésén keresztül is. A HLC segítségével a prevenció területén vizsgálták a szűrővizsgálatokon való részvételt, az étkezési és ital fogyasztási szokásokat, a rendszeres testmozgást, a biztonsági öv használatát, az oltások alkalmazását, a fogyókúrát, az orvosokkal történő együttműködést is. *Wallston* és szerzőtársai [1999] a skála olyan változatát is kifejlesztették, amellyel azt vizsgálták, hogy az Istenbe vetett hit és a külső-belső kontroll miként alakul egészségi kérdések vonatkozásában, *Hill* és *Bale* [1980] pedig a mentális egészséget elemezte segítségével. Az MHLC a XX. század végén és a XXI. század elején

is gyakran alkalmazott eszköz az életminőséget és a szubjektív jólétet kutató skálák mellett, azokat kiegészíti (*Hubley–Wagner* [2004]), valamint segítségül szolgál az egészségmagatartás megértésében és előrejelzésében (*Moshki et al.* [2007]).

Furham és *Forey* [1994] a 21 változós MHLC-skálát a komplementer és alternatív medicina (természetgyógyászati módszerek) iránti attitűdök vizsgálatához alkalmazták. A skála négy dimenziója alapján (szerencse, szolgáltató kontrollja az egészség felett, önkontroll az egészség felett, egészség általános fenyegetettsége) tettek következtetéseket, melyek szerint az alternatív gyógymódokat előnyben részesítő páciensek esetében alacsonyabb a szolgáltató kontrollja az egészség fölött, és ezen személyek alacsonyabbnak érzékelik egészségük fenyegetettségét is.

3. Adatbázis és mintavétel

Vizsgálatunk sokaságát a Budapesti Corvinus Egyetem elsőéves gazdálkodástudományi karos, marketing tárgyat hallgató diákjai alkották. A tárgy kötelező minden szak számára. A MHLC-skála tesztelését diákmintán végeztük, amit több tényező indokol. A minta homogén és az MHLC-skála számos korábbi tanulmányban szintén diákmintát alkalmazott. Itt kell megjegyezni azt, hogy a diákminta alkalmazásával a felnőtt lakosságra várhatóan nem reprezentatív a felmérés. Mintavételre nem statisztikai, hanem etikai megfontolásokból került sor – így elkerülhető volt a teljes körű adatgyűjtéssel kapcsolatos adatvédelmi aggályok egy része.

A mintavétel módja szisztematikus mintavétel. A hallgatókat a tanulmányi rendszerben ún. „Neptun-kód” alapján regisztrálják. A kód 6 karakterből – az angol ábécé betűiből és számokból – álló hallgatói azonosító, amely a hallgató nevéből, születési idejéből és anyja nevéből generált (az algoritmus alapján azonos nevű hallgatók esetén is várhatóan különböző karakterek jelennek meg az azonos pozíciókban). A Neptun-kód alapján sorba rendezve¹ minden második hallgató került a mintába. Mivel feltételezhető, hogy a Neptun-kódban a vizsgált jellemzők szempontjából nincs periodicitás, a mintavétel véletlen jellege feltételezhető. A magas mintavételi arány a definiált sokaságra levont következtetések megbízhatóságát növeli. A mintanagyság 354 fő volt.

A kérdőív lekérdezése előtt az abban szereplő kérdések és a kutatás módszertanának, céljának részletes áttekintése megtörtént annak felmérése céljából, hogy szükséges-e a kutatás végrehajtásához hatósági engedély. A jogszabályi háttér áttekintése alapján megállapítható, hogy a kutatásban résztvevők személyes egészsé-

¹ Az algoritmus a Neptun- és ASCII-kódok szerinti rendezést végezte el.

gükre vonatkozóan semmilyen információt nem szolgáltatottak, a válaszadás anonim volt, személyes adatoknak sem rögzítése, sem tárolása nem történt. A kutatás általános attitűdökre vonatkozik, így azt a marketingkutatások szabályainak betartásával végeztük.

A magyar nyelvű kérdőív validálása fordítás, visszafordítás módszerével történt. Az angol nyelvű kérdőívet magyarra fordítása után ismételtén visszafordítottuk angol nyelvre. Az értelmezési eltérések azonosítását követően elkészült a második magyar változat. A fordítást egy magyar és egy angol anyanyelvi fordító végezte. A kérdőív tesztelését szakszemináriumi foglalkozás keretében, öt harmadéves marketing szakirányos, BA szakszeminarista hallgatóval hajtottuk végre.

Válaszadás interneten keresztül, otthonról vagy egyetemi gépről, kérdőív kitöltés formájában történt, a Google-szolgáltatás felhasználásával (a kérdőívet a Függelék tartalmazza). A kitöltésre 14 nap állt a hallgatók rendelkezésére; és a felkértek tanulmányi kötelezettségeik teljesítésében előnyt (vizsgapontokat) szerezhettek általa, így pótmintára nem volt szükség. A torzító hatás elkerülése érdekében a hallgatók nem kaptak tájékoztatást arra vonatkozóan, hogy a kérdőív mely oktatók kutatásához kapcsolódik.

Vizsgálatunkban a *Furnham–Forey-féle* [1994] MHLC-kérdőívet alkalmaztuk, melynek kérdései négy nagy csoportot alkotnak.

a) *Szerencse dimenzió*: ezen csoportba azok az indikátorok tartoznak, melyek alapján meghatározható, hogy az egyén egészségének alakulását mennyiben tekinti a szerencse, a véletlen által meghatározottnak.

b) *Szolgáltató kontrollja az egészség felett dimenzió*: e dimenzió kérdéseire adott válaszok alapján következtetések vonhatók le arról, hogy az egészség ügyében mennyire hagyatkozik az egyén a szolgáltatóra, az orvosra. Úgy gondolja-e, hogy egészsége az orvostól függ, aki kontrollálja az ő egészségét.

c) *Önkontroll az egészség fölött dimenzió*: a kérdések az egyén önkontrolljával kapcsolatosak. Érez-e hatalmat saját egészsége fölött, tudja-e önmaga befolyásolni egészségi állapotának alakulását, kimene-telét.

d) *Egészség általános fenyegetettsége dimenzió*: a negyedik változócsoporthoz az egyén általános betegségek általi fenyegetettség érzésének szintjére ad választ.

A kérdőív konkrét kérdései a Függelékben találhatóak. Ahol a megértést nem akadályozza, az áttekinthetőség érdekében csak a kérdések kódjára (például A01) hivatkozunk.

4. Módszertan

Ahogy a MHLC-módszer kidolgozói és korábbi alkalmazói, mi is többváltozós technikákkal vizsgáltuk a modell dimenzióit. A megfelelő módszerek köre nagyban függ attól, hogy az 1-től 7-ig tartó skálán való osztályozást milyen skálán történő mérésnek fogadjuk el. A társadalomtudományi kutatások gyakorta határozzák meg az ilyen mérést különbségskálával leírhatónak, míg szigorúan véve csak ordinális skálának tekinthető. Figyelembe véve a szakirodalmi előzményeket, alapvetően különbségskálaként kezeljük az alkalmazott skálát, azonban kitérünk arra is, hogy ordinális skála esetén milyen eredményekre juthatunk.

A felhasznált módszerek vagy exploratívak, megfelelők struktúra feltárára, vagy konfirmatívok, mely esetben egy modellt tesztelünk. Amennyiben egy korábbi kutatást ismétlünk meg annak ellenőrzésére, hogy a változók ugyanabban a struktúrában jelennek-e meg mint a korábban végzettben, akkor ez inkább konfirmatív jellegűnek tekinthető. Az elemzést az SPSS szoftverrel, a PASWStatistics 18-al végeztük.

A faktorelemzés adattömörítésre, illetve az adatstruktúra feltárára használható többváltozós módszer, melynek során a kiinduló (legalább különbség skálán mérhető) változókat közvetlenül nem megfigyelhető (látens) faktorváltozókba tömörítjük, segítségével feltárhatók az egyes jellemzők közötti – lineáris – kapcsolatok is.

A faktorelemzés módszerei közül tanulmányunkban a főkomponens-elemzést (principal component analysis – PCA) használtuk, amely a változók olyan lineáris kombinációját keresi, amely az eredeti változók variációjának legnagyobb hányadát tartalmazza. A konfirmatív jellegű kutatás miatt – mivel a főkomponens-elemzés nem tudta a feltételezéseinket igazolni – a főfaktorelemzéssel (principal axis factoring – PAF) is kísérletet tettünk, de ezek az eredmények eredeti célunktól távolabb vittek (alacsonyabb kommunalitások, kisebb magyarázott varianciahányad és semmivel sem jobban magyarázható faktorok), így csak a PCA eredményeit ismeretjük. Tekintve, hogy a faktorelemzésnek csak egyetlen módszeréről lesz szó, a faktorelemzést és a főkomponens-elemzést szinonimaként kezeljük.

A változók ordinális skálán mérését feltételezve a sokdimenziós skálázás (multidimensional scaling – MDS) módszereivel érhetünk el a faktoranalízishez hasonló célokat. Ezek közül a MINISSA- (Michigan–Israel–Nijmegen Integrated Smallest Space Analysis) modellt választottuk. A MINISSA-t 1968-ban fejlesztették ki, kétutas adatbázis elemzését végzi, a „smallest space” analízis alprogramjának is tekinthető. Az algoritmus keresi az n pont koordinátáit az r dimenziós térben úgy, hogy a pontok közötti sorrendiség megegyezzen a különbözőségek sorrendjével.

A dimenziócsökkentésre irányuló sokváltozós módszerek számos esetben vezetnek olyan eredményre, hogy egy dimenzióba egy változót képeznek le. Ilyen esetben ajánlott a problémás változó kihagyása. Jelen tanulmányban ezt a megoldást nem tudjuk alkalmazni, mert a MHLC 21 kérdését vizsgáljuk.

5. Eredmények bemutatása

Ebben a fejezetben a korábbiakban bemutatott kérdéscsoport faktorelemzését és annak eredményeit mutatjuk be.

5.1. Faktorelemzés előfeltételeinek vizsgálata

A minta a válaszadók vonatkozásában *homogén* (elsőéves, gazdálkodástudományi karra járó közgazdász hallgatók voltak a válaszadók). Az irodalom (Sajtos and Mitev, dátum nélkül) a *mintanagyságot* minimum 50–100 mintavételi egységben határozza meg, így a 354 válaszadó a faktorelemzéshez megfelelő mintanagyságot biztosít. Egyes kutatók szerint a *válaszadók száma* 5-ször vagy 10-szer annyi kell legyen mint a változók száma. Vizsgálatunkban 21 változóval és 354 fős mintával dolgoztunk, így ez a feltétel is teljesült. A változók *metrikusak* és *korreláltak*, az utóbbira azért van szükség, hogy a faktorelemzés sikeresen elvégezhető legyen (Sajtos and Mitev, dátum nélkül). Amennyiben az eredeti változók felhasználásával előállíthatók volnának olyan változók, melyek információvesztés nélkül jellemeznék az eredeti változókat és korrelálatlanok lennének, akkor célszerű volna azokat alkalmazni (Hajdu [2003]). A főkomponens-elemzéssel előállíthatók ilyen, az eredeti változók-ból lineáris transzformációkkal nyert változók. Az exploratív elemzés első lépéseként főkomponens-elemzéssel határoztuk meg a független változók minimális számát, a lehető legkisebb információvesztés mellett.

A *korrelációs mátrixot* terjedelme miatt a Mellékletben közöljük. Megállapítható, hogy a változók között jellemzően közepes erősségű vagy gyenge (de szignifikáns) korreláció van, a legmagasabb korrelációs együttható 0,51, mely a „A05 Az orvosok csak pácienseik néhány egészségügyi problémáját tudják enyhíteni/gyógyítani” és a „A03 Az orvosok ritkán tudnak bármit is tenni a beteg emberekért” állítások között volt.

Az *anti image korrelációs mátrixban* az átlóban levő elemek mutatják meg az MSA-értékeket (measure of sampling adequacy), amelyek 0,709 és 0,810 között változnak. A 0,5 alatti értékekhez tartozó változókat célszerű kizárni, de esetünkben nem volt ilyen.

Füstös és szerzőtársai [2007] ajánlása alapján ellenőriztük a Kaiser–Meyer–Olkin- (KMO-) mutatót és elvégeztük a Bartlett-tesztet, ennek alapján a faktorelemzés végrehajtható, mert a KMO-mutató (az MSA-értékek átlaga) 0,767, (értéke 0 és 1 között mozog, 0,5 fölött teszi lehetővé a faktoranalízist). A vizsgált modell illeszkedése közepesen megfelelőnek tekinthető. A Bartlett-teszt szignifikanciaszintje 0,000, mely szintén alátámasztja a faktoranalízis létjogosultságát; a változók korrelálatlanságának nullhipotézisét ennek alapján el lehet vetni.

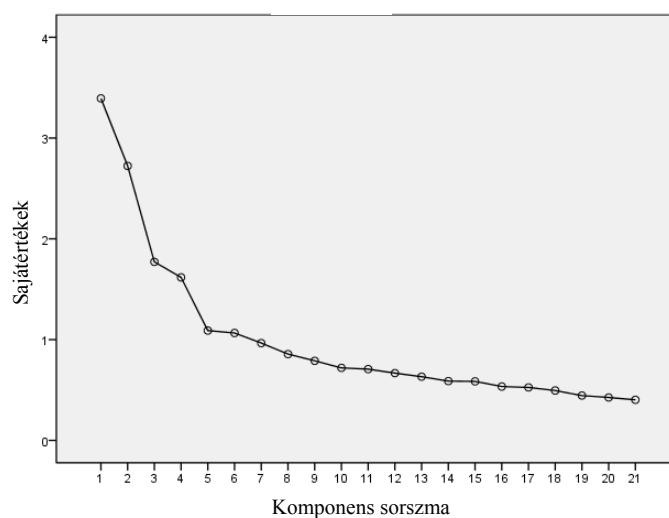
5.2. Faktorok számának meghatározása

A priori kritériumként azt várhattuk, hogy a HLC elméleti modell alapján négy faktort fogunk kapni, de a faktoranalízist először feltáró módban, a sajátértékek alapján futtattuk le.

A faktorok számának meghatározásához a legegyszerűbb szabály, hogy annyi faktort képzünk, ahány főkomponens sajátértéke nagyobb egynél. Ez alapján hat faktort kellene alkalmaznunk.

A varianciahányad-kritérium alapján annyi faktorra van szükség, amennyi képes a teljes variancia bizonyos részét megőrizni. A küszöbérték társadalomtudományoknál szerzőnként változó hüvelykujjszabályt jelent. *Füstös és szerzőtársai* [2007] szerint 80 százalék, de bizonyos esetekben a kutatás témájától függően akár 60 százalék is elfogadott lehet. Jelen kutatásban a 80 százalék azt jelentené, hogy 13 faktort kell létrehozni. A 21 változó 13-ra redukálása azonban nem jelent a kutatás tekintetében előrelépést, elegendő redukciót, így ezt nem követtük.

1. ábra. A sajátértékek scree plot-ja



A scree-teszt vagy könyökszabály alapján is ellenőriztük az alkalmazandó faktorok számát. A scree plot ábra a sajátértékeket ábrázolja a faktorok sorrendjében. Ennek alapján annyi faktort érdemes kialakítani, ahol a görbe meredeksége hirtelen megváltozik, és egyenesbe vált. Az ábra alapján öt faktort érdemes alkalmazni.

A szóba jöhető szabályok eltérő eredményre vezettek, így a hat-, az öt- és a négyfaktoros lehetőséget is megvizsgáljuk.

5.3. A faktorelemzés eredményei

Először a rotálatlan hatfaktoros PCA-változattal dolgoztunk, majd az eredmények jobb értelmezhetősége céljából varimax rotálást hajtottunk végre. Mivel így sem alakult ki egyértelmű faktorstruktúra, a rotálatlan öt- és négyfaktoros PCA-t vizsgáltuk, majd annak varimax forogtatását. Az ortogonális forogtatás nem sokat javított az eredményen ezért a jobb értelmezhetőség érdekében, megengedve a tengelyek derékszögtől való eltérését, elkészítettük az oblimin rotált változatot. A következőkben a folyamat egyes lépéseit mutatjuk be, és az eredményeket a kutatás szempontjai szerint részletesen értelmezzük.

5.3.1. Főkomponens-analízis hatfaktoros változata

A főkomponens-analízist alkalmazva a kommunalításokat vizsgáltuk, melyek azt mutatták meg, hogy egy változó varianciájának mekkora részét magyarázza az összes faktor együttesen. Az A10 változó kommunalitása volt a legmagasabb, értéke 0,762, a legalacsonyabbat, 0,408-at az „A02 Az orvosnál tett rendszeres kontrollvizsgálatok az egészség kulcsfontosságú tényezőinél” kaptuk. Az 1. táblázatban látható a 6 faktor által magyarázott összes variancia, amely 55,532 százalék. Az információ csaknem 45 százaléka elvész.

1. táblázat

Az összes magyarázott variancia hat főkomponens esetén

Faktor	Sajátértékek	Variancia	Összesen
		százalék	
1	3,394	16,161	16,161
2	2,724	12,969	29,130
3	1,771	8,435	37,565
4	1,618	7,703	45,268
5	1,089	5,188	50,546
6	1,066	5,076	55,532

A 2. Mellékletben láthatjuk a faktorsúlyokat. Akkor értelmezhető jól egy változó faktor szerinti hovatartozása, ha van egy abszolút értékben kiugró értéke, melytől a többi faktorsúly jelentősen alacsonyabb. Bizonyos változók egyértelműen beletartoznak egy-egy faktorba, míg mások két faktorhoz is hozzárendelhetők lennének. Az

„A04 Bárki megtanulhatja az alapvető egészségmegőrzési elveket, melyekkel megelőzhető a betegség” különösen problémás, mert nem sorolható be egyik faktorba sem. Annyi állapítható meg róla, hogy a 6. faktorhoz nem járul hozzá.

Mivel nem alakultak ki egyértelműen a főkomponensek, eltekintettünk azok elnevezésétől, és a rotált változat vizsgálata mellett döntöttünk.

Kétféle rotációt különböztethetünk meg, az ortogonális, derékszögű forgatást (például varimax, equimax, quartimax), valamint a hegyesszögű, nem ortogonális forgatást (például oblimin, promax). A derékszögű rotálás előnye, hogy a tengelyek derékszögben maradnak, a faktorok korrelálatlanok lesznek. A nem ortogonális forgatás megengedi a hegyesszöget, melynek nyomán jobb lesz az értelmezhetőség, de a faktorok korreláltak lesznek. A további felhasználás függvénye, hogy ez okoz-e problémát, eredeti célunk szempontjából a kérdés irreleváns. Az oblimin-forgatást úgy paramétereztük, hogy a derékszögtől való eltérést nem korlátoztuk (a programcsomagban a delta értéke 0 volt).

Választásunk azért esett a varimaxra, mert ez ortogonális forgatás, derékszögű, így a faktorok korrelálatlanok lesznek. A főkomponens-elemzés maximalizálja a magyarázott varianciát, a varimax-eljárás leegyszerűsíti a faktormátrixot, az egy faktorra jutó magas faktorsúlyú változók számát maximalizálja. Ez a megoldás sem nyújtott kielégítő megoldást, bizonyos faktorok elnevezhetővé váltak, de voltak amolyan „gyűjtő” jellegűek is, melyek nehezen voltak értelmezhetőek. A 6. faktor egyetlen – jelentős korreláló – változót („A10 Sok betegség súlyossága eltűzött”) tartalmaz. Az eredmény nem javult, csak az összkép tisztult, mert a forgatás előtti változatban ez a változó egyaránt tartozott az 5. (súlya 0,591) és 6. (súlya –0,579) faktorokba. Egy faktornak, ha az csak egy változót tartalmaz, nincsen gyakorlati haszna és értelme, így meggondolandó ezen változó kihagyása a faktoranalízisből.

1. faktor. Idetartoznak azok a változók, melyek az „*orvosok segíteni tudásával*” kapcsolatosak. Érdemes megfigyelni az előjelek által nyújtott információtartalmat. A *pozitív* előjelű változók az orvos betegségekkel szembeni tehetetlenségét, míg a *negatív* előjelű változók az orvosok közreműködésével legyőzhető a betegséget jelentik.

2. faktor. Itt az „*egyén tehetetlensége a betegséggel szemben*” jellegű változók vannak. Ebben a faktorban azonos előjelűek a változók, mindegyik arra utal, hogy az egyén nem tehet semmit egészsége megtartásáért. Az értelmezés során két, bizonytalanul ebbe a faktorba tartozó változó ide vagy nem ide tartozása dönthető el. Az egyik változó, az „A08 Az emberek, akik sosem betegszenek meg, egyszerűen szerencsések” a következő, a 3. faktorba fog tartozni a szerencsejelleg miatt, de faktorsúlya is ezt indokolja. A másik változó az „A18 Az orvosok nagyon keveset tudnak tenni azért, hogy megelőzzék a betegséget” in-

kább az 1. faktorba sorolható az „orvos” szó miatt, mert ott jelennek meg az orvosok segíteni tudásával kapcsolatos változók. A 2. faktorba is tartozás oka a tehetetlenségben keresendő („...keveset tudnak tenni...”).

3. faktor. Minden „szerencsével” kapcsolatos kijelentés idetartozik, így az előzőekben említett „A08 Az emberek, akik sosem betegszenek meg, egyszerűen szerencsések” is. A faktorsúlyok alapján bizonytalanságot okozó „A12 Hosszú távon, azok az emberek akik törődnek önmagukkal (egészségükkel) egészségesek maradnak és gyorsabban javulnak.” változó, mivel nem tartalmaz egyértelműen szerencsére vonatkozó kijelentést, inkább a 4. vagy 5. faktorba sorolható. Az előjelnek ebben a faktorban is jelentősége van. *Pozitívként* jelentkezik mindaz, ami a szerencse tagadása és *negatívként*, ami a szerencse befolyását támasztja alá az egészségre vonatkozóan.

4. faktor. Ezen faktor jelentéstartalmának meghatározása nehézségeket okoz. Első ránézésre amolyan gyűjtőfaktornak tűnik, ahová bekerült minden, ami máshová nem tartozik. Ami a változóiban közös lehet az egyfajta „hosszabb távú, nem közvetlen hatás”. A rendszeres kontrollvizsgálatok vagy az egészségügyi rendszer hatása, illetve a betegségek fenyegetése mind távolabbról vagy legalábbis nem közvetlenül érezhető módon hat – ez a magyarázat azonban igen gyenge. A 4. faktor nagyon kétséges, nem egyértelmű.

5. faktor. A „saját felelősség” faktora. Az „A12 Hosszú távon, azok az emberek, akik törődnek önmagukkal (egészségükkel) egészségesek maradnak és gyorsabban javulnak” változó azonban nem tartozik ide egyértelműen. Ha ezt kiemeljük a faktorból, akkor csak két eleme marad, ami kevés és gyenge.

