

STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI
STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN,
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő), DR. HÜTTL ANTÓNIA, DR. KÖRÖSI GÁBOR,
DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, DR. MELLÁR TAMÁS (a Szerkesztőbizottság elnöke), NYITRAI FERENCNÉ DR.,
OROS IVÁN, DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA, DR. SZILÁGYI GYÖRGY,
TÓTH ISTVÁN GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA

81. ÉVFOLYAM 5–6. SZÁM

2003. MÁJUS–JÚNIUS

E SZÁM SZERZŐI:

Dr. Hajdu Ottó kandidátus, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docense; *Dr. Lakatos Miklós*, a KSH főosztályvezető-helyettese; *Dr. Rappai Gábor* kandidátus, a Pécsi Tudományegyetem docense; *Dr. Román Zoltán* PhD, a közgazdaság-tudomány doktora; *Sipos Mihály* a Gazdasági és Közlekedési Minisztérium főtanácsosa.

*

Csurgay Margit közgazdász; *Falussy Anna*, a Pázmány Péter Katolikus Egyetem hallgatója; *Hajnal Béla* kandidátus, a KSH Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei Igazgatóságának igazgatója; *Marton Ádám* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője; *Szász Kálmán* kandidátus, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ny. tudományos kutatója.

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Mellár Tamás
3822 – Akadémiai Nyomda
Martonvásár, 2003
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

Szerkesztők: dr. Domokos Attila, Polyák Andrea, Szűcsné Bruckner Mariann, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bálinthné Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.
Telefon: 487-4341, 487-4343 Telefax: 487-4344

Internet: www.ksh.hu/statszml
E-mail: statszemle@ksh.gov.hu

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

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

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Előfizethető bármely hírlapképesítő postahivatalnál és az Üzleti és Logisztikai Központ Hírlapelőfizetési Irodájánál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefax: 303-3440) közvetlenül vagy postautalványon, valamint átutalással Postabank Rt. 219-98636, 021-42795 pénzforgalmi jelzőszámra. Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Keleti Károly u. 10. Telefon: 212-4348

TARTALOM

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

Egy bővülő kutatási terület: a vállalatdemográfia. – <i>Román Zoltán</i>	413
Elektronikai iparunk strukturális és területi átalakulása 1990 és 2000 között. – <i>Sipos Mihály</i>	428

MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A kovarianciastruktúra-modellek illeszkedésvizsgálata. – <i>Dr. Hajdu Ottó</i>	442
--	-----

TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

A Központi Statisztikai Hivatal szervezete és működése, 1867–2002. – <i>Dr. Lakatos Miklós</i>	466
--	-----

STATISZTIKUSOK EGYMÁS KÖZÖTT

Üzleti statisztika: új tudományterület vagy „marketingfogás”? – <i>Rappai Gábor</i>	491
---	-----

STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek	497
Szervezeti hírek – Közlemények	497

STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

Külföldi statisztikai irodalom

De Haan, J.: Általánosított Fisher-árindexek és a vonalkódadatok felhasználása. (<i>Marton Ádám</i>)	500
Pollan, W.: Áralakulás az euró bevezetésének tükrében. (<i>Csurgay Margit</i>)	501
Driver, S. – Martell, L.: A brit kormánypárt szociálpolitikája. (<i>Falussy Anna</i>)	504

Hill, E. T.: Idős nők a munkaerőpiacon. (Hajnal Béla)	505
White, K. M.: A várható élettartam meghosszabbodása a magas jövedelmű országokban. (Szász Kálmán)	507
Bibliográfia.....	508
Külföldi folyóiratszeme	513

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

EGY BŐVÜLŐ KUTATÁSI TERÜLET: A VÁLLALATDEMOGRÁFIA

ROMÁN ZOLTÁN

A demográfia újabb ága, a vállalatdemográfia, nagyszámú statisztikai adat feldolgozására támaszkodva, nem a népesség, hanem a gazdasági szervezetek életeseeményeit (alakulás, megszüntetés) és állapotváltozásait (növekedés, zsugorodás, egyesülés, leválás) vizsgálja. A vállalkozás- és kisvállalati politika előtérbe kerülése kapcsán a nemzetközi szervezetek (EU, OECD) is fokozottan támogatják e bővülő, de önálló tudományterületnek még nem minősíthető kutatási irányt; ehhez, harmonizált módszertan alapján, koordinált felvételeket kezdeményeznek és ezek eredményeiről összehasonlító elemzéseket, kiadványokat adnak közre. A tanulmány adatokat is idézve ismerteti a fontosabb korábbi, majd az újabb, szélesebb körű Eurostat- és OECD-vizsgálatokat és az ezek tapasztalataiból leszűrt, a továbbiakban a magyar statisztikai szolgálat (és a kutatók) számára is irányadó, fő módszertani ajánlásokat. Áttekintést ad a nem nagyszámú eddigi hazai vállalatdemográfiai felmérésekről. Befejezősül a kutatási terület kilátásairól szól és eredményeinek jobb hazai megismertetését és hasznosítását ajánlja, mind a döntéshozók, tanácsadók, kutatók, mind a széles közvélemény számára.

TÁRGYSZÓ: Vállalkozás. Kisvállalat. Vállalatdemográfia.

Ha e kifejezést halljuk: demográfia, a népesség alakulására, statisztikájára, a 350 évre visszanyúló, mára igen gazdag, nagy tudományterületre gondolunk. A szó eredetileg a démosz (nép) és a gráfia (leírás) összetételéből jött létre, de mára egy másik ága, a vállalati demográfia (más megjelöléssel: üzleti demográfia, szervezeti demográfia, cégdemográfia, cégdinamika) is egyre szélesebb körben kezd ismertté válni. A közös a két kutatási területben, hogy 1. az életeseemények (elsősorban: születés, halál – alapítás, megszüntetés) és az alapvető állapotváltozások vizsgálatát állítják középpontba, és 2. nagyszámú statisztikai adat feldolgozására támaszkodnak. Mindkettő „populációkat” vizsgál, ezek különböző, például azonos „évjáratú” csoportjait (kohorszait), de az egyik népességi, a másik szervezeti populációkat.

A szervezetek között a legnagyobb figyelem a vállalatokra, az ezek túlnyomó többségét kitevő kis- és középvállalatokra (ezen belül az induló, többnyire 10 főnél kisebb, ún. mikrovállalatokra) irányul. Ez elsősorban azzal magyarázható, hogy míg korábban a nagy- és óriásvállalatok, a tőke és a termelés koncentrációja álltak a figyelem középpontjában, a hetvenes évektől a kisvállalatok gazdasági-társadalmi funkciói, indulásuk, növekedésük, életciklusuk felé fordult az érdeklődés. E folyamatokat, az erre ható tényezőket

elsősorban a vállalatdemográfia adatai alapján lehet alaposabban tanulmányozni és megismerni. További nyomatékot adott ennek a kilencvenes évektől az innovációk és a vállalkozásindítás szerepének felértékelése, egy vállalkozás- és kisvállalat-kutatási irány kibontakozása (Román; 2002/a).

A vállalatdemográfiai kutatásokat ma többnyire úgy kezelik, mint a vállalkozás- és kisvállalat-kutatások egyik igen fontos, bővülő, sok tekintetben (mindenekelőtt statisztikai alapjait nézve) önálló területét. Magyarországon a vállalatdemográfia eredményei, törekvései kevésbé ismertek, de integrálása a kapcsolódó kutatásokkal, diszciplínákkal nemzetközi szinten is csak a közelmúltban vett nagyobb lendületet. Tanulmányomban, rövid történeti áttekintés és az eddigi eredmények összefoglalása után, megkísérlek mérleget készíteni e kutatási terület helyzetéről és kilátásairól.

A VÁLLALAT-DEMOGRÁFIAI KUTATÁSOK TÉRNYERÉSE

A vállalatdemográfia kezdeteit az 1930-as évekre teszik, ez egybeesik az ipari szervezet (industrial organization) elméletének kialakulásával. Ennek első művelői és kutatói az ipari szervezet működését elemző, feltáró közgazdászok köréből kerültek ki. Gyakran vitatják ma is még például az 1931-ben született Gibrat-törvényt (a vállalati nagyságstruktúra lognormális eloszlásáról), vagy idézik egyebek között *E. T. Penrose* (1959) „A vállalati növekedés elmélete” c. könyvét. Más megközelítésben szociológusok indítottak és végeztek az 50-es évektől mind több ilyen vizsgálatot. A közgazdasági és a szociológiai közelítés szintézise azonban még várat magára.

Bizonyára hozzájárul ehhez, hogy e kutatási területről máig igen kevés összefoglaló tanulmány, nagyobb munka jelent meg. Ezek után kutatva a szociológiai irodalomból mindenekelőtt *Carroll és Hannan* (2000) „A korporációk és ágazatok demográfiája” című könyve, a közgazdaságból pedig az ipariszervezet-elmélet egyik nagy tekintélye, *Caves* (1998) által közreadott „Ipari szervezet és új felismerések a vállalati mozgásokról és mobilitásról” című áttekintés méltó említésre. Számos tanulmányt közölnek e témáról a vállalkozáskutatás eredményeit bemutató cikkgyűjtemények, így például a *Westhead és Wright* (2000) által szerkesztett háromkötetes kiadvány.

Carroll és Hannan a szociológusok vállalatdemográfiai kutatásainak kezdeteit az ökológiai, környezettani vizsgálódásokra, az ezektől kapott impulzusokra vezeti vissza. Bemutatja, hogy az ökológia a különböző organizmusoknak, a szervezeti ökológia pedig a szervezetek a környezetükkel való kapcsolatát, és mindkettő a populációk és a környezetnek kölcsönhatásait vizsgálja. Ezt azután sokféle irányban bontják ki, építve a hagyományos (népesség-) demográfia példáira, mintáira és számba véve a szervezetek világában felmerülő újabb, sajátos kérdéseket is (mint például a legitimáció, a verseny, a piaci rések szerepét). Rendszeralkotó törekvéseikkel a vállalatdemográfia középpontjába két feladatot állítanak:

1. az életsemények megfigyelését, ahogyan ezek (születés és halál, házasság és válás stb.) különböző motívumai és formái a szervezetek életében (alakulás, megszűnés, egyesülés, felbomlás stb.) megjelennek, valamint

2. az egész szervezeti populáció és a részpopulációk, a különböző szervezeti formák alakulásának leírását, az ezeket befolyásoló sokféle környezeti, „szervezetsűrűségi”, életkorfüggő, méretfüggő és egyéb tényezőknek a vizsgálatát.

Könyvükről eddig két recenziót találtam. *Jovanovic* (2001) méltatja a vállalatdemográfia tárgyáról kialakított elképzelésüket és ennek lényegét annak elemzésében látja, hogy 1. miképpen hat az idő múlása az organizmusok és populációik formálódására, és 2. a különböző életkorú organizmusok hogyan élnek, működnek egymás mellett. A másik recenzió, *Frech* (2002) tollából, az üzleti gazdaságtan nemzetközi folyóiratában „Szerkezeti demográfia és empirikus ipari szervezet: kritikai értékelés” címmel jelent meg. *Frech* véleménye szerint a könyv az ipari szervezet elméletét sok új gondolattal gazdagíthatja majd, de a szerzők számos tételét, megállapítását túlságosan absztraktnak, elnagyoltnak tartja. Kifogásolja például, hogy a vállalati magatartás olyan alapvető törvényszerűségét, mint a profit-maximalizálási törekvés, teljesen figyelmen kívül hagyják.

Caves az e kutatási területről adott áttekintésében a szerkezeti ökológia irodalmával nem kíván foglalkozni, de lábjegyzetben ennek megjegyzése mellett azért néhány (*Frech*-éhez hasonló) észrevételt ejt erről. 160 forrásmunkát feldolgozva a vállalati mozgások (turnover) három folyamatát különbözteti meg. 1. a gazdasági egységek működésének megkezdését és megszüntetését (be- és kilépés), 2. a folytatólagosan működő gazdasági egységek méretének és piaci részesedésének változását (ezt nevezi mobilitásnak) és 3. a folytatólagosan működő gazdasági egységek tulajdonosi irányításában (control) végbe menő változásokat. Kiemeli, hogy az esettanulmányok mellett az egyre gazdagabb statisztikai adatok sokkal megalapozottabb következtetések leszűrését és igazolását teszik lehetővé (így például az említett Gibrat-törvény ellenőrzését is).

Caves e tanulmányában következetesen nem vállalatokról, hanem gazdasági, üzleti egységekről (business units) szól, utalva arra, hogy ez vállalat is, ipartelep is lehet. *Carroll* és *Hannan* a corporation kifejezést használja, ez a szervezetek még tágabb körét felölelő fogalom. Emellett ők, mint könyvük címe is utal rá, foglalkoznak az egyes ágazatok, kiemelten elsősorban az autógyártás (az autóiipari vállalatok) demográfiájával is. A különbségtétel az ipartelepek, a vállalatok (vállalatcsoportok) és az ágazatok demográfiai megfigyelése között lényeges kérdés; részben más oldalról világítják meg ugyanazt a kérdést, részben más kérdésekre adnak választ.

A vállalatdemográfiai megfigyelések egyik fő kérdése kezdettől fogva a piacra lépés (entry). Ez mindig az ipari szervezet elméletének egyik központi témája volt, de erről felállított tételeik igazolása kevés adatra támaszkodhatott. Az igényt a belépések feltételeinek, a be- és kilépések egyes vállalatokra és az ipar struktúrájára gyakorolt hatásainak empirikus tanulmányozására *Mansfield* (1962) már 40 évvel ezelőtt felvetette. Ilyen kutatásokkal azonban nagyobb számban csak a 80-as évektől találkozhattunk és e vizsgálatok legtöbbször a feldolgozóiparra korlátozódtak. Erre ad példát az 1. tábla, az 1967 és 1977 között az Egyesült Államokban indított 208 000 feldolgozóipari üzem (ipartelep) túlélési és növekedési mutatóiról (*Dunne*; 1989). A felmérés fő megállapítását „Az ipartelepek megszűnési aránya és a továbbélő telepek növekedési üteme mérettel és életkorral csökken” (*Dunne*; 1989, 671. old.) Más, későbbi vizsgálatok kiegészítésekkel, további részletekkel vállalatokra is igazolták.

A be- és kilépések határolják le a vállalati életciklusokat, melyek tárgyalása legtöbbször az üzemgazdaságtannak, a vállalati gazdaságtannak is tárgyát képezi. Nálunk például *Chikán* tankönyve (1992, 444. old.) 5 életpályaszakaszt különböztet meg (születés, növekedés, kifejltség-érettség, hanyatlás, megszűnés-elhalás) és azután ezeket elsősorban a vállalati stratégia és struktúra szempontjából vizsgálja. A kis- és középvállalatok eseté-

ben e szakaszok még gyorsabban követik egymást, jövőjük és vezetésük számára még nagyobb jelentőségűek, ezért a kis- és középvállalatok üzemgazdaságtanát leíró munkák mindig részletesebben foglalkoznak e témával. *Mugler* tankönyve (1995) például hasonlóan 6 fázist határol el – alapítás, stabilizálás, növekedés, érettség, zsugorodás, megszűnés – és ezek más-más fő gondjait, vezetési feladatait tárgyalja. A kifejezetten e témának szentelt munkák közül megemlítem *Adizes* magyarul is kiadott „Vállalatok életciklusai” c. könyvét (1992); ez 10 életszakasról szól, elsősorban a növekedés és az öregedés szakaszait határolva el élesen.

1. tábla

Az ipartelepek kilépési (megszűnési) arányai és létszámnövekedése nagyságkategóriák és életkor szerint

Életkor (év)	Az ipartelep nagysága (létszám, fő)					Összesen
	5–19	20–49	50–99	100–249	250 és több	
	Kilépési (megszűnési) ráta					
1–5	0,412	0,396	0,390	0,327	0,299	0,397
6–10	0,347	0,268	0,281	0,245	0,158	0,303
11–15	0,304	0,206	0,234	0,212	0,131	0,255
Összesen	0,391	0,347	0,346	0,291	0,191	0,363
	Létszám-növekedési ráta a tovább működő ipartelepeknél					
1–5	0,606	0,299	0,187	0,132	0,067	0,446
6–10	0,338	0,136	0,066	0,011	-0,011	0,202
11–15	0,310	0,055	-0,006	-0,015	-0,018	0,153
Összesen	0,519	0,226	0,130	0,077	0,026	0,353

Forrás: Dunne (1989. 679. old.).

E munkák azonban többnyire csupán általánosított egyedi megfigyelésekre támaszkodnak, statisztikára nem. Ez csak újabban nyert teret, mind a vállalati, mind az ágazati életciklusok vizsgálatánál. Ennek nyomán előtérbe került a belépések utáni teljesítmények elemzése, a portugáliai (Sesimbra) ipariszervezet-konferenciának ez volt a fő témája (*Audretsch*; 1995). A Nemzetközi Alkalmazott Rendszerelemzési Intézet (International Institute for Applied Systems Analysis – IIASA) Laxenburgban, 1994-ben – az innovációkutatásokhoz kapcsolódva, a vállalati és termékéletről vizsgálatokat követve – az egyes ágazatok életciklusáról, kis- és nagyvállalataik túlélési és növekedési esélyeiről rendezett konferenciát. *Malerba* és *Orsenigo* (1997) előadása például 34 ágazatot világitott át. Tapasztalataik alapján az ágazatok két fő típusát különböztetik meg: az egyiket könnyű belépés, az innovációk és a sok kisvállalat nagy szerepe, a másikat erős belépési korlátok és a nagyvállalatok dominanciája jellemzi. Az ágazatok nagyszámú mutatóját elemezve 20 ágazatot soroltak végül az első, 14-et a második csoportba. A szignifikánsnak tekintett különbségek magyarázatát nem az egyes ágazatok eltérő fejlődési fázisában, hanem a rájuk mindig jellemző, alapjában kétféle, vállalkozói vagy rutin „technológiai rezsimben” jelölték meg.

A vállalatdemográfia az életesemények (a működés megkezdése, túlélés, növekedés, zsugorodás, megszűnés) tényeit, arányait, az állomány egészére és struktúrájára gyakorolt hatásait természetesen sok ismérv szerint vizsgálja és mutatja be. Így vállalati méretek,

jogi és tulajdonformák, tevékenységek, ágazatok, régiók, finanszírozási források és egyéb jellemzők szerint is. Emellett azonban az életesemények okait, befolyásoló körülményeit is szeretnénk megismerni. A vállalkozás- és kisvállalat-kutatások, mint korábbi tanulmányomban (Román; 2002/a) példákon is bemutattam, e kérdésekre két fő irányban keresik a választ. Az egyik irány a vállalkozók csoportjainak és személyiségjegyeinek, a másik a környezeti körülményeknek és hatásoknak a tanulmányozása. E vizsgálódásokat, amennyiben a statisztika adataira építhetők, a vállalatdemográfia körébe sorolhatjuk, többnyire azonban speciális, külön felmérésekre támaszkodnak.

A *vállalkozók csoportosítása* és az általános vállalkozói személyiségjegyek érvényesülésének megfigyelése viszonylag egyszerű (és gyakori) olyan jellemzők szerint, mint életkor, nem, képzettség, előző tevékenység, etnikai hovatartozás. Nehezebb feladat annak vizsgálata, hogy ezek miképpen befolyásolják a környezeti hatásokra való sikeres vagy sikertelen reagálást és milyen szerephez jutnak az újabban feltárt sajátos személyiségjegyek. Ezek közé sorolják például az alkalmazotti vagy önfoglalkoztató státus preferálását, a kockázathoz való viszonyt, az együttműködési készséget. Azonosítottak újabban olyan sajátos vállalkozói típusokat, mint az egyszeri és többszörös, sorozat- vagy portfólió, alkalom vagy szükség indíttatású vállalkozó. E kérdéseket olyan szociológiai elemzések, felmérések kutadják, melyek ritkábban kapcsolhatók vállalatdemográfiai adatokhoz (kevésbé támaszkodhatnak az ezek alapját képező vállalati regiszterekre), többnyire külön mintavételes felvételeket igényelnek.

A *környezeti hatások*at illetően feltétlenül a vállalatdemográfia körébe tartozó lényeges tényező például a környezet „vállalatsűrűsége”. Olyan más hatások azonban, mint a konjunktúra, a szabályozások, a gazdaságpolitika fordulatai, vagy például a piacra lépést egyszerűsítő vagy nehezítő szabályok és hatásuk többnyire ismét csak külön felmérésekkel vizsgálhatók. Ezekre igen sok példa idézhető, a vállalatok véleményének nálunk is több kutatóhely által rendszeresített megkérdezésétől, az alapítási, túlélési, növekedési korlátok, problémák ismétlődő rangsorolásától, az alaposabban előkészített, részletesebb tematikus felmérésekig. Különösen sok ilyen – nagy különbségeket jelző – nemzetközi összehasonlítást készítettek és tettek közzé az utóbbi időben a vállalat alapítások körülményeiről, idő- és költségvonatáról.

EURÓPAI UNIÓS ÉS OECD-TANULMÁNYOK

Mind az Európai Unió, mind az OECD a nyolcvanas évektől kiemelten foglalkozik a kis- és középvállalatok helyzetével, szerepével, erősítésével, erről számos elemzést, beszámolót, tanulmányt készítettek és publikáltak. A kilencvenes évektől e témakör tárgyalását és ajánlásait szorosabban összekapcsolják a vállalkozási készség, az ennek érvényesülését és eredményességét segítő társadalmi és gazdasági környezet formálásának kérdéseivel.

A két nemzetközi szervezet a vállalkozás- és kisvállalat-kutatásokhoz sokirányú ösztönzést és támogatást nyújt és fontosnak tekintik ehhez a statisztikai alapok megeremtését. Ennek keretében újabban kiemelt figyelemben részesítik a vállalatdemográfia területét és fejlesztésének feladatait. A következőkben először e két szervezet témáikat érintő fontosabb eddigi publikációit, eredményeit mutatom be, azután szólok a munkájuk során kialakított módszertani ajánlásairól.

Az Eurostat számos különböző kiadványában rendszeresen közöl adatokat a tagországok vállalati struktúrájának jellemzőiről, ezek között nagyságstruktúrájáról, legbősegebben a „Vállalatok Európában” c. kiadványsorozatában. Ennek első kötete 1990-ben jelent meg, ezt kétévenként (1992, 1994, 1996, 1998) követték az újabb kiadványok, majd a legutóbbi kötetet kis késéssel, 2001-ben adták közre (*Enterprises*; 2001). A statisztikai adatok – és az általános, szektorális és országok szerinti áttekintés mellett elemzéseik – visszatérően külön is tárgyalnak egyes témákat. Ezek közé tartozik, a 3., 4. és 5. kötetben, a vállalatdemográfia is, vállalati nagyságkategóriák szerinti indulás-megszűnési és túlélési ráták bemutatása azokról az országokról, ahol végeznek ilyen felméréseket. A 3. kötetben ez 6, a 4.-ben 8, az 5.-ben már 10 országot jelentett, különböző mélységű adatokkal. Az 5. kötet a vállalat alapítások munkahelyteremtési hatásait és a vállalatok öt éves életciklusait is igen részletesen elemzi. (A közép- és kelet-európai országokkal foglalkozó projektjükéről a hazai felmérések kapcsán szólok.)

Az Európai Bizottság az EU kis- és középvállalatairól 1992-ben egy másik kiadványsorozatot is indított, erre az akkori XXIII. (ma Vállalati) Főigazgatóság egy kutatóintézeti hálózatot, konzorciumot kért fel (European Network of SME Research – Európai Kis- és Középvállalat Kutatási Hálózat – ENSR). Ezek a jelentések először évenként követték egymást (1993–1997), majd a 6. kiadvány 2000-ben jelent meg (*The European observatory ...*; 2000). 2002-ben külön kötetekben kezdték közreadni az újabb jelentés 10 tervezett fejezetét. E kiadványok elsősorban a kis- és középvállalkozási (KKV-) politika bemutatását, értékelését célozzák, igen sok statisztikai adat felhasználásával, bemutatásával. Ennek keretében idéznek vállalatdemográfiai adatokat is. Az 5. jelentés például bemutatta 13 ország újonnan indított vállalatainak túlélési rátáját, mely ekkor, a 3. évben 56 és 74 százalék között szóródott (*The European observatory ...*; 1997. 320. old.).

A kutatóintézeti hálózat jelentéseihez önálló ún. „monitoring” felméréseket is készít. Ezekből idézi a 2. tábla a KKV-k nagyságkategóriák szerinti életkorát. Ez a legutóbbi, 1999-es felmérés közel 8000 vállalatra, az EU-tagországok mellett az Európai Gazdasági Térség négy országára is kiterjedt (az EU19 ezt jelzi). Adataik szerint, hasonlóan más jelzésekhez, a túlélési esély és az átlagos életkor a vállalatnagysággal egyértelműen növekszik, és az összes vállalat átlagos életkorát nézve az országok között jelentős különbségeket láthatunk. A két szélső érték: Németország 34 és Olaszország 12 év. (Erre magyarázatot adhat, hogy míg az átlagos vállalatnagyság Németországban 8, Olaszországban 4 fő.)

Az OECD keretében a Tudomány, Technológia és Ipar Igazgatóság gazdaságpolitikai elemzései, tanulmányai között a KKV-politikák és eredményességük összevetése során különösen a KKV-k munkahelyteremtő, foglalkoztatási hatásait, ehhez kapcsolódva a növekedő, a gyorsan növekedő, a legkorszerűbb technológiát alkalmazó vállalatok és az innovációk szerepét vizsgálta. Az OECD tanulmányaiban, kiadványaiban többször közreadta már a tagországaitól begyűjtendő és begyűjtött érdekes, bővülő (de nagy időeltolódással hozzáférhető) vállalatdemográfiai adatokat. 2001. júniusi kiadványuknak (*Productivity and firm dynamics ...*; 2001) a kilencvenes évek első felére vonatkozó adatai szerint a vállalatok cserélődése (a be- és kilépések együttes átlagos száma) a megfigyelt 10 országban 20 százalék körül volt, a legkisebb Hollandiában (16%), a legnagyobb Finnországban (30%). Ez (Franciaország kivételével) az üzleti szolgáltatások körében mindenütt magasabbnak mutatkozott, mint a feldolgozóiparban. A vállalatok cserélődése

által kiváltott létszámmozgások általában jóval kisebb mértékűek, többségében 10 százalék alattiak voltak.

2. tábla

A kis- és középvállalatok életkor szerinti megoszlása és átlagos életkora, EU19 (százalék)

A vállalat életkora (év)	A foglalkoztatottak száma				
	0	1-9	10-49	50-249	Összesen
2-nél kevesebb	5	4	0	1	4
2-5	27	18	10	5	22
6-10	19	17	13	8	18
10-nél több	49	62	77	86	56
<i>Összesen</i>	<i>100</i>	<i>101</i>	<i>100</i>	<i>100</i>	<i>100</i>
Átlagos életkor	15	21	33	46	18

Forrás: The European observatory ..., (2000. 422. old.)

Az OECD szakértői e felmérések tanulságainak összegezésére, magyarázatára is vállalkoztak. Az egyes ágazatok be- és kilépő vállalatainak száma között erős korrelációt állapítottak meg. A hatékonyabb új vállalatok kiszorítják a régiek egy részét, de a működő vállalatok száma többnyire kevésbé változik. Két éven belül a belépők 20-40 százaléka megszűnik, a következő két évben már kevesebb, a hetedik évben 30-50 százalék működik még. Mind a be-, mind a kilépő vállalatok átlagos nagysága a tartósan működő (incumbent) vállalatokénak fele vagy ennél is jóval kisebb, országok szerint nagy különbségekkel (amit az átlagos vállalatnagyság is erősen befolyásol). Az elemzések vizsgálják az ágazati ciklusok szerepét és az országok közötti különbségek, ezek között az Egyesült Államoktól eltérő jelenségek magyarázatát is. Nagy eltérések többnyire nem a belépési, hanem a túlélési és növekedési arányokban mutatkoznak. A belépők versenyét a már működőkkel, a „kreatív rombolást”, a cserélődést egészséges, hatékonyságnövelő folyamatnak minősítik és ezért azt ajánlják, hogy a gazdaságpolitika engedjen teret ennek, ne korlátozza felesleges szabályozásokkal, de ugyanakkor a már működő vállalatok növekedését is segítse.

Több OECD-tanulmány a mikroökonómiai adatok alapján számszerűsíteni is próbálta a vállalati dinamika és a termelékenység-növekedés kapcsolatát. *Ahn* (2001) az egyes ágazatok vállalatai között nagy és tartós termelékenységi különbségeket és a vállalati dinamika hatására a hatékonyabb vállalatok súlyának növekedését jelezte. Ezek nagyobb hatásúnak mutatkoztak a szolgáltató ágazatokban, mint a feldolgozóiparban, valamint a többtényezős termelékenység esetében, mint a munkatermelékenységet vizsgálva.

A 3. tábla *Scarpetta et al.* (2002) tanulmányából azon számítások eredményeit idézi a feldolgozóipar egészére, melyekkel tényezőire bontva is vizsgálták a vállalati dinamika hatását a termelékenység növekedésére. Ezt az idézett 13 számítás közül 8 mutatta 25 százalék felettinek.

A tanulmány a szakágazatokra elvégzett számítások adatait is bemutatja és elemzi. Ezek nagy szóródást jeleznek a szakágazatok között, mind a termelékenység növekedési ütemét, mind az egyes tényezők, közöttük a vállalati dinamika hatásának nagyságát nézve.

3. tábla

A munkatermelékenység-változás vállalatdemográfiai tényezői a feldolgozóiparban
(százalék)

Vizsgált ország és időszak	A munka- termelékenység átlagos évi nö- vekedési üteme	A teljes növekedésből:			A nettó belépési hatásból	
		vállalaton belü- li termelékeny- ség növekedés	működő válla- latok közötti struktúraválto- zás hatása	nettó belépési hatás	belépési hatás	kilépési hatás
Finnország						
1987–1992	5,0	2,6	0,9	1,5	0,0	1,5
1989–1994	5,2	3,0	0,9	1,3	-0,1	1,4
Franciaország						
1987–1992	2,3	2,0	0,0	0,2	-0,2	0,4
Olaszország						
1987–1992	3,9	2,0	0,5	1,4	0,8	0,6
1992–1997	4,3	2,5	0,5	1,3	0,4	0,9
Hollandia						
1987–1992	2,3	1,8	0,1	0,4	0,7	-0,3
1992–1997	4,1	2,8	-0,3	1,5	0,7	0,8
Portugália						
1987–1992	5,3	4,0	-0,5	1,8	-0,4	2,2
1992–1997	4,7	3,1	-0,3	1,9	0,0	1,9
Egyesült Királyság						
1987–1992	2,5	1,5	0,3	0,8	0,0	0,7
1992–1997	3,1	2,4	-0,2	0,9	-0,1	1,1
Egyesült Államok						
1987–1992	1,6	1,4	-0,1	0,3	-0,9	1,2
1992–1997	3,0	3,0	-0,6	0,6	-0,8	1,4

Forrás: Scarpetta et al.; (2002. 47–59. old.)

Magas termelékenységnövekedési ütemmel legtöbbször a high-tech, az ide sorolható gépipari szakágazatok és a gyógyszeripar tűnnek ki, de ezekhez változóan társul kiugró vagy átlagos mértékű vállalatdinamikai hatás. A gazdaságpolitika számára ismét idézik azt az ajánlást, hogy célszerű kerülni az új vállalatok belépését korlátozó piac- és foglalkoztatást korlátozó szabályozást.

A HARMONIZÁLT ADATGYŰJTÉS TERVEZETE

Az Európai Bizottság és az Eurostat 1988-ban indította a tagországokkal közös projektjét nemzetközileg összehasonlítható KKV-adatok gyűjtésére és adatbázisának kiépítésére, de az egyetértés és a jelentős előrehaladás ellenére ez meglehetősen hosszadalmas folyamatnak bizonyult. E munka során egységes ágazati és terméknomenklaturát vezettek be, előírásokat készítettek a vállalati regiszterekre, a statisztikai számbavételi egységekre, valamint átfogó programot „Strukturális üzleti statisztika” címmel (Structural Business Statistics – SBS), ennek részeként harmonizált KKV-statisztika és -adatbázis teremtésére. Néhány éve fontos része e munkának a vállalatdemográfia kiépítése. Felállítottak egy munkacsoportot egységes, a vállalati regiszterekre épülő módszertan kidolgozására, ennek próbafelvételekkel (megvalósíthatósági tanulmánnyal) való ellenőrzésére (ebben 12

ország vett részt) és egy nagyobb közös felvétel előkészítésére. Ebben Norvégia és Svájc mellett az új belépő országok és feltehetően további OECD-tagországok is részt vesznek majd.

Az Eurostat 2003 közepére ígéri mind a részletesebb kiadványt a próbafelvételek 1997-2000-re vonatkozó adatairól, mind a módszertan véglegesítését és erről egy kézikönyv közreadását. Ennek alapján 2004 első felére tervezik az újabb adatgyűjtést, a továbbiakban pedig évenkénti folyamatos adatszolgáltatást várnak. Annak ellenőrzéséhez, hogy miképpen halad előre az Európai Unió lisszaboni stratégiai célkitűzésének megvalósítása a tagországokban és magában az Unióban néhány éve ún. strukturális mutatókat figyelnek meg. Az Eurostat azt tervezi, hogy ezek közé 2004-től három vállalatdemográfiai mutatót is beiktat.

Az OECD Ipari Bizottságának KKV-munkacsoportja e statisztikai terület keretében néhány év óta a vállalatdemográfia fejlesztését is kiemelt feladatává tette. Amikor a rendelkezésre álló vállalati adatok bővülése és a számítástechnika fejlődése a vállalatdemográfiai elemzésekhez is mind több lehetőséget nyújtott, erre az OECD is külön szakértői csoportot hozott létre. Kézenfekvő volt, hogy ezek után a két szervezet, a szokásos egyeztetéseken túllépve, szorosabb együttműködést, a vállalati szintű (firm level) statisztika fejlesztésére (és hasznosítására) közös programot alakítson ki. Ennek egyik fő célja a *vállalatdemográfiai statisztika* harmonizált kiépítése. Ezt megerősítették azok a tanácskozások is, melyeken a statisztikai hivatalok a vállalati felmérések kereteiről, és a nemzetközi összehasonlításokat segítő fejlesztésről 1986 óta évenként az OECD és az Eurostat, valamint más szervezetek részvételével kerekasztal-vitákban is tárgyalnak (Roundtable of Business Survey Frames). E találkozónak egyik fő témája a vállalati regiszterek, alapjaik és kapcsolódásaik javítása, és a jövőben ehhez illeszkedik növekvő súlyú felhasználásuk a vállalatdemográfiai statisztikához is.

A további munkához alapulnak tekintik, hogy 1. a vállalatdemográfiai adatszolgáltatás a lehető legkisebb pótlólagos terhelést jelentse a vállalatok és a statisztikai hivatalok számára és ezért 2. ebben az első munkaszakaszban inkább kevesebb mutatót képezzenek és szolgáltatassanak, de a konzisztencia és az összehasonlíthatóság igen alapos ellenőrzésével. Az egyéni adatok védelme itt is áthághatatlan szabály. Az összehasonlíthatósághoz azonos alsó küszöbértékek követésére és a látszatvállalkozások kiszűrésére törekednek. Fő feladatuk a „valódi” működés-megkezdések és -megszünések számának és arányának, emellett a vállalatok létszám- és forgalomnövekedésének és túlélési mutatóinak meghatározását jelölték ki. A valódi működés-megkezdések arányát egyfelől a működő vállalatok számához, másfelől a teljes és a 20–59 év közötti népesség számához fogják viszonyítani. Kijelölték, mely (NACE) ágazatokra, milyen ágazati és nagyságkategóriák (0, 1–4, 5–9, 10–19, 20–) szerinti bontásban kérik ezt.

Útmutatást adtak a vállalati létszám meghatározásához is, és minthogy a részidős foglalkoztatás számos országban gyorsan (de különböző ütemben) terjed, „egyenértékszámos” létszámadatokat is kérnek. Fontos jelzőszám lesz a működésüket megkezdő és a már több éve működő vállalatok létszámalakulásának összehasonlítása. Ez utóbbi körben a létszámváltozások nagyságkategóriákba való be- és ki- (azaz át-)lépéseket is jelentenek és esetenként a vállalati méretstruktúrát érzékelhetően befolyásolhatják.

Alapul, hogy az adatok forrása a megbízható, karbantartott, ellenőrzött vállalati regiszter legyen, és a módszertan (a készülő kézikönyv) részletes útmutatást ad ahhoz,

hogy miképpen kell értelmezni a különböző vállalatdemográfiai eseményeket, hogyan kell ezek összefüggéseit ellenőrizni, kezelni, számításba venni. Az elsődleges, nyers adatok önmagukban nem adnak valós képet a működés megkezdésének és megszűnések számáról. A vállalatok számának gyarapodásában és/vagy csökkenésében a többi esemény, a különböző átrendeződések, átalakulások is szerepet, esetleg (például egyesülési vagy kivásárlási hullámok idején) lényeges szerepet játszhatnak. A 4. tábla bemutatja, hogy a kilenc esemény hogyan érinti a vállalati regisztereket és az indulások és megszűnések számát. A „valódi indulások” számából ki kell hagyni a (3), (5), (6), (8) jelű eseményeket, továbbá a jogiforma- vagy helyváltoztatás miatti új regisztrálást, a két éven belüli reaktiválást, időleges társulások, közös vállalatok létrehozását, csak a tevékenységi kör váltásából adódó belépést. Hozzá kell viszont adni a leányvállalatok indítását is, amennyiben a finanszírozási függőségen túl önállóan hozhatnak döntéseket. Hasonlóan szabályozták annak kiszűrését is, hogy a megszűnések számából hogyan kell levonni a csupán átalakulást, átrendeződést jelentő változásokat.

4. tábla

Vállalatdemográfiai események hatása a vállalatok számára és a regiszter módosítására

Az esemény	A vállalatok száma		Változás a regiszterben	
	az esemény előtt	az esemény után	hozzáadandó (+)	törlendő (-)
Alakulás (1)	–	1	1	–
Megszűnés (2)	1	–	–	1
Egyesülés (merger) (3)	≥ 2	1	1	≥ 2
Kivásárlás (take-over) (4)	≥ 2	1	–	n-1
Felbontás (split-off) (5)	1	≥ 2	≥ 2	1
Leválás (break-up) (6)	1	≥ 2	n-1	–
Közös vállalkozás (7)	≥ 2	n+1	1	–
Átstrukturálás (8)	≥ 2	≥ 2	≥ 0	≥ 0
Vállalatcsoport-váltás (9)	1	1	–	–

Mindez elsősorban a vállalati regiszterek kezelőire ró igen nagy, felelősségteljes munkát, de ez reális időbeli és nemzetközi összehasonlításokhoz, ennek alapján gazdaságpolitikai következtetések levonásához nem nélkülözhető. A megfigyelési egység ez esetben is az Eurostat által meghatározott vállalat lesz; a helyi egységek, a tevékenységi egységek (KAU), a vállalatcsoportok mozgásai későbbi vizsgálatok tárgyát képezik. Ugyanígy későbbre ütemezték (de egy a „Siker tényezői” című projekt keretében előkészítik) a vállalati sikereket és kudarckokat, a túlélési rátákat befolyásoló tényezők megfigyelését is.

HAZAI VÁLLALATDEMOGRÁFIAI FELMÉRÉSEK

Magyarországon először a gazdasági reformok és hatásuk értékelése kapcsán jelentkezett igény vállalati esettanulmányokra, majd megnőtt az érdeklődés a kisvállalatok és statisztikai megfigyelésük iránt is, de ez a vállalatdemográfiára csak lassan terjedt ki. Ismereteim szerint először a Központi Statisztikai Hivatal közölte az 1990., 1991. és 1992. évi Magyar statisztikai évkönyveiben néhány specifikus vállalatdemográfiai adatot. Ezek

bemutatták a vállalat alapítások (ebből az új szervezetek és a külföldi érdekeltségűek), a vállalati működés megszüntetésének számát (ebből jogutód nélküliek), valamint a működő vállalatok megoszlását életkor szerint (24 hónapja, 2–5 éve, 6–10 éve vagy 10 évnél régebben működik). A továbbiakban ez az adatközlés megszakadt, pedig 1992-ben egy Budapesten rendezett Eurostat-szemináriumon már felmerült a vállalatdemográfiai panel-felvételek indításának gondolata a közép- és kelet-európai országokban. Erre csak 1995-ben került sor, de valószínűleg hatással volt arra, hogy 1993 szeptemberében a KSH Társadalomstatisztikai főosztálya a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem Szociológiai tanszékével nagyszabású mintavételes felvételt készített a vállalkozásokról és a vállalkozókról. E munka a Hivatal vállalati regiszterére támaszkodott, pénzügyi fedezetét a Hivatal mellett az OTKA, az MVA (Magyar Vállalkozásfejlesztési Alapítvány) és a Pew-alapítvány által biztosított források adták.