6. faktor. Egyetlen eleme van: „A10 Sok betegség súlyossága eltűnt”. Egy faktor egy változóval nem elfogadható.

Összefoglalva: a hatfaktoros megoldás nem kielégítő, az elemzés alapján kevesebb faktorra van szükség.

Az ötfaktoros megoldás ugyan megszünteti az egyváltozós faktor problémáját, de oly módon, hogy az A10 változót az eddig is problémás 5. faktorba szorítja, amely így nehezen értelmezhetővé válik, illetve az 5. faktoral korreláló változók hasonló faktorsúllyal más faktorokkal is korrelálnak. A faktorsúlyok (rotálatlan és rotált) mátrixát a 3. Mellékletben közöljük, az érdeklődő Olvasó azt tovább elemezheti.

A következő lépésben kísérletet teszünk arra, hogy a MHLC-modell eredeti dimenzióit ellenőrizzük, négy faktort feltételezve.

5.3.2. Főkomponens-elemzés négy faktorral

A PCA-komponensmátrix esetében a négy faktor értelmezhető volt, de találtunk két olyan változót, melyek nem voltak egyértelműen besorolhatók egyik faktorba sem. A faktorsúlyok mátrixát teljes adattartalommal a 4. Mellékletben közöljük, itt a 2. táblázatban az áttekinthetőség növelése érdekében a 0,3-nél kisebb faktorsúlyokat nem tüntetjük fel. A négy faktor:

1. faktor. „*Tehetlenség*”. A hatfaktoros változattól eltérően ide tartoznak mind a szerencse, mind az orvosok és az egyén tehetlenségére (pozitív előjellel) vagy éppen befolyásoló erejére (negatív előjellel) vonatkozó kijelentések.

2. faktor. Nehezen értelmezhető. Leginkább az „*orvosokkal*” kapcsolatos kijelentések tartoznak ide, de az értelmezést zavarossá teszik az „*A20 Néhány fajtája a betegségeknek annyira rossz, hogy semmit sem tehetünk ellene*”, „*A21 Ha megbetegszem az általában az én saját hibám*” és „*A10 Sok betegség súlyossága eltúlzott*” változók. Ez utóbbi elhanyagolható mértékben korrelál valamennyi faktorral.

3. faktor. „*Felépülés a betegségek és egészségügyi rendszer függvényében*”. A 3. faktorba sorolható egyértelműen az *A14* és *A16* változó. Mindkettő a betegség általi fenyegetésre vonatkozik („*A14 Napjainkban néhány betegség totálisan legyengíti (tönkreteszi) az egészséget*”, „*A16 Sok olyan egészségügyi probléma van, amely nagyon komoly vagy akár végzetes lehet*”). A képet azonban megzavarja két további változó. Az *A13* az egészségügyi rendszerre vonatkozik („*A13 A betegségből való felépüléshez mindenek előtt jó egészségügyi ellátás kell*”). Megjegyzendő, hogy ez a változó a 2. faktorral (orvosokkal kapcsolatos kijelentések), ha kisebb mértékben is, de korrelál (0,407). Hasonló a probléma az *A12*-es változóval, mely erősebben korrelál ugyan az 1. faktorral (tehetlenség) (-0,526), de a 3. faktorral is korrelációt mutat (0,515). A bemutatott okok miatt a 3. faktor nem nevezhető el egyértelműen.

4. faktor. A „*szerencse*” faktora. Az ide tartozó indikátorok az egészség és a szerencse kapcsolatára kérdeznak rá. („*A01 Annak, hogy egészségesek maradunk-e, kevés vagy semmi köze a szerencséhez*”, „*A11 Ha az egészségről beszélünk, nincs olyan hogy „balszerencse*”). Mindkét változó kapcsolata egyértelmű a 4. faktorral, melynek faktorsúlyai határozottan magasabbak mint egyéb faktoroké. Az *A17*-es változó 4. faktorba tartozása kevésbé határozott (0,461) mert az 1. faktorral is korrelál (0,446). Ezen változó esetében magyarázható a két fak-

torhoz tartozás, mivel az 1. (tehetetlenség) és a 4. (a szerencse) faktort összekapcsolja a változóban feltett kérdés „A17 Egészségügyi szempontból nem sokat tehet az ember önmagáért, ha megbetegszik”. Kérdés azonban, hogy az A07 változó miért került határozottan az 1. (0,567) és nem a 4. faktorba („A07 Hogy az emberek jobban lesznek-e vagy sem, gyakran a szerencsétől függ”).

Összefoglalásként elmondható, hogy a kép nem tiszta. Az „A04 Bárki megtanulhatja az alapvető egészségmegőrzési elveket, melyekkel megelőzhető a betegség” változó mind a négy faktorba beletartozik, a faktorsúlyok rendre: $-0,395$, $-0,309$, $0,288$, $-0,262$. Hasonló a helyzet az „A10 Sok betegség súlyossága eltűzött” változóval, mely három faktorial is korrelál. Több változó esetében jelentkezik az egyszerre két faktorial való jelentős korreláció problémája. Mivel az előzők nem vezettek eredményre a rotált változatokat ellenőriztünk. A faktorsúlyok mátrixát a Függelék F3. táblázatban mutatjuk be.

A varimax rotálás eredményeképpen nem javult jelentősen az eredmény. Az „A10 Sok betegség súlyossága eltűzött” változó továbbra is problémás, faktorsúlyai: $0,184$, $0,126$, $0,165$, $-0,26$ (korábban ez a változó volt a 6. komponens, amely a többi komponensre, elhelyezkedése miatt, nem tud érdemi hatást gyakorolni). Az „A21 Ha megbetegszem az általában az én saját hibám” változó faktorba sorolása sem lehetséges, és több olyan változó van, melyek közel azonos súllyal jelennek meg két faktorban, súlyai: $0,216$, $-0,284$, $0,358$, $-0,168$.

Öblimin forgatással nagyobb faktorsúlyokat kaptunk, és jobban besorolhatóak lettek az egyes változók, valamint a faktorok elnevezhetősége is javult, de ez sem alakított ki egyértelműen tiszta struktúrát. A faktorsúlyok teljes mátrixát a 4. Mellékletben, az értelmezést megkönnyítő, csak a 0,3-nél nagyobb faktorsúlyokat tartalmazó változatát a Függelék 3. táblázatban közöljük.

1. faktor. „Az egyén tehetetlensége a betegséggel szemben”. Negatív előjellel találjuk azokat a változókat, amelyek az egyén változtatási, befolyásolási képességére vonatkoznak és pozitívvál a változtatási képtelenségre utalókat.

2. faktor. Az „orvosokról kialakult kép”. Ebben a faktorban található minden orvosokkal kapcsolatos kijelentés, függetlenül attól, hogy az orvos tud-e segíteni a betegségen, avagy nem. A faktor üzenete, hogy az orvosokról létezik egy kialakult általános kép a megkérdezettek körében.

3. faktor. A „betegség ereje”. Az itt megjelenő változók a betegségek veszélyességére és az egészségügyi rendszer őket legyőző képességére vonatkoznak.

4. faktor. Az utolsó a „szerencsefaktor”, de nem tisztán. Minden szerencsére vonatkozó kijelentés idetartozik megfelelő előjellel, ám egy, az egyén felelősségére vonatkozó változó is ide került: „A21 Ha megbetegszem, az általában az én saját hibám”. Ennek a változónak a besorolása a varimax forgatásnál már fejtörést okozott, nem tartozott egyik faktorba sem. Oblimin forgatással faktorsúlya alapján (rendre: $-0,262$, $-0,210$, $-0,144$, $0,336$), ha nem is karakteresen, de a 4. faktor alá rendeződött, de értelmezés szempontjából a helyzet romlott.

A korábbi elemzések során problémás, „A10 Sok betegség súlyossága eltúlzott” továbbra sem került bele egyértelműen valamelyik faktorba. Súlyai: $0,135$, $-0,168$, $-0,18$, $0,178$. Az „A08 Az emberek, akik sosem betegszenek meg, egyszerűen szerencsések” egyszerre tartozik az 1. (súlya $0,394$) és 3. faktorba (súlya $-0,379$) hasonlóan az „A12 Hosszú távon, azok az emberek, akik törődnek önmagukkal (egészségükkel) egészségesek maradnak és gyorsabban javulnak” változóhoz.

Az eredeti dimenziók és a faktoranalízissel kapott dimenziók összefüggéseit szemlélteti a 2. táblázat. Sötétített háttérrel jeleztük azokat a változókat, amelyek nem a megfelelő dimenziót leképző faktorban jelentek meg.

2. táblázat

Az eredeti dimenziók és a faktorok

MHLC-	Oblimin-	Varimax-
	modell	
	Szerencse	
[A/1]	[A/1]	[A/6]
[A/7]	[A/7]	[A/17]
[A/8]	[A/11]	[A/19]
[A/11]	[A/12]	[A/7]
	[A/21]	[A/8]
	[A/10]	[A/20]
	Szolgáltató kontrollja az egészség fölött / orvosok	
[A/2]	[A/2]	[A/2]
[A/5]	[A/5]	[A/5]
[A/3]	[A/3]	[A/3]
[A/13]	[A/9]	[A/9]
[A/9]	[A/15]	[A/15]
[A/15]	[A/18]	[A/18]
[A/18]	[A/2]	[A/10]

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

MHLC-	Oblimin-	Varimax-
modell		
Önkontroll az egészség fölött / egyén tehetetlensége		
[A/4]	[A/4]	[A/1]
[A/6]	[A/6]	[A/11]
[A/12]	[A/17]	[A/4]
[A/17]	[A/19]	[A/21]
[A/19]	[A/8]	
[A/21]	[A/20]	
Egészség általános fenyegetettsége / betegség ereje / vegyes		
[A/10]	[A/13]	[A/12]
[A/14]	[A/14]	[A/13]
[A/16]	[A/16]	[A/14]
[A/20]		[A/16]

A HLC-modell négy dimenziója felismerhető, de a faktorelemzési módszerekkel nem egyértelműen tisztán. Az eredmények arra utalnak, hogy más statisztikai módszerrel érdemes próbálkozni, erre a MINISSA-modellt választottuk.

6. MINISSA-modell

A MINISSA-val kapott kétdimenziós ábra stresszmutatója 0,151. Bár *Kruskal* [1964] szerint a stresszmutató 10 és 20 százalék között gyenge vagy éppen csak elfogadható, az adott kutatás esetében azért tekinthető mégis jónak, mert 21 dimenziós tér transzformációja történt két dimenzióba. Háromdimenziós térben a stresszérték már 0,077. Az ábra szép kör, illetve háromdimenziós térben gömb alakot ad, kifejezve ezzel a teret, a tengelyek metszéspontjában nincs semmi. Az ábra alapján úgy tűnik, hogy a módszer megfelelő, ebben jelentős szerepet játszik az a módszertani eltérés, hogy a MINISSA-eljárás ordinális változókat és nemlineáris kapcsolatot feltételez. Az értelmezés során a kétdimenziós ábra (lásd a 2. ábrát) feldolgozása után, a háromdimenziós tapasztalatai alapján a kétdimenziós korrigálásra került.

A függőleges tengely mentén elkülönülnek a „befolyásolható” és a „befolyásolhatatlan” változók.

A kétdimenziós ábrán a „befolyásolható” változók esetében a felső negyedben található azok, melyeket „segítő egészségügynek” nevezhetünk. Amennyiben a

MINISSA-t nemcsak két-, hanem háromdimenziós térben is vizsgáljuk és értelmezzük (a vízszintes sík fölötti és alatti részbe került változókat) tovább finomíthatjuk az ábrát, és új alcsoportokat ismerhetünk fel. Így például a „segítő egészségügyön” belül két alcsoport rajzolódik ki. Az egyikben az orvos, a másikban az egészségügyi rendszer tud hatni. Nevezzük az előbbit „egészségügyi rendszer” csoportnak, változói: *A02, A13*. Az utóbbi csoport a „segítő orvos”, ide tartozó változók az *A15, A09*. A kétdimenziós ábra alsó negyedben azok a változók szerepelnek, melyekre az egyén hatni tud.

A MINISSA-modell elemzésekor a tengelyek metszéspontján keresztül, átlellenesen egymással ellentétes tartalmú, de azonos gondolatkör köré csoportosuló változók találhatók. Ennek megfelelően a függőleges tengely jobb oldalán a „Befolyásolhatatlan” síkfél alsó negyedében találjuk a „tehetetlen orvos” változócsoportot. Idetartozik az *A18, A03, A05*.

A „Befolyásolható” síkfél alsó negyedében található a „felelős egyén” csoport, melyen belül a háromdimenziós ábra alapján két alcsoport különíthető el. Az egyik a „nem szerencse függés”, a másik az „önkontroll” csoportja. A „nem szerencse függés” csoportba tartozó változók az *A01, A11, A04, A21, A12*.

A „Befolyásolhatatlan” síkfél felső és alsó negyedének határán helyezkedik el a „tehetetlen egyén”, ezzel szemben a „felelős egyén” csoport. A „tehetetlen egyén” csoporton belül, a háromdimenziós ábra alapján alcsoportok ismerhetők fel, így a „szerencsefüggő tehetetlenség”: *A07, A08, A06, A17, A19*.

A „Befolyásolhatatlan”, síkfél felső negyedében helyezkedik el a „fenyegető betegségek” csoportja a következő változókkal: *A14, A16, A20*.

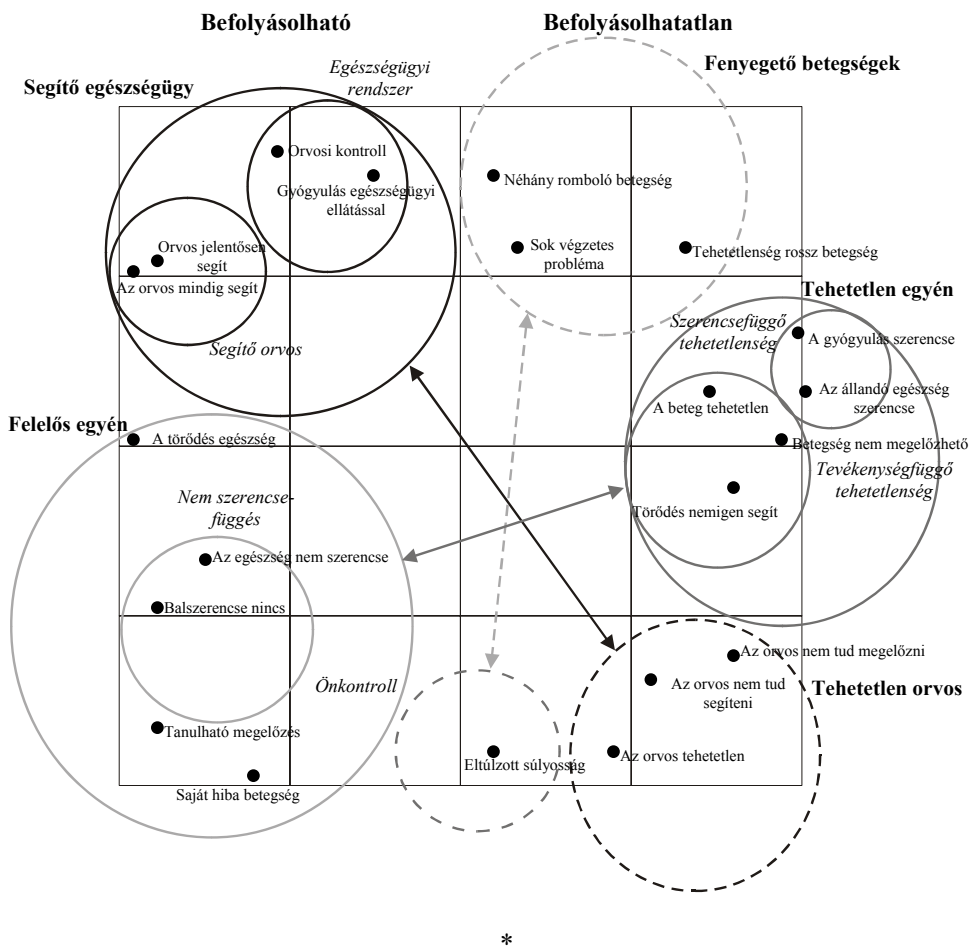
A MINISSA-modellben helyére kerül a faktorelemzésben folyamatosan problémát okozó *A10*-es változó. Egyedül áll ugyan (ezért is okozott problémát a faktorelemzésben), de szükség van rá a tér kifeszítéséhez a kör (illetve három dimenzióban), a gömbforma kialakításához. Ez a változó a „Befolyásolhatatlan” síkfél alsó negyedében helyezkedik el. Ennek oka, hogy tartalma általános vélekedés, állítás a betegségekről, mely nem befolyásolható. Mivel nem magára a betegségekre vonatkozik a változó, hanem a róla szóló vélekedéssel kapcsolatos véleményre kérdez rá, ezért nem a felső negyedbe került a betegségek mellé, hanem önállóan áll velük szemben.

A MINISSA ábráján (lásd a 2. ábrát) körökkel jelöltük az egymáshoz közel álló változókat, melyek valamely közös jellemzővel rendelkeznek, ezek neve, mely a körök mellett vagy a körökben szerepel, az ábra vizsgálata során került azonosításra, feltüntetésre. Az egymással szemben megjelenő változók olyan tulajdonsággal rendelkeznek, melyek ellentétes értelműek az adott változók, illetve változócsoportok esetében. Ezt a kapcsolatot nyilakkal jelöltük, és a csoportok (körök) elnevezésekor szintén figyelembe vettük.

Az ábrát összehasonlítva a vizsgálat tárgyát képező 21 változós MHLC-modell eredeti négy dimenziójával (szerencse, szolgáltató kontrollja az egészség felett, önkontroll az egészség fölött, egészség általános fenyegetettsége), megállapítható, hogy

a MINISSA eredményei megfeleltethetők a modell dimenzióinak. A szerencse dimenzió két végpontja a MINISSA-ábrán a „nem szerencse függés”, valamint a „szerencsefüggő tehetetlenség”. A szolgáltató kontrollja az egészség felett dimenziót a „segítő egészségügy” és a „tehetetlen orvos” körök alkotják. Az önkontroll az egészség fölött megfeleltethető a „felelős egyén” és a „tehetetlen egyén” ellentétpárnak, mint a dimenzió két végpontjának. Az egészség általános fenyegetettsége dimenziót a „fenyegető betegségek” kör közelíti leginkább.

2. ábra. A MINISSA-eljárással létrehozott tér



*

A kutatás eredményeinek értékelésekor korlátként kell figyelembe venni a következőket. Az elemzés a MHLC-kérdőív négydimenziós, 21 kérdést tartalmazó válto-

zatának (*Furnham–Forey* [1994]) dimenzióit vizsgálta a tekintetben, hogy a dimenziókat alkotó kérdések sokváltozós módszerekkel történő elemzése, a faktorstruktúra feltárása visszaadják-e a dimenziókat. A szakirodalomban erre vonatkozó kutatást nem találtunk, de nem zárható ki, hogy általunk nem vizsgált adatbázisokban van olyan kutatás, mely a 21 változós MHLC-kérdőív érvényességét vizsgálja. Kutatásunkhoz az ABI- és EBSCO-adatbázisokat tekintettük át.² Korlát továbbá, hogy a lekérdezés a Budapesti Corvinus Egyetemen, hallgatói mintán történt, ami nem teszi lehetővé az általánosítást. Ugyancsak problémát okoz a minta korlátozott elemszáma, ezért a kutatást „pilotnak” tekintjük, mely alapján további kutatási irányok jelölhetők ki. Javasolt a kérdőív faktorstruktúrájának vizsgálata a magyar sokaságra reprezentatív, nagyobb (ezer vagy több ezer fős) mintán.

A MHLC-skála elemzése során az eredeti dimenziókat nem sikerült reprodukálni, de azokat a MINISSA-elemzés közelítette. Az okok feltárása további vizsgálatokat tesz szükségessé, javasolt a kutatás megisméltése más jellemzőkkel rendelkező mintán. Annak ellenére, hogy a változók nem rendeződtek az eredeti dimenziókba, egy változó kihagyása esetén jól értelmezhető struktúra alakult ki. Az *A10*-es változó a faktoranalízis és a MINISSA alapján is kizárásra javasolható, eltávolítása után az ábra jól értelmezhető, ezért megállapítható, hogy megfelelő óvatossággal a vizsgált MHLC-modell az általunk vizsgált mintán alkalmazható. Technikailag ez arra enged következtetni, hogy – a vizsgált mintában – a változók csak alacsony szintű skálán képződnek le, illetve a változók közötti kapcsolatok nemlineárisak.

Alkalmazási szempontból az eltérések hátterében a speciális sokaság állhat, ugyanis feltételezhető, hogy a felmérésben részt vevő fiatalok a társadalom egészségéhez képest iskolázottabbak (ami az orvostudománnyal kapcsolatos ismereteikben is megmutatkozhat), jobb anyagi háttérrel rendelkeznek, általános egészségi állapotuk is átlag felettinek tekinthető.

² Az ABI/INFORM Global amerikai, angol nyelvű adatbázis, mely gazdasági, pénzügyi, üzleti, marketing, management, reklám, humánpolitikai és még további témakörökben 1800 folyóirat cikkeit tartalmazza rövid ismertetésekkel és mutatókkal ellátva 1970-től napjainkig. Az EBSCO Publishing EBSCOhost nevű szolgáltatása bibliográfiai és teljes szövegi adatbázisokat kínál.

Függelék

Többdimenziós Egészség-kontrollhely kérdőív

Az egészséggel és betegséggel kapcsolatos vélemények. [A]

Az alábbiakban az egészséggel és betegséggel kapcsolatos véleményedet kérdezzük. Az 1-től 7-ig terjedő skálán jelöld, mennyire értesz egyet az állítással. 1-gyel jelöld, ha egyáltalán nem értesz egyet, 7-tel, ha teljes mértékben egyetértesz!