Ennek az igen alapos, színvonalas felvételnek az eredményeit 1994-ben és 1995-ben tették közzé. Előbb a KSH-BKE Szociológiai tanszékének közös kiadványában (*Vállalkozások ...*; 1993), majd az MVA 2. sz. Kutatási füzetében (*Czakó*; 1995), és különböző tanulmányokban is. A kérdezőbiztosokkal végzett felvétel alapjául egy 13 oldalas „Kérdőív a vállalkozók társadalmi összetételéről” c. kiadvány szolgált. Fő részeinek címei: A vállalkozás szervezete és gazdálkodási adatai; A megkérdezett személyi adatai; A megkérdezett családjára vonatkozó adatok; A baráti kör és a vállalkozás; A megkérdezett életkörülményei; Privatizáció és vállalkozás. Ezek jelzik, milyen sok, a témához kapcsolódó kérdésre is választ kerestek. 1996 tavaszán az MVA támogatásával az 1993 óta megszűnt és a még működő vállalkozások gazdasági és szociológiai jellemzőiről újabb mintavételes felvételt készítettek. Ennek eredményeit, az előző felmérés adataival való összehasonlításokkal az MVA 7. sz. Kutatási füzeté adta közre (*Megszűnt és működő vállalkozások ...*; 1997).

Az összesen 1407 kiértékelhető válasz alapján a kutatók azt állapították meg, hogy az 1993 őszi működő 660 ezer (50 főnél nem nagyobb, nem mezőgazdasági) vállalkozásból 1996 tavaszán legfeljebb 440 ezer működött továbbra is, 220 ezer működése szűnt meg. A KSH első ízben 1995. december 31-én vette számba a regisztrált vállalkozások mellett a működő vállalkozások számát is. Ez a szám 1995. és 1996. december 31-én 605 794, illetőleg 698 045 volt (*Kis- és középvállalkozások ...*; 2002. 83. old.). Minthogy az 50 főnél nagyobb és a mezőgazdasági vállalkozások száma együttesen sem lehetett több 20 ezernél, az 1996 tavaszán működőnek tekintett vállalkozások száma a kutatók által becsült 440 ezerrel szemben jóval nagyobb, 600 ezer felett kellett hogy legyen. Ez persze valószínűleg kevéssé érinti azokat a további elemzéseket, melyek a megszűnési arányokat, okokat a kiadványban a vállalkozások különböző csoportjaira külön-külön is vizsgálják, jellemzik. A 80 oldalas kiadványban a „Bevezető és összefoglaló megállapítások” után közölt 10 szerző 10 írása igen gazdag, sokoldalú képet ad a felmérés különböző eredményeiről és módszertanáról. Egyedül (legalább néhány) nemzetközi összehasonlító adat közlése hiányolható.

A kisvállalatok és a vállalkozási kezdeményezések iránti érdeklődés nyomán mind a BKE Szociológiai tanszéke, mind más kutatóhelyek és kutatók a további években sokféle felmérést készítettek és publikáltak, de az 1993–1996-os vizsgálat folytatásáról, megismétléséről, újabb hasonlóan széles körű és igényes felmérésről nincs tudomásom. A Központi Statisztikai Hivatal 1995-től vett részt az Eurostat által koordinált, a kelet-

közép-európai országokban végzett vállalatdemográfiai felvételekben, mely DOSME (Demography of Small and Medium-sized Enterprises – Kis- és középvállalkozások demográfija) néven vált ismertté. A DOSME-kérdőív és -felvétel egyébként sokkal szűkebb körű volt. Eredményeiről a Hivatal első ízben 2000-ben „A kis- és középvállalkozások demográfija nemzetközi összehasonlításban” c. kiadványában, majd a további felvételekről a DOSME-projekt lezárulásával (2002 végén), az „Újabb adatok a kis- és középvállalkozások demográfiájáról” c. kiadványban számolt be. E felméréseket a jelölt országok a jövőben az Eurostat és az OECD közös, átfogó vállalatdemográfiai programjához csatlakozva folytatják.

A PHARE-támogatással megvalósított DOSME-projektben 11 ország (a mai 10 jelölt ország és Albánia) vett folyamatosan részt. Az Eurostat a panelfelvételek módszertanának kidolgozása és a tanácsadás mellett az adatok feldolgozását és közreadását is vállalta. Hat évről (1995–2000) készültek mintavételes felmérések az újonnan indított vállalatok jellemzőiről, és három mintavételes felvétellel (1995, 1997 és 2001) próbáltak képet nyerni a teljes állomány hasonló jellemzőiről. A két kérdőív azonos volt; ez biztosította az adatok összehasonlíthatóságát, de nem igazodott a változó igényekhez, a felmerülő újabb kérdésekhez. A működésüket újonnan megkezdő vállalatokról és jellemzőikről jó idősorokat nyertünk, de (a módszertani próbálkozások ellenére) megbízható adatokat a kis- és középvállalatok állományáról nem sikerült előállítani. Ez egyébként máig sem megoldott feladat: az EU KKV-jelentése első ízben 2002-ben tért ki a jelölt országokra, néhány közelítő adattal, „első rápillantás” jelzéssel (*Observatory ...*; 2002).

A DOSME-felvételben az Eurostat- és a magyar kiadványok 20-25 táblájában bemutatott adatainak egy része a szokásos KKV-statisztikákban is megtalálható. Itt ezek (a társas és egyéni vállalkozások aránya; létszámnagyságok és megoszlások a foglalkoztatás típusa szerint; a telepek száma, helye; egyféle vagy többféle tevékenység; megoszlás hat gazdasági ág szerint) az induló vállalatokra vonatkoznak. Szorosabb értelemben vett demográfiai információ az alakulás háttere, a működési állapot és a túlélési arány, az alapító/vezető életkora, neme, előző foglalkozása. A tapasztalt nehézségekről felvett adatok, és az ezekből képzett rangsorok értékét gyengíti, hogy a finanszírozási gondok mellett (szinte mindig) leginkább kifogásolt nagy adó- és társadalombiztosítási, valamint adminisztrációs teher nem szerepel a válaszlehetőségek között. Az Európai Unióban a legfrissebb felmérés szerint (*Observatory ...*; 2002) jelenleg fő gondnak a szakképzett munkaerő biztosítását jelölték meg, 2. helyre a finanszírozás, 3. helyre az adminisztráció terhei kerültek.

A legérdekesebb természetesen az időbeli változások követése és az országok közötti összehasonlítás. Ezek értelmezését viszont az korlátozza, hogy a vállalati működés megkezdése szabályozásának, számbavételének, motiváló tényezőinek, a nem megfigyelt (informális, szürke, fekete) tevékenységek arányának országok közötti eltéréseiről és az ezek alakulását befolyásoló háttéreseményekről kevés információval rendelkezünk (*Román; 2002/b*). Sok nagy különbséget és változást pedig elsősorban ezek magyarázhatnak meg.

Mint a mélyebb merítésű nemzetközi összehasonlítások is jelzik (*A kis- és középvállalkozások ...*; 2001), Magyarországon nagy a vállalatsűrűség és a cserélődés, kicsi az átlagos vállalatnagyság, de ebben szerepet játszik a másodfoglalkozást jelentő és a látszatvállalkozások nagy száma is. A kis- és középvállalatok hozzájárulása a GDP-hez mérsé-

kelt, a foglalkoztatáshoz (alacsony gazdasági aktivitás mellett) jelentős. A KSH két vállalatdemográfiai kiadványában adott elemzés, az idősorok a magyar adatokról, a többi jelölt országról és az országcsoporthoz tartozó országokról, az eddig ismert képet több ponton gazdagítják. Az országok közötti különbségek egy része a magyar gazdaság fejlettségét, a piacgazdaság megteremtésében elért eredményeit tükrözi, máskor ezek magyarázatát egyéb sajátos körülményekben kell keresni. Kedvező jelzés, de más oldalról is ellenőrzést kíván, a megjelölt nehézségek érzékelhető csökkenése (kivéve a finanszírozás gondjait) és a túlélési ráta emelkedése, amely megalapozottabb indításokra utal. Az 1993–1996-os felvételekre épülő, vagy az idézett OECD-tanulmányokhoz hasonló mélységű elemzésekhez azonban még meg kell várnunk az újabb program keretében készülő felvételeket.

*

Ha mérleget akarunk készíteni, áttekintésünk a vállalatdemográfia fejlődéséről, térnyeréséről egyfelől azt mutatja, hogy míg korábban ilyen vizsgálatokra, elemzésekre csak egyes kutatók vállalkoztak, ehhez adatbázis teremtését csak néhány ország (például Franciaország, a skandináv országok, Kanada) statisztikai hivatalai érezték feladatuknak, ma már ez elfogadott nemzetközi programok része. A vállalatdemográfiai kutatások eredményeit egyre inkább igényli és hasznosítja a gazdaságpolitika, különösen ennek vállalkozás- és kisvállalat-erősítő ága. E kutatások folytatása, módszertanuk és statisztikai alapjaik megszilárdítása, tanulságaik, következtetéseik megfogalmazása jelentős támogatásra számíthat.

Ugyanakkor az ezekből az adatokból levezetett arányok, tendenciák oly fontosnak tekintett nemzetközi összehasonlítását még sok bizonytalanság terheli. Hiányzik vagy legalábbis bizonytalan e kutatási terület kontúrjainak és kapcsolódásainak határozottabb vonásokkal való megrajzolása; gyenge a párbeszéd a felhasználásában leginkább érintett tudományterületek és a kutatói körök között; kevés az ezt erősítő interdiszciplináris kutatás és szintéziskísérlet. Ezért ahogyan a vállalkozás- és kisvállalat-kutatások áttekintése (Román; 2002/a), úgy a vállalatdemográfia esetében is arra a megállapításra jutottam, hogy egy bővülő, fontos kutatási területről van szó, de látható konszenzus alapján pontosan körvonalazott tudományos diszciplínáról (még) nem beszélhetünk.

A magyar statisztikai szolgálat előtt álló soron következő fő feladat a regiszterekkel szemben támasztott fokozott követelményeknek való megfelelés, majd ennek alapján, már a harmonizált módszertanra épülő, újabb, igényesebb felmérések készítése és közreadása. A vállalatdemográfiai kutatások sok egybecsengő eredményét már ma is jobban hasznosíthatná a hazai KKV-politika, amely hamarosan nagyobb biztonsággal összehasonlítható és a gazdaságpolitika számára még inkább irányt mutató magyar adatokra is számíthat.

Nemzetközi szinten folytatódik a már említett, későbbre halasztott adatok gyűjtésének módszertani előkészítése (a vállalat típusok és a vállalkozók jellemzői, a vállalati sikereket és kudarckokat, a túlélési rátákat befolyásoló tényezők). Ehhez hasznos, fontos és várható lesz a kutatói közösségek szervezettebb bekapcsolása a munkába. Az összehasonlítható adatbázis bővülése azután minden bizonnyal további lendületet ad a diszciplináris kérdések vitájához, a vállalatdemográfia kereteinek, lehetőségeinek, feladatainak és határainak pontosabb megrajzolásához.

A további vállalatdemográfiai kutatásoktól segítséget várhatunk annak az újabb vitának az eldöntéséhez is, hogy a vállalkozáserősítő politika a KKV-politika egyik hangsúlyos iránya legyen-e vagy a KKV-politikát vállalkozáspolitikává váltsa fel. A vita háttérében a sorozatos nemzetközi összehasonlításoknak az a következtetése áll, hogy az EU nem csökkenő lemaradása az Egyesült Államok mögött valószínűleg jelentős részben az ottani nagyobb vállalkozási készséggel, több vállalatindítási kezdeményezéssel magyarázható. Ezt alátámasztani látszik, hogy különböző elemzések szorosabb-lazább korrelációt mutattak ki a gazdasági növekedés és a vállalkozásintenzitás mutatói között, de ez utóbbinak a mérése, így az ún. GEM-jelentések (Global Entrepreneurship Monitor – Globális Vállalkozási Monitor) rangsorolásai is még sok módszertani kérdést vetnek fel (Reynolds; 2002).

Ma már általánosan elfogadott, hogy minden KKV-politika egyik pillére a vállalatindítások ösztönzése kell hogy legyen. Az Európai Unió, minthogy a vállalatok pénzügyi támogatásának erőteljes csökkentésére törekszik, ezt elsősorban kedvező gazdasági és társadalmi környezet megteremtésével kívánja ösztönözni. (Erre az EU-csatlakozás küszöbén a változatlanul mindent főképpen a pénzügyi támogatásoktól váró hazai gazdaságpolitikának is jobban oda kellene figyelnie.) Ugyanakkor a KKV-politikának nem kevésbé fontos feladata a már működő vállalatok hatékonyságának, életképességének, növekedésének elősegítése, amit összehangolt vállalkozáserősítő és KKV-programok segíthetnek. Ehhez biztosabb háttérrel adhatnak majd azok a vállalatdemográfiai kutatások, amelyek megbízhatóbban tárják fel a KKV-k egyes csoportjainak helyzetét, problémáikat, igényeik különbözőségét, életciklusuk eltérő szakaszaiban és egyéb jellemzőik függvényében.

Magyarországon még kevésbé ismertek a vállalatdemográfiai kutatások, kérdésfeltevéseik és válaszaik. Tapasztalataim szerint figyelmet érdemlő, nálunk is hasznosítható eredményeik még az érintett szakemberek köréhez is kevésbé jutottak el. Ezért fontos feladatnak látom ezek mielőbbi megismertetését egyrészt az érintett döntéshozókkal, tanácsadókkal és kutatókkal, másrészt a szélesebb közvéleménnyel is.

IRODALOM

- AHN, S. (2001): *Firm dynamics and productivity growth: A review of microeconomic evidence from OECD countries*. OECD Economics Department Working Papers. 297. sz.
- AZIDAS, I. (1992): *Vállalatok életciklusa*. HVG Rt., Budapest.
- AUDRETSCH, B. D. – MATA, J. (1995): The post-entry performance of firms: Introduction. *International Journal of Industrial Organization*, 13. évf. 413–419. old.
- Business Demography* (2002). Methodological Guidelines, Version 3. Eurostat.
- CARROLL, G. R. – HANNAN, T. M. (2000): *Demography of corporations and industries*. Princeton University Press, New Jersey.
- CAVES, E. R. (1998): Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of Economic Literature*, 36. évf. 4. sz. 1947–1982. old.
- CHIKÁN A. (1992): *Vállalati gazdaságtan*. KJK-AULA Kiadó. Budapest.
- CZAKÓ Á. – VAJDA Á. (1995): *Kis- és középvállalkozók*. MVA Kutatási füzetek 2. Magyar Vállalkozásfejlesztési Alapítvány, Budapest.
- DUNNE, T. – ROBERTS, J. M. – SAMUELSON, L. (1989): The growth and failure of U.S. manufacturing plants. *Quarterly Journal of Economics*, 104. évf. 4. sz. 667–698. old.
- Enterprises in Europe, Sixth Report* (2001). European Commission Dg XXIII. Eurostat.
- FRECH III, H. E. (2002): Corporate demography and empirical industrial organization: A critical appraisal. *International Journal of Economics of Business*, 9. évf. 3. sz. 437–448. old.
- REYNOLDS, P. D. ET AL. (2002): *Global entrepreneurship monitor, 2002*. Executive Report.
- JOVANOVIĆ, B. (2001): Fitness and age: A review Carroll and Hannan's demography of corporations and industries. *Journal of Economic Literature*, 39. évf. 1. sz. 105–119. old.
- A kis- és középvállalkozások demográfiája nemzetközi összehasonlításban* (2000). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.

- A kis- és középvállalkozások a magyar gazdaságban. Helyzetkép és nemzetközi összehasonlítás* (2002). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- LUNDSTRÖM, A. – STEVENSON, L. (2001): *Entrepreneurship policy for the future*. Swedish Foundation for Small Business Research.
- Megszűnt és működő vállalkozások 1993–1996* (1997). MVA Kutatási füzetek 7. Magyar Vállalkozásfejlesztési Alapítvány, Budapest.
- MALERBA, F. – ORSENI, L. (1997): Technology regimes and sectoral patterns of innovation activities. *Industrial and corporate change*, 6. évf. 1. sz. 3–24. old.
- MANSFIELD, E. F. (1962): Entry, Gibrat's law, and the growth of firms. *American Economic Review*. 52. évf. 5. sz. 1023–1051. old.
- MUGLER, J. (1995): *Betriebswirtschaftslehre der Klein- und Mittelbetriebe*. Springer-Verlag, Heidelberg.
- Observatory of European SMEs. SMEs in Europe, including a first glance at EU candidate countries* (2002). 2. sz. European Commission. Luxembourg.
- Productivity and firm dynamics: Evidence from microdata* (2001). OECD Economic Outlook, 69. sz. Chapter VII.
- ROMÁN Z. (2002/a): Vállalkozás-erősítő (és/vagy) Kisvállalat-politika? (A vállalkozás- és kisvállalat-kutatásokról). *Vezetéstudomány*, 31. évf. 8–9. sz. 18–26. old.
- ROMÁN Z. (2002/b): A kis- és középvállalatok a magyar gazdaságban. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 8–9. sz. 752–768. old.
- SCARPETA, S. ET AL. (2002): The role of policy and institutions for productivity and firm dynamics: Evidence from micro and industry data. OECD Economics Department Working Papers No. 329
- The European Observatory for SMEs, Fifth Annual Report* (1997). Eur-Op., Luxembourg.
- The European Observatory for SMEs, Sixth Annual Report* (2000). Eur-Op., Luxembourg.
- Újabb adatok a kis- és középvállalkozások demográfiájáról* (2002). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Vállalkozások és vállalkozók* (1993). Központi Statisztikai Hivatal, BKE Szociológiai tanszék, Budapest.
- WESTHEAD, P. – WRIGHT, M. (szerk.) (2000): *Advances in entrepreneurship I-III*. Elgar, Cheltenham.

SUMMARY

This off-shoot of traditional demography is similarly based on processing of vast amount of statistical data though not on vital events of human populations but on entry and exit, survival and mortality, growth and decline, success and failure of economic organizations. Motivated by the accentuated interest in entrepreneurship, start-ups and SME policy in the global competition, the international organizations, first of all the EU and the OECD increasingly support, publish, often initiate studies in this research field. After scetching the historical background rooted in economics and sociology, the article presents some data and summarizes the main findings of the recent international comparisons, publications and outlines the harmonized methodological guidelines and the planned programme of the co-ordinated surveys foreseen for the future. It gives an overview of the few related Hungarian surveys, too. The Hungarian Central Statistical Office prepares its next surveys on business demography already as member of the Eurostat working group. The author advocates for more information and better utilization of the lessons of business demography in Hungary for policy makers, researchers and the wider public.

ELEKTRONIKAI IPARUNK STRUKTURÁLIS ÉS TERÜLETI ÁTALAKULÁSA 1990 ÉS 2000 KÖZÖTT

SIPOS MIHÁLY

A szerző jelen tanulmányában a magyar elektronikai ipar átalakulási folyamatát kívánja bemutatni 1990 és 2000 között. Az 1990 óta lezajlott politikai és gazdasági rendszerváltás következményeként az elektronikai iparban is alapvető változások mentek végbe. Az iparág már a tervutasításos rendszerben is fontos szerepet játszott a nemzetgazdaságban. A COCOM-korlátozások, a rubel és dollár export/import közötti különbségek stb. miatt azonban képtelen volt világszínvonalú termékek kifejlesztésére, előállítására. A piacgazdaságra való áttérés erőteljesen hatott az iparágira: termelése 1992-ben 70 százalékkal csökkent. Azonban 1995-től kezdve a külföldi működőtőke-beruházásoknak köszönhetően teljesen megújult és nemzetgazdaságunk fő hajtóerejévé vált. Ezen idő alatt a cégek tulajdonosi összetétele, a felhasznált technológia, a termékstruktúra gyökeresen átalakult. Az iparág geográfiai elhelyezkedése is megváltozott: míg korábban központja Budapest volt, mára ez átkerült a Nyugat-Dunántúlra. A dolgozat zárásaként a szerző felvázolja az uniós csatlakozás várható hatását az iparágira.

TÁRGYSZÓ: Elektronikai ipar. Termékszerkezet-váltás. Tulajdonosi struktúra.

Az általános értelemben vett elektronikai ipar a gépipar része, mely a feldolgozó-iparhoz tartozó ágazat. Pontos meghatározása: villamos gép, műszer gyártása. Ez három alágazatra oszlik: iroda- és számítógépgyártás, híradástechnikai termék, készülék gyártása és műszergyártás. A jelen tanulmány célja annak bemutatása, hogy az 1990-es évek politikai és gazdasági rendszerváltozása óta milyen változások zajlottak a TEÁOR-csoportosítás szerinti elektronikai ipar földrajzi elhelyezkedésében és termelési struktúrájában. Az értékelés a 2000. évvel zárul, de egyes esetekben az 1988. évi állapotokra is utalok, mivel ez volt a tervgazdálkodás utolsó teljes éve.¹

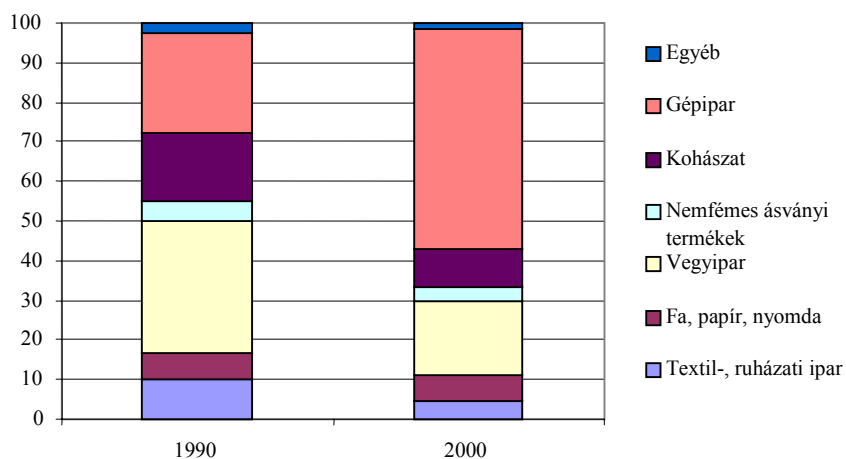
A tanulmánynak nem célja részletesen a 2000. év után bekövetkezett események elemzésével foglalkozni, azonban utalásokat teszek, mert egy jövőkép felvázolása során ezen évek történéseit is figyelembe kell venni.

Az 1988 és 2000 közötti időszakban bekövetkezett gyors gazdasági-társadalmi rendszerváltozás követése a statisztikai információgyűjtési rendszert is próbára tette: változások történtek a tulajdonviszonyokban és a termelési struktúrában, emellett átalakult az ál-

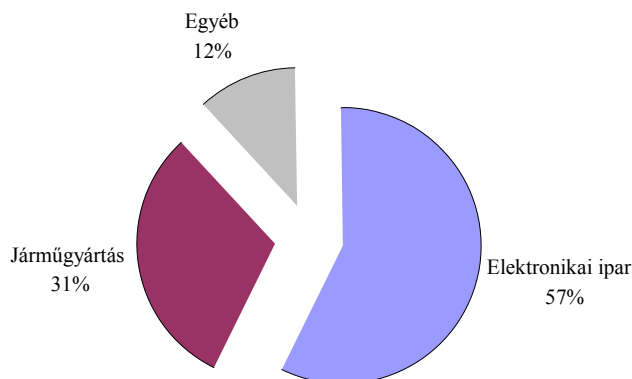
¹ Az alapadatokat az adott évek KSH évkönyveiből és kiadványaiból vettem, illetve a hiányzó adatokat, indexeket ezek felhasználásával számítottam ki.

lami intézményrendszer is. A statisztikai megfigyelési-beszámolási rendszer a korábbihoz képest kevesebb adatot gyűjtött be és időközben megváltozott a szakágazatok besorolása is. Ez nehezíti a fejlődés tendenciáinak feltárását és az adatok összehasonlíthatóságát. Ezekre az egyes adatok elemzésekor külön felhívom a figyelmet. Tehát a tanulmány nem képes minden évet hasonló részletességgel bemutatni, mert egyrészt a rendelkezésre álló adattömeg különböző összetételű, másrészt az értékelt 10-12 év során voltak olyan fordulópontok, amelyek az információ minőségében, újszerűségében változást mutatnak. Az egyik ilyen fordulópont a bázisként használt 1988. év, mely az utolsó éve a központi tervutasításos rendszernek. Bár 1989-ben már történtek bizonyos változások a gazdasági és politikai életben, azonban ezek hatása ekkor még nem érzékelhető. Ezért ezt az évet az elemzések során nem értékelem. Hasonló fordulópont lesz 1992, amikor a privatizáció tömegessé válik, és az 1995. év, amikor gyors fejlődés indul az egyes szakágazatok termelésében.

1. ábra. A feldolgozóipar strukturális változásai



2. ábra. A gépipar főbb ágazatainak aránya 2000-ben



A vizsgált időszak alatt feldolgozóiparunk szerkezete teljesen átalakult. Jellemző vonása, hogy az energia-, illetve nyersanyagigényes iparágak aránya visszaszorult, ugyanakkor a nagyobb hozzáadott értéket jelentő gépipar súlya több mint kétszeresére nőtt. E struktúraváltozás következtében Magyarország feldolgozóipari szerkezete közeledett az Európai Unió országaiéhoz (ezen belül közelebb áll az osztrákhhoz, illetve a némethez, mint az EU-átlaghoz). A vizsgált időszak utolsó harmadában a gépipar nemzetgazdaságunk növekedésének, a GDP bővülésének fő hajtóerejévé vált, ami elsősorban az exportban valósul meg. (Lásd az 1. ábrát.)

A gépiparon belül az elektronikai ipar vált uralkodóvá, 2000-ben innen került ki az iparág termelésének 57 százaléka. (Lásd a 2. ábrát)

A továbbiakban megvizsgálom, hogy milyen folyamatok eredményeként alakult ki ez a helyzet, melyek voltak azok a tényezők, amelyek az átalakulások során hatottak. Előre kell bocsátani azonban, hogy az elemzett időszak során nemcsak a begyűjtött adatok mennyiségében voltak változások, hanem a statisztikai rendszerben (a TEÁOR besorolásokban) is. A TEÁOR 1992. évi változása például úgy érintette az iparágat, hogy a statisztika a híradástechnikai termékeket gyártó szakágazatból leválasztotta és új soron, 3150-es szám alatt „Világítóeszköz gyártása” néven osztotta be a vákuumtechnikát (izzólámpák gyártása), a műszergyártásból pedig elkülönítette az iroda- és számítógépgyártást. Ez utóbbit mint az elektronikai ipar részét a további értékelésekbe bevonjuk, a nem ebbe a körbe tartozó világítóeszközök gyártását azonban kihagyjuk. A besorolásban bekövetkezett változások a híradástechnikai termékeket gyártó szakágazat termelési értékének mintegy felét érintették, vagyis a korábbi évek adatait ennek megfelelően kell korrigálni. Szerencsés módon a TEÁOR 1998. évi módosításai az iparág értékelésében nem okoztak problémát.

STRUKTURÁLIS VÁLTOZÁSOK

A 11 év gazdasági folyamatai alapján mind az egész iparban, mind ezen belül az elektronikai iparban három időszakot lehet megkülönböztetni.

Első szakasz: 1988–1992, a visszaesés („mélyrepülés”) időszaka

A magyar ipar az 1988 és 1992 közötti időszakban élte át legsúlyosabb válságát. Termelése radikálisan visszaesett (55 százalékra). 1987 és 1989 között alkalmazták az ún. rubelexportadót, melyet differenciáltan vetettek ki a „szocialista exportot” bonyolítókra. Mértéke évről évre növekedett, három év alatt 2 százalékról 24 százalékra. Ezen adónem bevezetésének deklarált célja az volt, hogy a magas tőkésimport-hányadú termékek rubelrelációjú exportját megnehezítsék, ezzel párhuzamosan a termelőket/exportálókat a tőkés piacok felé irányítsák. Sajnálatos módon ezzel éppen ellentétes eredményt értek el. Elvonták a vállalatoktól a K+F-tevékenységhez és a beruházásokhoz szükséges pénzforsorásokat, így még a struktúraváltásra esetleg képes vállalkozások is hátrányba kerültek. A fejlesztések mindenhol lelassultak, sok helyen megszűntek.

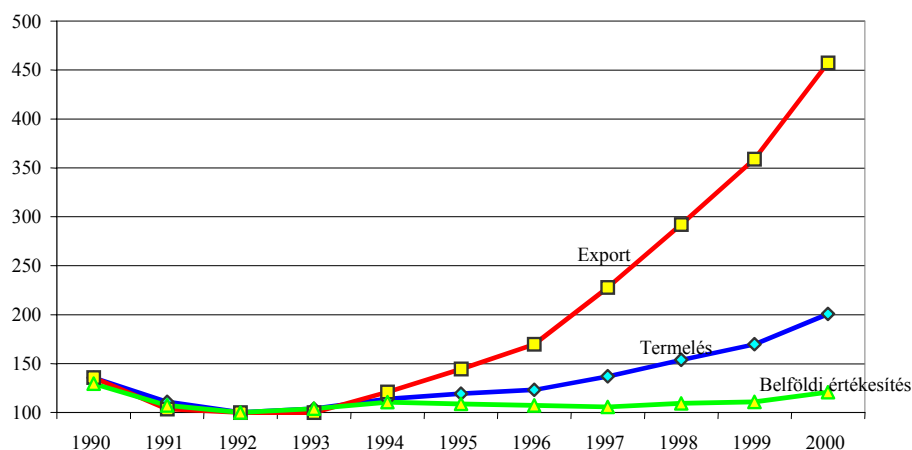
A kutatási-fejlesztési tevékenység és a beruházások csökkenése a versenyképesebb árualap hiánya már előre vetítette az ipari termelés, elsősorban az export drasztikus csökkenését,

amit a hagyományos KGST-piacok megszűnése csak erősített. A rendszerváltozással egyidőben – egyes vélemények szerint túl gyorsan – bevezetett importliberalizálás visszafogta a hazai termékek iránti keresletet, ami által beszűkült a feldolgozóipari ágazatok belső piaca.

Az 1988 és 1990 között a szabályozók változásai negatív hatással jártak, mivel kevés volt az igazán versenyképes hazai vállalkozás. A korábbi kulcsvállalatok megrendültek, tömeges vállalati csődök jellemezték ezeket az éveket. Az időszak pozitívumai közé tartozott, hogy megnőtt az ágazati decentralizáció, a nagy ipari szervezetek felbomlottak, dinamikusabban nőtt az új gazdálkodóegységek száma.

A részletezett okok (K+F-tevékenység és a beruházások csökkenése stb.) miatt az évtizedek óta meglévő technológiai szakadék a fejlett országokhoz viszonyítva erőteljesen tágult. Ennek egyik jele többek között, hogy sajnálatos módon, ebben az időszakban csökkent a magas műszaki igényességgel jellemezhető ágazatok súlya, ugyanakkor nőtt a tőkeigényes, alacsony feldolgozottságot igénylők aránya. Kedvezőtlenül alakult az exportstruktúra, a kényszerű piacváltást nem kísérte termékváltás.

3. ábra Az elektronikai ipari termelés és értékesítés volumenindexei 1990–2000. években
(Index: 1992. év =100)



Az elektronikai iparban az első három évben a termelés 40 százalékkal csökkent. Az abszolút mélypontra 1992-ben ért az iparág. (A 3. ábrában ezt az évet tekintjük viszonyítási alapnak.) Voltak olyan szakágazatok (például az iroda-, számítógépek gyártása), ahol a visszaesés 80 százalékos volt. Az óriási visszaesés okait a hagyományos KGST piacok elvesztésében, a hadiipari megrendelések megszűnésében, a nem konvertálható, elavult termékstruktúrában kell keresni. (Lásd a 3. ábrát.)

Második szakasz: 1993–1995, a konszolidálás (enyhe növekedéssel) időszaka.

A gazdasági és ipari folyamatokban a kedvező irányú változások 1993-ban kezdődtek el. Megállt a GDP csökkenése és a beruházások volumene növekedni kezdett. Az 1994. évi átmeneti visszaesés után a beruházások szintje tovább nőtt, 1995. végén, változatlan áron számolva, eléri az 1988. évi bázis 86 százalékát. A beruházásokban az

ipari szerkezet átalakításában és a termelés fellendítésében meghatározó szerepet játszott a külföldi tőke.

A beruházások növekedését 1-1,5 év időeltolódással követi a termelés felfutása. A beinduló növekedésben a külföldi működőtőke-beáramlás mellett jelentős szerepe volt a belföldi beruházási kereslet élénkülésének és az exportlehetőségek kedvező alakulásának.

1995-ben, a kormány radikális stabilizációs intézkedései („Bokros-csomag”) hatására, javuló egyensúly mellett, folytatódott a gazdaság és azon belül az ipari termelés növekedése. Bár 1995–1996-ban a gazdaság nagyobb részében a növekedés lassú volt, ugyanakkor az elektronikai iparban határozott fejlődés figyelhető meg. Ez már a dinamikus növekedést megelőző állapot.

A társasági adó leszállításán, a nagybefektetőknek adott kedvezményeken keresztül a konszolidálódás időszakában a szabályozók egyrészt a befektetések ösztönzését, másrészt az árfolyampolitika és a vám szabadterületi társaságok engedélyezése révén, az export bővítését szolgálták. A versenyképesség növelését a munkaerő árának leértékelése, azaz a reálbér csökkentése tovább segítette, a többségében zöldmezős beruházásoknak nyújtott állami kedvezmények pedig az új munkahelyek teremtésén túl a fejlett, magasszintű technológiák alkalmazását gyorsították.

Ekkor azonban még nem voltak túlsúlyban a magas technológiai színvonalat képviselő beruházások. Az új termelőhelyeken létrehozott termékek színvonala viszonylag magas volt, azonban a gyártási láncból csak az alacsonyabb hozzáadott értéket jelentő, relatíve sok élőmunkát igénylő fokozatok kerültek hozzánk (jellemzően: alkatrészbeültetési szalagmunkák, összeszerelés, illetve kábelkorbácsok, induktív tekercsek gyártása stb.). Vállalatvezetőkkel folytatott beszélgetéseken elhangzott, hogy az egyes „bizalmi” cikkek tekintett termékfélések gyártása azért honosodott meg viszonylag hamar hazánkban, mert a magyar munkaerőnek a minőség iránti elkötelezettségéről már korán nagyon jó tapasztalatokat szereztek. Ekkor már az Ipari Minisztérium anyagilag is támogatta a minőségbiztosítási rendszerek bevezetését.

Az elektronikai iparban 1993-ban a termelés 4 százalékkal haladta meg az előző évit, az exportteljesítmény azonban még csökkent. 1994-ben tovább folytatódott az ipari termelés bővülése (9,2 %). A számottevő növekedésben jelentős szerepe volt a belföldi beruházási kereslet élénkülésének és az exportpiaci lehetőségek kedvező változásának. Ezek a folyamatok már jelezték az iparág exportorientációjának erősödését, az értékesítési struktúra számottevő módosulását. A magyar elektronikai ipar 1994-ben képes volt kihasználni a szerény nyugat-európai konjunktúrát, de mind a termelési, mind a termék-szerkezet-váltási folyamatban még csak a kezdeti lépéseknél tartott.

Harmadik szakasz: 1996–2000, a dinamikus növekedés időszaka.

Erre az időszakra az egész iparban a külföldi működő tőkével érkezett, korszerűbb technológiák széles körű meghonosodása és az új típusú szervezési és marketing módszerek térnyerése jellemző. E tényezők a termelékenység rendkívüli növekedését eredményezik.

Az elektronikai ipar bruttó termelésének és exportértékesítésének gépiparon belüli részesedése számottevően megnőtt. Az előbbi részesedése 1995-ben még csak 18,1, 1999-ben már 39,4 százalék, az exportértékesítés még nagyobb ütemben bővült: az 1995. évi 12,8-ról négy év alatt 52,4 százalékra nőtt.

Ha a teljes iparban vizsgáljuk a három szakágazat súlyát, akkor a termelésen belüli részesedésük 1995-ben 3,2, míg 1999-ben 15,9 százalék, az exportértékesítésben pedig rendre 4,4 illetve 34,8 százalék. Az adatok alapján megállapítható, hogy a gépiparon belül az egyik legdinamikusabban fejlődő szakágazat az elektronikai ipar, talán csak a járműipar fejlődése mérhető össze vele.

1995-től kezdve felgyorsult az iparági szerkezetváltás, de az igazi növekedés csak 1997-től indult meg. Itt az elégtelen nagyságú hazai tőkeforrás-állomány miatt a meghatározó szerepet a külföldi működő tőke játszotta. A külföldi tőke súlyának növekedését az 1. tábla szemlélteti.

1. tábla

Az állami és a külföldi tőke arányának változása

Ág, ágazat	Állami			Külföldi		
	tulajdon aránya a jegyzett tőkéből (százalék)					
	1988	1995	1997	1988	1995	1997
Iroda- és számítógépgyártás	100,0	0,6	–	–	41,1	74,3
Híradástechnikai termékek gyártása	100,0	15,1	8,8	–	36,6	53,3
Műszergyártás	100,0	11,8	2,6	–	17,7	34,4
Együtt	100,0	13,0	5,7	–	30,7	49,0

2. tábla

A foglalkoztatottak létszámának (átlagos állományi létszám) alakulása, 1988–2000 (fő)

Év	Iroda- és számítógépgyártás	Híradástechnikai termékek gyártása	Műszergyártás	Együtt	A TEÁOR változása miatt korrigálva
1988	95 029		53 006	148 035	111 026
1990	73 412		44 400	117 812	88 359
1991	54 621		35 541	90 162	67 622
1992	2 540	26 073	21 861	50 474	50 474
1993	2 904	21 453	16 299	40 656	40 656
1994	2 273	18 741	15 098	36 112	36 112
1995	1 934	20 677	14 811	37 422	37 422
1996	3 877	21 076	13 794	38 744	38 744
1997	5 953	26 374	13 873	46 173	46 173
1998	4 770	28 242	14 773	47 785	47 785
1999	11 406	29 818	13 732	54 956	54 956
2000	11 224	39 569	13 897	64 690	64 690

A 2000. évi társaságiadó-bevallás adatai szerint a villamos gép, műszer gyártása ágazatban 2000-ben a külföldi tőke aránya 78 százalék volt. Vagyis a vizsgált időszak végére már a multinacionális cégek alkotják a magyar elektronikai ipar fő erejét. Ez nemcsak új technológiákat, új termékeket, hanem új piacokat is jelent. Az új vállalkozások közös jellemzője, hogy az 1990-es évek második felében világszerte megfigyelhető konjunktúra hatására jöttek létre. A megnövekvő piaci igényekre válaszolva a termelésbővítő beruházásokat nem a korábbi telephelyeken, hanem (többek között)

Magyarországon hajtották végre, azaz szó sincs a gyártócégek áttelepítéséről. Az iparág eredményei kifejezetten annak az exportrobbanásnak voltak köszönhetőek, amely a multinacionális cégek beruházásai nyomán, néhány (tíz)ezer foglalkoztatott produktumként növelte az ipari termelést és az exportot is. Bár ez már kívül esik az elemzett időszakon, azért el kell említeni, hogy a 2001 elején bekövetkező világgazdasági pangás, majd a szeptember 11-i terroristámadás utáni recesszió, pontosan emiatt az erős kapcsolódás miatt hatott annyira erősen nemzetgazdaságunkra. A foglalkoztatottak alakulásának változását a 2. tábla mutatja.