Annak, hogy egészségesek maradunk-e, kevés vagy semmi köze a szerencséhez. [A01]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az orvosnál tett rendszeres kontroll vizsgálatok az egészség kulcsfontosságú tényezői. [A02]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az orvosok ritkán tudnak bármit is tenni a beteg emberekért. [A03]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Bárki megtanulhatja az alapvető egészség megőrzési elveket melyekkel megelőzhető a betegség. [A04]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az orvosok csak pácienseik néhány egészségügyi problémáját tudják enyhíteni/gyógyítani. [A05]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Nem sokat tehetünk azért, hogy megakadályozzuk a betegséget. [A06]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Hogy az emberek jobban lesznek-e vagy sem, gyakran a szerencsétől függ. [A07]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az emberek, akik sosem betegszenek meg, egyszerűen szerencsések. [A08]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az orvosok szinte mindig segíteni tudnak pácienseiknek, hogy jobban érezzék magukat. [A09]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Sok betegség súlyossága eltűzött. [A10]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Ha az egészségről beszélünk, nincs olyan hogy „balszerencse”. [A11]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Hosszú távon, azok az emberek, akik törődnek önmagukkal (egészségükkel) egészségesek maradnak és gyorsabban javulnak. [A12]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
A betegségből való felépüléshez mindenek előtt jó egészségügyi ellátás kell. [A13]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Napjainkban néhány betegség totálisan legyengíti (tönkreteszi) az egészséget. [A14]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
A legtöbb ember jelentős segítséget kap, ha elmegy az orvoshoz. [A15]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Sok olyan egészségügyi probléma van, amely nagyon komoly vagy akár végzetes lehet. [A16]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Egészségügyi szempontból nem sokat tehet az ember önmagáért, ha megbetegszik. [A17]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az orvosok nagyon keveset tudnak tenni azért, hogy megelőzzék a betegséget. [A18]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Az, hogy megbetegszünk, csak kis mértékben függ, vagy nem függ attól, hogy törődünk-e magunkkal (egészségünkkel). [A19]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Néhány fajtája a betegségeknek annyira rossz, hogy semmit sem tehetünk ellene. [A20]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek
Ha megbetegszem az általában az én saját hibám. [A21]									
nem értek egyet	1	2	3	4	5	6	7		egyetértek

F1. táblázat

Rotálatlan faktorsúlyok a négyfaktoros modellben

Kód	Komponens			
	1	2	3	4
A01	-0,314			0,553
A02		0,549		
A03	0,376	-0,606		
A04	-0,395	-0,309		
A05	0,436	-0,529	0,372	
A06	0,563			
A07	0,567			
A08	0,608			
A09	-0,449	0,483		
A10				
A11	-0,439	-0,311		0,561
A12	-0,526		0,515	
A13		0,407	0,465	
A14			0,616	
A15	-0,375	0,505		
A16			0,641	
A17	0,446			0,461
A18	0,437	-0,346		
A19	0,559			0,451
A20	0,396	0,427		
A21		-0,458		

F2. táblázat

Rotált faktorsúlyok a négyfaktoros modellben
(varimax rotáció)

Kód	Komponens			
	1	2	3	4
A01			0,698	
A02	-0,488			0,360
A03	0,731			
A04		-0,554		
A05	0,767			
A06		0,531		
A07		0,322	-0,597	
A08		0,433	-0,415	
A09	-0,665			
A10				
A11			0,796	
A12		-0,396	0,411	0,461
A13				0,576
A14				0,704
A15	-0,664			
A16				0,691
A17		0,698		
A18	0,511	0,338		
A19		0,709		
A20		0,568		
A21			0,358	

F3. táblázat

Rotált faktorsúlyok a négyfaktoros modellben
(oblimin rotáció)

Kód	Komponens			
	1	2	3	4
A01				0,712
A02		0,473	0,333	
A03		-0,721		
A04	-0,561			
A05		-0,779		
A06	0,515			
A07				-0,573
A08	0,394			-0,379
A09		0,674		
A10				
A11				0,799
A12	-0,378		0,478	0,391
A13			0,566	
A14			0,709	
A15		0,684		
A16			0,699	
A17	0,712			
A18	0,335	-0,483		
A19	0,719			
A20	0,562			
A21				0,336

Irodalom

- ATKINSON, J. W. – HILGARD, E. J. [2005]: *Pszichológia*. Osiris Kiadó. Budapest.
- AYALON, L. – YOUNG, M. A. [2005]: Racial Group Differences in Help-Seeking Behaviours. *The Journal of Social Psychology*. Vol. 145. No. 4. pp. 391–403.
- BAUM, A. – NEWMAN, S. – WEINMAN, J. – WEST, R. – MCMANUS, C. (eds.) [1997]: *Cambridge Handbook of Psychology, Health and Medicine*. Cambridge University Press. Edinburgh.
- DABBS, J. M. – KIRSCHT, J. P. [1971]: “Internal Control” and the Taking of Influenza Shots. *Psychological Reports*. Vol. 28. No. 3. pp. 959–962.
- FURNHAM, A. – FOREY, J. [1994]: The Attitudes, Behaviours and Beliefs of Patients of Conventional vs. Complementary (Alternative) Medicine. *Journal of Clinical Psychology*. Vol. 50. No. 3. pp. 458–469.
- FÜSTÖS L. – KOVÁCS E. – MESZÉNA G. – SIMONNÉ M. N. [2007]: *Alakfelismerés: Sokváltozós statisztikai módszerek*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HILL, D. J. – BALE, R. M. [1980]: Development of the Mental Health Locus of Control and Mental Health Locus of Origin Scales. *Journal of Personality Assessment*. Vol. 44. No. 2. pp. 148–155.
- HUBLEY, A. M. – WAGNER, S. [2004]: Using Alternate Forms of the Multidimensional Health Locus of Control Scale: Caveat Emptor. *Social Indicators Research*. Vol. 65. No. 2. pp. 167–186.
- KRUSKAL, J. B. [1964]: Multidimensional Scaling by Optimizing Goodness of Fit to a Nonmetric Hypothesis. *Psychometrika*. Vol. 29. No. 1. pp. 1–27.
- LAU, R. R. – WARE, J. F. JR. [1982]: Refinements in the Measurement of Health-Specific Locus-of-Control Beliefs. *Medical Care*. Vol. 19. No. 11. pp. 1147–1158.
- LEVENSON, H. [1973]: *Reliability and Validity of the I, P and C Scales – A Multidimensional View of Locus of Control*. American Psychological Association Convention. Montreal.
- LOWERY, B. J. – DUCETTE, J. P. [1976]: Disease-Related Learning and Disease Control in Diabetics as a Function of Locus of Control. *Nursing Research*. Vol. 25. No. 5. pp. 358–362.
- MOSHKI, M. – GHOFRANIPOUR, F. – HAJIZADEH, E. – AZADFALLAH, P. [2007]: Validity and Reliability of the Multidimensional Health Locus of Control Scale for College Students. *BMC Public Health*. No. 7. pp. 295–300.
- RAJAMMA, R. K. – PELTON, L. E. [2010]: Choosing Non-Conventional Treatments: Consumers’ Attempt at Controlling Health Care. *The Journal of Consumer Marketing*. Vol. 27. No. 2. pp. 127–138.
- ROTTER, J. B. [1954]: *Social Learning and Clinical Psychology*. Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs.
- ROTTER, J. B. [1966]: Generalized Expectancies for Internal Versus External Control of Reinforcement. *Psychological Monographs*. Vol. 80. No. 609. pp. 1–28.
- SAJTOS L. MITEV A. [s.a.]: *SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv*. Alinea Kiadó. Budapest.
- SEEMAN, M. – EVANS, J. W. [1962]: Alienation and Learning in a Hospital Setting. *American Sociological Review*. Vol. 27. No. 6. pp. 772–783.
- SIMON J. [2010]: *Marketing az egészségügyben*. Akadémiai Kiadó. Budapest

- TOMPKINS, C. – ORWAT, J. – WINSLOW, M. B. [2010]: A Randomized Trial of Telemonitoring Heart Failure Patients/PRACTITIONER APPLICATION. *Journal of Healthcare Management*. Vol. 55. No. 5. pp. 312–323.
- WALLSTON, B. S. – WALLSTON, K. A. [1973]: *Health Care Education Programs: Training Patient Internality*. Annual Meeting of the American Public Health Association. San Francisco.
- WALLSTON, B. S. – WALLSTON, K. A. – KAPLAN, G. D. – MAIDES, S. A. [1976]: Development and Validation of the Health Locus of Control [HLC] Scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. Vol. 44. No. 4. pp. 580–585.
- WALLSTON, K. A. – MALCARNE, V. L. – FLORES, L. – HANSDOTTIR, I. – SMITH, C. A. – STEIN, M. J. – WEISMAN, M. H. – CLEMENTS, P. J. [1999]: Does God Determine Your Health? The God Locus of Control Scale. *Cognitive Therapy and Research*. Vol. 23. pp. 131–142.
- WALLSTON, K. A. – STEIN, M. J. – SMITH, C. A. [1994]: Form C of the MHLC Scales: A Condition-Specific Measure of Locus of Control. *Journal of Personality Assessment*. Vol. 63. No. 3. pp. 534–553.
- WALLSTON, K. A. – WALLSTON, B. S. [1981]: Health Locus of Control Scales. *Research with the Locus of Control Construct*. Vol. 1. pp. 189–243.
- WALLSTON, K. A. – WALLSTON, B. S. – DE VELLIS, R. [1978]: Development of the Multidimensional Health Locus of Control (MHLC) Scales. *Health Education & Behavior*. Vol. 6. No. 1. pp. 160–170.

Summary

One of the most frequently used measures of health-related beliefs has been the multidimensional health locus of control scales. Much of the factor analytic research previously conducted with the MHLC scales has involved exploratory (rather than confirmatory) factor analytic techniques. These studies have explored different number of factors in their samples. In our analysis, we take a fling to affirm the four dimensions of the MHLC scales. By the empirical results of the factor analysis, the theoretical dimensions cannot be proved, but methods using lower measurement level (i.e. MINISSA) can adequately describe theory. These outcomes suggest that even the applied Likert-scale is not perfectly fit with beliefs.

Ladányi Andor,
ny. tudományos tanácsadó
E-mail: ladanyi.andrea@t-online.hu

A magyar felsőoktatás helye Európában

E folyóirat hasábjain korábban két alkalommal is elemeztem az európai felsőoktatás fejlődésének statisztikai adatait,¹ húsz évvel előbb pedig egy nagyobb tanulmányban² részletesen vizsgáltam a felsőoktatás európai expanziójának eredményeit. Jelen írásom korlátozottabb célt szolgál: a magyar felsőoktatás helyét kívánja megállapítani nemzetközi környezetben, a hallgatólétszám és az oklevelet szerzettek számának alakulása, a képzési ágak szerinti megoszlása, valamint a felsőfokú képzettséggel rendelkező aktív keresők száma növekedésének vizsgálata alapján. Ezt az is időszerűvé tette, hogy az államilag finanszírozott képzésre felvehetőek számának csökkentését, egyes képzési ágak esetében nagyon erős csökkentését – a takarékosági szempontok mellett – a diplomás „túltermelés” miatt kialakuló munkanélküliség veszélyével indokolták, míg az egyetemi vezetők, oktatási szakemberek ezt cáfolva, e tekintetben inkább hiányt prognosztizáltak.

A hallgatók számának alakulását részben a demográfiai viszonyok befolyásolták, az egyes európai országok közötti jelentős eltérések pedig a felsőoktatás expanziójának és diverzifikációjának ütemével függnek össze. (Mint ismeretes, ez a nyugat- és észak-európai országokban jóval hamarabb megtörtént, mint a dél-európai országok és a volt szocialista országok többségében.) Mindezt figyelembe véve a hallgatók száma néhány volt szocialista országban az ezredfordulóhoz viszonyítva nagymértékben növekedett (a legnagyobb mértékben Lengyelországban, az országok többségében viszont 25 százalék alatt maradt; Magyarországon 17 százalék volt). (Lásd az 1. táblázatot.) Az évtized második felét vizsgálva más kép tárul elénk: a növekedés üteme lelassult, sőt az évtized végéig a hallgatók száma több országban, így Észtorországban, Finnországban, Franciaországban, Írországban és Lettországban csökkent, legnagyobb mértékben 2006 és 2011 között Magyarországon (20,9 százalékkal). A

¹ LADÁNYI, A. [2003]: Az európai felsőoktatás az 1990-es években. *Statisztikai Szemle*. 81. évf. 1. sz. 75–87. old.; LADÁNYI, A. [2008]: Az európai felsőoktatás évtizedünk első felében. *Statisztikai Szemle*. 86. évf. 3. sz. 281–292. old.

² LADÁNYI, A.: [1992]: *A felsőoktatás mennyiségi fejlődésének nemzetközi tendenciái. Összehasonlító statisztikai elemzés*. Felsőoktatási Koordinációs Iroda. Budapest.

magyar felsőoktatásban ez a levelező, az esti és a távoktatást, valamint a szakirányú továbbképzést érintette; a nappali tagozaton tanulók száma 1 százalékkal nőtt (ami a minőségi követelményeket tekintve pozitívan értékelhető).

1. táblázat

A hallgatólétszám alakulása

Ország	Az hallgatók száma (ezer fő) a			A változás mértéke, 2009/2000 (százalék)
	2000.	2005.	2009.	
	évben			
Ausztria	261,2	244,4	308,2	18,0
Belgium	355,7	389,5	425,3	19,6
Bulgária	261,3	237,9	274,2	4,9
Csehország	253,7	336,3	416,8	64,3
Dánia	189,2	232,3	234,6	24,0
Egyesült Királyság	2 024,1	2 287,5	2 415,2	1,9
Észtország	53,6	67,8	68,4	27,6
Finnország	270,2	306,0	296,7	9,8
Franciaország	2 015,3	2 187,4	2 011,7	-1,8
Görögország	422,3	646,6	637,6*	51,0
Hollandia	487,6	565,0	618,5	26,0
Horvátország	..	134,7	139,1	..
Írország	160,6	187,6	182,6	13,7
Lengyelország	1 579,6	2 118,1	2 150,0	26,5
Lettország	91,2	130,7	127,4	37,5
Litvánia	121,9	195,4	210,7	72,8
Magyarország	307,1	436,0	361,3**	17,6
Németország	2 054,8	2 268,7	2 438,6	18,7
Norvégia	190,9	213,9	219,3	14,9
Olaszország	1 770,0	2 015,0	2 011,7	13,7
Portugália	373,7	380,9	373,0	-1,9
Spanyolország	1 829,0	1 809,4	1 800,8	-1,5
Svájc	..	199,7	233,5	..
Svédország	346,9	426,7	422,6	21,8
Szlovákia	135,9	181,4	235,0	72,9
Szlovénia	83,8	112,2	114,4	36,5

* 2008. évi adat.

** 2011. évi adat.

Az oklevelet szerettek számának alakulása értelemszerűen a megfelelő „fáziseltolódással” követte a hallgatólétszám változásait (bár ezt némileg befolyásolták a le-

morzsolódási arányok eltérései). A növekedés mértéke e tekintetben is néhány egykor szocialista országban volt a legnagyobb, Magyarországon 55,8 százalék. Az évtized második felében a diplomát szerettek száma kilenc országban kisebb-nagyobb mértékben már csökkent. Magyarországon számuk az évtized második felében 13,3 százalékkal nőtt.

2. táblázat

Az oklevelet szerettek számának alakulása

Ország	Az oklevelet szerettek száma (ezer fő) a			A változás mértéke, 2009/2000 (százalék)
	2000.	2005.	2009.	
	évben			
Ausztria	24 981	32 925	52 157	108,8
Belgium	68 225	79 659	67 600	-9,2
Bulgária	46 718	46 038	57 803	79,0
Csehország	38 376	59 256	96 207	150,7
Dánia	39 017	49 704	48 920	25,4
Egyesült Királyság	504 081	630 044	674 411	33,8
Észtország	6 441	11 793	11 489	78,4
Finnország	35 635	39 839	43 009	20,7
Franciaország	508 189	643 600	628 089	23,6
Görögország	38 963*	59 872	66 956**	71,8
Hollandia	76 927	106 684	93 746	21,9
Horvátország	..	19 548	31 933	..
Írország	42 009	59 650	57 834	37,7
Lengyelország	344 330	70 023	574 972	67,0
Lettország	15 260	26 124	26 007	71,7
Litvánia	25 241	41 466	44 658	76,9
Magyarország	42 351	57 162	65 963***	55,8
Németország	302 094	343 874	466 196	54,3
Norvégia	29 935	31 929	35 272	17,8
Olaszország	201 290	385 726	226 012	12,3
Portugália	48 533	70 023	76 567	57,8
Spanyolország	260 225	..	310 452	19,3
Svájc	..	52 000	68 829	..
Svédország	42 391	57 611	59 320	39,9
Szlovákia	22 699	36 337	75 364	232,0
Szlovénia	11 497	15 787	18 103	57,5

* 2001. évi adat.

** 2008. évi adat.

*** 2010. évi adat.

Az oklevelet szerzettek száma növekedésének eredményeként az évtized eleje és vége között jelentős mértékben nőtt a felsőfokú képzettségű aktív keresők száma és aránya, a legnagyobb mértékben több nyugat-európai és kelet-közép-európai országban, így az Egyesült Királyságban, Írországbán, Svájcban és Szlovéniában; Magyarországon ez arány 27,4 százalék volt. A felsőfokú képzettségű aktív keresőknek a gazdaságilag aktív népességhez viszonyított aránya a vizsgált 25 országnak közel felében meghaladta a 30 százalékot, hat országban, köztük hazánkban 20-30 százalékos volt, míg hét országban nem érte el a 20 százalékot.

3. táblázat

A felsőfokú képzettségű keresők száma és aránya 2008-ban

Ország	A felsőfokú képzettségű aktív keresők	
	száma (ezer fő)	számának a gazdaságilag aktív népességhez viszonyított aránya (százalék)
Ausztria	760,2	17,9
Belgium	1 745,7	36,5
Bulgária	877,0	24,6
Csehország	802,6	15,3
Egyesült Királyság	9 940,6	31,9
Észtország	234,7	33,8
Finnország	953,0	35,6
Franciaország	8 413,4	30,1
Görögország	1 306,9	26,5
Hollandia	2 256,0	30,2
Horvátország	328,2	18,4
Írország	759,7	34,2
Lengyelország	3 839,0	22,6
Lettország	312,1	25,7
Litvánia	538,8	33,4
Magyarország*	929,0	24,3
Németország	10 097,0	25,4
Norvégia	880,0	34,0
Olaszország	4 174,0	16,6
Portugália	834,2	14,8
Spanyolország	7 253,8	31,7
Svájc	1 389,0	31,7
Svédország	1 489,0	30,4
Szlovákia	427,3	15,8
Szlovénia	295,0	16,9

* 2010. évi adat.

A nemzetközi összehasonlítás során a magyar felsőoktatás helymeghatározásának fontos feladata a felsőoktatás szakmai struktúrájának vizsgálata. Ezt a szerzett oklevelek képzési ágak szerinti megoszlásának elemzésével végeztük el, a képzési ágak jelenleg általánosan alkalmazott nomenklatúrája, az ISCED alapján. (Lásd a 4. táblázatot.)

A pedagógusképzés aránya Hollandiában, Lengyelországban, Norvégiában és Svédországban a legmagasabb. Hazánkban az ebben a képzésben oklevelet szerettek aránya 2005/06-hoz viszonyítva – amikor a magyar felsőoktatás a vizsgált országok között 19,1 százalékkal az első helyet foglalta el – lényegesen csökkent, 12,2 százalékkal a „mezőny” közepéhez tartozik. A művészeti képzés aránya Magyarországon a legalacsonyabbak között van. A humán szakos képzés arányát jelentős mértékben befolyásolja a felső középiskolai tanárképzés szerkezete, a consecutive (egymást követő), illetve a concurrent (egyidejű) típusú képzés alkalmazása. Ezt is figyelembe véve Magyarország e képzést tekintve Németország mögött a második helyet foglalja el. A társadalomtudományi képzés aránya Hollandiában és Olaszországban a legmagasabb, hazánkban viszonylag alacsony, a gazdálkodási képzésben viszont Magyarország 22,2 százalékos aránnyal az élmezőnyhöz tartozik. A jogásképzés 3,3 százalékos hazai aránya meglehetősen alacsony.

A természettudományi képzés aránya az Egyesült Királyságban és Németországban a legmagasabb, Magyarországon a 2010-es évtized közepén még a legalacsonyabb volt, jelenleg 3,6-kal a középmezőnybe került, a számítástechnikai képzés pedig a mezőny alsó részében foglal helyet. A műszaki képzés 9,6 százalékos arányát tekintve Magyarország a legutolsók közé tartozik. Az egészségügyi felsőoktatásban oklevelet szerzők aránya különösen az északi országokban igen magas, Magyarországon viszont e képzés 4,9 százalékos aránya a legalacsonyabb.

4. táblázat

Az oklevelet szerettek megoszlása a főbb képzési ágak szerint 2009-ben

Ország	Főbb képzési ágakban oklevelet szerzők (százalék)										
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	L	M
Ausztria	13,2	4,4	4,8	8,1	19,0	3,7	5,1	5,6	18,2	1,6	10,1
Belgium	19,1	6,7	9,5	10,6	22,6	7,7	5,1	2,8	15,7	3,9	30,1
Bulgária	6,4	2,2	4,3	14,5	33,7	2,7	1,9	2,0	14,9	1,7	6,8
Csehország	14,4	1,7	5,0	5,5	22,4	3,4	5,2	4,2	14,3	3,5	9,3
Dánia	7,5	3,7	10,7	8,3	15,2	3,9	4,3	3,3	12,0	2,1	24,9
Egyesült Királyság	10,9	7,5	8,5	8,9	14,8	4,6	8,7	4,0	9,0	0,9	6,1
Észtország	8,1	5,3	6,1	6,6	23,9	5,5	4,5	4,4	10,5	2,1	11,0
Finnország	6,7	6,0	8,8	6,4	15,7	2,0	4,6	3,2	21,5	2,1	20,7

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Ország	Főbb képzési ágakban oklevelet szerzők (százalék)										
	A	B	C	D	E	F	G	H	I	L	M
Franciaország	1,5	3,4	6,8	5,8	27,4	6,5	6,4	4,0	15,6	1,5	14,9
Hollandia	18,5	5,6	6,3	15,6	25,7	3,1	2,8	5,1	10,6	1,8	25,4
Horvátország	4,5	3,1	8,0	3,4	28,3	5,8	5,3	2,0	15,0	2,8	6,6
Írország	10,5	9,8	5,1	4,9	22,1	2,7	5,9	4,0	10,8	1,1	13,5
Lengyelország	16,1	6,0	7,0	11,9	28,2	2,4	3,5	3,8	8,8	1,7	9,0
Lettország	11,1	3,3	4,3	8,3	33,2	10,4	1,9	3,0	27,4	0,9	7,8
Litvánia	12,7	3,3	4,2	7,8	28,0	7,1	2,6	2,4	16,0	1,9	9,8
Magyarország	12,2	2,5	11,7	7,5	22,2	3,3	3,6	3,2	9,6	2,5	4,9
Németország	10,8	3,7	15,4	6,2	15,4	3,5	10,2	4,2	14,2	1,8	26,1
Norvégia	17,3	3,3	5,4	10,1	13,9	2,5	3,2	4,9	8,0	1,0	33,7
Olaszország	6,1	6,8	10,1	12,6	3,8	5,8	15,2	1,9	15,5
Portugália	6,2	5,4	2,8	9,9	13,3	4,2	5,3	1,7	13,6	1,9	21,2
Spanyolország	13,2	5,2	3,7	4,8	16,5	3,2	5,1	16,4	1,7	15,7	7,7
Svájc	11,5	4,2	5,1	5,2	30,5	5,8	6,0	4,1	19,2	1,9	17,3
Svédország	16,1	2,8	3,7	8,3	12,4	2,5	4,7	2,9	17,5	1,2	26,8
Szlovákia	16,3	1,8	4,5	5,3	18,6	5,3	4,7	2,9	13,0	2,3	17,3
Szlovénia	7,8	1,8	4,4	7,6	34,2	3,0	2,4	2,0	13,5	2,5	7,3

Megjegyzés. Magyarország esetében: 2010. évi adatok és a felsőfokú szakképzés nélkül. A képzési ágak jelölése: A – Pedagógus; B – Művészeti; C – Humán; D – Társadalomtudományi; E – Gazdálkodási; F – Jogi; G – Természettudományi; H – Számítógép-tudományi; I – Műszaki; L – Mezőgazdasági; M – Egészségügyi.