A 2. tábla adatainak trendje hasonlatos a 3. ábrán látható görbe alakjához, azzal a különbséggel, hogy mélypontját nem 1992-ben, hanem 1994-ben éri el. 1992-re az iparágban foglalkoztatottak létszáma a bázisévhez képest 55 százalékkal csökkent ugyan, azonban ez még mindig 14 ezer fővel több mint az 1994. évi adat. Ennek valószínűleg az az oka, hogy a gazdálkodó egységek nem voltak képesek egyszerre kifizetni az elbocsátásokkal járó végkielégítéseket stb., reménykedtek a fellendülésben és inkább görgették maguk előtt a túlfoglalkoztatás terheit.

1994-et követően a létszámcsökkenés megállt, ami szerencsés módon az abszolút értékben is növekvő termelés mellett a termelékenység javulásával párosult. Szembetűnő az iroda- és számítógépgyártásban foglalkoztatottak számának hirtelen megugrása 1998-at követően. Jelen esetben arról van szó, hogy gyakorlatilag ez időtől beszélhetünk arról, hogy országunkban nagyipari méretekben beindult a munka egy korábban már működő, de átmenetileg majdnem megszűnt iparágban, a számítógépek és részegységeinek gyártásában. Ezekben az években szinte előzmény nélkül jelent meg két-három új gyártó-összeszerelő vállalkozás, és az EMS (Electronic Manufacturing Services) -cégeknél is beindult ez a tevékenység.

3. tábla

A termelő- (szolgáltató-) szervezetek számának változása a híradástechnikai, számítástechnikai és műszeriparban

Termelőszervezet	1988.	1992.	1994.	1997.	2000.
	évben				
Jogi személyiségű szervezetek száma összesen	271	1268	1360	1703	1627
Ebből:					
Vállalat (állami)	106	85	18	7	–
Szövetkezet	165	127	89	42	28
Gazdasági társaság	–	1055	1249	1654	1599
ebből: Kft.	–	1006	1168	1576	1550
Rt.	–	49	81	76	49
Egyéb szervezet	–	1	4	–	–
Jogi személyiség nélküli szervezet összesen	–	1142	1338	1391	1426
Ebből:					
Közkereseti társaság	–	31	48	57	137
GMK	–	584	423	214	49
Betéti társaság	–	511	860	1107	1233
Szakcsoport	–	16	–	–	–
Egyéb	–	–	7	13	7

A 2000. évben a híradástechnikai iparban következett be látványos (32 százalékos) létszámbővülés, amely többek között annak köszönhető, hogy megkezdődött a mobiltelefonok gyártása. Ebben az időszakban öt cégnél is folyt ilyen munka, igaz, ez a szám mára kettőre apadt.

A létszámváltozások együtt jártak az iparág tulajdonosi struktúrájában bekövetkezett változásokkal. Az elemzett időszak néhány évét illetően a 3. tábla ad számszerű tájékoztatást.

A legfontosabb momentum, hogy 1997-ben már csak hét van, 2000-ben pedig már egyetlen vállalkozás sincs állami tulajdonban. Nagymértékben megnőtt a kft.-k és a bt.-k száma. E kettő a jellemző társasági forma az iparágban.

Az iparági kibocsátás ingadozását két-két professzionális, illetve szórakoztató elektronikai termék gyártási adatai illusztrálják. (Lásd a 4. táblát.)

4. tábla

Fontosabb termékek termelése

Év	Távbeszélő-készülék (ezer darab)	Távbeszélő-központ (száz vonal)	Rádió-	Tévé-
			készülék (ezer darab)	
1988	175	448	125	433
1990	153	324	66	492
1991	94	105	14	308
1992	97	141	0	274
1993	163	369	1	204
1994	217	227	2	272
1995	484	–	–	274
1996	227	638	310	707
1997	285	678	528	963
1998	174	1002	2328	1703
1999	167	1445	2700	2521
2000	–	1323	3336	3185

A professzionális híradásipari termékek közül az elemzett időszak legjellemzőbb termékei a távbeszélő-készülékek és a főközponti vonalak. Ezek számának alakulásában jelentős szerepet játszott az 1992-ben megindult, privatizációval egybekötött telefonhálózat-bővítési program. Ez azt is jelenti, hogy a termékek elsősorban belföldre kerültek.

A szórakoztató elektronika esetében viszont a termelés alakulását a külpiazi helyzet szabályozta. Míg 1992–1994-re hazánkban gyakorlatilag megszűnt a rádiógyártás, az újonnan létrejövő, exportra dolgozó gyártókapacitások valósággal újjáélesztették a gyártási kultúrát. Az évtized közepe óta csak színes tévé készül hazánkban. A rendszerváltás után volt olyan év, amikor négy ilyen cég is működött, majd számuk egyre csökkent. Később, a Dunántúlon, új gyártóbázis létrejöttével ismét bővült a gyártók száma.

Bár egyes cégek (például a Samsung) már korábban is gyártottak teljes berendezéseket (színes tévé), mindazonáltal az évtized második felének meghatározó vonása a végtermékgyártás meghonosodása lett. Ezekben az években valósult meg egy sor nyugat-európai és távol-keleti multinacionális cég beruházása, melyek szórakoztatóelektronikai termékeket állítottak elő nagy sorozatban (hifi- audio-, autó- audio-, kombinált video-

rendszerek). Itt talán hangsúlyozni sem kell, hogy magas szintű technológiák alkalmazásáról van szó. Az egyszerűbben előállítható, tömegesen előállított termékek gyártása fokozatosan kiszorult az országból, mert azok – ahogyan ez majd az 5. táblából látható – nem bírták el a növekvő magyar bérszínvonalat.

Összegzőképpen elmondható, hogy az elektronikai iparban hazánkban az 1990-es évtized végére a termelési és a termékstruktúra teljesen átalakult. Eltűntek a korábban meghatározó, ám elavult gyártmányokat régi technológiákkal készítő magyar vállalkozások, helyükre a külföldi érdekeltségek léptek. A gyártmánystruktúra némiképp a szórakoztató elektronika felé tolódott el. Gyakorlatilag teljesen megszűnt a hazai alkatrészgyártás; a felhasznált ellenállások, kondenzátorok, félvezetők stb. szinte teljes egészében importból származnak. Ugyanakkor új termékcsoportok is megjelentek: például autóelektronika, merevlemez-meghajtók stb.

TERÜLETI VÁLTOZÁSOK

A vázolt termelési és piaci szerkezet átalakulását tér- és időbeni mozgás kísérte. Ezt a mozgást legérzékletesebben konkrét vállalati példákkal lehet illusztrálni. A vizsgált iparág esetében a kezdeti időket úgy jellemezhetjük, hogy a szocialista gazdálkodási rendszer alapvető jellemzője volt a tröszt jelleg és a Budapest központúság. A meghatározó cégek sorra itt tömörültek: Egyesült Izzó (Tungstam), BHG Budapesti Híradástechnikai Gyár (korábban Beloianisz Gépgyár), Orion, Finommechanikai Vállalat (FMV), Telefongyár, vagy a BRG Budapesti Rádiótechnikai Gyár. Az 1960–1970-es években a fővároson kívül csak Székesfehérvárott alakult ki elektronikai gyártócentrum (Videoton). A kor extenzív iparfejlesztési koncepcióinak megfelelően az 1970-es évek elején megkezdődött a vidék iparának kialakítása is.

A korszak vidéki ipartelepítésének több politikai-gazdaságpolitikai célja volt. Egyrészt a fővárosban és agglomerációjában nem állt már rendelkezésre a megfelelő munkaerő. Másrészt a korszerűsödő mezőgazdaság munkaerőigénye csökkent, ezért vidéken jelentős volt a szabad munkaerő. Ugyanakkor el nem hanyagolható a korszak bérszínvonal-gazdálkodása sem. Ez nem az egy-egy vállalatnál kiáramló bér tömegét tartotta szem előtt, hanem annak átlagos szintjét. Ezért a vállalatoknak érdekükben állt alacsony végzettségű, olcsó bérű „vattaembereket” alkalmazni, amire a legjobb lehetőséget a vidéki telephelyek kínálták. (Természetesen ez a bér-gazdálkodási forma nem volt igazán költségérzékeny.) A folyamat eredményeképpen jelentek meg az új gyáregységek a kisebb városokban, döntő módon a Salgótarjától Törökszentmiklóson át Kecskemétig terjedő vonalon belül. A Dunántúl déli része felé ennél jóval kisebb mértékű volt a terjeszkedés, ilyen kivétel Nagykanizsa, Pécs. Ezek a gyárak a nagy létszámú, de alacsonyan képzett munkaerőre az alacsonyabb szaktudást igénylő feladatokat bízták. Ezek voltak azok a területi jellemzők, melyekkel elektronikai iparunk szembesülni kényszerült a gazdasági rendszerváltozás során.

Az 1990-es évek elején elindult privatizáció következtében a korábbi nagyvállalatokat új, kisebb vállalkozások váltották fel. (Lásd a 3. táblát.) Ennek során a cégek osztódással szaporodtak. Ezek egy része túlélte a megrázkódtatásokat, mások teljesen eltűntek: például ma már gyakorlatilag nincs magyar hajógyártás.

Az elektronikai iparban olyan, korábban meghatározó cégek szűntek meg, mint a BHG, BRG, FMV. Elsőként a Budapesten székelő központok mentek tönkre, mivel a bo-

nyolultabb, speciális, más termékre nem konvertálható gépkapacitás főként itt volt. Az egyszerűbb tevékenységet végző vidéki gyárak számára nem volt gond, ha például telefonközpontok tartóvázai helyett telefonfülkéket kellett gyártani. Egy időre szinte teljesen leállt az elektronikaalkatrész-gyártás, másokat megvett a konkurencia, mint a budapesti Telefongyárat a Siemens, a Tungstramat a General Electric, vagy az Orion jászfényszarui gyárat a Samsung. Sajnálatos módon, az ilyen példából kevés van.

A korszak legjellemzőbb fejlődési formája a zöldmezős beruházás (Ericsson, Philips) elsősorban az ország nyugati részén, azon belül is a Budapest–Bécs tengely mentén (például a Philips gyárai Szombathelyen, Győrött, Székesfehérvárott), illetve Budapest vonzáskörzetében (például a TDK Rétságon, a Zollner Vácott, a Bosch Hatvanban, az Utah/Lear Gödöllőn). Az elektronikai és a járműipari beruházások térben és időben hasonlóan valósultak meg. Létrehozásukat a már meglévő M1 gyorsforgalmi út (akkor még csak részben autópálya) mellett Ausztriának mint logisztikai bázisnak a közelsége indokolta. Ugyanakkor nem elhanyagolható a jó vasúti összeköttetés sem. A Duna mint vízi út által kínált lehetőségek itt sokadrangúak, mivel kis helyigényű, nagy értékű áruk fuvarozásáról van szó, melyeket célszerűbb közúton, sőt akár légi úton szállítani.

Visszatérve a korábban már említett négy elektronikai termékre, ezek esetében is az említett tendenciák érvényesültek. Míg például a telefonközpontokat kizárólag Budapesten szerelték össze és a telefonkészülékeket Budapest agglomerációjában (Törökbálinton és Pécelen) állították elő, addig a szórakoztató elektronikai eszközöket elsősorban a Dunántúlon (és Jászfényszarun) létrejött új kapacitások bocsátják ki mind a mai napig.

Az elemzett időszak végére az iparág nyugat-magyarországi terjeszkedése lelassult, elsősorban azért, mert nagyon lecsökkent a szabad munkaerő mértéke. Ebből Dunántúl déli része húzott hasznot. Erre jó példa az EMS-tevékenységet végző, azaz más cégeknek, azok márkanévén készterméket gyártó Flextronics, amely Sárvár után Zalaegerszegen hozta létre újabb, az előbbinél nagyobb termelőbázisát. Figyelmet érdemel a szintén az EMS-csoportba sorolható Elcoteq meglepedése Pécsen, ahol korábban a budapesti székhelyű Mechanikai Laboratórium nevű, katonai elektronikát, rádióstúdiók berendezéseit előállító állami vállalat egyik üzeme volt. Az anyacég tönkremenetele után a telephelyet előbb az olasz, számítógép-monitorokat gyártó Hantarex, majd a hasonló profilú finn Elcoteq vette meg. Ezzel együtt a Nokia is megjelent a városban, azonban profiltisztítás miatt termelőkapacitásait eladta az Elcoteqnek és kivonult Pécsről. Ugyanebben az időszakban lett Európa legnagyobb fényforrásgyárává a General Electric nagykanizsai telephelye.

A Dunántúl korábban legnagyobb elektronikai gyára, a Videoton a rendszerváltozást megelőzően késztermékeket állított elő (például színes televíziókat). Az 1990-es évek elejére tönkrement, gyakorlatilag a felszámolás határára került. A teljes összeomlástól a privatizáció, és az ezzel járó szervezetátalakulás mentette meg. Ma holding formában ismét a vezető cégek között van, tevékenységi köre szintén az EMS-csoportba sorolja. Ugyanis a Videoton új menedzmentje felismerte, hogy a régi termelési struktúrában a termelés nem folytatható. A meglévő fizikai (épületek, infrastruktúra) és szellemi (megfelelően képzett munkaerő) adottságokat kell kihasználniuk oly módon, hogy azokat a szóba jöhető partnerek részére a legelőnyösebben ajánlhassák fel. E munka eredményeként sorra jelentek meg náluk a legnagyobb cégek, közöttük a Ford, Panasonic, Sony, de e körbe tartozik az IBM és a Mannesmann is. Mivel ezek többnyire csak bérelték a te-

lephelyet és a dolgozók többségét, az ezredfordulót követő dekonjunktúra idején különösebb tétovázás nélkül hagyták el az országot és vitték például Kínába a termelést.

Az iparág terjeszkedése idővel munkaerő-problémákat is felvetett. Jellemző módon ekkor választotta a Nokia Komáromot, ahol kezdetektől fogva kénytelen szlovákiai munkásokat is alkalmazni. (Hasonló a helyzet az esztergomi Suzukinál is.) Tekintettel arra a tényre, hogy Északnyugat-Magyarországon gyakorlatilag ma már nem áll rendelkezésre szabad munkaerő, ezért a vizsgált időszak végén elindult egy (észak)kelet-magyarországi terjeszkedés is.

Az elektronikai és autóipar térbeli és időbeli elterjedéséből jól látható Kelet-Magyarország talán túlságosan is lassú „felfedezése”. Az itteni multinacionális cégek többsége csak a vizsgált időszak végére jelent meg. Ennek legfőbb oka a hiányos infrastruktúra: az M3-as autópálya mind a mai napig nem köti be az ország vérkeringésébe a térség legnagyobb városait (Miskolc, Debrecen, Nyíregyháza).

Mint azt az 1. tábla adataiból kitűnik, a külföldi cégek magyarországi megjelenése elsősorban az 1990-es évek világgazdasági feljutásának köszönhető. A bővülő piaci igényeket az olcsóbb bérű, átmeneti gazdaságú országokban létrehozott új kapacitásokból elégítették ki. A nálunk létrehozott leányvállalatoknál két tendencia érvényesült. Az egyik esetében az alacsony szakképzettséget igénylő, monoton szalagmunkák (például forrasztási munkák) dominálnak, a hozzájuk tartozó alacsony bérrel. (Erre a fajta tevékenységre jó példa a kábelkorbácsok gyártása, amely az 1990-es évek elején jelent meg hazánk nyugati határainál. A csökkenő munkaerő-kínálat és a növekvő bérek miatt az évek során e termék gyártása terjedt kelet felé, az évtized közepére elérte a Tisza vonalát, 2000-hez közeledve pedig lassan átlépte keleti határainkat.)

5. tábla

*Az elektronikai iparban foglalkoztatottak bruttó bére
(forint)*

Év	Fizikai	Szellemi	Átlagbér	Minimálbér
1988	7 600	12 080	8 900	–
1990	11 550	17 290	13 100	5 600
1991	14 350	23 750	16 970	7 000
1992	18 650	30 950	22 450	8 000
1993	19 200	38 560	25 370	9 000
1994	24 720	49 450	31 500	10 500
1995	28 470	67 100	38 530	12 200
1996	35 870	81 310	46 840	14 500
1997	43 640	104 360	57 210	17 000
1998	53 140	138 960	70 940	19 500
1999	64 950	179 060	86 960	22 500
2000	76 802	184 677	96 506	25 500

A másik korántsem általános eset az, hogy néhány év késéssel sorra jelentkeztek a legkorszerűbb, világszínvonalon álló termékek is, elsősorban az EMS-gyártóknál, de ide tartoznak az IBM merevlemez-meghajtói, illetve a Philips egyes termékei is. Ugyancsak ide kell sorolni az autóelektronikai termékeket gyártó cégeket is (például Temic, Zollner Electric). Ez utóbbi szakmakultúrát azért érdemes kiemelni, mert itt fokozottan „bizalmi”

termékekről van szó: életvédelmi, vagy az autózás biztonságát növelő eszközökről, ahol a legkisebb termelési hiba is gépjárművek ezreinek visszahívását eredményezheti, ami hatalmas károkkal, kártérítésekkel jár. Talán mondani sem kell, hogy ez esetben a legmodernebb technológiák használatáról van szó.

Mint említettem, a jövedelmek az iparágban folyamatosan nőttek. A bruttó bérek alakulásáról az 5. tábla ad tájékoztatást. Az adatokat a KSH különböző kiadványai alapján számoltam ki és csekély mértékű kerekítést tartalmaznak.

Az 5. táblából jól látható, hogy az iparágban a fizikai munkások átlagbére mindig mintegy 100 százalékkal múlta felül a mindenkori minimálbért, a szellemieké pedig 350-700 százalékos szint körül mozgott. Vagyis nem volt igazán jellemző a minimálbéren történő foglalkoztatás, bár a legegyszerűbb munkák esetében természetesen erre is található példa.

Az elemzett tizenegy évben tehát az elektronikai ipar dekoncentrációja megnőtt, fő bázisai megváltoztak, új helyeken új termelőközpontok alakultak ki. Ugyanakkor a vállalati, a tulajdonosi kör is gyökeresen átalakult. Magyarország adottságai szempontjából előnyösen változott az iparág belső összetétele, piacorientáltsága. Megfigyelhető továbbá egy lassú, de folyamatos Kelet-Magyarország felé történő nyitás. Nehézséget okoz azonban az erős beszállítói háttér hiánya, elsősorban az elektronikai ipar területén.

LEHETSÉGES JÖVŐKÉP

A bevezetőben már jeleztem, hogy elektronikai iparunk időről időre fel tudott mutatni olyan technológiákat és termékeket, amelyek a haladás élvonalába tartoztak. Így az ágazat, hála a magyar szakemberek tudásának, állhatatosságának, még a legnehezebb körülmények idején is megállta a helyét, a rendszerváltozást követően is. Képes volt arra, hogy a korábbiakban részletezett visszaesés után, az 1990-es évek közepétől ismét gazdaságunk egyik fő hajtómotorjává váljék. Mára Magyarország termeléséből az ipar 82 százalékkal részesedik (a mezőgazdaság 9, az építőipar 9 százalék), ennek 42 százalékát a gépipar állítja elő (azaz az összes termelés 34-35 százalékát), a 42 százalékából 25 százalékot pedig az elektronikai iparunk.

Az ezredforduló után az iparág fejlődése megtorpant, lelassult. Ennek okait elsősorban a világgazdasági környezet alakulásában kell keresni. Mint azt már említettem, a nemzetközi munkamegosztásba nagy erővel bekapcsolódó iparág eredményei elsősorban egy exportrobbanásnak voltak köszönhetőek. A 2001 elején bekövetkező világgazdasági pangás, majd a szeptember 11-i terrortámadás utáni és a mai napig tartó recesszió súlyosan hatott nemzetgazdaságunkra. Lássunk néhány jellemző külső okot.

– Az amerikai piacon meghatározó a hitelre történő vásárlás. Az elmúlt években megemelkedett kamatszintek miatt a fogyasztók elhalasztják a tartós fogyasztási cikkek vásárlását.

– 2001-ben az informatikai termékek és a mobil eszközök területén megtorpánás, visszaesés következett be a világpiacra. Egyrészt lelassult az informatikai eszközök addigi gyors lecserélése, másrészt a harmadik generációs (beszéd, adat és mozgókép átvitelére is alkalmas) rádiótelefon-rendszerek (Universal Mobile Telecommunication System – UMTS) elterjedése nem az elképzelt ütemben következett be, ezért jelentős késés áll elő. Az UMTS-rendszerek rendkívül magas fejlesztési költségeinek a megtérülése a szolgáltatást nyújtó társaságoknál kérdésessé vált. Ez nagymértékben lelassította ennek a mobilrendszernek az elterjedését, és ez a mobilkészülékeket és -berendezéseket gyártó vállalatok számára is kedvezőtlen hatással volt. Az UMTS-

beruházások még azokban az országokban (Skandinávia, Finnország) is nehezen térülhetnek meg, ahol a használati jogot (szinte) ingyen adták.

– A világgazdaság információtechnológiai, kommunikációs piacán a fellendülés még mindig várat magára. Először az Egyesült Államokban jelentkezett informatikai, telekommunikációs piaci recesszió az EU-országokat is elérve, Magyarországon is megjelent.

Figyelembe kell venni a multinacionális cégek magyarországi magatartását is. A privatizáció kezdetén a külföldi tőke nagyon óvatos volt: csak a legalacsonyabb színvonalú, összeszerelő tevékenységet helyezték át hazánkba, a mérnöki tudást igénylőt megtartották maguknak. Ez akkor érhető volt, hiszen az anyaországokban már drágán berendezett kutató-fejlesztő központok álltak rendelkezésre. A K+F-tevékenység áttelepítése idő- és ezzel együtt piacvesztést jelentett volna, a magyar mérnökök tudásával szembeni bizalmatlanság is megfigyelhető volt.

Sajnálatos módon, az eltelt évek alatt, a helyzet nem sokat enyhült. Bár a kormányzat különböző intézkedésekkel (például a K+F-bázisok létrehozásának kiemelt támogatása) megpróbálta ösztönözni a legmagasabb szellemi értéket képviselő tevékenységek letelepítését, ez csak részben volt eredményes. Alig néhány fejlesztő bázis jött létre, elsősorban Budapesten: Ericsson, GE Medical Systems, Nokia. Kivétel a Knorr Bremse cég, amely Kecskeméten is fejleszt. Ezzel egyidőben javult a cégek véleménye: ma már a legkezdetlegesebb összeszerelés helyett egyre bonyolultabb feladatokat bíznak a magyar munkásokra.

Egy multinacionális cég egy nagyberuházás létrehozása után már nem szívesen hagyja itt az országot, különösen nem, ha gyengébb infrastruktúrájú országba kell áttelepülnie. (A tanulmány írásáig gyakorlatilag csak azok a cégek hagytak fel a termeléssel, amelyek csupán bérelték a telephelyet és vele a munkaerőt például Mannesmann, IBM.) Az itt maradók hajlandók többet fizetni alkalmazottaiknak, amennyiben azok nagyobb tudással nagyobb értéket képesek előállítani. Megfigyelhető, hogy a magyarországi hagyományral rendelkező társaságok (például Ericsson, Siemens, Philips) eddig nem éltek drasztikus leépítésekkel. A tradícióval nem rendelkező, többségükben elektronikai termékek összeszerelésével (EMS) foglalkozó társaságok (például Flextronics, Elcoteq) termelésüket, a jövedelmezőség kedvezőtlen alakulása esetén, könnyebben szüntetik meg vagy telepítik át más országba.

Meg kell tehát találni azokat a kitörési pontokat, amelyek megszüntetik a magyar munkaerő „bérrabszolgai” státusát és mérnökeinket ismét visszahelyezik az őket megillető helyre. A bérek növekedése azonban mind drágábbá teszi a termelést, hacsak nem párosul a munkáltatók költségeit csökkentő intézkedésekkel, viszont ezeket sem lehet teljesen megszüntetni.

Bár „olcsó” ország már nem leszünk, azonban még mindig alacsonyabbak lesznek a bérjellegű költségek, mint Nyugat-Európában. Ezért várható, hogy egyes termelőkapacitásokat áttelepítenek az újonnan csatlakozott országokba, köztük hozzánk is. Ezek azonban többé már nem a legegyszerűbb összeszerelő munkák lesznek – azokat továbbviszik Ukrajnába vagy Kínába –, hanem a nagyobb hozzáadott értéket létrehozó, magasabban kvalifikált munkaerőt igénylő tevékenységek. Ha nemcsak betanított munkásokat alkalmaznak, hanem szakmunkások, technikusok sorát is, akkor a magyar mérnökök is megtalálják az őket megillető helyüket a nagyvállalatoknál.

A helyzet kulcsa tehát a szakirányú képzés. Abban az esetben, ha Magyarország ismét a jól képzett szakmunkások, technikusok, mérnökök országa lesz, úgy elektronikai ipa-

runk továbbra is vezető iparág maradhat, és ez nem csak a multinacionális cégeket jelenti. Példák sokasága mutatja, hogy a jó szakképzettség megfelelő gazdasági környezetben milyen hatalmas eredményekre képes. Többek között arra van szükség, hogy a szakmai közép- és felsőfokú iskolák a várhatóan megnövekvő igényeknek megfelelő számú és tudással rendelkező munkaerőt képezzenek ki. Szerencsére nálunk is előtérbe került az élethosszig tartó tanulás gondolata. Ez különösen fontos az elektronikai iparban dolgozók esetében, hiszen itt a leggyorsabbak a változások.

Mindezt csupán kiegészíti a hazai beszállítói háttérpar fejlesztése. A mindennapi gyakorlatban egyetlen multinacionális cég sem képes működni a fogadóország háttérpari infrastruktúrája nélkül, tehát érdemes erre összpontosítani. Ezek a legnagyobb részben magyar tulajdonban levő, például mérnöki szolgáltatásokat nyújtó vállalkozások új munkahelyeket nyújtanak. Ma elektronikai cégekhez csak fém- és műanyagalkatrészeket, csomagolóeszközöket szállítanak be a magyar vállalkozások. El kell érni, hogy olyan kis- és középvállalkozások állhassanak a cégek rendelkezésére, amelyekhez ez utóbbiak termelési folyamatainak jelentős hányadát el lehet juttatni. A magyar tulajdonú elektronikai cégek közül feltételezhetően azok lesznek a következő évek nyertesei, amelyek már ma is megfelelő tőkét tudtak felhalmozni, de nemsokára felzárkózhat melléjük egy másik nemzedék: az innovatív, kreatív, kockázatvállaló egyének csoportja.

Valószínűleg lesz azonban egy „viszonylagos” vesztes kategória is, a kizárólag magyar piacra termelő cégeké, amelyek képesek ugyan kielégíteni egyes magyar igényeket, de termékeik Európában már nem lesznek versenyképesek. Összefoglalva, a magyar elektronikai ipart csak akkor nem fenyegeti veszély, ha mind az állam, mind az egyén képes lesz megfelelő energiát fektetni a továbbképzésbe.

IRODALOM

- BARKÓ J. – SIPOS M. (1992): Kell nekünk elektronikai ipar? *Ipari Szemle*, 12. évf. 5. sz. 16–18. old.
- BARTA GY. (2002): *A magyar ipar területi folyamatai 1945–2000*. Dialóg-Campus, Budapest–Pécs.
- DR. FLÓRIÁN I. – SIPOS M. (1997): A magyar gépipar jelene és jövője. *Gépjártástechnológia*, 37. évf. 12. sz. 8–10. old.
- HÁMOR SZ. (2003): Vége az olcsó munkaerő korának. *Népszabadság*, 6. évf. január 27.
- HORVÁTH GY. – RECHNITZER J. (szerk.) (2000): A külföldi működő tőke szerepe a magyar ipar duális struktúrájának és regionális differenciálódásának kialakulásában. In: *Magyarország területi szerkezete és folyamatai az ezredfordulón*. MTA Regionális Kutatások Központja, Pécs. 265–281. old.
- PAVLOVICS Á. (1998): Fejlődés, megtorpanás, új lendület. *Autonómia*, szeptember.
- SIPOS M. (1998): A magyar gép- és elektronikai ipar – túl a mélyponton. *ELEKTRONet*, 7. évf. 2. sz. 80–81. old.
- DR. SZENTGYÖRGYI ZS. (1994): A magyar elektronikai ipar összeomlása. Okok és következmények. *Magyar Tudomány*, 39. évf. 5. sz. 573–587. old.

SUMMARY

The author attempts to present the course that Hungarian electronic industry passed between 1990–2000.

Hungary in 1990 changed its political and economical system. Since that time our electronic industry has passed through fundamental changes. Even in the time of „centrally planned economy” it played a very important role in the nation’s economy. Because of different reasons (e.g. COCOM restrictions, difference between rubel and dollar related export/import) it was unable to develop and produce state of art level items. The introduction of market economy influenced industry dramatically: the output fell by 70 percent in 1992. In spite of this fall since 1995 electronics have got new impulse from the foreign direct investment and became one of the engines of Hungary’s economy. At the same time the company ownership, the technology used in the plants, the production structure has been radically transformed. Its geographical centre relocated from Budapest to Western Transdanubia. Finally the author outlines a possible picture of this branch for the time after the accession to the EU.

A KOVARIANCIASZTRUKTÚRA-MODELLEK ILLESZKEDÉSVIZSGÁLATA

DR. HAJDU OTTÓ

A kovarianciasztruktúra modellezése latens változók figyelembevételével a többváltozós elemzések dinamikusan fejlődő irányzata. E módszertannak is alapvető problémái a paraméterbecslés mikéntje, és a becült modell mintához való illeszkedésének a jellemzése. Adott paraméterbecslési eljárás alkalmazásával a szóba jöhető illeszkedésvizsgálati eszközök körét is behatároljuk. Az illeszkedés jóságának a megítélése egyfelől történhet hipotézisek tesztelése révén, másfelől olyan mutatószámokra, indexekre támaszkodva, melyeknek egy normált intervallumon felvett magas értéke jó, alacsony értéke pedig rossz illeszkedést jelez. A tesztstatisztika e tárgykörben a mintaelemszám növekvő függvénye, és olyan chi-négyzet eloszlásra vezet, melynek szabadsági foka viszont független a mintaelemszámtól. Ezért kellően nagy mintaelemszám mellett bármely modell jó illeszkedése elvethető. Kézenfekvő igény tehát nem hipotézisvizsgálati alapú, heurisztikus indexek kidolgozása és alkalmazása. A tanulmány áttekinti, rendszerezi és számszerűsíti az irodalomban ez ideig megjelent főbb mérőszámokat.

TÁRGYSZÓ: Illeszkedésvizsgálat. Paraméterbecslés. Latens változók.

A kovarianciasztruktúra elemzése egymással korreláló változók páronkénti kovarianciáit egy hipotetikus, többegyenletes modell strukturális paramétereire vezeti vissza. Az elemzés során előbb becsüljük a paramétereket a mintabeli kovarianciák alapján, majd e kovarianciákat a becült modellből levezetett megfelelőikkel szembesítjük. A szembesítés eredményeképpen megállapítjuk a modell releváns vagy irreleváns voltát, a releváns modell illeszkedését a mintához, illetve két jól illeszkedő, versengő modell közül a takarékosabbat, vagyis a kevesebb paraméterből fölépülőt választjuk. A hipotetikus modellt strukturális (maradékkal magyarázó) egyenletek szimultán rendszere határozza meg. Ezekben az egyenletekben mind az endogén, mind az egzogén változók szerepét közvetlenül megfigyelhető indikátorok, de latens jellegű, közvetlenül nem mérhető, posztulált faktorok is játszhatják.

A modell θ strukturális paramétereinek becsléséhez annyi (nemlineáris) egyenlet áll a rendelkezésünkre, ahány (nem duplikát) kovarianciát (a varianciákat is beleértve) modellezünk a p -számú indikátorváltozó egymásközi (p,p) rendű Σ elméleti kovarianciamátrixában: $\Sigma = \Sigma(\theta)$, ahol a $\Sigma(\theta)$ függvény a paraméterek és a Σ kovarianciamátrix elemeinek a kapcsolatát reprezentálja. A feladat a paraméterek becslé-

se a mintabeli torzítatlan (korrigált) \mathbf{S} kovarianciamátrix alapján, majd a becült paraméterekkel számított $\hat{\Sigma} = \Sigma(\hat{\theta})$ kovarianciamátrix illeszkedésének a jellemzése.

A kovarianciastruktúra elemzése többek között olyan témaköröket ölel fel, mint például a konfirmatív faktoranalízis, a „path”-analízis, a szimultán egyenletek modellezése vagy a latens változós strukturális egyenletek becslése, de egyszerű esetként a lineáris regressziós modellt is magában foglalja.

Bármelyik modelltypust is teszteljük, kézenfekvő és alapvető eszköz a likelihood-arány (LR) teszt elvének alkalmazása, melynek tesztstatisztikája nagymintás esetben aszimptotikusan chi-négyzet eloszlású, ha a hipotetikus modell érvényben van. Az LR χ^2 teszt egymásba ágyazott modellek szelektálására alkalmas, ezért segítségével dönthetünk a hipotetikus célmodell és a minta által megtestesített, maradék nélkül magyarázó ún. szaturált modell között. Ekkor a χ^2 statisztika speciálisan GF χ^2 (goodness of fit). Ha a teszt azt sugallja, hogy a célmodellről a szaturált modellre való áttérés nem javítja jelentősen a likelihood kritériumot, akkor a modell közel van a mintához, tehát illeszkedésüket megfelelőnek ítéljük, egyébként nem. Az illeszkedés ilyenén való mechanikus tesztelésével kapcsolatos alapprobléma, hogy míg a GF χ^2 statisztika számított értéke növekvő függvénye az N mintaelemszámnak, df szabadsági foka viszont az indikátorváltozók párosításainak $p(p+1)/2$ száma, a becülendő paraméterek n_b számával csökkentve. Mivel magas GF χ^2 statisztika a mintától távoli modellt jelez, ezért elegendően nagy mintanagyság mellett bármely modell illeszkedése elvethető. Az irodalom ezért folyamatosan dolgoz ki olyan heurisztikus GF_I indexszámokat „goodness of fit indices” is, melyek nem hipotézisvizsgálati alapúak, hanem egy normált terjedelmén felvett értékük alacsony vagy magas volta jellemzi (szubjektív értékítélet alapján) az illeszkedés jóságát.

Mindkét irányzat kiterjedt és szerteágazó, az egyes mutatók statisztikai tartalma és tulajdonsága formulájukból közvetlenül nem mindig látható, és maguk a formulák sem közismertek. Jelen tanulmány átfogóan bemutatja és elemzi az irodalomban ez ideig javasolt, lényeges GF-mértékeket. Mivel az egyes mutatók adott paraméterbecslési eljárás-hoz kötődnek, ezért a θ paraméterek becslési módszereire is kitérünk. A kovarianciastruktúrát a következőkben a konfirmatív faktormodellel illusztráljuk, és a tárgyalt GF-mutatók számszerű értékelését is a konfirmatív faktoranalízis (CFA) kapcsán mutatjuk be.

A KONFIRMATÍV FAKTORMODELL

Tekintsük az x_j ($j=1,2,\dots,p$) indikátorváltozókat, melyek mindegyikére $i=1,2,\dots,N$ számú megfigyeléssel rendelkezünk. A modell szerint az indikátorváltozók alakulását faktorok, azaz közvetlenül nem mérhető tényezők magyarázzák. A faktorok révén az indikátorok csak részben, maradékkal közelíthetők. Az indikátorokból meg nem magyarázott részt egy-egy további, az illető indikátorhoz tartozó egyedi, u_j faktor képviseli. Foglaljuk az indikátorokat az $\mathbf{x}=[x_1,x_2,\dots,x_p]^T$, a faktorokat az $\mathbf{f}=[f_1,f_2,\dots,f_m]^T$, az egyedi faktorokat pedig az $\mathbf{u}=[u_1,u_2,\dots,u_p]^T$ vektorba. E jelölésekkel:

$$\mathbf{x} = \Lambda_{(p,m)} \mathbf{f} + \mathbf{u},$$

ahol $\Lambda_{(p,m)}$ a faktorsúly- (loading) mátrix. A konfirmatív faktoranalízis (CFA) modelljében a faktorok korreláltak és nem feltétlenül standardizáltak. Az egyedi faktorok a faktorokkal korrelálatlanok, de ha szakmai tartalma van, és a modellidentifikáció tartalma megengedi, akkor egymással korrelálhatnak.

Két indikátorváltozó közötti kovariancia (a kovariancia tulajdonságai alapján) a következő strukturális egyenlettel fejezhető ki:

$$\text{cov}(x_j, x_l) = \sum_{k=1}^m \sum_{t=1}^m \lambda_{jk} \lambda_{lt} \text{cov}(f_k, f_t) + \text{cov}(u_j, u_l) + \sum_{k=1}^m \lambda_{jk} \text{cov}(f_k, u_l) + \sum_{k=1}^m \lambda_{lk} \text{cov}(f_k, u_j),$$

mely a korrelálatlansági követelmények figyelembevételével, a CFA hipotézise szerint a következő formában egyszerűsödik:

$$\text{cov}(x_j, x_l) = \sum_{k=1}^m \sum_{t=1}^m \lambda_{jk} \lambda_{lt} \text{cov}(f_k, f_t) + \text{cov}(u_j, u_l), \quad /1/$$

ahol $j=1,2,\dots,p$, $l=1,2,\dots,p$ és λ_{jk} a j -edik indikátort a k -adik faktorról összekapcsoló faktorsúly.

Az indikátorok közötti $\text{cov}(x_j, x_l)$ kovariancia mérhető, és a modell szerint háromféle paraméter határozza meg:

- a λ faktorsúlyok,
- a $\text{cov}(f_k, f_t)$ típusú faktorközi kovarianciák és faktorvarianciák,
- a $\text{cov}(u_j, u_l)$ típusú faktorközi kovarianciák (ezek értéke többnyire zéró) és faktorvarianciák.

E paraméterek összessége alkotja a modell θ paramétervektorát. A paraméterek száma adott modellspecifikáció mellett egyszerűen összeszámolható.

Az előbbi paraméterek felhasználásával az /1/ azonosság alapján az indikátorok teljes kovarianciamátrixa leírható. Jelölje $\Phi_{(m,m)}$ a faktorok közötti kovarianciamátrixot (általános eleme ϕ_{kt}), továbbá $\Psi_{(p,p)}^2$ az egyedi faktorok kovarianciamátrixát.¹ Ennek megfelelően az indikátorok elméleti Σ kovarianciamátrixa a modell paramétereivel kifejezve:

$$\Sigma = \Lambda \Phi \Lambda^T + \Psi^2 = \Sigma(\theta).$$

Itt a paraméterek az ismeretlenek, de segítségével az indikátorok közötti $p(p+1)/2$ párosításban tudunk kovarianciát (köztük varianciát is) kifejezni, miközben ezeket a kovarianciákat a mintabeli adatokból is számíthatjuk. Ennyi egyenlet áll tehát (legfeljebb) rendelkezésre a paraméterek becsléséhez.

Korrelálatlan egyedi faktorokat feltételezve a paraméterek teljes száma $pm+m(m+1)/2+p$, és még ez is meghaladhatja a rendelkezésre álló egyenletek számát,

¹ A Ψ^2 mátrix többnyire diagonális, de ez nem szükségszerű. Ha diagonális, akkor Ψ diagonális az egyedi faktorok szórásai szerepelnek. Ezért használatos a Ψ^2 jelölés.

ezért bizonyos paraméterekre vonatkozóan megkötéssel kell élnünk. A paraméterek között tehát vannak hipotézis szerint rögzített fix paraméterek és becslendő paraméterek. Az általános identifikálási követelmény szerint a becslendő paraméterek n_b száma kisebb kell legyen az egyenletek számánál, tehát az

$$n_b < p(p+1)/2$$

egyenlőtlenségnek teljesülnie kell.