Az áttekintés alapján néhány javaslattal élünk a magyar felsőoktatás jövőbeni alakítására. A képzés volumenének differenciált növelése elsősorban a mérnök-, valamint – mind az orvosok, mind a szakdolgozók esetében – az egészségügyi képzésben indokolt. (Az orvosképzést illetően ennek akadálya főleg abban található, hogy a képzési kapacitás nagy részét a külföldi hallgatók oktatása veszi igénybe, jelenleg több mint 6000 külföldi hallgató van az orvostudományi karokon.) A természettudományi képzés fejlesztése is szükséges lenne, ennek lehetősége azonban korlátozott, egyrészt azért, mert az ilyen képzés iránti érdeklődés kisebb, mint a fejlett európai országokban, ahol a nagyobb társadalmi presztízt és anyagi megbecsülést jelentő K+F-szektorban jóval több természettudományi szakembert foglalkoztatnak, mint hazánkban, másrészt pedig azért, mert a középiskolai oktatás mennyiségi, de különösen minőségi tekintetben nem biztosítja a megfelelő meritési bázist. Ezzel szemben szükséges lenne a jelenleg több mint harminc intézményben folyó gazdálkodási képzés méreteinek csökkentése.

Külön probléma a jogászképzés mértékének alakulása. A 2001. évi népszámlálás szerint Magyarországon összesen 34 468 jogász volt, köztük 24 445 aktív kereső. Ugyanakkor 2001 és 2010 között 22 610-en szereztek jogi diplomát. Mint ismeretes, a jogászokat elsősorban három területen foglalkoztatják. Egyrészt az igazságszolgáltatásban, ahol jelenleg „telítettség” mutatkozik, másrészt a közigazgatásban, ahol nem kis konkurenciát jelentenek a Budapesti Corvinus Egyetemen, illetve a Budapesti Közszolgálati Egyetemen végzettek (végzők), minthogy nincs világosan megállapítva, hogy a közigazgatásban mely munkakörök igényelnek jogi és melyek közigazgatási képzettséget. A harmadik terület a gazdasági szféra, ahol sem a jelenleg foglalkoztatottak számára, sem a prognosztizálható szükségletre vonatkozóan nem állnak rendelkezésre adatok. Feltehető, hogy igen sok végzett jogász nem jogi végzettséget igénylő munkakörben dolgozik. Mindezt figyelembe véve a jogászképzés további alakulásának kérdése még alapos vizsgáldást kíván.

Forrásjegyzék

EURIDYCE [2009–2012]: Thematic Studies. Brussels.

ILO (INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION) [2010]: *Yearbook of Labour Statistics*. Geneva.

OECD (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT) [2011]: *Education at a glance*. Paris.

John Ede,
a KSH ny. vezető főtanácsosa
E-mail: edejohn@t-online.hu

Kávéházi beszélgetések a statisztikáról – A társadalom öregedése (9.)

A Francia Statisztikai Társaság (Société Française de Statistique – SFdS) és a Francia Statisztikai és Gazdaságkutatási Intézet (Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques – INSEE) 2005 decembere óta, általában havi rendszerességgel, egy párizsi kávéházi különteremben nyilvános vitaesteket szervez arról, hogy milyen választ ad a statisztika a társadalmunkat foglalkoztató nagy kérdésekre.

A havi rendszerességű összejövetelek „tiszteletbeli” meghívottjától *Rózsa Gábor*tól, a KSH ny. főosztályvezető-helyettesétől *John Ede* is megkapja a viták összefoglalóját, aki annak tartalmát örömmel megosztja a *Statisztikai Szemle* olvasóival.

„Mérni kell-e a társadalom öregedését?” Ezt a kérdést tették fel a kávéházi beszélgetések 2011. június 14-én megtartott találkozásán. A népesség öregedése a statisztika több területének kiemelten kezelt kérdése. Miként közelítsük a témát? Homogén vagy ellenkezőleg, differenciált megközelítést igénylő kategóriáról van szó? A társadalom öregedési folyamata területileg eltérő, és több tényező – így a születések számának csökkenése, a nyugdíjaskor kezdetének, a fiatalok tanulmányai befejeződésének koréve stb. – befolyásolja. Mindezt figyelembe véve az öregedés, az ezzel kapcsolatos kérdéskör differenciált megközelítést igényel.

Ezúttal a beszélgetés meghívott előadója *Gérard-François Dumont* egyetemi tanár, a Sorbonne korábbi rektora volt.

Bevezető előadásában abból indult ki, hogy a XXI. században demográfiai szempontból a legjelentősebb történés a társadalom öregedése. Az utóbbi évtizedekben ugyanakkor a népesedéssel összefüggő több publikációban hibásan alkalmazták a „demográfiai robbanás” kifejezést. Nem helyes „robbanásról” beszélni, hiszen a világ népessége nem váratlanul nőtt gyorsan, a folyamat már a XVIII. század vége óta tart, továbbá nem is átláthatatlan, hiszen a népesség növekedése a demográfiai előrejelzéseknél alkalmazott módszerekkel meglehetősen biztonsággal prognosztizálható. Az 1960-as évektől jelentősen lelassult a világ népességének növekedési üteme, ugyanakkor az évszázad valódi demográfiai kihívásává vált a társadalom öregedése. Az öregedési folyamat országonként, régióként és strukturálisan is eltérően alakul.

A szerző az előadásban néhány francia és külföldi példáról is szólt; példaként megemlítette, hogy a kínai népesség átlagos életkora gyors ütemben közelíti, s hamarosan meg is haladja az Egyesült Államok lakosságának átlagos életkorát.

Dumont professzor a következő három kérdéskör kiemelését tartotta szükségesnek: 1. a népesség öregedési folyamatának összetevői, 2. az „időskorú túlnépesedés (gérontocroissance)” mint fogalom, amely kategória koncepcionálisan más, mint a társadalom öregedése és 3. a folyamat várható alakulása a különböző földrajzi/adminisztratív térségekben.

A népesség öregedése mozgásban levő, folyamatosan változó kategória, amelyen az időskorúaknak az össznépességen belüli arányát értik. Az időskor mint statisztikai mérőföldkő különböző életkorral kezdődően értelmezhető, így mérhető a 60 éves és idősebb, vagy a 65 éves és idősebb korosztályba tartozóknak az össznépességhez viszonyított aránya. Az Európai Unió országaiban a határvonal jellemzően a 65. életév, Franciaországban azonban változatlanul a 60 évesnél idősebb népességet sorolják a legidősebbek közé.

A népesség öregedését négy tényező befolyásolja: a) Az első az „alulról” indukált öregedés, ami mindenekelőtt a születések számának csökkenésével függ össze. A nők gyermekvállalási hajlandóságának gyengülése többé-kevésbé állandósult folyamat, aminek automatikus következménye az időskorúak népességen belüli súlyának növekedése. Megállapítható, hogy a folyamat intenzitása Európában országonként és régióként is érzékelhetően eltérő. b) A második tényező a „felülről” generált öregedés, amit az időskorúak várható élettartamának növekedése befolyásol. Az 1950-60-as években a 60 évesek továbbélési esélyei évenként lényegében nem változtak, a férfiaknál 15, a nőknél 19 további életévvel lehetett számolni. A fejlett orvos- és gyógyszerellátásnak köszönhetően az 1970-80-as évektől az időskorúak várható továbbélési esélyei javultak; évente átlagosan 2-3 hónap életkor-növekedés következett be, amit ugyan meglehetősen rontott a 2003. évi nyári hőhullám okozta 15 ezer időskorú elhalálása. Az élettartam kitolódása ezután tovább folytatódott, ezt még az időskorúak „kánikulai ellátására” kialakított helyhatósági programok is támogatták. Mind a 60 éves, mind a 75 éves életkorban levők várható továbbélési mutatói emelkedtek, aminek természetesen a nyugdíjrendszert érintő következményei is vannak.

A továbbélési mutató pozitív változásának folyamata több évtized lefolyása alatt ment végbe, s elsősorban a népesség azon része által befolyásolt, akik a munkavégzést kevésbé tekintették nagy tehernek, és a hosszabb élettartam reményében éltek. Ezzel szemben nem tudni, hogy milyen konzekvenciái lesznek a mai fiatalok életvitelének; a mértéktelen dohányzásnak, az alkohol- és kábítószer-fogyasztásnak, a mobiltelefonok használatának, amely utóbbi veszélyeiről még fogalmunk sincs. Csak példaként: a 2010-es évben az Egyesült Államokban megállt a születéskor várható élettartam növekedése, aminek okát a lakosság túlsúlyossá válásával (ami ellen *Obama asszony* küzd) magyaráznak. c) A harmadik összetevő a migrációs folyamat.

Egyes városok, térségek a friss nyugdíjasok átköltözésének célterületei lettek. Jelentős a nagyobb városokból, településrészekről – mint például az Île-de-France – történő elvándorlás, ami hatással bír az érintett területek pénzügyi helyzetére is. Rosszmájúan megjegyezhető, hogy Párizs polgármestere vagy az Île-de-France prefektusa talán még jutalmazná is az elköltöző időskorúakat, hiszen a távozásukkal csökkennek a jövőbeni helyi közellátási gondok. Általánosságban megállapítható, hogy a nemzetközi migráció a társadalmat fiatalítja, a belső migráció azonban eltérően hat az egyes területek népességének korösszetételére. *d)* Végül a negyedik összetevő a múltból örökölt tényezők. A francia társadalom öregedési folyamatában minden bizonnyal megmutatkozik majd a háború utáni demográfiai megújulás, élénkülés.

Az „időskorú túlnépesedés” (gérontocroissance) nyelvújítási kategóriát Gérard-François Dumont találta ki, és az időskorú népesség számának és az össznépességen belüli arányának együttesére utal. Az 1990-es években Franciaország európai területén az időskorú népesség aránya (a népesség öregedése) és az idős népesség súlya (idős korúak túlnépesedése) egyaránt emelkedett. Ezt követően, a 2000 és 2005 közötti években folytatódott az idős korúak túlnépesedése, ugyanakkor a társadalom öregedése stagnált. Ennek oka, hogy az 1940 és 1945 közötti időszakban született alacsonyabb létszámú korosztályok kerültek a 60 év feletti népességbe. Különbséget kell tehát tenni a népesség öregedése és az idős korú túlnépesedés okozta strukturális változások között. Mindkét jelenség azonos indíttatású, ami a termékenység időben meglehetősen elhúzódó hatásával párosul. A 2011. évi termékenységjavulásnak a társadalom öregedésére gyakorolt hatása – a nagyon idősök számának emelkedésével – majd csak a 2086. évben mutatkozik. Van tehát idő a kérdéskör átgondolására.

A népesség öregedése, illetve az idős korúak túlnépesedésének üteme és intenzitása nem feltétlenül azonosan alakul. Négy eltérő helyzet különböztethető meg:

- a társadalom öregedése és az idős korú túlnépesedés egyidejűleg növekszik;
- a társadalom öregedése csökken, az idős korú túlnépesedés erősödik;
- a társadalom öregedése és az idős korú túlnépesedés egyidejűleg csökken;
- a társadalom öregedése erősödik, az idős korú túlnépesedés csökken.

Az előbbieken jelzett helyzetek eltérő következményekkel járnak. A társadalom öregedésének erősödése vagy gyengülése befolyásolja a termékek és szolgáltatások iránti keresletet, az idős korú túlnépesedés alakulásának pedig számszerűsíthető következményei vannak a költségvetés kiadási oldalára.

A társadalom öregedését, illetve az idős korú túlnépesedés jövőbeni alakulását illetően hasznos lenne statisztikailag mérni a különböző tényezők, összetevők hatását.

A társadalom öregedésére, az időskorúak túlnépesedésére vagy csökkenésére számos tényező hat; ezek megismerése segíti a követendő társadalompolitikai döntéshozatalt. Így például középtávon pénzügyi, finanszírozási szempontból kedvezőtlen, ha egy adott térségben az időskorú túlnépesedés miatt alakul ki a népesség öregedő helyzete. Rövid távon persze még kielégítő is lehet az előbbi időskorú túlnépesedés, hiszen feltételezhető, hogy a térségbe érkező időskorúak jó egészségi állapotban vannak, számos tevékenységbe bevonhatók, többlet-vásárlóerőt jelentenek. Ugyanakkor azonban alapellátási többletigények is jelentkeznek, és ez a romló lakáskörülmények miatt a fiatalok elvándorlását eredményezheti. Aztán később, amikor a bevándorlók egyre idősebbek lesznek, a kezdeti kedvező hatások elmaradnak, az általuk generált terhek növekednek, a vásárlóerő jelentősége csökken.

A társadalom öregedését, az időskorú túlnépesedést illetően 2030-ig azzal kell számolni, hogy a falusi, a városi és főképpen a város közeli települések között jelentős különbségek alakulnak ki. A népesség öregedése sokkal égetőbb problémává válik a vidéki településeken, miközben a városokban az időskorú túlnépesedés lesz a nagyobb probléma. Valójában a nyugdíjba vonulók nem szívesen költöznek távolra korábbi munkahelyüktől, ilyenformán az időskori túlnépesedés jellemzően a városi és város közeli településeken lesz erőteljesebb. Ebből a szempontból összehasonlítható Párizs és Sables d'Olonne¹: 1999 és 2006 között azonosan alakult az időskorú túlnépesedés, amit lényegében a nyugdíjas migráció eredményezett.

Az előbbiekhöz a következő kiegészítést kell tenni: egy tanulmány szerzői, mely 14 leginkább városiasodott, illetve a 14 leginkább falusias jellegű megye népességi helyzetével foglalkozott, a 2030-ig terjedő horizonton prognosztizálják a népesség öregedését. Az egyes megyékben más és más a nem önálló háztartásban élő nyugdíjasok száma, ami ugyancsak befolyásolja a megfelelő jövőbeni szociálpolitikai intézkedéseket. Fennállhat, hogy egy adott térségben (megyében) néhány évig az időskorú túlnépesedés, majd később ennek az ellenkezője következik be. Ilyen helyzet bárhol előfordulhat, éppen ezért rugalmasan kell az intézkedések meghozatalának időzítését kezelni.

A vita során elsőként a számszerűségekről volt szó. Hol van az időskorú és az öregkorú népesség közötti határvonal? Ennek rögzítése közös megállapodáson alapul. A megállapodás természetesen gazdasági és politikai indíttatású is lehet. *Bismarck* szakértői a 65 éves kort javasolták a nyugdíjra jogosultság életkorául rögzíteni. A kiinduló időszak demográfiai helyzetét véve figyelembe úgy gondolták, a rendszer nem lesz túlzottan költséges. A társadalom öregedése vagy az időskorú túlnépesedés életkori határértéke befolyásolja a különböző jogi és egyéb szabályozási lépéseket. Eközben a nemzetközi statisztikák – alapvetően gazdasági, költségvetési indíttatásból – a 0–15 éves, illetve a 15–69 éves korcsoportba tartozó népességre foku-

¹ A fővárossal ellentétben egy alacsonyabb népességszámú, tengerparti, elsősorban üdülőváros.

szálnak. Ugyanakkor tény, hogy az iparosodott országokban egyre inkább kitolódik az önellátásra képes életkor felső határa. A vitában az egyik idősotthon vezetője megemlítette, hogy az intézményükbe kerülő új ellátottak átlagos életkora 87 év.

A férfiak várható átlagos élettartama az országok döntő többségében elmarad a nőkéthől. Franciaországban a különbség kerekén nyolc év, ami már hosszabb ideje évente két-három hónappal emelkedik. Egy francia férjzett nő arra számíthat, hogy tíz évig özvegységben fog élni. Az orvostudomány fejlődése – különösen a terheséggel összefüggő halálozások csökkentésével – inkább kedvezett a nőknek, akik ezen felül sokkal hajlamosabbak a rizikófaktorok csökkentésére (például a dohányzás visszafogása) is. A férfiak és a nők várható élettartama közötti eltérés szorosan összefügg az országok fejlettségi szintjével, sorrendisége többé-kevésbé azonos az országok fejlettségi sorrendjével. Oroszország a férfiak mértéktelen alkohol- (vodka-) fogyasztása miatt tizenkét-tizenhárom éves különbséggel kilóg a sorból.

A várható átlagos élettartam közép- és hosszú távú előrejelzése sok bizonytalanságot hordoz, további kutatásokat igényel. Nem zárható ki sem csökkenése, sem hosszabbodása, sőt, a férfiak és a nők várható élettartama közötti különbség csökkenése is lehetséges, ha tovább terjed az utóbbiak körében a dohányzás; de mindkét nem esetében – az elhízásból következően – bekövetkezhet a várható élettartam csökkenése. Ehhez kapcsolódva egy résztvevő a mutató hollandiai romlására utalt, ami nem feltétlenül az összlakosság túlsúlyossá válásának a következménye; lehetséges, hogy a mutató értékének változását csak néhány földrajzi térség lakosainak elhízása, illetve az azt eredményező magasabb korai elhalálása okozza. Az Egyesült Államokban a várható élettartam alakulása és a lakosság elhízása között egyértelmű összefüggést találtak. A túlsúlyos személyek területi eloszlását vizsgálva azt is megállapították, hogy a hagyományosan otthonukban tartózkodó, a lakásokba „bezárt” nők körében nagyobb arányú az elhízás veszélye.

Ugyanakkor a folyamat számos egyéb kulturális tényezőtől is függ. Franciaországban a születéskor várható élettartam az ipari körzetekben átlag alatti volt, ugyanakkor az ipari tevékenység későbbi zsugorodása sem változtatott a helyzeten. A kedvezőtlenebb mutatót minden bizonnyal más összetevők (környezeti tényezők, étkezési szokások, alkoholizmus stb.) alakították.

A beszélgetés egyik résztvevője felhívta a figyelmet a várható élettartam hossza és az egyes társadalmi/foglalkozási csoportokba, illetve a különböző jövedelmi kategóriákba tartozás közötti korrelációra. Egyértelmű, hogy a 60 éves korban várható túlélési esélyek átlagosan legalább öt évvel kedvezőbben alakulnak a tehetősebb, a korábban fizikailag kevésbé megterhelő munkát végző, az egészséges életmódot folytató személyek esetében. Ezen túlmenően a kedvezőbb túlélési esélyek együtt járnak az egészségi állapot kedvezőbb alakulásával is. A hozzászóló az előbbi alapján kijelentette, hogy 1982-ben helytelen volt a nyugdíjjogosultság korhatárát a 60. életévre leszállítani. 1982-ben ugyanis – amikor ezt az intézkedést meghozták – a

nyugdíjasok száma csökkent, de mindenki tudta, hogy hosszabb távon az időskorúak száma növekszik, és az előbbi lépés nagy teherterelt jelent a jövő generációknak.

Más hozzászólók a társadalom öregedésének németországi és kínai jellegzetességeiről szólnak. Németországban a népesség csökken, miután a termékenység visszaesését nem ellensúlyozza a nemzetközi migráció, de még a termékenység javulása sem segítene, hiszen csökken a propagatív korú nők száma. 2055-re a francia és a német lakosság száma – ahogy 1865-ben volt – azonos lesz, ami természetesen politikai konzekvenciákkal is járhat. Az Európa Tanácsban az egyes országok képviselőinek számát ugyanis – a Lisszaboni egyezmény szerint – a 2014 és 2017 közötti népességszámmal arányosan határozzák meg. Bizonyos szempontból még mindig nincs egyesült Németország, a vasfüggöny még mindig létezik, a két rész közötti migráció keletről nyugatra irányul, részesei többségében nők, ebből következően a keleti országrészben a társadalom erőteljesen öregszik.

2030-ra Kína népességöregedése várhatóan eléri a csúcspontot. Kína – jegyezte meg egy hozzászóló – megöregszik, mielőtt meggazdagodna. Az ország „Achilles-sarka” a demográfiai helyzet alakulásában van; a fiatal korosztályokba tartozók gyarapodását nem segíti a nők alacsony súlya, számaránya. A kínaiak a Nagy ugrást követően újragondolták a demográfia ügyét. *Mao Ce-tunggal* ellentétben – aki szerint a kommunizmus képes a népesség egészének az élelmezésére – a gyors népességnövekedés megállítására törekedve az egygyermekes család politikáját folytatták, aminek meglehetősen természetellenes hatása lett. A fiúgyermekeket részesítették előnyben, így mára jelentős nőhiány alakult ki.

A népesség öregedésének következményei az élet minden területén jelentkezni fognak. Az egyik résztvevő a társadalom öregedésének politikai vetületére mutatott rá. Vajon változik-e az aktív életkorhoz képest az időskorú és nyugdíjas választók pártpreferenciája, közéleti aktivitása, választási hajlandósága? Szinte természetes az aktivitás csökkenése, továbbá érzékelhető egyes kampánycélok – így például a közbiztonság javítása – előnyben részesítése, ahogy történt a 2007. évi elnökválasztási kampány során is. A közbiztonság a helyhatósági választásoknál ugyancsak fontos kampánycél. Egy hozzászóló, a Nizzai Akadémia korábbi rektora, felidézett egy helyi választáshoz kapcsolódó történetet: a migrációs folyamatok az iskoláskorú népesség számának növekedését eredményezték, ezért Vence-ban elhatározták egy új oktatási létesítmény megnyitását. A projekt a nyugdíjas lakosok rendkívül erős (szerencsére eredménytelen) ellenzésével találkozott. Egy másik hozzászóló szerint a francia nyugdíjrendszer 2010. évi reformja a már nyugdíjban levők előnyére szolgált. A társadalom öregedése egész Európára jellemző; ez az Unió gazdaság- és társadalompolitikájában is tükröződik. Csak példaként: a monetáris politikának az infláció fékezésére irányuló lépései elsősorban az idős nyugdíjasokat, s kevésbé a fiatalabbakat segítik.

Volt olyan résztvevő, aki szerint méltánytalan azt gondolni, hogy az idős emberek aktuális érdekeiktől teszik függővé (párt-)szimpátiájukat; nagy számban vannak

azok, akik életük végéig azonos irányba szavaznak. Véleménye szerint Franciaországban eltúlozzák az idős népesség – akár az országos, akár a helyi – választásokra gyakorolt hatását. Hatása van a generációs eltéréseknek is, ugyanakkor ezek a viselkedésben, a választói magatartásban nem önállóan, hanem az életkorral kombináltan nyilvánulnak meg.

Egy hozzászóló szerint nem általában az időskorúak, hanem az időskorúak érdekvédelmi szervezetei generálnak problémákat. Természetesen, a felnőtt népesség meghatározó szerepet játszik a gazdasági, a szociális, a választásokkal összefüggő kérdésekben. Szükség van-e korlátozásra? Kell-e változtatni a választójog életkori határain? Esetleg, *Julien Damon* szociológus javaslatát elfogadva, szállítsuk le a választójog alsó korhatárát a büntethetőségi 16. életévre? – tette fel a kérdést. Vagy rendeljünk a választójoghoz az egyén továbbélési esélyeit figyelembe vevő súlyokat? A választójog alsó korhatárának emeléséhez kapcsolódva egy hozzászóló felhívta a figyelmet az ebben rejlő bizonytalanságra is. Ausztriában 2007 júniusától az aktív választójog alsó korhatárát a 16. életévben állapították meg, aminek nem érezhető a hatása (tény, hogy az országban a nyugdíjasok életkora magas). Általánosságban megállapítható, hogy önmagában az életkor nem, vagy csak kevésbé alakítja az egyéni állásfoglalást. A politikai természetű szavazásoknál – vélte a hozzászóló - nagyobb szerepet játszik a fiatalabb korosztályok alacsonyabb választási részvétele, hajlandósága. Az idős népesség véleményére még akkor is oda kell figyelni, ha a jövőre vonatkozó döntések nem érintik őket. Egyébiránt el kell fogadtatni a társadalommal, hogy a nyugdíjkorhatár emelése mindenkinek érdeke, ugyanakkor tény, hogy az egyén szociális magatartása, felfogása megváltozhat a nyugdíjba vonulással. Azért kell az állampolgári tudatosságot erősíteni, hogy a politikusok a közösség egészének érdekeit szolgáló döntéseket hozzanak.

Léteznek-e tehát a népesség öregedésének gazdasági és szociális konzekvenciái? – merült fel a továbbiakban a kérdés. Igen – állapították meg, a népesség öregedése egyértelműen gazdasági konzekvenciákkal jár. Amennyiben az öregedés alulról indukált (vagyis az alacsony termékenység az alapvető ok), akkor csökken az aktív népesség aránya, ez pedig hatással van a foglalkoztatottságra. Miután a GDP nagyságát az aktív népesség foglalkoztatottainak száma és a termelékenység együttesen alakítja, a foglalkoztatottak számának változatlan termelékenység melletti csökkenése a GDP csökkenését eredményezi. Az EU aktív népességének csökkenése visszafogja a gazdagság bővülését, amelyen nem feltétlenül változtat a migráció.

Franciaországban jól megfigyelhető az öregedéssel és a különböző területek közötti belső migrációval összefüggő folyamatok. Így például az Île-de France terület hagyományosan befogadja a fiatal aktív személyeket, s tudomásul veszi a nyugdíjasok elköltözését. Miután az önkormányzati törvény szerint az idős népesség támogatása a helyi közösség feladata, az adott időskorúakról történő gondoskodás a befogadó településeken többeltráfordítást, az „elhagyott” közösségeknél megtakarítást

eredményez. A két legutóbbi (az 1990 és az 1999. évi) népszámlálás közötti időskorú elvándorlás „gerontológiai fiatalodást” indukált, ami az egyéb tényezők változatlan-ságát feltételezve költségvetési megtakarítást eredményezett. Ugyanakkor a megtaka-rítás máshol többletkiadásként jelent meg.

A népesség öregedésének területi konzekvenciáit vizsgálva megállapítható, hogy a fi-atal nyugdíjasok betelepülése kezdetben kedvező hatású, a későbbiekben azonban – ki-véve, ha a terület gazdasági aktivitását diverzifikálják – meglehetősen sok gondot okoz. A fogadó területeken – még abban az esetben is, ha már korábban sem volt alacsony sú-lya a nyugdíjas lakosságnak – a betelepülő friss nyugdíjasok jelentős befolyásoló ténye-zővé válhatnak. Egy közelmúltban megjelent tanulmány szerint a jövőben csökkenni fog a friss nyugdíjasok migrációja. Másrészt a „befogadó” települések nem csak a betelepül-tek által generált fogyasztás, illetve szolgáltatás-igénybevétel pénzügyi eredményét hasz-nosítják. A hozzászóló szerint vágyálom azt hinni, hogy egy adott terület gazdagodásá-hoz elégséges a helyi gazdaság. Véleménye szerint tartósan egyetlen adminisztrá-tív/földrajzi terület sem képes csak a területén rezidens népesség teljesítményéből megél-ni; egy másik tanulmány le is írja, hogy a külső forrásokra is szükség van.

Elhangzott olyan vélemény, miszerint egy adott terület „társadalmi” egyensúlya a lakosság egyes csoportjai közötti megegyezéstől is függ, így számolni kell a generá-ciók sokszínűségével. Az egyik vitapartner felhívta a figyelmet a helyi lakosságon be-lüli kapcsolatok fontosságára, megemlítve, hogy a generációk közötti közeledésben nagy szerepe van a kommunikációnak. Mindemellet szerepe van a tudatos telepü-léspolitikai lépéseknek is; a hozzászóló itt utalt az egymás szomszédságában létesít-tett nyugdíjas otthon lakói és iskola tanulói közötti kapcsolatok kölcsönösen jótékony hatásaira. Ha a sokszínűséget akarjuk elérni, akkor egy térbe kell helyezni az egy-mástól eltérő embereket.

Az egyes megyék különböző helyzete miatt nem lehet uniformizált döntéseket hozni. Ugyanakkor több megyében végzett, személyre szóló gondoskodással össze-függő kutatás igazolja, hogy a szolidaritás elve elengedhetetlenné teszi a területi elté-rések kiegyenlítését.

Ezt követően felvetődött, pontosak-e az információk? Megfelelő gondossággal kezelik-e a különböző előrejelzések a társadalom öregedésének ügyét? A kérdésre válaszolva egy másik résztvevő kiemelte, hogy az idősellátás finanszírozása elsődle-gesen megyei szintű feladat, és a megyék vonatkozó akciói a demográfiai prognózi-sokon alapulnak. Elégséges-e egyetlen jó elképzelés a hosszú távú elkötelezettségre? A politikai akcióidők választástól választásig tartanak. A hatéves mandátummal megválasztott politikai vezetés tevékenysége három időszakra tagozódik: az első két év a program részleteinek kidolgozása, a második két év a megvalósítás, további ket-tő a nem várt mellékhatások közömbösítése.

Vizsgálják-e az idős népesség korcsoportok szerinti szükségleteit? – tette fel a következő kérdést a felszólaló. Gyakran a segítséget nyújtók maguk is időskorúak,

többé-kevésbé olyan idősök, mint a támogatásra szoruló. A kifejezetten ellátásra szoruló (85 éves és idősebb), illetve a 60–84 éves korú személyek száma növekszik, de ismerjük-e a két csoportba tartozók számának egymáshoz viszonyított arányát? A hozzászóló szerint nem egyszerű a 60 évesnél idősebb népességen belüli függőségi viszonyok prognosztizálása; kutatásai során korévenként vizsgálta a legidősebb korosztályba tartozó népességet. Megállapította, hogy miközben az ellátásra szoruló személyek száma nő, a teljes népességhez viszonyított arányuk csökken. Az igazi probléma a családon belüli segítségnyújtás, ami szorosan összefügg például az Alzheimer-kórban szenvedők számának emelkedésével; számos esetben az ellátást végző családtagok előbb távoznak az élők sorából, mint az általuk ápolt időskorúak. Hatékony lépéseket kellene tenni az időskorúak korábbi, megszokott környezetben történő ellátását biztosító családsegítő szolgáltatások bővítésére.

A családsegítő szolgálatban meglehetősen sokan dolgoznak. A rászoruló időskorú személyek elhelyezését szolgáló létesítményekben Franciaországban mintegy 600 ezer férőhely áll rendelkezésére. A nyugdíjasként leélt évek száma húsz és harminc év között van (a 2008. évi adatok szerint a 60 éves korban várható továbbélési idő a férfiaknál 22 év, a nőknél 26,9 év), és az időskorúak a lehető legkésőbb vonulnak be az idősök otthonába. Az otthon ápolt aggkorúak körében végzett vizsgálat szerint növekszik mind a hivatásos, mind a családi gondozókkal szembeni igény; az érintett személyek elvárják, hogy mint mások, korlátozás nélkül tudjanak élni, ami annyit jelent, hogy egyéni gondozást, állandó együttlétet igényelnek.

Az elvárások kevésbé ismertek, az ellátás tartalmi kérdéseiről statisztikák nem állnak rendelkezésre. Bizonyos eligazítást ad a társadalmi szolidaritás és kohézió minisztere részére 2011-ben készült jelentés. Az időskorúak ellátásában részt vevő hivatásos személyek szakmai ismeretei megfelelőek, ugyanakkor ez nem mondható el a családban élő segítőkéről. Így például az orvostudomány fejlődése az Alzheimer-betegségben szenvedők kezelésére számos új megoldást hozott, ezeket azonban a családon belüli segítők nem feltétlenül ismerik.

Dolgoznak-e Franciaországban az életkor meghosszabbodásával összefüggő életjáradékra épülő nyugdíjrendszeren? Foglalkoznak-e Franciaországban az angolszász országok fontos ellátási formájával, az egyéni alapú biztosítási rendszerrel? – tették fel a további kérdéseket. Az első kérdésre a válasz pozitív. A várható élettartam a biztosítók által nagyon régen vizsgált kérdés, mindig is ez az életjáradék számításának alapja. A másik kérdést illetően nagy a különbség Franciaország és az Egyesült Királyság között. A francia rendszer nem életbiztosítás jellegű, az egyéni alapú nyugdíjbiztosítási rendszereket inkább a jövőbeni nyereségre alapozott tőkebefektetésként kezelik. Mindazonáltal szerencsés lenne, ha a közgondolkodásban az uralkodó társadalombiztosítási rendszertől nagyobb támogatást kapna a tőkefedezet-alapú gondoskodás.

Végül felmerült a fogyatékkal élők és az idős népesség gondozásával kapcsolatban, hogy azonosak-e céljaik? A fogyatékkal élőket érintő döntéshozatal alapvető-

en a megyei igazgatás hatásköre. A franciaországi megyék szociális költségvetése elsősorban a gyermekkorú, az időskorú és a fogyatékkal élő népesség, s kisebb mértékben a szegénységben élők támogatására tagozódik. Az idős népesség, illetve a fogyatékkal élők helyzete között – mindenekelőtt a lakhatási feltételeket illetően – meglehetősen sok a hasonlóság. Az előbbieken elmondottak szerint kívánatos a többgenerációs együttélés, s nem kevésbé elvárható ugyanez a fogyatékkal élőket érintően. A fogyatékosoknak ugyan rendkívül eltérő megnyilvánulásai lehetnek, ugyanakkor megállapítható, hogy az elmúlt harminc év során jelentősen emelkedett a fogyatékosokkal élők iskolázottsága. Az általános képzésben ma már nem akadály a testi fogyatékoság, ebből következően megnyílt az út számos szakma elsajátítására, és ez kedvezőbb anyagi feltételeket, zökkenőmentes társadalmi beilleszkedést eredményezett. Ezen túl az orvostudomány fejlődése azt is lehetővé tette, hogy a fogyatékos személyek szülei halálát meghaladóan, tovább éljenek. Vagyis napjainkban, szemben a negyven évvel ezelőtti helyzettel, a fogyatékosok jelentős hányada önálló életvitelre is képes. Ezt is figyelembe véve kellene kialakítani a támogatások rendszerét – állapították meg a jelenlevők. Feltűnő például, hogy a területi szervek a tömegközlekedésre fordított támogatásokat minden évben a tényleges igénybevétel, az igénybevevők körének vizsgálata nélkül folyósítják, holott az előirányzatok kialakításánál számolni kellene a célcsoportok (időskorúak, fogyatékosok, családosok) nagyságával. A fogyatékkal élőkről szóló 2005. évi törvény már tartalmaz ilyen irányú lépéseket.

SOROZATUNK EDDIG MEGJELENT RÉSZEI:

1. Hogyan oktassuk a statisztikát a középiskolában? 2008. évi 9. sz. 908–915. old.
2. Az új családformák. 2009. évi 3. sz. 302–311. old.
3. A munkanélküliség mérése. 2009. évi 10–11. sz. 1078–1086. old.
4. A szegénység mérése. 2009. évi 12. sz. 1194–1203. old.
5. A termelés területi áthelyezése. 2010. évi 2. sz. 177–185. old.
6. A lakáshelyzet és a lakásstatisztika. 2010. évi 12. sz. 1222–1232. old.
7. A nyugdíjak és a nyugdíjasok jövőjéről. 2011. évi 1. sz. 101–110. old.
8. Az egészségügy. 2011. évi 12. sz. 1299–1308. old.

Beszámoló a KSH Módszertani Napok keretében megtartott „Statisztika és modellezés” című ülésről (II.)

2012. február 16-án a Módszertani napok keretében került sor a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) és a Gazdaságmodellezési Társaság által rendezett „Statisztika és modellezés” című tematikus ülésre.

A rendezvényt *Ligeti Csák*, a Gazdaságmodellezési Társaság leköszönő elnöke nyitotta meg. *Szép Katalin*, a KSH ny. fősztályvezetője bevezetőjében a statisztika és a modellezés szoros kapcsolatáról beszélt. A statisztika feladata hű képet adni a valóságról. Azonban, ahogy *Bródy András*, Széchenyi-díjas magyar közgazdász arra egy 1990-es, *Közgazdasági Szemle*ben megjelent cikkében rámutatott, a valóságot nem tudjuk a maga teljes egészében mérni, mindig csak egy előre megválasztott elmélet, modell alapján határozzuk meg mérni kívánt jellemzőit, a használt fogalmakat. A statisztikus felelőssége már az elméleti modell megválasztásánál, a fogalmak kialakításánál kezdődik. Ez, valamint a statisztikai adat-előállítás, elemzés során használt egyszerűbb és összetettebb modellek egyaránt meghatározói az előállított adatok és az ezekből nyerhető információk minőségének, használhatóságának.

Az első előadást *Rappai Gábor*, a Pécsi Tudományegyetem tanszékvezető egyetemi docense tartotta „Etikus statisztikai modellezés” címmel, ami napjaink egyik leggyakoribb, ugyanakkor legvitatottabb kérdésével, a statisztikai modellezés etikusságával foglalkozott. Az adatközlés és az elemzés során elkövetett hibákat az előadó két kategóriába sorolta: szándékos torzítás (ide értve a hibás mód-

szerválasztást és az eredmények hamis interpretálását is), illetve etikai vétség. Ezek közös jellemzője, hogy a modellező módszertanilag korrektül jár el, ám az adatelőkészítéssel vagy a módszerválasztással, esetleg a modell túlságosan gyakori újraspecifikálásával akadályozza a felhasználó tisztánlátását.

Az előadásban gyakorlati példát láthattunk arra, hogy két azonos jelenséget leíró, ám különböző módon aggregált idősor (havi záró, illetve átlagos devizaárfolyam) esetén az egységgyökpróba korrektül végrehajtva is eltérő végkövetkeztetéseket eredményezhet, illetve arra, hogy a magyar államadósság havi bontású idősorára végzett stacionaritásteszt annak függvényében, hogy az első-, illetve a másodfajú hibától tartunk-e jobban, homlokegyenest különböző konklúziókra vezet. Összefoglalásként az előadó az önmérséklet szükségességét hangsúlyozta, mind a módszerek komplexitása, mind az elemzés informatikai támogatottsága tekintetében.

Márkusné Zsibók Zsuzsanna, a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpontjának kutatója „Nominális merevségek – a makroökonómiai modellezés és a statisztikai adatgyűjtés kölcsönhatásainak egy tanulságos példája” című előadásában egy érdekes példát mutatott be. Prezentációjának témája az ármerevség, az újabb makromodellek egyik elengedhetetlen kelléke volt. Az új-keynesi makroökonómia a mikroszintű megalapozás igényéből következően egyedi, reprezentatív gazdasági szereplők

döntéseit vizsgálja, melynek során a monopolisztikus versenyző piacon működő vállalatok egy optimalizáció során alakítják ki árait. Az ármerőség miatt azonban nem képesek mindenkor az optimális árat megállapítani, ezért áralkalmazkodásuk rugalmatlan. Statisztikailag az ármerőséget egyedileg, mikroszinten néhány jól megragadható mutatóval mérik. Idetartozik az árváltoztatások valószínűsége, gyakorisága, százalékos mértéke, boltok és termékek közötti összehangoltsága, valamint egy megváltozott ár érvényességének időtartama. E mutatók méréséhez világszerte, így Magyarországon is jelentősen hozzájárulnak a statisztikai hivatalok a fogyasztói-, illetve termelőiárindex-adatbázisaik rendelkezésre bocsátásával.

Az előadó ezek után bemutatta az empirikus vizsgálatok általános eredményeit, majd azt, hogy az ármerőség-modellek két legfontosabb típusa, az idő- és az állapotfüggő modellek mennyiben képesek tükrözni az empirikus tényeket. Elmondta, hogy a hazai kutatások mindegyike az állapotfüggő árazást támasztotta alá, ugyanakkor az empirikusan megfigyelt jellemzőket csak olyan modellek képesek a legjobban teljesíteni, melyek ötvözik a kétfajta ármerőség-megközelítés elemeit.

„Eltitkolt hozzáadott érték becslése az egyéni vállalkozók körében” címmel *Horváth Gergely*, a KSH tanácsosa tartott előadást. A KSH Nemzeti számlák főosztályán régóta végeznek becsléseket az egyéni vállalkozók rejtett hozzáadott értékének meghatározására. Az alkalmazott módszerek megújítására többéves munka után, 2011-ben került sor. Ennek keretében az egyéni vállalkozók Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) által gyűjtött, 2006 és 2008 közötti időszakra vonatkozó áfaellenőrzési adatainak felhasználásával becsülték meg az ebben a körben keletkező rejtett hozzáadott értéket. Adóelkerülőknek azokat tekintették, akiket pótlólagos adó (áfa) megfizetésére köteleztek. Mivel az ellenőrzött állománya nem

véletlen minta, ezért valamilyen nemparaméteres eljárást kellett keresni az adóelkerülés mértékének modellezésére, becslésére. Így jutottak el a kNN néven ismert „k legközelebbi szomszéd” módszerhez. Az eljárás egy előre meghatározott távolságmértéket használ a hasonlóság megállapítására, és az egyes elemek vizsgált tulajdonságainak meghatározására a közeli esetek (szomszédok) tulajdonságait veszi alapul. Az adóelkerülés magyarázatára olyan változókat kerestek, melyek igazolhatóan kapcsolatban vannak a jelenséggel. Ezért az adóellenőrzési állományon tesztelték egy magyarázó modellt, amelybe gazdaságpszichológiai, a vállalkozás piaci környezetére jellemző, illetve hatékonyságát mérő változók kerültek. A legközelebbi szomszédok kereséséhez az így kiválasztott változókat használták fel. A kNN-módszer tesztelését az ellenőrzési adatokon végezték, mivel ebben az esetben tudták, hogy ki adócsaló és ki nem.

Az alkalmazott modell gyenge pontja az előrejelzések pontatlansága, ugyanis azok a kisebb (ebben az esetben az adóelkerülő) kategóriában nem elég hatékonyak. Az adóelkerülő egyéni vállalkozók kijelölése után egy regressziós becsléssel határozták meg az eltitkolt áfa mértékét, és ez alapján, mivel hozzáadott érték típusú adóról van szó, már ki tudták számítani az eltitkolt hozzáadott értéket is. A módszerrel a 2006 és 2009 közötti időszakra évente átlagosan közel évi 150 milliárd forint eltitkolt hozzáadott értéket becsültek.

Cserhádi Ilona, az ECOSTAT Kormányzati Hatásvizsgálati Központ osztályvezetője „A mikroszimuláció szerepe a gazdaságelemzésben: tények, remények, álmok” címmel tartott előadást. A mikroszimuláció jelentősége kiemelkedő, mivel mind gazdaságpolitikai, mind társadalmi-szociális szempontból különösen eredményes eszköz a hatásvizsgálati elemzésekben, melyek számszerűsíteni tudják az egyes mikroegységek valószínű reakcióit. Az

előnyök mellett azonban hátrányok és módszertani problémák is felmerülnek a modellezés során. Az előadó bemutatta az ECOS-TAX-modellt, melyet először az egyes társadalmi csoportokban 2007 és 2010 között rendelkezésre álló jövedelmek alakulásának elemzésére alkalmaztak. 2011-ben Magyarországon jelentősen átalakult a személyi jövedelemadórendszer. Az adóreform egyik lényeges eleme az egykulcsos adó bevezetése, a másik alapvető változás pedig az eltartott gyermekek utáni adókedvezmények jelentős bővülése, illetve mindkét szülő általi együttes igénybe vételének lehetősége volt. Így az ECOS-TAX-modellt az egykulcsos adórendszer hatásvizsgálatára is alkalmazták. Ez jelentős különbségeket eredményez az egyes családtípusoknál a nettó keresetek alakulásának tekintetében, amelyek kimutatásához új módszertan kidolgozására, és a modell továbbfejlesztésére volt szükség. A számításokhoz a KSH intézményi munkaügyi statisztikáját és munkaerő-felmérését, a NAV személyijövedelemadó-bevallásra vonatkozó teljes körű adatbázisát, valamint a Nemzeti Foglalkoztatási Szolgálat bértarifa-felvételét használták fel.

A megoldás négy fő lépésből állt. Az első lépés a modell dezaggregálása volt a költségvetési és a versenyszférára, továbbá a nonprofit szektor integrálása és a közmunkások beépítése a költségvetési szférától elkülönítve. Második lépésként makroillesztést hajtottak végre az szja-, illetve bértarifaadatok szintjeihez, eloszlásaihoz, mivel a háztartásstatisztikai adatoknak a tényadatokkal való összehasonlítása jelentős eltéréseket mutatott. A harmadik lépésben az adatokat negyedévesítették, míg végül kidolgozták a családi adókedvezménnyel korrigált nettó keresetek számítási módszertanát az intézményi statisztikához illeszkedő módon.

Hajdu Ottó, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezetője „Többdimenziós - több-

változós egyenlőtlenség és szegénység: egy új mérési és dekompozíciós módszertan” című előadásának célja egy új, terminológiája szerint GVIP (generalized variance inequality and poverty – általánosított varianciaegyenlőtlenség és szegénység) többváltozós módszer definiálása volt az egyenlőtlenség többdimenziós mérésében, valamint egy szegmált társadalom külső-belső csoportközi felbontásának megadása, majd az elv alkalmazása a szegénység mérésében. A módszer a szóródás többváltozós, általánosított varianciamértékén alapul. A csoportközi dekompozíció a Wilks-lambda alkalmazására vezet, lehetővé téve a numerikus számítások standard statisztikai programmal történő kalkulálását. A GVIP-megközelítés az előadó által definiált új, Theil-féle kovarianciamátrix determinánsára épül, amelyet általánosított Theil-varianciának nevez. A szegénység mérésében akár a cenzorált, akár a csonkolt eloszlásokra alkalmazva, értelemszerűen adódik a GVIP mint szegénységi mérték.