A faktormodell valamennyi (becslendő) paraméterét a θ_b vektorba foglaljuk, és úgy becsljük, hogy minél közelebb legyen egymáshoz a megfigyelt indikátorok mintabeli S és a becslt paraméterek felhasználásával számított $\hat{\Sigma} = \Sigma(\hat{\theta})$ kovarianciamátrix. A modell tehát lehet aluidentifikált, pontosan identifikált, illetve túluidentifikált attól függően, hogy a becslendő paraméterek száma nagyobb, egyenlő vagy kisebb, mint a rendelkezésre álló egyenletek száma. Az aluidentifikált modell paraméterei nem becslhetők, de a pontosan identifikált modell becslésének sincs tárgyi értelme, hiszen ekkor mindig pontosan reprodukálni tudjuk a becslt kovarianciamátrixot, és így a minta mindig tökéletesen egyetért a hipotézisünkkel, miközben a tendenciák rejtve maradnak. Az identifikálhatósági követelménynek való megfelelést sok indikátorváltozó szerepeltetésével, valamint a paraméterekre vonatkozó megszorítások számának növelésével érhetjük el.

Példaként tekintsük a következő kétfaktoros konfirmatív faktormodell, mely négy indikátor alakulását magyarázza korrelált faktorokkal:

$$\begin{aligned}x_1 &= \lambda_{11}f_1 + 0f_2 + u_1 \\x_2 &= \lambda_{21}f_1 + 0f_2 + u_2 \\x_3 &= 0f_1 + \lambda_{32}f_2 + u_3 \\x_4 &= 0f_1 + \lambda_{42}f_2 + u_4.\end{aligned}$$

E modell (hipotézis) szerint az első faktornak kizárólag az x_1 és az x_2 változók az indikátorai, a másodiknak pedig kizárólag az x_3 és az x_4 változók, a két faktor közötti kovariancia pedig $\text{cov}(f_1, f_2) = \phi$. Legyen most további megkötésünk, hogy a faktorok standardizáltak, az egyedi faktorok pedig korrelálatlanok. E megszorítások után az indikátorok között tízféle σ_{jl} kovariancia fejezhető ki a paraméterekkel, a következő egyenletrendszerbe foglalva:²

$$\begin{aligned}\sigma_{11} &= \lambda_{11}^2 + \psi_1^2, \quad \sigma_{22} = \lambda_{21}^2 + \psi_2^2, \quad \sigma_{33} = \lambda_{32}^2 + \psi_3^2, \quad \sigma_{44} = \lambda_{42}^2 + \psi_4^2, \\ \sigma_{12} &= \lambda_{11}\lambda_{21}, \quad \sigma_{13} = \lambda_{11}\lambda_{32}\phi, \quad \sigma_{14} = \lambda_{11}\lambda_{42}\phi, \\ \sigma_{23} &= \lambda_{21}\lambda_{32}\phi, \quad \sigma_{24} = \lambda_{21}\lambda_{42}\phi, \quad \sigma_{34} = \lambda_{32}\lambda_{42}.\end{aligned}$$

Láthatóan kilenc paramétert kell becslnünk, tíz egyenlet felhasználásával, a modell tehát túluidentifikált, 1 szabadságfokkal.

A faktorokat jellemző paraméterek megkötésekor tekintettel kell lennünk arra is, hogy a faktor nem rendelkezik természetes mértékegységgel, tehát számára skálát kell biztosí-

² A dupla alsó indexű σ_{jl} a kovariancia *tömör* jelölésére szolgál.

tani a paraméterbecslés során. Ha adott faktor esetében mind a faktor súlyait, mind a varianciáját szabadon hagyjuk becsülni, akkor skálája meghatározatlan. Ezért vagy a faktor varianciájára, vagy egyik indikátorának faktorsúlyára vonatkozóan megszorítást kell tenni. Ha valamely faktorsúlyt 1 értéken rögzítünk, akkor a faktornak a vonatkozó indikátor skáláját kölcsönözzük.

A PARAMÉTEREK BECSLÉSE

A paramétereket alapvetően kétféle szemlélet szerint becsülhetjük: *a*) a maximum likelihood (ML), *b*) és a súlyozott legkisebb négyzetek (WLS) módszerével.

A normalitáson alapuló maximum likelihood módszer célfüggvénye a log-likelihood negatív konstansszorosának a minimálása:

$$F_{ML}(\boldsymbol{\theta}) = \ln \det(\boldsymbol{\Sigma}) + \text{tr}(\boldsymbol{\Sigma}^{-1}) - \ln \det(\mathbf{S}) - p = \text{tr}(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} - \mathbf{I}_p) - \ln \det(\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{S}) \rightarrow \min .$$

A súlyozott legkisebb négyzetek módszere az

$$F_{WLS}(\boldsymbol{\theta}) = (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta}))^T \mathbf{W}_{(p^*, p^*)}^{-1} (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta})) \rightarrow \min$$

kvadratikus diszkrepancia függvényt minimálja, ahol az \mathbf{s} és a $\boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta})$ vektorok rendre $p^* = p(p+1)/2$ eleműek, és megfelelően az \mathbf{S} , illetve a $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ mátrix főátlóbeli és afölötti elemeit tartalmazzák sorfolytonosan. Itt $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ a reprodukált kovarianciamátrix, míg \mathbf{W}^{-1} pozitív definit súlymátrix.

Mindkét típusú $F(\boldsymbol{\theta})$ célfüggvény a mintabeli \mathbf{S} kovarianciamátrix, és a becsült paraméterekkel reprodukált $\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ kovarianciamátrix közötti diszkrepanciát méri. Mivel a WLS-becslés speciális esetként tartalmazza az ML-becslést, ezért a WLS-módszert részleteiben is áttekintjük.

A \mathbf{W} súlymátrix megválasztásánál kézenfekvő, hogy standardizálás végett a mintabeli torzítatlan kovarianciák mintavételi kovarianciamátrixa legyen: $\mathbf{W} = \mathbf{cov}_{ss}$. A mintabeli s_{jk} és s_{lt} kovarianciák mintavételi kovarianciája (lásd *Browne*; 1984):

$$(N-1) \text{cov}(s_{jk}, s_{lt}) = (N-1) \sigma_{jk,lt} = \sigma_{jl} \sigma_{kt} + \sigma_{jt} \sigma_{kl} + \frac{N-1}{N} \kappa_{jklt},$$

ahol

$$\kappa_{jklt} = \sigma_{jklt} - (\sigma_{jk} \sigma_{lt} + \sigma_{jl} \sigma_{kt} + \sigma_{jt} \sigma_{kl})$$

az ún. negyedrendű kumuláns, melyben

$$\sigma_{jklt} = E(x_j - \mu_j)(x_k - \mu_k)(x_l - \mu_l)(x_t - \mu_t)$$

a negyedrendű többváltozós momentuma az x_j, x_k, x_l, x_t változóknak a $\mu_j, \mu_k, \mu_l, \mu_t$ átlagok körül, és rendre $j, k, l, t = 1, 2, \dots, p$, valamint $j, k, l, t = 1, 2, \dots, p^*$.

Nagy mintaelemszám mellett, mikor $(N-1)/N$ értéke közel 1, aszimptotikusan eloszlásfüggetlen (Asymptotically Distribution Free – ADF) becslést kapunk akkor, ha a súlymátrixot úgy választjuk meg, hogy \mathbf{W} általános eleme a következő legyen:

$$w_{jk,lt} = \sigma_{jkl} - \sigma_{jk}\sigma_{lt},$$

ahol egy N elemű véletlen mintából való konzisztens becslésük:

$$s_{jkl} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_j - \bar{x}_j)(x_k - \bar{x}_k)(x_l - \bar{x}_l)(x_i - \bar{x}_i),$$

$$s_{jk} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_j - \bar{x}_j)(x_k - \bar{x}_k).$$

Az ADF-becslés aszimptotikusan határos, és nem igényel semmiféle feltevést a változók eloszlását illetően.

Ha a $\kappa = 0$ feltevéssel élünk, akkor

$$w_{jk,lt} = \sigma_{jl}\sigma_{kt} + \sigma_{jt}\sigma_{kl}.$$

Ha feltételezzük, hogy a többváltozós eloszlás peremeleioszlásai szimmetrikusak, és γ relatív lapultsági paraméterük azonos (ez a homogén kurtózis elmélete), akkor a negyedrendű többváltozós momentum:

$$\sigma_{jkl} = (\gamma + 1)(\sigma_{jk}\sigma_{lt} + \sigma_{jt}\sigma_{kl} + \sigma_{jl}\sigma_{kt}),$$

ahol $\gamma = \sigma_{jjj} / 3\sigma_{jj}^2 - 1$ a közös, relatív lapultsági paraméter, melynek becslése:

$$(\hat{\gamma} + 1) = \sum_{i=1}^N \frac{(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})}{Np(p+2)}.$$

Az F célfüggvények előfeltevéseik teljesülése esetén kifejezhetők a reziduális kovariációk függvényében is a következők szerint.

A zéró negyedrendű kumuláns feltevése mellett a súlymátrix felírható a $\mathbf{W} = 2(\mathbf{V} \otimes \mathbf{V})$ Kronecker szorzatként (ahol $\mathbf{V}_{(p,p)}$ valószínűségben konvergál a Σ kovarianciamátrixhoz és pozitív definit), és ekkor az F_{WLS} kvadratikusan célfüggvény az

$$\begin{aligned} F_{(WLS)} &= \frac{1}{2} (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta}))^T \left((\mathbf{V}^{-1} \otimes \mathbf{V}^{-1})_{(p^2, p^2)} \right) (\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta})) = \\ &= \frac{1}{2} \text{tr} \left[((\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})) \mathbf{V}^{-1})^2 \right] \end{aligned}$$

formát ölti, ahol az $(\mathbf{s} - \boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta}))$ reziduális vektor most az $(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}))$ mátrixnak minden p^2 elemét tartalmazza.³

A kevésbé megszorító, homogén kurtózis elméletnek megfelelő diszkrepancia függvény (*Bentler*; 1983) a következő:

$$F_{(E)} = \frac{1}{2(\kappa+1)} \text{tr} \left[\left((\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})) \mathbf{V}^{-1} \right)^2 \right] - \frac{\kappa}{4(\kappa+1)^2 + 2p\kappa(\kappa+1)} \text{tr} \left[\left((\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})) \mathbf{V}^{-1} \right)^2 \right].$$

A $\mathbf{V} = \mathbf{I}$ választás a súlyozatlan legkisebb négyzetek módszerére vezet, melynek értéke a minimum pontban:

$$F_{ULS} = \frac{1}{2} \text{tr} \left[\left(\mathbf{S} - \hat{\boldsymbol{\Sigma}} \right)^2 \right],$$

míg a $\mathbf{V} = \hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ választással a minimum pontban a maximum likelihood módszer konvergált célfüggvényértéke adódik:

$$F = \frac{1}{2} \text{tr} \left[\left((\mathbf{S} - \hat{\boldsymbol{\Sigma}}) \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \right)^2 \right] = \frac{1}{2} \text{tr} \left[\left(\mathbf{S} \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} - \mathbf{I} \right)^2 \right].$$

Végül a $\mathbf{V} = \mathbf{S}$ mintabeli kovarianciamátrix választással kapjuk a *normalitásra* építő GLS-becslést:

$$F_{GLS} = \frac{1}{2} \text{tr} \left[\left((\mathbf{S} - \hat{\boldsymbol{\Sigma}}) \mathbf{S}^{-1} \right)^2 \right] = \frac{1}{2} \text{tr} \left[\left(\mathbf{I} - \hat{\boldsymbol{\Sigma}} \mathbf{S}^{-1} \right)^2 \right].$$

Brown (1974) megmutatta, hogy a GLS- és az ML-módszerek aszimptotikusan ekvivalensek, ahogy a reziduumok közelítik a zérót, és \mathbf{V} valószínűségben konvergál a $\boldsymbol{\Sigma}$ mátrixhoz. Ez a helyzet például, ha $\mathbf{V} = \mathbf{S}$. A normalitáselméleti $\boldsymbol{\theta}_{GLS}$ és $\boldsymbol{\theta}_{ML}$ becslések mintavételi eloszlása nagymintás esetben aszimptotikusan normális $\boldsymbol{\theta}$ átlagvektorral, és a Fisher-információs mátrix inverzével definiált kovarianciamátrixszal.

Az $F(\boldsymbol{\theta})$ függvény minimalását numerikusan oldjuk meg (*Lee-Jennrich*; 1979). Egy önkényes $\boldsymbol{\theta}^{(1)}$ kezdőpontból kiindulva határozzuk meg az újabb $\boldsymbol{\theta}^{(2)}$, $\boldsymbol{\theta}^{(3)}$, ..., paraméterpontokat úgy, hogy $F(\boldsymbol{\theta}^{(s+1)}) < F(\boldsymbol{\theta}^{(s)})$ teljesüljön, egészen addig, míg az előre rögzített konvergenciakritérium nem teljesül. Legyen $\mathbf{g}^{(s)}$ a $\partial F / \partial \boldsymbol{\theta}$ gradiens vektor a $\boldsymbol{\theta}^{(s)}$ pontban, $\mathbf{H}^{(s)}$ pedig a célfüggvény másodrendű deriváltjait tartalmazó Hesse-mátrix, ugyancsak a $\boldsymbol{\theta}^{(s)}$ pontban, azaz $\mathbf{H} = \partial^2 F / (\partial \theta_i \partial \theta_j)$. Ekkor a paraméterek korrekciós vektora $\boldsymbol{\theta}^{(s+1)} - \boldsymbol{\theta}^{(s)} = \mathbf{d}^{(s)}$, melyet bármely lépésben a következő módon határozunk meg:

³ Általában: $\mathbf{x}^T (\mathbf{V} \otimes \mathbf{W}) \mathbf{y} = \text{tr} (\mathbf{X} \mathbf{V} \mathbf{Y}^T \mathbf{W}^T)$, ahol \mathbf{x} az \mathbf{X} mátrix és \mathbf{y} az \mathbf{Y} mátrix minden elemét tartalmazza sorfolytonosan. Az F diszkrepancia függvénynek a mátrix nyomával (trace) való definiálása a későbbiekben a goodness of fit statisztikák értelmezését segíti.

$\mathbf{d} = -\mathbf{M}^{-1}\mathbf{g}$, ahol \mathbf{M} megválasztása más-más nevezetes minimálási algoritmus alkalmazását jelenti. Ha $\mathbf{M}=\mathbf{H}$, akkor a Newton–Raphson-módszert használjuk. Mikor $F_{ML}(\boldsymbol{\theta}) = -2/N \log L(\mathbf{S}, \boldsymbol{\theta})$, és $\mathbf{M}=\mathbf{E}(\mathbf{H})$ a Hesse-mátrix elemeinek várható értékeit tartalmazza, akkor az \mathbf{E} Fisher-információs mátrix $\mathbf{E} = N/2 E(\mathbf{H})$, és a Fisher-scoring algoritmust kapjuk.⁴ A „scoring” algoritmus egyben iteratív módon újrásúlyozott Gauss-Newton-eljárást eredményez, mikoris a \mathbf{V} súlymátrix $\hat{\mathbf{V}} = \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$, ahol a súlymátrix a paraméterek javítása következtében minden lépésben újrászámításra kerül.

A becült paraméterek kovarianciamátrixa végül a konvergált információs mátrix inverze, illetve a konvergált Hesse-mátrix várható értéke inverzének $(2/N)$ -szerese:

$$C_{\hat{\boldsymbol{\theta}}, \hat{\boldsymbol{\theta}}} = \mathbf{E}^{-1} = \frac{2}{N} [E(\mathbf{H})]^{-1}.$$

A KOVARIANCIAMODELL ILLESZKEDÉSE

Mint láttuk, a kovarianciamátrixban levő információ a vizsgálat tárgyát képező hipotetikus (továbbiakban) tárgymodell (M_t) paramétereire visszavezethető, ha hipotézisünk igaz. E modell lényeges, a vizsgált jelenséget elégségesen leíró voltát (azaz hipotézisünk fenntartását) az támasztja alá, ha a becült paraméterekből levezetett kovarianciamátrix jelentősen különbözik a magyarázó faktort nem tartalmazó üres, ún. nullmodellhez (M_n) tartozó kovarianciamátrixtól. A nullmodellben – megállapodás szerint – az indikátorokat kizárólag egyedi faktoraik magyarázzák.⁵ Emellett a becült, meghatározó modellek között azt keressük, amelyik vélelmzésünk szerint legjobban követi a valóságot. Mivel a valóságot pontosan nem ismerjük, csak egy mintát látunk, ezért ésszerű követelmény, hogy a tárgymodellből becült kovarianciák minél közelebb legyenek (minél jobban illeszkedjenek) a mintabeli \mathbf{S} kovarianciamátrixhoz. Azt a modellt, amelyik maradék nélkül magyarázza a mintabeli információt, szaturált modellnek (M_{sz}) nevezzük. A szaturált modellnek annyi paramétert kell tartalmaznia, ahány mintabeli információt reprodukálunk.⁶ Esetünkben ez maga a mintabeli \mathbf{S} kovarianciamátrix. A szaturált modell jelentősége – hasonlóan a nullmodelléhez – nem gyakorlati használhatóságában, hanem viszonyítási alap jellegében rejlik. A tárgymodell megítélése a szaturált modell viszonylatában jelenti a klasszikus illeszkedésvizsgálati problémát. Mindazonáltal a tárgymodellnek a nullmodell viszonylatában való jellemzése is illeszkedésvizsgálati kérdés.

Továbbmenve, a paraméterek egymásba ágyazott két – egy bázisként kezelt M_b és egy másik, a helyére lépő M_t – tárgymodellre tekintve az is eldöntendő kérdés, hogy a bázis-modellről áttérve a tárgymodellre jelentősen közelebb kerülünk vagy jelentősen távolodunk-e a szaturált modelltől. Az illeszkedésvizsgálatnak ez a speciális formája már modelleszelekciónak tekinthető. Végül, ha az illeszkedést hipotézisvizsgálati eszközökkel tesz-

⁴ Emlékeztetünk rá, hogy az információs mátrix a *log-likelihood* másodrendű deriváltjainak várható értékét tartalmazza, rendre negatív előjellel.

⁵ Párhuzamként megemlítjük, hogy például a lineáris regressziós modellben a magyarázó változó nélküli, kizárólag a tengelymetszetet tartalmazó modellt kezeljük nullmodellként. Fontos, hogy a viszonyítási alapként szereplő nullmodell definiálása adott elemzésen belül is megállapodás kérdése.

⁶ A lineáris regressziószámításban az eredményváltozó mintabeli értékeinek felsorolása nyújtja a szaturált modellt.

teljük, akkor bármelyik vetületéről is legyen szó, mindig a nullhipotézisnek megfelelő szűkebbik M_0 és az alternatív hipotézis szerinti bővebb M_1 modellek között döntünk.

Az illeszkedés tesztelése

A szűkebb tárgymodellnek a bővebb szaturált modellhez való illeszkedését tesztelendő – nagymintás esetben, a tárgymodell érvénye mellett –, ha a \mathbf{W} súlymátrix valószínűségben konvergál a mintabeli kovarianciák \mathbf{cov}_{ss} kovarianciamátrixához (aszimptotikusan optimális – AO), a

$$GF_{\chi^2} = \chi_t^2 = -2(\ln L_t - \ln L_{sz}) = (N-1)F_{WLS}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad /2/$$

statisztika aszimptotikusan chi-négyszet eloszlású $p(p+1)/2 - n_b$ szabadságfokkal, ahol $\ln L$ az adott modell loglikelihoodja, N a mintaelemszám, $F(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ a célfüggvény értéke a minimumot nyújtó $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ pontban, n_b pedig a becsült paraméterek száma. Jól illeszkedő modell esetén a χ^2 érték alacsony, mivel a modell közel van a mintához, és a reziduális kovarianciák $\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ mátrixában is alacsony értékeket találunk. Az illeszkedés jellemzése alapvetően e két jelenségre épül.

A tesztelés úgy történik, hogy ha az empirikus χ^2 érték meghalad egy kritikus értéket, akkor a modell „messze van” a mintabeli adatoktól, vagyis a mintában lényeges információ maradt a modell által magyarázatlanul. Ekkor a számított χ^2 értékhez tartozó tail-probability érték alacsony. Azonban, ha a magas χ^2 érték (TP), okán a modell messze is van a mintától, a nullmodell viszonylatában azonban még tartalmazhat lényeges információt.