A javasolt egyenlőtlenségi módszertan alkalmazása más területeken – például a szegénység mérése, az információelmélet vagy az adatbányászat – is új módszerek bevezetésére ad lehetőséget. Az eljárás egy sokdimenziós „kockában” lévő *pontfelhő varianciáját* méri kompozit módon, entrópia elméleti alapokon. Alapja a többváltozós statisztika „általánosított variancia” mértéke, mely esetünkben egy speciális *entrópia tartalmú kovarianciamátrixra* vonatkozóan kerül alkalmazásra. A javasolt varianciamérték is megadható külső és belső hatások eredőjeként, mivel a kovarianciamátrix-csoportok esetén *belső-külső* faktorok összegére dezaggregálható. Így a javasolt módszerrel meghatározható különböző dimenziójú szegénységi küszöbök diszkriminatív hatása a szegénységi mérték tekintetében vagy egy adott társadalmi-gazdasági csoportosítás prediktív ereje.

Bauer Péter, a Magyar Nemzeti Bank közgazdasági elemzője „Inflációs trendmutatók” című előadásában e mutatók átfogó vizsgálatát mutatta be. Az aktuális inflációs folyamatok értékelése szempontjából kulcskérdés, hogy mik lehetnek a tartós folyamatok és az átmenetinek tekinthető változások. A szokásos megközelítések előre definiált volatilis tételeket (például nyers élelmiszerek, üzemanyagok) hagynak ki a fogyasztói kosárból, és az így számolt maginflációs mutató az infláció tartós komponensét jeleníti meg.

Az előadó olyan alternatív megközelítést mutatott be, amelyek a fogyasztói árindex részletes termék- és szolgáltatásszintű bontásának felhasználásával keresztmetszetben szűrik a kiugrónak gondolt értékeket. A medián, a súlyozott medián és a csonkolt átlag mellett az ún. Edgeworth-mutatóról is beszélt, amely a volatilisabb inflációs tételeknek kisebb súlyt ad az árindexben, mint azt fogyasztási súlyuk indokolná. Az előadó a keresztmetszeti szűrés mellett egy tisztán idősoros módszert alkalmazva a Hodrick–Prescott-szűrővel becsült trendet, valamint egy keresztmetszeti és idősoros információkat felhasználó eljárást, a dinamikus faktor modellt is vizsgálta.

A felsorolt inflációs trendmutatók simaságuk, előrejelző képességük és revíziós tulajdonságaik szerint kerültek rangsorolásra. Az eredmények szerint a hagyományos maginflációnál lehet jobb trendmutatót találni; a legjobb indikátor az Edgeworth-index volt, míg a legrosszabbnak a HP-szűrővel becsült trend bizonyult. A kutatás részletes eredményeit Bauer Péter a *Statisztikai Szemle* 2011. februári számában megjelent cikke tartalmazza.

Horváth Beáta, a KSH Mintavételi és módszertani osztályának vezetője „A negyedéves GDP idősorainak visszabeccslése” címmel tartott előadást. Az első visszavezetésre a nemzeti számlák területén végrehajtott jelentős módszertani változások miatt azután került sor 2009

őszén, hogy 2009 szeptemberére 1995-ig visszamenőleg elkészültek az éves bruttó hazai termék (GDP) homogén idősorai.¹ A hazai felhasználói igények és az európai uniós követelmények kielégítése, valamint a KSH-ban folyó szezonális kiigazítási eljárás stabilabbá tétele érdekében a negyedéves adatok is visszavezetésre kerültek. Mivel a folyóéves GDP negyedéves idősorának előállításához nem álltak rendelkezésre megfelelő alapadatok, ezért a folyamat leírását magyarázóváltozók felhasználásával, statisztikai alapokon nyugvó modellalkotás segítségével hajtották végre a publikálási szintnek megfelelő ágazati bontásban. Mind az időhorizont (1995–1999), mind a változók gyakorisága (negyedév) tekintetében a megfelelő magyarázóváltozók megtalálására nagyon szűkös lehetőségek adódtak. A modellalkotás során valamennyi rendelkezésre álló magyarázóváltozót (keresettömeg, termelési érték, mezőgazdasági árindexek becsléséből adódó változó) megvizsgálták, azonban néhányuk nem rendelkezett megfelelő magyarázó erővel, így ezeket nem használták fel a végső modellezés során.

Minden egyes modellezendő idősort elemeztek a stacionaritást illetően. Az utóbbi tesztelésére az ún. Augmented Dickey–Fuller (ADF)-tesztet használták, és ahol szükségesnek bizonyult, első-, illetve másodrendű differenciálást hajtottak végre az idősorok logaritmizált értékeire. Első lépésben 1999-et modellezték, ami a négy negyedévre vonatkozó, előzetes becsléseket eredményezett. Majd az ún. pro-rating módszer alkalmazásával ezeket a felhasználási oldalról rendelkezésre álló negyedéves „GDP összesen” és az éves adatok figyelembe vételével kiegyensúlyozták. Az így kapott értékeket az 1999. év végleges számainak tekintették. Következő lépésként az 1999 négy negyedévével kiegészült idősorra a 2000

¹ *Pozsonyi* [2007]: A magyar nemzeti számlák fejlesztése 1996–2007. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 10–11. sz. 897–931. old.

és 2008 közötti időszak alapján meghatározott modelleket illesztették a paraméterek frissítésével; majd a diagnosztikák és a statisztikai tesztek alapján döntöttek a modell megtartásáról, illetve szükségszerű módosításáról. A szükséges változtatások beiktatásával megkapták az 1998-ra modellezett adatokat, melyeket szintén kiegyensúlyoztak a pro-rating eljárás-

sal. Az eljárást hasonlóan folytatták az 1995-ös időszakig visszamenőleg. Az eredmények szakértői validálások és elemzések után kerültek publikálásra. A módszert az első visszavetetés óta többször is alkalmazták, így a TEÁOR '03-ról a TEÁOR '08-ra való átállás során, valamint legutóbb a forrásfelhasználás táblák integrálásakor.

Magyar résztvevők az ISI (58.) dublini konferenciájáról

A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) 58. világkongresszusát 2011. augusztus 21. és 26. között tartották Dublinban. A rendezvényen a KSH-t *dr. Laczka Éva*, a hivatal gazdaságstatisztikáért felelős elnökhelyettese, *Mag Kornélia* és *Gálik Ferenc* osztályvezetők, valamint *Vereczkei Zoltán* tanácsos képviselte, míg a Magyar Nemzeti Bankból *Tardos Ágnes* statisztikai igazgató és *Bánhegyi Péter* vezető statisztikus vett részt. A konferencia helyszínül a 2011 elején átadott, modern, minden igényt kielégítő Convention Centre Dublin szolgált, ami a Liffey folyó partján ferde hengerként vonzotta a látogatók tekintetét.

Az esemény színes programja keretében mintegy 1300 előadás hangzott el különböző, a statisztikához szervesen kapcsolódó témakörökben. Ezeket a megjelent 120 ország képviselőjében 2300 résztvevő hallgatta meg.

Az ISI 1853 óta kétévente rendez világkongresszust, szakmai programja mindig is a statisztikus szakértők nagyon széles spektrumát vonzotta úgy a tudományos körökből, mint a kormányzati és versenyszféra intézményeiből. A 2011. évi különlegessége a tematikus nap volt, amelyen a vízzel és vízminőséggel kapcsolatos kérdéskörökre koncentráltak az előadások.

Az ötnapos konferencián elhangzott magyar előadások a következők voltak: A vízfelhasználás mérése a mezőgazdaságban (*dr. Laczka Éva*); Látszólagos többlet a külkereskedelmi és a fizetési mérlegben (*Bánhegyi Péter*); Standardizálás az EU-ban (*Szűcs Ildikó*, a KSH statisztikai tanácsadója – *Vereczkei Zoltán* – *Wim Kloek*, az Eurostat szakértője); Minőségirányítási keretrendszer a KSH-ban (*Mag Kornélia* – *Szép Katalin* – *dr. Vigh Judit*, a KSH statisztikai tanácsadója – *Földesi Erika*, a KSH főosztályvezető-helyettese).

Az ülésről a magyar résztvevők 2012. január 24-én tartottak beszámolót a KSH Keleti Károly-termében, amelyen egy-egy Dublinban hallott, érdekes témát mutattak be. Elsőként *dr. Laczka Éva* beszélt „Mit nyújt az ISI konferencia a résztvevőknek” címmel. Előadásában összehasonlította a 2005-ben Sydney-ben rendezett és a 2011-es dublini konferencia néhány adatát – például résztvevők, előadások száma, előadók által képviselt országok eloszlása –, majd grafikonon mutatta be a konferencián elhangzott előadások témák szerinti csoportosítását. Az ábrákból világossá vált, hogy míg 2005-ben a matematikai statisztika témakörében született kimagaslóan sok előadás, addig 2011-ben a statisztikai modellezés volt a „favorit” téma. Előadásának második felében *dr. Laczka Éva* a

vizuális eszközök használatának fontosságáról beszélt a statisztikában. Ezek ugyanis elengedhetetlenek a gazdasági és társadalmi folyamatok egyre komplexebb vizsgálatában, amelyeket – mint az ISI-n elhangzott előadásokból is kitűnt – számos országban alkalmaznak. Mint a KSH elnökhelyettese elmondta, a hivatalban is napi szinten elkezdődött a hasonló vizuális eszközök fejlesztésének folyamata, amit *Bulik László*, a KSH Tájékoztatási főosztályának munkatársa szemléltetett három példán.

Tardos Ágnes arról adott elő, hogy milyen hatást gyakorol az adósságszerkezetre a pénzügyi szektor határainak ESA 2010 szerinti változása. A jelenleg az Európai Unió rendes jogalkotási eljárás tanácsi szakaszában lévő, még el nem fogadott rendelettervezet az európai számlák rendszerének felülvizsgálatáról számos helyen tartalmaz változást a korábbi, 1996-ban elfogadott ESA 95-höz képest. Az egyik ilyen a pénzügyi és nem pénzügyi szektorok határainak jelentős módosulása, mivel bizonyos vállalkozástípusok új alszektorba kerülnek átsorolásra. Ez a nem pénzügyi szektor bruttó pénzügyi kötelezettségét jelentősen csökkentheti, azonban az adósságszerkezetre csak kisebb hatással lesz, mert a pénzügyi kötelezettség jelentős része tőke, nem pedig adósság.

Bánhegyi Péter két érdekes témakört emelt ki, amelyek közül az első egy erősen ferde eloszlású sokaság teljes és véletlen mintavétel útján megfigyelt részsokasága közötti határpont megállapítása volt az átlagos négyzetes hiba minimalizálásával. Ezután a hivatalos statisztika iránti bizalomról szóló szekciót mutatta be, amelyen az OECD vezetésével angol, ausztrál, finn, új-zélandi és holland esettanulmányok hangzottak el a témában. Az előadó országok rendszeresen készítene felméréseket erről, ami önmagában is növelheti a statisztikát előállító intézmények iránti bizalmat. Ez alapvető fontosságú mind a felhasználók, mind a statisztika előállítói számára.

Mag Kornélia „Népszámlálási stratégiák” című előadásában három témát mutatott be. Először azokról az országokról beszélt, ahol a népszámlálás lebonyolítása nagy kihívásba ütközik a különleges politikai vagy háborús krízishelyzete miatt. Ezekben a lakosság vándorlása jelentős, így az adatok gyorsan elavulnak, az infrastruktúra és a kellő szakértelem hiánya miatt nagy nehézségekbe ütközik az adatfelvétel, és – egyes esetekben – a politikai függetlenség hiányának következtében az adatok maguk is megkérdőjelezhetők. A második téma a norvég, teljes mértékben regiszterekre alapuló népszámlálás volt. Az előadó bemutatta a norvég népszámlálások történeti hátterét, a jelenlegi rendszert és az ahhoz kapcsolódó kihívásokat. Végül a résztvevők az Egyesült Királyság népszámlálással kapcsolatos jövőbeli terveiről hallhattak.

Vereczkei Zoltán először a felfedési kockázat méréséről és a mikroadatokhoz való tudományos célú hozzáférés jövőjéről tartott előadást, amelyben a felfedésre vonatkozó fő kérdések taglalása után a Manchesteri Egyetemen kidolgozott módszert ismertette. Az adatkörnyezet-elemzési (data environment analysis) rendszer célja a kapcsolható adatbázisok feltérképezése, katalogizálása, kategorizálása és dokumentálása metarendszerben. Az előadó a mikroadatokhoz való hozzáféréssel összefüggésben kitért a „Data Without Boundaries” (Adatok határok nélkül) elnevezésű projektre is, amely a hozzáférést téma és mód szerint térképezte fel az európai országokban, valamint a távoli hozzáféréseken alapuló, automatizált hozzáférési/adatvédelmi Morpheus-rendszerre. Ez utóbbi lehetővé teszi, hogy használata közben a kutatók szinte valós időben kapják a kért adatokat, ugyanakkor maguk a mikroadatokat rejtve maradnak. Ezután Vereczkei Zoltán a paraadatok felhasználási területeiről beszélt, különösen a rugalmas mintavételek esetében. A paraadatok olyan kiegészítő információk, melyek az adatgyűjtési folyamat során állnak elő,

és kiválóan használhatók a kulcsváltozók figyelésére vagy akár a design megváltoztatására. Az előadó végül a Michigani Egyetem témára vonatkozó kutatását ismertette.

Végül Gálik Ferenc az ISI dublini konferenciáján elhangzott magyar előadásokat foglalta röviden össze, valamint néhány érdekes kép segítségével bemutatta a konferencia helyszínét.

Hírek, események

Megbízás. *Dr. Orbán Viktor* miniszterelnök – a közigazgatási és igazságügyi miniszter előterjesztésére – 2012. április 1-jétől 2015. március 31-éig terjedő időtartamra megbízta *Asztalos Vikort*, a Miniszterelnökség politikai főtanácsadóját, *dr. Besenyei Lajost*, a Magyar Tudományos Akadémia Statisztikai és Jövőkutatói Tudományos Bizottsága elnökét, a Miskolci Egyetem professor emeritusát, *dr. Bozsonyi Károlyt*, a Károli Gáspár Református Egyetem általános rektorhelyettesét, *dr. Dankó Istvánt*, a Honvédelmi Minisztérium helyettes államtitkárát, *Deák Ilonát*, a Magyar Agrárkamara szakértőjét, *Gáll Attilát*, Iszkaszentgyörgy polgármesterét, *Kassai Róbertet*, az Ipartestületek Országos Szövetsége alelnökét, *Kálmánné Juhász Ilonát*, az Országos Egészségbiztosítási Pénztár közgazdasági főigazgatóhelyettesét, *dr. Laczka Évát*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettesét, *dr. Lajtai Györgyöt*, a Munkástanácsok Országos Szövetsége szakértőjét, *dr. Magyariné dr. Nagy Editet*, a Belügyminisztérium helyettes államtitkárát, *Misovicz Tibort*, a Külügyminisztérium helyettes államtitkárát, *dr. Nagy Tibort*, a Legfőbb Ügyészség főosztályvezető ügyészét, *Nátrán Rolandot*, a Nemzetgazdasági Minisztérium helyettes államtitkárát, *dr. Németh Pált*, a Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete vezető statisztikusát, *dr. Novák Jánost*, az Országos Bírósági Hivatal osztályvezetőjét, *dr. Obádovics Csilla Zsuzsannát*, a Szent István Egyetem docensét, *Oláh Miklóst*, a Települési Önkormányzatok Szövetsége szakértőjét, *Sándorné dr. Kriszt Évát*, a Budapesti Gazda-

sági Főiskola rektorát, *dr. Simon Attila Istvánt*, a Vidékfejlesztési Minisztérium helyettes államtitkárát, *Skultéty Lászlót*, a Nemzeti Erőforrás Minisztérium helyettes államtitkárát, *Szabó Istvánt*, a Nemzeti Innovációs Hivatal főosztályvezetőjét, *Szentkirályi-Szász Krisztinát*, a Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium helyettes államtitkárát, *dr. Takácsné dr. György Katalint*, a Károly Róbert Főiskola egyetemi docensét, *Tardos Ágnes*, a Magyar Nemzeti Bank igazgatóját, *Tevanné dr. Südi Annamáriát*, a Gazdasági Versenyhivatal főtitkárát, *Vass Mária Irént*, Bojt polgármesterét, *Vályi-Nagy Vilmost*, a Nemzeti Fejlesztési Minisztérium helyettes államtitkárát, *Vályiné Koós Ibolyát*, a Magyar Kereskedelmi és Iparkamara közgazdasági igazgatóhelyettesét, *Zilahi-Sebess Gézát*, a Hajdú Volán Zrt. vezérigazgatóját az Országos Statisztikai Tanács tagsági teendőinek ellátásával; valamint *dr. Soós Lőrincet*, a KSH főosztályvezetőjét az Országos Statisztikai Tanács titkári teendőinek ellátásával.

Munkáltatói jogkörök gyakorlása. *Dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke 2012. április 1-jei hatállyal *Ercsey Zsófia* főosztályvezető-helyettesre ruházta a hivatal Módszertani főosztályának kormánytisztviselőire vonatkozó főosztályvezetői munkáltatói jogkörök – Közzolgálati Szabályzatban részletezett – gyakorlását.

Címadományozás. *Dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke *Horváth Beáta* részére tartósan kiemelkedő munkája elismeréseként 2012.

április 10-ei hatállyal szakmai tanácsadói címet adományozott.

Vezetői kinevezés/kinevezés-módosítás.

Dr. Németh Zsolt, a KSH társadalomstatisztikai elnökhelyettese *Horváth Beáta* vezetői munkakörét a hivatal Módszertani főosztályának Mintavételi és módszertani osztályán 2012. április 10-ei hatállyal közös megegyezéssel statisztikusi munkakörre változtatta. *Vereczkei Zoltánt* pedig ugyanezen naptól a Módszertani főosztály Mintavételi és módszertani osztályának vezetőjévé nevezte ki.

Michael Connolly, az Ír Statisztikai Hivatal Nemzeti számlák/Nagyvállalkozások részlegének vezetője 2012. április 19-én előadást tartott a KSH-ban a mezovalidálással kapcsolatos ír gyakorlatról és a vállalkozások adatai közötti konzisztencia megteremtésének lehetőségeiről, majd konzultációt folytatott a témában a hivatal mezovalidálással foglalkozó munkatársaival.

Az MST Etikai Testülete (ET) dr. Rappai Gábor elnökletével tartott 2012. március 29-én ülést. Az ET elsőként módosításokat fogalmazott meg az eddigi, Etikai Kódexre vonatkozó tapasztalatai alapján, majd második napirendi pontként saját szervezeti és működési szabályainak módosításairól tárgyalt. A résztvevők ezek mellett olyan kérdéseket is megvitattak, mint nagyobb nyilvánosság biztosítása az ET létezésének és munkájának, lehetőségek a szakmai közvélemény tájékoztatására eddigi tevékenységükről, valamint annak elérése, hogy minél többen forduljanak hozzájuk statisztikai etikát sértő esetekkel.

A Magyar Statisztikai Társaság (MST) Választmánya 2012. április 17-én tartott ülést, amit *dr. Soós Lőrinc*, az MST elnöke vezetett. Az első napirendi pont a 2012. évi őszi konferencia előkészítése volt, melyet egyebek között

az tesz különlegessé, hogy több, kerek évfordulóhoz kapcsolódik: most 90 éves az MST, 120 éve halt meg *Keleti Károly*, 145 éves a KSH és 90 éves annak vezető folyóirata, a *Statisztikai Szemle*.

Második napirendi pontként a választmány elhatározta, hogy az MST alapszabályában foglaltak értelmében, ebben az évben is kiírja a fiatal statisztikusok részére a Keleti Károly pályázatot. (A pályázati felhívást folyóiratunk következő számában tesszük közzé.)

A következő téma ahhoz kapcsolódott, hogy a Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) 2013-at a Statisztika Évének deklarálta, és felhívást tett közzé, melyben felszólította a világ valamennyi országának statisztikai szervezeteit a világév méltó megünneplésére. A választmány ebben a kérdésben hozott állásfoglalása szerint az MST is csatlakozik ehhez a kezdeményezéshez. Az ülésen elhangzott néhány kiváló ötlet a 2013. évi rendezvények kapcsán, amelyek részletes kidolgozására felkérték a felelős személyeket is. *Dr. Laczka Éva*, az MST főtitkára emellett beszámolt azokról a tárgyalásokról, amelyeket a 2013. évben Budapesten rendezendő ISI Bernoulli Társaság konferenciájával kapcsolatban végzett.

Az MST elnöke ezt követően röviden beszámolt a társaság és a KSH közötti együttműködési tervszetről szóló tárgyalások állásáról.

Következő napirendi pontként az MST főtitkára ismertette azokat az EU-törekvéseket, amelyek a hivatalos statisztika jogi szabályozásának keretében egyebek között a statisztika függetlenségét, a statisztikai szervezetek jobb koordinációját, valamint az adminisztratív adatok hatékonyabb átvételét hivatottak biztosítani.

Végül az egyéb kérdéseket felölelő napirendi pontban *dr. Soós Lőrinc* beszámolt arról a tevékenységről, amely keretében az MST kezdeményezésére a KSH tartósan patronál egy szegénysorú, ám a statisztikai szakmához

szorosan kötődő romániai magyar falut (Csokalyt, *Fényes Elek* szülőfaluját). Emellett szó volt még az MST Etikai Testület Etikai Kódexének (EK) módosítására vonatkozó kezdeményezéséről. A résztvevők véleménye szerint azonban ahhoz, hogy erről megalapozott javaslatot alakíthassanak ki, előbb a közszolgálati tisztviselők jogállásáról szóló, 2012-ben életbe lépett törvényt kell tanulmányozni, mivel az is foglalkozik etikai kérdésekkel.

Tanórai keretjellel előadásorozatot hirdetett a Központi Statisztikai Hivatal a Budapesti Gazdasági Főiskola és a Magyar Statisztikai Társaság Statisztika-oktatási szakosztályával közös szervezésben, melynek célja a hallgatók tananyaghoz kapcsolódó módszertani ismereteinek bővítése, valamint a KSH bemutatása és népszerűsítése. A 2012. április 23-ai rendezvényen *Macsári István*, a hivatal ve-

zető-tanácsosa „A kiskereskedelem piaci folyamatainak követése a statisztika eszközeivel” címmel szolgáltatásstatisztikai témakörben tartott előadást a főiskola aulájában.

Könyvtári rendezvények. 2012. április 12-én *Lackfi János* író, költő, műfordító, az „Apám kakasa” című gyermekverskötet szerzőjének és *Török Máté*, a Misztrál együttes tagjának közreműködésével az „Apám kakasa” című, felolvasással és beszélgetéssel egybekötött zenés irodalmi délelőttre, majd 2012. április 19-én a Könyvtári esték keretében „Elbeszéltem. Összegyűjtött novellák és kisregények” című kötete kapcsán egy találkozóra került sor *Jókai Anna* Kossuth-díjas íróval a KSH Könyvtár és a Kölcsey Ferenc Olvasókör szervezésében. Mindkét rendezvény helyszínéül a könyvtár Bibó István-terme szolgált.

A Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) fontosabb konferenciaajánlatai

(A teljes ajánlatlista megtalálható a <http://isi.cbs.nl/calendar.htm> honlapon.)

Seattle, Egyesült Államok. 2012. augusztus 6–10.

Tíz statisztikai klimatológiai előadás – a Matematikatudományi Konferenciabizottság regionális konferenciája. (*Ten Lectures on Statistical Climatology – Conference Board of the Mathematical Sciences regional conference.*)

Információ: *Peter Guttorp*
peter@stat.washington.edu
 Honlap: www.statmos.washington.edu/wp/?p=42

Recife, Brazília. 2012. augusztus 6–11.

16. Brazil Valószínűség-számítási Iskola. (*16th Brazilian School of Probability.*)
 Honlap: www.de.ufpe.br/~xviebp/

Bergen, Norvégia. 2012. augusztus 19–23.

A Nemzetközi Klinikai Biostatistikai Társaság 33. éves konferenciája. (*33rd Annual Conference of the International Society for Clinical Biostatistics.*)

E-mail: mail@kongress.no
 Honlap: www.iscb2012.info

Kobe, Japán. 2012. augusztus 26–31.

XXVI. Nemzetközi Biometriai Konferencia. (*XXVIth International Biometric Conference.*)

Honlap: <http://secretariat.ne.jp/ibc2012/>

Limassol, Ciprus. 2012. augusztus 27–31.

20. Nemzetközi Statisztikai Számítási Konferencia. (*20th International Conference on Computational Statistics.*)

Honlap: <http://www.compstat2012.org/>

Folyóiratszemle

Petocz, P. – Reid, A.:

Hogyan váljunk statisztikussó?

(On Becoming a Statistician – A Qualitative View) – *International Statistical Review*. 2010. Vol. 78. No. 2. pp. 271-286.

Egy régi definíció szerint a statisztika „numerikus felfedező munka”, ami e diszciplína kvantitatív természetére utal. Több mint száz éve annak, hogy a statisztikai megközelítés jelentősen hozzájárul a természet- és a társadalomtudományok fejlődéséhez, beleértve a fizikát, a csillagászatot, a műszaki tudományokat, a demográfiát, a biológiát, a pszichológiát és az orvostudományokat. A statisztikus foglalkozás azóta megbecsültté, sokak hivatásává vált.

A statisztikai kutatások egy részében a kérdések differenciált megközelítése miatt a kvalitatív szemlélet gyümölcsözőbb, mint a kvantitatív. Számos kézikönyv és tankönyv foglalkozik kvalitatív kutatási módszerekkel, míg mások a vegyes módszereket ismertetik, bemutatva a két megközelítés kombinációit. Noha a statisztikusok természetükből adódóan szívesebben használnak kvantitatív módszereket, sokszor elkerülhetetlen a kvalitatív eljárások alkalmazása. Egy kérdőív kérdéseinek megfogalmazása, közülük a legjobb kiválasztása kvalitatív folyamatnak számít, ami megelőzi a kvantitatív lépéseket. Bármely kvantitatív vizsgálatban a mit mérünk, illetve hogyan mérünk kvalitatív jellegűnek minősíthető. A fogalmak definiálása, az osztályozások szintén kvalitatív folyamatok, és

mindkettő fontos szerepet játszik a legtöbb statisztikai vizsgálatban.

A statisztikai képzésben kvantitatív és kvalitatív elemek közösen vannak jelen. A statisztikaoktatás kutatásában a megközelítések széles skáláját vonultatja fel a szakirodalom. A *Statistics Education Research Journal* egyik 2008-ban megjelent cikke például kvalitatív megközelítésben elemzi az egyetemi hallgatók elképzeléseit az informális deduktív következtetésről. Egy 2007-beli tanulmány ugyanitt kvantitatív szemléletben, strukturális egyensúlyi modellezéssel keres kapcsolatot a hallgatók statisztikai attitűdjei (például képességei és a kurzus végeredménye) között. Az oktatás mellett kvalitatív megközelítést kíván a statisztikai munka egyik legérdekesebb szakasza, az elemzés, az eredmények interpretálása. Az oktatásban és az elemzésben is fontos a kommunikációs készség. Megállapítható: a statisztika lényegében kvantitatív diszciplína, melyben meghatározó szerepe van a kvalitatív komponenseknek. Jó statisztikussá tehát csak úgy válhatunk, ha felvértezzük magunkat mind kvantitatív, mind kvalitatív ismeretekkel, és ezeket készség szintjén alkalmazzuk.

Az 1970-es években *Marton Ferenc* és svéd kollégái egy új kutatási módszert dolgoztak ki, amit fenomenográfiának (phenomenography) neveztek el. Ennek fontos eleme, hogy a hallgató nézőpontjából vizsgálja a tanulás eredményét, azt, hogy mit tapasztal, mit ért meg és mit tulajdonít a valóság vagy egy jelenség egy-egy szeletének. Az ilyen vizsgálatokhoz az adatokat félig strukturált interjúk-

Megjegyzés. A Folyóiratszemlét a KSH Könyvtár (*Lencsés Ákos*) állítja össze.

ból gyűjtik, így felhasználtak már a Nobel-díjasok jelölését elfogadó programbeszédet is a tudományos intuíciónak fogalmainak elemzéséhez, vagy nyitott végű kérdések módszerével kutatják a hallgatók elképzeléseit a környezetről.

A fenomenográfia, mint módszer azt vizsgálja, hogy adott szituációban egy csoporton belül milyen eltérő megfigyelések történnek. E tanulmány szerzői több mint 30 éves kutatói tapasztalata szerint egy jelenségben vagy helyzetben a csoport tagjai inkább annak különbségeit, mint azonosságait ragadják meg. Érdekes párhuzamosság állapítható meg a statisztika és a fenomenográfia között. Mindkét diszciplína a jelenségek változására koncentrál, de míg előbbi annak kvantitatív szempontjait elemzi, utóbbi a kvalitatív elemeit tekinti kutatási tárgynak.

A fenomenográfiát és a fenomenológiát (phenomenology) mint két kvalitatív megközelítést az emberek gyakran összekeverik. Bár gyökerük ugyanaz, de jelentős különbség van közöttük (a geográfia és a geológia közötti viszonyra gondoljunk). A fenomenológia egy filozófiai módszer, amely az egyén tapasztalatának gazdagságára koncentrál, míg a fenomenográfia azt kutatja, hogy milyen a csoporttagok tapasztalatának különbözősége ugyanabban a helyzetben vagy jelenségben.

A statisztika pedagógiájának fejlesztése különböző kutatási megközelítéseket igényel (például fontos a tartalom, a hatékony tanítási módszerek, a megbízható értékelés, a statisztikai gondolkodás jellemzői, a statisztika fogalma, tanulása). A tanítás célja egyszerű: fel kell készíteni a hallgatókat a tanulás lehetőségére. A tanítás lényege: ránevelni őket arra, hogy akarjanak tanulni.

A statisztika oktatásában a XX. század végén még domináns volt a megismerő és alkotó hagyomány, amit *Garfield, J.* 1995-ben, „Hogyan tanuljanak statisztikát a hallgatók?” című

tanulmányában foglalt össze. A statisztika tanulásának alapelvei: a konstruktív ismeretszerzés, az aktív bekapcsolódás, a hallgatók gyakorlatokon való tevékeny munkája, a félreértésekkel való szembenézés, a technológia használata, a vizuális megjelenítés és az adatok felkutatása. A tanulási folyamat egyik legfontosabb eleme szerinte a folyamatos és segítőkész visszacsatolás.

A statisztika oktatásában a fenomenográfiai megközelítés meglehetősen ritka, sokkal gyakoribb az informatika tanításában, beleértve a programozást és az információtechnológiát. A miként váljunk statisztikussá kérdés megválaszolásában a kutatók egyetértenek abban, hogy a statisztikai ismeretek elsajátításában fontos szerepe van mind a formális, mind az informális tanulásnak.

A szerzők 1999 és 2003 között 85 hallgatóval készítettek interjút, melyek egyenként mintegy másfél órát vettek igénybe. Az interjúk terjedelme körülbelül 250 ezer szó. A hallgatók közül 20-an főtárgyként, 30-an nem főtárgyként tanulták a statisztikát, míg 35-en matematikus hallgatóként a matematikatudomány nézőpontjából (beleértve a statisztikát) válaszoltak a kérdésekre. A kvalitatív vizsgálatokban, mint ebben a kutatásban is, az adatok a válaszolók kijelentéseiből áll össze. A vizsgálat témája a statisztikussá válás folyamatának megismerése volt, amiben a fenomenográfiai megközelítést alkalmazták.

A hallgatók válaszai természetesen széles spektrumban szóródtak. Voltak, akik például a statisztika, a statisztika tanulásának, illetve tanításának fogalmai közül az elsőben a legszélesebb, míg a másodikban és a harmadikban a legszűkebb értelmezést adták. A szerzők külön vizsgálták a statisztikát nem fő tárgyként tanuló műszaki és sporttudomány szakos hallgatók válaszait. A kutatásban őket nem kérdezték a statisztika tanításának fogalmairól, de az első kettőről (a statisztikáról

és tanulásának fogalmairól) teljesen hasonló válaszokat adtak, mint a statisztikát főtárgyként hallgató egyetemisták. A szerzők ezt meglepődéssel nyugtázták, mivel eléggé elterjedt vélemény, hogy e két csoport között markáns különbségek vannak. A pszichológia szakos hallgatók válaszainak szerkezete is megegyező volt az előbbiekkal, sőt a főiskolai hallgatók középiskolai statisztika tanulmányairól alkotott véleményei is egybeestek az egyetemistákéval.

A szerzők több helyen a hallgatók által írt szó szerinti idézetekkel színesítik mondanivalójukat. Az egyik hallgató arra a kérdésre, hogy mi volt a statisztika tanulásának haszna, így válaszolt: „Korábban a statisztikát haszontalan és száraz tantárgynak gondoltam, amit csak akadémikusok szerethetnek, de a statisztika megváltoztatta a gondolkodásmódomat, ezért személyes és szakmai életemben jól fogom tudni hasznosítani.”

E tanulmány készítői egy új szakmai gondolkodásmódot (professional entity) kívánnak elterjeszteni, amelyben a hallgatók (és a tanárok) bármely diszciplína megértésében a fogalmak három szintjét különböztethetik meg. A külsődleges technikai szintben (extrinsic technical level), amely a legszűkebb értelmezés, a szakmai munka technikai komponenseit nevezik meg, ami a statisztikai módszereket jelenti. A bővebb értelmezésben a külsődleges jelentés szintben (extrinsic meaning level) a szakmai munkában rejlő lényeges elemet fogalmazzák meg, ez a statisztikában az adatállomány. A legszélesebb értelmezésben, a belső jelentés szintben (intrinsic meaning level) a szakmai munka és a személyes lét közötti kapcsolatot vizsgálják. Ez a statisztikában azt jelenti, hogy a numerikus evidencia alapján alakítják és módosítják a világról alkotott szemléletüket. Ha arra ösztönözzük a hallgatókat, hogy a statisztika és az abból adódó munka fogalmait

szélesebb értelemben használják, akkor az magával hozza a tanulás szélesebb értelmezését is, amit később a tanításban is felhasználhatnak majd.

A fenomenográfiai kutatás a statisztikában és minden más tudományban a tanulás és a tanítás legszélesebb értelemben vett fogalmait jelöli meg, beleértve a személyes változás fontos aspektusát, valamint a személyes és a szakmai élet közötti kapcsolatot. A tanulmányban idézett szerzők szerint (*Dall' Alba, G. és Barnacle, R.*) „ahhoz, hogy tanárrá, művésszé, fizikussá, történésszé, mérnökké, építésszé, statisztikussá stb. váljunk, állandó követelmény, hogy a megválaszolendő kérdéseinket mindvégig határozott formában tegyük fel felsőfokú tanulmányaink alatt”.

A statisztikát főtárgyként tanulókból „statisztikussá kell válni”, de a nem főtárgyként hallgató egyetemistáktól, főiskolásoktól is elvárt igény, hogy „váljanak a témában kompetenssé és a statisztika magabiztos felhasználóivá”. Az olyan szakmai képességek, mint a kreativitás, az etika, a multikulturális érzékenység tanrendbe való beépítése növelheti a statisztikai kurzusok érdekességét és relevanciáját, a statisztikát mind fő-, mind nem főtárgyként hallgatóknál egyaránt. Az ilyen szakmai képességekkel a hallgató célja, hogy például etikus gyakorló orvosra vagy kulturálisan érzékeny menedzserre váljon, szemben azzal, hogy egyszerűen csak etikát vagy nemzetközi üzleti ismereteket tanuljon. „A statisztikából szerzett diploma megerősíthet bennünket abban, hogy a hallgató, hacsak embrionálisan is, de statisztikussá vált” – írja *Petocz és Reid* az említett szerzőkre hivatkozva.

Hajnal Béla

kandidátus, a Debreceni Egyetem habilitált
főiskolai tanára
E-mail: hajnalbela@foh.unideb.hu

Knittler, K.:

Egyenértékes létszám a mikrocenzus munkaerő-felmérési részében

(Vollzeitaquivalente in der Mikrocensus-Arbeitskräfteerhebung.) – *Statistische Nachrichten*. 2011. No. 11. pp. 1096–1107.

A foglalkoztatotti létszám és a teljesített munkaórák mellett, az utóbbi években a munkaerőpiac fontos mutatószámává nőtte ki magát az ún. egyenértékes létszám is, mely lényegében nem más, mint a foglalkoztatottak teljes munkaidőre átszámított létszáma. A nem hagyományos (azaz nem teljes munkaidős) foglalkoztatási formák növekvő térhódítása miatt az ebből számított index jelentősége növekvő, valamint a férfiak és nők foglalkoztatásában jelentkező különbségeket is valóság-hűbben tükrözi, mint a „sima” létszámindex. Az osztrák statisztikai hivatal lapjában megjelent cikk a számítás módszertani alapjainak ismertetése mellett – a 2010. évi mikrocenzusadatok felhasználásával – az egyenértékes létszám koncepció alapján elemzi a munkaerőpiacot.

Az egyenértékes létszám, mint fogalom, erősen kötődik a nemzeti számlákhoz, de több intézményi munkaügyi statisztika is dolgozik vele. (A főbb felhasználási területeket a cikk egy külön részben ismerteti.) Az egyenértékes létszámot úgy kapjuk meg, hogy a ténylegesen ledolgozott munkaidő volumenből kiszámítjuk, hogy ennek teljesítéséhez hány teljes munkaidős dolgozóra lenne szükség. Jelen cikk a 2010. évi mikrocenzus munkaerő-felmérési részének személyi szintű adatait elemzi, így a munka fogalma a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (International Labour Organisation – ILO) koncepcióján alapul, azaz idetartozik minden alkalmazottként, önállóként vagy segítő családtagként végzett jövedelemszerző tevékenység, akár

főállásban, akár mellék- vagy alkalmi munkaként végezte azt a célszemély. A felvétel az éves teljesített összes munkaórát vette számba, figyelmen kívül hagyva a fizetett, de nem ledolgozott időt (például szabadság, betegállomány).

2010-ben a foglalkoztatottak átlagos létszáma Ausztriában 4,03 millió, az álláshelyeké 4,2 millió volt. A túlórákkal és a többes munkaviszonyokkal együtt a teljesített munkaórák száma elérte a 6,97 milliárdot, amiből a teljes munkaidőben foglalkoztatottak átlagos 37,9 órájával számolva, az egyenértékes létszám 3,54 millióra adódik, azaz ha mindenki kizárólagosan teljes munkaidőben dolgozott volna (túlóra és másodállás nélkül), ugyanazt a munkamennyiséget 485 ezerrel kevesebb foglalkoztatottal lehetett volna elérni. Ebből a különbségből a férfiakra 34 ezer, a nőkre, akik esetében a részesítés foglalkoztatás lényegesen nagyobb arányú, 451 ezer fő jutott. Egyenértékes létszámokban a foglalkoztatottak 60 százaléka férfi, míg tényleges létszám alapján csak 54,6 százalék. A különbséget nemcsak a részmunkaidős munkavállalás nemenként eltérő aránya okozza, hanem az is, hogy a nők kevesebb túlórárt teljesítenek, és ritkább az is, hogy van másodállásuk. Egy alkalmazásban álló férfi 2010-ben heti átlagban 1,4 órát túlórázott, szemben a nőkre jellemző háromnegyed órával. (A teljes munkaidő-volumen 4,4 százalékát a túlóra, 1,4 százalékát pedig a másodállásban teljesített órák tették ki.)

A tényleges és az egyenértékes létszám aránya szektoronként különböző, legmagasabb az arány az iparban (100:93), a legkisebb a mezőgazdaságban (100:79), míg a szolgáltatási szektor középen helyezkedik el (100:82). Az ágazatonkénti szóródás ennél jelentősebb, és erősen függ a férfi-nő dolgozók arányától. (Az ágazati adatok a cikkben megtalálhatók.)

A foglalkoztatási ráta az adott korosztályból foglalkoztatottként jelen lévők hányada. Ez Ausztria esetében a hagyományos módon számítva 2010-ben, a 15–64 éves népesség esetében, 70,5 százalék volt, míg egyenértékes létszám alapon ennél 8 százalékponttal alacsonyabb, mindössze 62,5 százalék. A férfiak foglalkoztatási rátájában az eltérő viszonyítási alap alig okoz változást (77,1, illetve 76,6 százalék), ugyanakkor a nőknél jelentős a különbség, egyenértékes létszámmal számolva a 63,9 százalékos foglalkoztatási ráta 48,5 százalékra csökken. A férfiak és nők foglalkoztatási szintje a teljesített munkaórákból számolva tehát jóval eltérőbb, mint ahogy azt foglalkoztatotti létszám mutatja.

A 2005 és 2010 közötti időszak két különböző módszerrel számított foglalkoztatási ráta sorából látszik, hogy a munkavolumen (amit az egyenértékes létszámból számolt foglalkoztatási ráta mutat) jobban csökkent, mint a foglalkoztatás, s mégpedig úgy, hogy 2008 és 2009 között a női foglalkoztatási ráta még enyhén emelkedett is. A férfiak és nők foglalkoztatási rátája közötti különbség mindkét módszerrel számolva közelít egymáshoz, az egyre növekvő számban munkaerőpiacra lépő nők azonban a férfiakra jellemzőnél jóval nagyobb arányban vállalnak részmunkaidős állást.

Az egyes tartományok normál foglalkoztatási ráta szerinti sorrendjétől jelentősen eltér az egyenértékes létszám alapján számított. Az eltérés alapvetően a női foglalkoztatás különbségeire vezethető vissza. A kétféle módon előállított ráta különbsége Tirol és Vorarlberg esetében a legnagyobb, amelyek az egyenértékes létszám alapján leghátul állnak a tartományok foglalkoztatási ráta szerinti sorában.

Lakatos Judit

E-mail: Judit.Lakatos@ksh.hu

Curraize, Y. – Périvier, H.:

A gyermeküket egyedül nevelő szülők segélye elősegítette-e a nők inaktivitását?

(L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes?) – *Économie et Statistique*. 2009. No. 429–430. pp. 159–178.

Franciaországban a gyermeküket (gyermeküket) egyedül nevelő szülők számára a létbizonytalanságuk enyhítésére 1976. október 1-jétől címzett ellátást vezettek be (allocation de parent isolé – API). Mivel előfordultak olyan feltevételezések, hogy ez a juttatás eltántorította kedvezményezettjeit a munkavállalástól, Curraize és Périvier megvizsgálta, milyen hatást gyakorolt annak folyósítása az érintettek gazdasági aktivitására. Ehhez a kettős különbség módszert alkalmazták. Ennek megállapítása érdekében a munkaerő-piaci vizsgálatokban az 1990 évek vége óta alkalmazott „kvázi kísérleti” eljárásra támaszkodtak, amelynek legismertebb példája az amerikai Eissa–Liebman szerzőpáros 1996-ban megjelent munkája (Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit – Munkaerő-kínálati válaszok a keresetekre nyújtott adókedvezményekre), amely szemügyre vette milyen hatást gyakorolt az 1986. évi amerikai adótörvények módosítása az egyedülálló szülők munkavállalási hajlandóságára.

A francia kutatók ökonometriai vizsgálata a segély 1977. évi, időben meghosszabbított változatának bevezetésére összpontosít. A felmérésben a kvázi kísérleti célcsoportot azok az anyák alkotják, akiknek legkisebb gyermeke 3 évesnél nem idősebb. Az ő 1977 előtti és utáni munkaerő-kínálati hajlandóságukat vetették egybe annak a kontrollcsoportnak az adataival, amelybe a segélyre nem jogosult édesanyák kerültek: a forrást mindkét esetben a Francia Statisztikai és Gazdaságkutató Intézet (Institut National de la Statistique et des Études Économiques – INSÉE) foglalkoztatottsági fel-

vételei jelentették; a vizsgálódást leszűkítették a 18–49 éves korosztály tagjaira, valamint a háztartásfőkre. A megfelelő számosság eléréséhez az adatbázist tíz egymást követő esztendő tényezőszámaiból állították össze. A vizsgált időszakot két szakaszra osztották: a juttatás bevezetését megelőző 1972 és 1976 közötti évekre, és az azt követő időszakra, vagyis az 1977 és 1981 közötti esztendőkre. A foglalkoztatottsági felvételekből nyert eredmények validitásának ellenőrzésére ugyanezeket a modelleket állították fel a népszámlálási adatok alapján is (1968, 1975, 1982 és 1990). Habár a censzusok adatai nagyobb sokaságot ölelnek fel, és az országnál mélyebb szintek bemutatását tennék lehetővé, hátrányuk, hogy az adott vizsgálat esetében csupán négy támpontot nyújtottak: kettőt a juttatás bevezetését megelőzően és kettőt az azt követően. A teljes számosság 4 131 582 egyénből állt.

A célcsoportba azok az anyák kerültek, akik megkapták, vagy megkaphatták a juttatást – a jogosultság önmagában nem állt közvetlen összefüggésben az illető munkaerő-piaci helyzetével (a részmunkaidőben foglalkoztatottak elérhették a folyósításhoz szükséges küszöböt, illetve azok, akik túllépték, az adott ellátási formát választhatták a munkavállalás helyett). Mivel a foglalkoztatottsági felvétel 1982 előtt nem tartalmaz adatokat a háztartások jövedelmére, még becslésekkel sem lehet megjelölni, mekkora összegű átlagbér jelentett volna pénzügyi ösztönzést a célcsoport tagjai számára, amely ezért csakis azokat ölelte fel, akiket a juttatási forma megcélzott.

A kontrollcsoporttal szemben három feltételnek kell teljesülnie. Ha társadalmi-demográfiai jellemzői elég közel állnak a célcsoportéhoz, úgy feltételezhető lesz, hogy a nem megfigyelhető jellemzőik közel ugyanazok lesznek, mint a célcsoport esetében. Egyrészt a kettős különbség módszere ezáltal lehetővé teszi a nem megfigyelhető változók hatásának ellenőrzését: ezek érvényesülését a megfigyelt viselkedés szintjén semlegesítik az

egy csoport viselkedésének alakulásában bekövetkező változások. Másrészt, ahhoz, hogy a két csoport viselkedésbeli különbsége teljes mértékben az intézkedések hatásának legyen tudható, feltételezni kell, hogy a vizsgált időszak folyamán bekövetkezett események mindkét csoportnál azonos következményekkel jártak. Harmadrészt, a juttatásnak semmiképpen nem szabad érintenie a kontrollcsoportba soroltak magatartását.

A vizsgált időszakra nyomott gazdasági környezet volt jellemző, egyre emelkedő munkanélküliségi rátával. Ha a munkaerőpiac fejleményei azonos módon érintenének minden gazdaságilag aktív egyént, úgy a juttatás hatásának megállapításához elegendő lenne a két csoport rátájának egybevetése. A gyermeküket egyedül nevelő anyákat a munkanélküliség növekedése különösen erősen sújtotta, ám mivel csoportjuk túlságosan kicsi ahhoz, hogy befolyásolja az állástalan nők összességének viselkedését, a kontrollcsoport ellenőrzési mutatójaként be kellett illeszteni a területi egységenként meghatározott évi átlagos munkanélküliségi rátát.

A kettős különbség megállapítására a Logit-modell két változatára történt becslés. A függő változó mindkét esetben a foglalkoztatottság megőrzése volt, míg a független változók egyszerre tartalmazták a kettős különbség becsléséből eredő jellemzőket (a kontroll- vagy a célcsoporthoz tartozást 1977-ben, illetve azt követően), és az egyéni jellemzőket (életkor, iskolai végzettség, gyermekek száma stb.).

Végkövetkeztetésként megállapítható, hogy Franciaországban a gyermeküket egyedül nevelők foglalkoztatottsági rátájának visszaesése javarészt a munkanélküliség tömegessé válására volt visszavezethető, és ezt a megállapítást a népszámlálási adatokon elvégzett kontrollszámítások is alátámasztották.

Holka László,

a KSH vezető főtanácsosa

E-mail: Laszlo.Holka@ksh.hu

Kiadók ajánlata

BROSTRÖM, G. [2012]: *Event History Analysis with R*. (Eseménytörténet-elemzés R-rel.) Chapman&Hall/CRC. London.

A könyv társadalomtudományi alkalmazásokra helyezve a hangsúlyt, valós példákon keresztül nyújt bevezetést a túlélés- és eseménytörténet-elemzésekbe. Kevés matematikai részletet tartalmazva olyan kulcsfontosságú témákkal foglalkozik, mint a diszkrét és folytonos időadatok, parametrikus arányos kockázatok és a gyorsított meghíúsulási idők.

A nagy igényre számot tartó kötet az oktatás tekintetében kiváló forrásként szolgál az alkalmazott eseménytörténet- és túlélés-elemzéssel foglalkozó diákok, szakemberek számára.

RABE-HESKETH, S. – SKRONDAL, A. [2012]: *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Volumes I and II. Third Edition*. (Többszintű és longitudinális modellezés Stata-val, I. és II. kötet. Harmadik kiadás.) Chapman&Hall/CRC. London.

A szerzők azt vizsgálják, hogy a Stata miként kezeli az általánosított lineáris kevert, más néven többszintű vagy hierarchikus modelleket. Ezek azért „kevert”, mert fix és véletlen hatásokat is megengednek, illetve azért „általánosítottak”, mert a folytonos gaussi válaszokra, valamint a korlátozott függő változók bináris, mennyiségi és egyéb típusaira vonatkoznak. A folytonos gaussi lineáris kevert modelleket tárgyaló I. kötet kilenc fejezetből áll, melyek négy részre tagolódnak. A II. kötet pedig az általánosított lineáris kevert modellekkel foglalkozik bináris, kategóriás, mennyiségi és túlélési eredmények esetén.

DI CIACCIO, A. – COLI, M. – ANGULO, I. – JOSI, M. (eds.) [2012]: *Advanced Statistical*

Methods for the Analysis of Large Data-Sets. (Emelt szintű statisztikai módszerek nagy adatállományok elemzésére.) Springer. New York.

Számos társadalmi és gazdasági kutatásról szóló tanulmány foglalkozik nagy adathalmazok gyűjtésével és elemzésével. Ezek az állományok természetükben és bonyolultságukban is különböznek egymástól, egyediek vagy ismétlődők, hierarchikusak, tér-, illetve időbeliek lehetnek. A példák szöveges, üzleti alapú, egészségügyi adatokat és pénzügyi idősorokat is tartalmazhatnak. A szokásos statisztikai technikák rendszerint nem felelnek meg az ilyen adattípusok kezelésére, és ezért sok szerző a klasszikus eljárások kibővítését, illetve teljesen új módszerek alkalmazását javasolja. Az adatállományok óriási mérete és bonyolultsága olyan új elemzési technikákat kíván meg, amelyeket néha az „adatbányászat” és a „prediktív analitika” foglal magában. A kötet egy tanulmányválogatást tartalmaz; ezek eredeti változatukban az Olasz Statisztikai Társaság „Nagy adathalmazok elemzésének statisztikai módszerei” című nemzetközi ülésén hangzottak el. A könyv új ötleteket, módszereket és eredeti alkalmazásokat gyűjt csokorba az adatok összetettsége és nagy mennyisége kezelésének megkönnyítése céljából.

CAPIŃSKI, M. – KOPP, E. [2012]: *Discrete Models of Financial Markets*. (Pénzügyi piacok diszkrét modelljei.) Cambridge University Press. Cambridge.

A könyv egyszerű módon magyarázza el a pénzügyi piaci modellezés és a derivatív árazás alapelméleteit a „nincs arbitrázs” elv alkalmazásával. Az elemi matematika használat ellenére olyan fontos fogalmakat és hatékony technikákat is részletez, mint az életképesség,

a teljesség, az önfinanszírozási és replikációs stratégiák, az arbitrázs és az ekvivalens martingál mértékek, amelyek közvetlenül a gyakorlatban is használhatók. A szerzők részletesen leírják a Cox–Ross–Rubinstein binomiális famodellben az árazás és a hedge ügyletek általános módszereit európai és amerikai opciók esetére. A kötetben szerepel egy egyszerű megközelítés is a diszkrét kamatlábmodellekhez, mely elemisége ellenére néhány újszerű jellemzővel is rendelkezik. A bizonyítások mindegyike felhasználóbarát módon íródott, a szerzők minden egyes lépést elmagyaráznak. Segítségükkel a diákok megtanulják, hogy miként ragadjanak meg új problémákat.

KOBAYASHI, H. – MARK, B. L. – TURIN, W. [2012]: *Probability, Random Processes, and Statistical Analysis*. (Valószínűség-számítás, véletlen folyamatok és statisztikai elemzés.) Cambridge University Press. Cambridge.

Ez a téma alapos áttekintését nyújtó könyv bonyolult témák és alkalmazások széles körét

mutatja be a valószínűség-számítás, a véletlen folyamatok és a statisztikai elemzés alapjai mellett. Hosszan tárgyalja a bayesi statisztikát a frekventistával szemben, az idősorokat és a spektrálfelbontást, az egyenlőtlenségeket, a maximum likelihood-becslést és az EM-algoritmust, a geometrikus browni mozgást és az Itô-folyamatot. Részletesen leírja az olyan alkalmazásokat, mint a rejtett Markov-modellek, a Viterbi-, a BCJR- (Bahl–Cocke–Jelinek–Raviv-), a Baum–Welch-, valamint a gépi tanulásra szolgáló algoritmusok, a Wiener- és a Kálmán-szűrők, a sorbanállás és a veszteséges rendszerek. A kötet hasznos az olyan területekkel foglalkozó diákok és kutatók számára, mint a kommunikáció, a jelfeldolgozás, a hálózatok, a gépi tanulás, a bioinformatika, az ökonometria és a pénzügyi matematika. Az interneten elérhető megoldókulcsoknak, előadási diáknak, kiegészítő anyagoknak és MATLAB programoknak köszönhetően ideális oktatási forrás és értékes referenciamunka a szakemberek számára.

Társfolyóiratok



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 495. SZÁM

Crainiceanu, C. M. et al.: Sokasági értékek dekompozíciója – kerettanulmány képábrák elemzéséhez.

Yang, H. – O'Brien, S. – Dunson, D. B.: Nemparaméteres, bayesi sztochasztikusan rendezett látnens modellek.

Yuan, Y. – Yin, G.: Robusztus, folyamatos újrabecslési EM-módszer az onkológiai kezelési adag meghatározásához.

Park, C. et al.: Hosszú periódusú változó csillagok elemzése nemparaméteres vizsgálatokkal a trendek meghatározásához.

Zhang, Y. – Liu, J. S.: Gyors és pontos közelítések szignifikanciatesztekhez, teljesge-nom-asszociációs vizsgálatokban.

Chen, A. et al.: Pontosan érthető számlálás (distinct count) öntanuló bittérképek esetén.

Kuan, P. F. et al.: Statisztikai keretrendszer kromatin immunoprecipitációs szekvenálásából származó adatok elemzéséhez.

Huynh, K. P. et al.: Sűrűségfüggvény-családok funkcionális főkomponens-elemzése új kanadai feldolgozóipari cégek kategóriás és folytonos adatainak alkalmazásával.

Laber, E. B. – Murphy, S. A.: Adaptív konfidenciatartományok osztályozások tesztjeinek hibái esetén.

Delgado, M. A. – Velasco, C.: A reziduum mintabeli autokorrelációjának aszimptotikus transzformációja és alkalmazása a modell ellenőrzésére.

Faes, C. – Ormerod, J. T. – Wand, M. P.: Változó bayesi következtetés paraméteres és nemparaméteres regresszió esetén, hiányzó adatok mellett.

Kang, E. L. – Cressie, N.: Térbeli véletlenhatású modellekre vonatkozó bayesi következtetés.

Zhao, Y.: Feltárások a posteriori valószínűsége és a várható feltárási arány többszörös hipotézisvizsgálat esetén, nagyméretű próbák-nál.

Lin, D. Y. – Zeng, D.: Populációrétegződés korrekciója teljesgenom-asszociációs vizsgálatok esetén.

Lee, S. et al.: Független komponenselemzés autokorreláció figyelembe vételével és alkalmazása a funkcionális mágneses rezonanciavizsgálati felvételeknél.

Tao, M. et al.: Nagy volatilitású mátrixkövetkeztetés alacsony és magas frekvenciájú megközelítések kombinálásával.

Ghosh, J. – Clyde, M. A.: Rao–Blackwell-eljárás bayesi változók kiválasztásában és modellátlagolás lineáris és bináris regresszió esetén.

Liang, H. et al.: Optimális súlyozás kiválasztása frekventista modell átlag becslőfüggvényei esetén.

Kaizar, E. E. – Li, Y. – Hsu, J. C.: A hibarányt nem egységesen csökkentő bináris mutatók permutációs ismétléses tesztje.

Bien, J. – Tibshirani, R.: Hierarchikus klaszterezés prototípusokkal minimax összekapcsolás segítségével.

Frees, E. W. – Meyers, G. – Cummings, A. D.: Biztosítási pontszámok összegzése Gini-index segítségével.

Zhang, H. – Cheng, G. – Liu, Y.: Lineáris vagy nemlineáris? Automatikus struktúrafelderítés parciális lineáris modellek esetén.

Dette, H. – Preuss, P. – Vetter, M.: A stacionaritás mértéke lokálisan állandó folyamatoknál és alkalmazása tesztek-nél.

Mazumder, R. – Friedman, J. H. – Hastie, T.: *SparseNet* – koordináták származtatása nemkonvex büntetőfüggvények esetén.

Ba, S. – Joseph, V. R.: Többrétegű tervezés számítógépes kísérletekben.

Breitung, J. – Tenhofen, J.: GLS-becslések dinamikus faktormodellek esetén.

Zhu, H. – Brown, P. J. – Morris, J. S.: Robusztus, adaptív funkcionális regresszió funkcionális kevert modellek adta keretrendszerben.

Ma, Y. – Hart, J. D. – Carroll, R. J.: Sűrűségfüggvény becslése több populációban, bizonytalan hovatarozás esetén.

Ding, X. – Wang, Q.: Dimenziócsökkentést szolgáló, egyesítést finomító eljárások véletlenszerűen hiányzó adatok mellett.

Ghosal, S. – Roy, A.: Hibás felderítési arány előrejelzése függőség esetén.

2011. ÉVI 496. SZÁM

Geller, N. L.: Statisztika – egy mindet magába foglaló tudományág.

Huang, L. – Zalkikar, J. – Tiwari, R. C.: Likelihood-arány teszt jelérzékelés számára és alkalmazása az FDA kábítószer-felmérés címlistája esetén.

Jensen, S. T. – Shore, S. H.: Jövedelemvolatilitás heterogenitásának félparaméteres bayesi modellezése.

Lu, T. et al.: Magas dimenziós közönséges differenciálegyenletek párosítása kevert hatású modellezési eljárásokkal dinamikus

génszabályozási hálózatokban történő azonosításhoz.

Chen, M. et al.: Vírusfertőzés előrejelzése többdimenziós biomarkergörbék alapján.

Kleiber, W. – Raftery, A. E. – Gneiting, T.: Geostatistikai modellátlagolás a csapadék lokálisan kalibrált, valószínűségi mennyiségi előrejelzésére.

Gutman, R. et al.: Rasch-modell és kiterjesztése a szintaktikaértést érintő afáziás tünetek elemzésében.

Zhou, Q.: Több tartományú mintavétel és alkalmazása szerkezeti következtetésekre bayesi hálózatokban.

Schwartz, S. L. – Li, F. – Mealli, F.: A közvetítő változók bayesi félparaméteres megközelítése oksági következtetés esetén.

Chen, L. S. et al.: Útelemzések szabályozott Hotelling T^2 próbája proteomikai vizsgálatokban.

Schweinberger, M.: Instabilitás, érzékenység és degeneráció diszkrét exponenciális eloszláscsaládokban.

Minnier, J. – Tian, L. – Cai, T.: Perturbációs technika szabályozott regressziós becslésekkel kapcsolatos következtetés esetén.

Hans, C.: Rugalmas háló regressziós modellezés ortáns normál prior esetén.

Davidov, O. – Peddada, S.: Rendezett mintás következtetés többváltozós bináris adatoknál és alkalmazása a toxikológiában.

Kim, M. – Yang, Y.: Kvantilis regressziós véletlenhatás-modell félparametrikus megközelítése.

Dobra, A. – Lenkoski, A. – Rodriguez, A.: Bayesi következtetés általános gaussi grafikus modelleknél és alkalmazása többváltozós rácsadatok esetén.

Qin, J. et al.: Maximum likelihood becslések és várható értéket maximalizáló (EM-) algoritmusok intervallum-torzított adatok esetén.

Zhu, L. et al.: Modellmentes jelszűrés ultramagas dimenziószám mellett.

Matteson, D. S. – Tsay, R. S.: Dinamikus ortogonális komponensek többváltozós idősorok esetén.

Li, P. – Qin, J.: Új eljárás lényegtelen paraméterek kiküszöbölésére és alkalmazása rendezetlen homológ kromoszómapár okozta probléma esetén.

Zhu, B. – Taylor, J. M. G. – Song, P. X.: A biomarker változását jellemző függvény félparaméteres sztochasztikus modellezése longitudinális vizsgálatokban.

Corradi, V. – Distaso, W. – Swanson, N. R.: Előrejelző következtetés integrált volatilitás esetén.

Livera, A. M. – Hyndman, R. J. – Snyder, R. D.: Komplex szezonális mintázattal rendelkező idősorok előrejelzése exponenciális simítás segítségével.

Canale, A. – Dunson, D. B.: Bayesi vegyes kernelek.

Hero, A. – Rajaratnam, B.: Nagyméretű korrelációs szűrés.

Ma, L. – Wong, W. H.: Tetszőleges Pólya-fák párosítása és a kétmintás probléma.

Cai, T. – Liu, W.: Ritka feladatok lineáris diszkriminanciaelemzésének megközelítése direkt becsléssel.

Ding, P. et al.: Identifikálhatóság és véletlen hatások becslése főrétegzés szerint, haláleset alapján csonkolt eredmények esetén.

Peng, L. et al.: Keretrendszer az ordinális és intervallumskálák közötti, tágabb értelemben vett megfeleltetés becslésére.

Efron, B.: A Tweedie-képlet és a szelekciós hiba.

Ruth, D. M. – Koyak, R. A.: Nemparaméteres homogenitásvizsgálatok nempáros összekapcsolás alapján.

Toth, D. – Eltinge, J. L.: Konzisztens regressziós fák kialakítása komplex mintavételi adatokból.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SOROZAT)

2012. ÉVI 2. SZÁM

Day, S.: Kinek az érdeke a kutatások publikálása?

Isham, V.: A fejlődő Királyi Statisztikai Társaság – egységben fennmaradunk (elnöki beszámoló).

Rice, N. – Robone, S. – Smith, P. C.: „Anchoring vignettes” módszer (hipotetikus személyek vagy helyzetek leírása a felvételi válaszok korrigálása érdekében) és az egészségügyi rendszer érzékenysége ország-összehasonlító elemzésekben.

Neumann, C. – Evett, I. W. – Skerrett, J.: A bizonyítékok súlyának mennyiségi meghatározása törvényszéki ujjlenyomat-összehasonlítás alapján – egy új paradigma.

Gueorguieva, R. – Rosenheck, R. – Lin, H.: Longitudinális eredmények és intervallumcenzorált, versengő kockázati kiesések együttes modellezése egy klinikai skizofréniakutatás esetén.

Seneta, E.: Viktoriánus valószínűség-számítás és Lewis Carroll.

Moscone, F. – Tosetti, E. – Vittadini, G.: Társadalmi kapcsolatok szerepe a betegek kórházbármintájában – olaszországi tapasztalatok.

Riebler, A. et al.: Nemek szerinti különbségek és a családi integráció hatása a svájci, korcsoportok szerinti öngyilkossági arányszámok időbeli alakulására.

Billari, F. C. – Graziani, R. – Melilli, E.: Sztochasztikus népesség-előrejelzések feltételes szakértői vélemények alapján.

Bunouf, P. et al.: Intenzív longitudinális adatok elemzése fontos eredmények/döntések

összegzését követően és alkalmazása a fájdalomszint napi becslésére klinikai vizsgálatok esetén.

Lee, M. – Huang, F.: Dinamikus kezelési hatások előzetes észlelése – a verés és a viselkedés kapcsolata.

Sweeting, M. J. – Thompson, S. G.: Előrejelzés összetett longitudinális adatok alapján és alkalmazása az ellenőrzési időközök megtervezésére egy országos szűrőprogram esetén.

Kluve, J. et al.: Folyamatos képzési programok értékelése az általánosított hajlandósági mutató alkalmazásával.

Choi, Y. K. et al.: A száj- és körömfájási esetek időbeli gyakoriságának modellezése és előrejelzése a járvány sújtotta országokban.

Zhang, Y. – Dukic, V. – Guszcz, J.: Bayesi nemlineáris modell a biztosítási veszteség előrejelzésére.

Nekrológok: Peter A. W. Lewis, Wyndham Sommerville Paige.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 4. SZÁM

A 2004. évi venezuelai népszavazás felülvizsgálata.

Carriquiry, A. L.: A választás tisztaságának vizsgálata és az elnök elmozdítását szolgáló, 2004. évi venezuelai népszavazás – esettanulmány.

Delfino, G. – Salas, G.: A 2004. évi venezuelai népszavazás elemzése – a hivatalos eredmények és a petíciós aláírások.

Pericchi, L. – Torres, D.: Gyors anomália-vizsgálat a Newcomb–Benford-féle törvény alapján és alkalmazása az egyesült államokbe-

li, a puerto ricoi és a venezuelai választási folyamatok adatai esetén.

Prado, R. – Sansó, B.: Az elnök elmozdítását szolgáló 2004. évi népszavazás Venezuelában – ellentmondások két *exit poll* (közvélemény-kutatási) felmérés és a hivatalos eredmények között.

Martin, I.: Az elnök elmozdítását szolgáló 2004. évi népszavazás Venezuelában – az elektronikus szavazati adattovábbításra vonatkozó statisztikai elemzés.

Hausmann, R. – Rigobon, R.: A „fekete hatvány” nyomában – a venezuelai választási csalások statisztikai bizonyítékának elemzése.

Jiménez, R.: A venezuelai elnök-viszszahívási népszavazás tisztaságának vizsgálata.

Goemann, J. J. – Solari, A.: Többszörös tesztelés feltáró jellegű kutatások esetén.

Baddeley, A. – Rubak, E. – Møller, J.: Pontszám, pszeudopontszám és reziduumdiagnosztika térbeli pont folyamat modellek esetén.

Lijoi, A. – Prünster, I.: Beszélgetés Eugenio Regazzini professzorral.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2012. ÉVI 3. SZÁM

Kutatás-fejlesztés 2009-ben – nemzetközi összehasonlítás.

Fogyasztói árindexek 2011-ben.

Zöldségtermesztés 2011-ben.

Szállásférőhelyek száma 2010/2011-ben.

2010. évi jövedelemadó-statisztika.

2009. évi forgalmiadó-statisztika.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 12. SZÁM

Baranov, E. – Kim, I. – Staritsyna, E.: Az orosz input-output táblák átdolgozásának módszertani kérdései 2003-ra és az azt követő évekre a tevékenységek és a termékek orosz osztályozási rendszerének szerkezete szerint.

Mamiy, I.: Az energiamérleg változásának módszertani megközelítései a statisztikai gyakorlatban.

Bessonov, B. et al.: Az információs és kommunikációs technológiai szektor fejlődése az orosz gazdaságban.

Nikitin, L.: Csúcstechnológiai cégek üzletmodell-struktúrája.

Karpov, E.: A szabadalmi tevékenységek statisztikai vizsgálata Oroszországban 2000 és 2010 között.

Elakhovsky, V. – Popovskaya, E.: Az Oroszországi Föderáció régióinak tipológiája a vállalkozói potenciál fejlettségi szintje, szerkezete és meghatározó tényezői szerint (az APS Georating adatai alapján).

Popovskaya, E.: A lakosság vállalkozási tevékenységének területi különbségei.

Kandilov, V. – Krasnova, O. – Kudryavtseva, S.: Bruttó regionális termék és életszínvonal a Tatár Köztársaságban.

Kossova, T. – Kossova, E. – Sukhodoev, V.: A lakossági alkoholfogyasztás régiók közötti különbségeinek statisztikai kutatása Oroszországban.

Tatarinov, A.: A nemzeti számlák fejlesztési lehetőségei Oroszországban.

Eroshina, L.: Társadalmi-demográfiai adatfelvételek végrehajtása – lakossági mikrocenzusok.

Yamaguchi, A.: A Japán Gazdaságstatisztikai Társaság 55. gyűlése.