Vegyük figyelembe, hogy /2/ alapján rögzített modell mellett (az indikátorok és a becsülendő paraméterek rögzített száma, vagyis rögzített szabadságfok mellett) a χ^2 értékönmagában a mintanagyság növelése okán is lehet magas, ami azt sugallja, hogy az egyébként releváns modell illeszkedése nem megfelelő.

A CFA esetében az M_n nullmodellt a latens faktorok kiiktatásával definiáljuk, mikoris az indikátorokat kizárólag az egyedi faktorok magyarázzák, amelyeknek varianciája így az indikátorok varianciáival egyezik meg. Ez esetben az indikátorok varianciáit teljes mértékben, kovarianciastruktúrájukat viszont semmilyen mértékben nem tudjuk magyarázni. Természetesen GF_{χ^2} érték a nullmodellre is számítható, és összevethető az aktuális M_t tárgymodellével. Ilyenkor a $\chi_n^2 - \chi_t^2$ differencia nagysága tesztelendő a df szabadságfok függvényében, ahol df azon független paraméterek száma, amennyivel többet kell becsülni a tágabb modellben.

Ha a paraméterbecslés az ADF-módszerrel történik, akkor – mivel ez negyedrendű momentumok számítását igényli – az eredmények kicsi és közepes mintaelemszám esetén nem robusztusak, tehát az illeszkedést érintő döntés a tesztelés alapján szintén nem robusztus. Az ADF-alapú tesztelés alternatívájaként *Satorra* és *Bentler* (1994) a GF_{χ^2} teszt egy átskálázott változatát javasolja. Az átskálázás elméleti alapja a következő. Ha az AO feltétel nem adott, akkor az $(N-1)F$ teszt statisztika eloszlása tulajdonképpen 1 szabadságfokú χ^2 eloszlások kombinációja:

$$(N-1)F_W(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \xrightarrow{L} \sum_{j=1}^{DF} \alpha_j \chi_{j(1)}^2,$$

ahol $N \rightarrow \infty$, az α_j koefficiensek az $\mathbf{U} = \mathbf{W} - \mathbf{W}\mathbf{\Lambda}(\mathbf{\Lambda}^T\mathbf{W}\mathbf{\Lambda})^{-1}\mathbf{\Lambda}^T\mathbf{W}$ mátrix nem zéró sajátértékei és $\mathbf{\Lambda} = \partial\boldsymbol{\sigma}(\boldsymbol{\theta})/\partial\boldsymbol{\theta}^T$. Ha az AO feltétel érvényes, akkor az α koefficiensek értéke 1, és az aszimptotikus χ^2 eloszlás egzaktan teljesül. Ennek birtokában a χ^2 statisztika Satorra–Bentler-korrekcója:

$$SB = \frac{\chi^2}{\frac{1}{df} \text{tr}(\mathbf{UW})}.$$

A GF_{χ^2} statisztika, vagy annak bármely korrekciója a mintaelemszám függvénye, szabadságfoka viszont nem függ attól, tehát a teszt hátránya, hogy elegendően nagy minta mellett a szaturált modellel való összevetésben bármely modell visszautasítható. E probléma miatt az illeszkedés vizsgálatára más eljárások is rendelkezésre állnak. Ezek egy része ugyancsak hipotézisvizsgálaton, másik része pedig az illeszkedés szubjektív megítélésére alkalmas, leíró jellegű indexek számításán alapul. Az illeszkedést jellemző mutatók aszerint is megkülönböztethetők, hogy csak a tárgymodellt veszik figyelembe (a minta, vagyis a szaturált modell tükrében), vagy a tárgymodellt egy alternatív, például a nullmodell viszonylatában jellemzik. Az előbbi mutatók az önálló mutatók, az utóbbiak pedig a növekmény jellegű mutatók körét alkotják.

1. *Önálló indexek.* Az F „fitting function” index nem más, mint a GLS- vagy az ML-módszerek mellett minimált célfüggvény értéke a minimum pontban: $F = \chi^2/(N-1)$. Bár nem tipikus illeszkedésvizsgálati mutató, de tökéletes illeszkedés esetén értéke zéró, míg felső korlátja nincs, egyéb indexek alapját képezi. Így például a szabadságfokkal (várható értékkel) korrigált χ^2/df chi-négyzet és az

$$SNCP = \frac{\chi^2 - df}{N-1} = F - \frac{df}{N-1}$$

standardizált nem centrális paraméter (torzítatlan becslése) is alkalmas az illeszkedés jellemzésére. Ez utóbbinak McDonald-féle transzformációja

$$MDN = e^{-\frac{1}{2}SNCP}.$$

Az F -mutató következő transzformációjával kapjuk a skálázott likelihood aránymutatót:

$$LHR = e^{-\frac{1}{2}F}.$$

Ezzel ellentétben az általánosított „goodness of fit index” többszörös determinációs együttható jellegű mutató, mely az $\mathbf{S} - \hat{\boldsymbol{\Sigma}}$ reziduális (hiba) mátrix elemeinek a súlyo-

zott (SSE) négyzetösszegét viszonyítja a mintaelemek súlyozott (SST) négyzetösszegéhez.⁷

$$GF = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} (\mathbf{S} - \hat{\Sigma}) \mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} \mathbf{S} \mathbf{V}^{-\frac{1}{2}} \right)^2 \right]} =$$

$$= 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} (\mathbf{S} - \hat{\Sigma}) \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} \mathbf{S} \right)^2 \right]} = 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} \mathbf{S} - \mathbf{V}^{-1} \hat{\Sigma} \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} \mathbf{S} \right)^2 \right]}.$$

Látható, hogy $GF=1$, ha $\hat{\Sigma} = \mathbf{S}$, viszont értéke negatív is lehet. Ha $\mathbf{V} = \hat{\Sigma}$, akkor az ML célfüggvény melletti Jöreskog–Sorbom-féle „goodness of fit index”-et kapjuk, ha $\mathbf{V}=\mathbf{I}$, akkor a súlyozatlan legkisebb négyzetek goodness of fit mutatóját, majd ha $\mathbf{V}=\mathbf{S}$, akkor az általános legkisebb négyzetek módszerének illeszkedését jellemezzük. Tekintjük előbb a

$$GFI = 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{S} - \mathbf{I} \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\left(\hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{S} \right)^2 \right]}$$

mutatót. Ennek mintavételi várható értéke:

$$EGFI = \frac{1}{1 + \frac{2 \cdot df}{p \cdot m}},$$

amely felhasználásával a relatív GFI -mutató: $RGFI = GFI/EGFI$.

A GFI -index véges minták esetén nem fejezhető ki a χ^2 érték felhasználásával, de aszimptotikus kapcsolat van közöttük. Mivel aszimptotikusan $\frac{1}{2} \text{tr} \left[\left(\hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{S} - \mathbf{I} \right)^2 \right] = \frac{\chi^2}{n}$ és $\text{tr} \left[\hat{\Sigma}^{-1} \mathbf{S} \right] = p$ ezért aszimptotikusan

$$GFI = \frac{p}{p + 2 \cdot F}$$

⁷ Kihasználjuk, hogy ha $\mathbf{A} = \mathbf{A}^T$, akkor $\sum_i \sum_j a_{ij}^2 = \text{tr}(\mathbf{A}\mathbf{A}^T) = \text{tr}(\mathbf{A}\mathbf{A}) = \text{tr}(\mathbf{A}^2)$.

tehát $0 < GFI \leq 1$. Ha $\mathbf{V} = \mathbf{S}$, akkor

$$1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} (\mathbf{S} - \hat{\Sigma}) \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\left(\mathbf{V}^{-1} \mathbf{S} \right)^2 \right]} = 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{I} - \mathbf{S}^{-1} \hat{\Sigma} \right)^2 \right]}{\text{tr} \left[\mathbf{I}^2 \right]} = 1 - \frac{\text{tr} \left[\left(\mathbf{I} - \mathbf{S}^{-1} \hat{\Sigma} \right)^2 \right]}{p}.$$

Az illeszkedést a reziduális kovarianciákra támaszkodva az „átlagos reziduális kovarianciával” jellemezzük. Mivel a reziduális kovarianciák mátrixában (a varianciákat is beleértve) $p(p+1)/2$ nem duplikatív elem van, ezért az átlagolás formulája a következő:

$$RMSR = \sqrt{\frac{\sum_{i < j} (s_{ij} - \hat{C}_{ij})^2}{p(p+1)/2}}.$$

A *Hoelter* (1983) által bevezetett kritikus mintanagyság alapján is megítélhetjük az illeszkedés milyenségét:

$$CN = \frac{\chi_{df, \alpha}^2}{F} + 1,$$

ahol χ_{α}^2 az α szignifikanciaszinthez tartozó kritikus érték df szabadságfok mellett. Ha a tényleges mintaelemszám meghaladja a kritikusát, akkor lehet, hogy a mintanagyság miatt ítéli a teszt mintától távolinak a hipotetikus modellt, és ilyenkor mindenképpen más, heurisztikus mutatókat is érdemes számítani. Ilyenek a növekményjellegű indexek.

2. *Növekményjellegű indexek.* *Bentler* és *Bonett* (1980) irányította a figyelmet az egymásba ágyazott modellek tesztelésére a konfirmatív faktormodell (CFA) illeszkedését illetően. Az illeszkedés megítélése a bázisul választott, paramétereiben szűkebb modell és a vele szemben hipotetikusán megfogalmazott, tágabb, tárgymodell összehasonlításán alapszik. A bázismodell révén természetesen bármely két másik modell egymáshoz való viszonya is jellemezhető. A bázismodell megválasztásának alapesete a nullmodell. Bővebb modellként előbb a tárgy-, majd a szaturált modellt használva, lényegében a tárgymodellnek a szaturálthoz való helyzetét, vagyis a mintához való illeszkedését jellemezzük. A növekménytípusú indexek általánosságban azt mérik, hogy valamely önálló „fit index” értéke egyazon minta tekintetében miként változik, ha a szűkebb modelltől a bővebbre térünk át. A növekményindexeknek két – T_1 és T_2 – típusát különböztetjük meg:

$$T_1 : \frac{|I_t - I_b|}{\max(I_t, I_b)}, \quad T_2 : \frac{|I_t - I_b|}{|I_e - I_b|},$$

ahol I_t az önálló index értéke a tárgymodell, I_b az önálló index értéke a bázisul választott szűkebb modell esetén, I_e pedig a felhasznált önálló index várható értéke, a tárgymodell érvényét feltételezve. A nullmodell illeszkedését a szaturált mintához az I_n illeszkedési

érték jelzi, mely azt mutatja, hogy az illeszkedés maximuma milyen mértékben javítható. Az ismertetett elvek alapján az irodalomban a következő indexek alakultak ki.

A Bentler–Bonett normált index (normed fit index) T_1 típusú, és a célfüggvény F -értékét vagy alternatív formában a χ^2 mértéket foglalja magában. Mivel a szűkebb bázismodell χ^2 mutatójának értéke magasabb, mint a bővebb tárgymodellé, ezért az index formulája:

$$0 \leq NFI_{(b-t)/b} = \frac{F_b - F_t}{F_b} = \frac{\chi_b^2 - \chi_t^2}{\chi_b^2} \leq 1.$$

A mutató értéke normált abban az értelemben, hogy nem eshet a (0, 1) intervallumon kívülre: $NFI=0$, ha $F_b=F_t$, és $NFI=1$, ha $F_t=0$. Az NFI mutató növekvő értékkel az illeszkedés javulását jelzi. Amennyiben a modellek egymásba ágyazottsági szekvenciájában a bázis- és a tárgymodellek közé beékelődik egy harmadik, M_k modell is, melyre $F_b \geq F_k \geq F_t$ teljesül, akkor az M_b és az M_t modellek egymáshoz való viszonya additív módon felbontva is jellemzhető az M_k modell illeszkedése révén a következők szerint:

$$NFI_{(b-t)/b} = NFI_{(b-k)/b} + NFI_{(k-t)/b}.$$

E tulajdonságra támaszkodva meghatározhatjuk az illeszkedés jóságának vagy éppen hiányának a forrását.

A normált index hátránya, hogy abban az esetben, mikor az M_t modell a korrekt modell, nem feltétlenül 1 az értéke, hiszen $F_t > 0$ minden további nélkül előállhat, mert várható értékben $E(\chi_{df}^2) = df_t$.

E hátrányt a *nem normált* ($NNFI$) index (Bentler–Bonett, 1980) kezeli, mely T_2 típusú. A df várható értéke alapján a mutató formája:

$$NNFI = \frac{\chi_b^2 - \frac{df_b}{df_t} \chi_t^2}{\chi_b^2 - df_b} = \frac{\frac{\chi_b^2}{df_b} - \frac{\chi_t^2}{df_t}}{\frac{\chi_b^2}{df_b} - 1} = \frac{\frac{F_b}{df_b} - \frac{F_t}{df_t}}{\frac{F_b}{df_b} - \frac{1}{N-1}},$$

ahol kihasználtuk, hogy $F = \chi^2/(N-1)$, és az $(N-1)$ tényezővel egyszerűsítettünk. A $NNFI$ -mutató értéke közvetlenül függ a mintanagyságtól, továbbá értéke nagyobb, mint 1, ha $\chi_t^2 < df_t$, és értéke negatív is lehet, ha a számláló negatív, de a nevező pozitív. Ezzel szemben mikor χ_t^2 a várható értékéhez (tehát a df_t szabadságfokhoz) közeli értéket vesz fel, akkor az index értéke 1-hez közeli, vagyis ebben a környezetben jól viselkedik.

Az $NNFI$ -index a *nem centrális* $NCP = (\chi^2 - df)/(N-1)$ paraméterrel is kifejezhető:

$$NNFI = \frac{\chi_b^2 - df_b - \left(\frac{df_b}{df_t} \chi_t^2 - df_b \right)}{\chi_b^2 - df_b} = 1 - \frac{df_b}{df_t} \frac{NCP_t}{NCP_b} = 1 - p_{b/t} \frac{NCP_t}{NCP_b},$$

ahol $p_{b/t} = df_b / df_t$ az ún. *parsimónia* arány (Mulaik et al.; 1989), míg a „badness of fit” arány:

$$\frac{NCP_t}{NCP_b} = \frac{\chi_t^2 - df_t}{\chi_b^2 - df_b}.$$

Ha a bázismodell a nullmodell (ekkor a jelölések között b helyén n szerepel), akkor a klasszikus Tucker–Lewis-féle *TLI*-indexet nyerjük, amelynek maximuma és minimuma nyilvánvalóan nincs az 1-hez és a zéróhoz normálva.

Továbbmenve, ha a *NNFI*-mutató nevezőjéből elhagyjuk a df_b szabadságfokot (ez a mintaelemszám százalékában, annak növelésével zéróhoz tart), a Bollen-indexhez (1986) jutunk:

$$NNFI_B = 1 - \frac{df_b}{df_t} \frac{\chi_t^2}{\chi_b^2} = 1 - p_{b/t} \frac{\chi_t^2}{\chi_b^2}.$$

Bár ez a mutató már nem függ közvetlenül a mintaelemszámtól, mintavételi varianciája ennek is jelentős. Egyben a Bentler–Bonett normált *NFI*-indexnek olyan változata, mely a különböző modellek különböző df szabadságfokait is figyelembe veszi. E mutató normált maximuma 1, viszont minimuma nincs a zéróhoz normálva. Bollen (1990) bevezette emellett az

$$IFI = \frac{\chi_b^2 - \chi_t^2}{\chi_b^2 - df_t}$$

indexet, mely T_2 típusú növekményindex, ahol I indexként a χ^2 „lack of fit” mutató szerepel. E mutató értéke nagyobb lehet mint 1, és negatív értéket is felvehet.

A nemcentralitás szerepe az illeszkedésvizsgálatban

A χ^2 eloszláshoz kötődő nemcentralitás a téves modellspecifikáció sokasági szintű mérésének az eszköze. Kiindulási pontja, hogy az M_k modellel nyert $(N-1)F_k$ diszkrepanciaérték nemcentrális χ^2 eloszlású df_k szabadságfokkal és γ_k nemcentrális paraméterrel. Ugyanakkor, ez a nemcentrális paraméter aszimptotikusan a diszkrepanciaérték függvénye a $\gamma_k = (N-1)F_k^0$ módon, ahol F_k^0 a diszkrepanciafüggvénynek az M_k modell mellett minimált értéke, miközben a sokasági Σ kovarianciamátrixot a modellel becsült kovarianciamátrixszal közelítjük. A hiba akkor zéró, ha az M_k modell az érvényes sokasági modell, és a sokasági paramétereket használtuk a kovarianciák modellezésére. Értéke egyébként pozitív szám, és a modell bővítésével csökken. Az egymásba ágyazott modellek szekvenciáját tekintve:

$$\gamma_b \geq \gamma_k \geq \gamma_t \geq \gamma_s = 0$$

és a standardizált nemcentrális paraméterekre

$$F_b^0 \geq F_k^0 \geq F_t^0 \geq F_s^0 = 0.$$

Az említett sokasági jellemzők birtokában a sokasági „komparatív fit index”:

$$\Delta_{(b-t)/b} = \frac{\gamma_b - \gamma_t}{\gamma_b} = 1 - \frac{\gamma_t}{\gamma_b},$$

ahol valamely közbülső M_k modellre additív felbontással

$$\Delta_{(b-t)/b} = \Delta_{(b-k)/b} + \Delta_{(k-t)/b}.$$

A „komparatív fit index” a standardizált nemcentrális paraméterekkel kifejezve:

$$\Delta_{(b-t)/b} = 1 - \frac{F_t^0}{F_b^0}.$$

A bázis- (null-) modell rögzített specifikációs hibája mellett, minél kisebb a téves specifikáció mértéke, annál magasabb a Δ index értéke. A $\Delta(\gamma)$ komparatív indexet arra az esetre definiáljuk, mikor a versenyző modellek mindegyikének azonos mintanagyság mellett vizsgáljuk az illeszkedését, míg $\Delta(F^0)$ különböző mintanagyságok mellett is használható.

Mivel Δ sokasági jellemző, ezért mértéke a mintából becslendő. Legyen a nem standardizált γ_t paraméter becslése egy N_t elemű minta alapján

$$\hat{\gamma}_t = \chi_t^2 - df_t = NCP_t,$$

a standardizált F_t^0 paraméter becslése pedig

$$\hat{F}_t^0 = \frac{\chi_t^2 - df_t}{N_t - 1} = SNCP_t.$$

Az ezek alapján becslött komparatív fit index:

$$FI = 1 - \frac{\hat{F}_t^0}{\hat{F}_b^0} = 1 - \frac{\chi_t^2 - df_t}{\chi_b^2 - df_b} \frac{N_b - 1}{N_t - 1}.$$

Láthatóan FI nincs a $(0, 1)$ intervallumra normálva, ezért ezt utólag kell megtennünk. Az így nyert normált komparatív fit index:

$$CFI = 1 - \frac{\max(\hat{F}_t^0, 0)}{\max(\hat{F}_b^0, \hat{F}_t^0, 0)}.$$

Parszimónia-érzékeny illeszkedésvizsgálat

A normált „fit indexek” hátránya, hogy értékük pusztán fix paraméterek folszabadításával (a becslendő paraméterek körének bővítésével) növelhető, közelíthető 1-hez. Ez nyilvánvaló, mivel a paraméterbecslés során a célfüggvény tulajdonképpen az illeszkedés javítása (az F függvény, például a χ^2 érték csökkentése), ami a definíció szerint egy kevésbé korlátozott modell esetén eredményesebb, mint a korlátozottabb modell esetén. Egy éppen identifikált modell, mely pontosan annyi paramétert tartalmaz, mint ahány mintabeli varianciát és kovarianciát modellezünk, zéró „lack of fit” (LFI) fit-index értéket vesz fel, mely a normált fitindex 1 értékével párosul, miközben a modell szabadságfoka zéró. *James – Mulaik – Brett* (1982) az újabb (további) paraméterek becslésének szigorítására valamely normált fit indexnek a parszimónia-aránnyal való szorzatát javasolja. Az így definiált mutatók a parszimónia-indexek csoportját alkotják:

$$PI = \frac{df_t}{df_n} NFI_t .$$

Ennek speciális esete, mikor NFI a GFI indexet jelöli. Ezt a specifikációt akkor érdemes alkalmazni, mikor a mérési változók kovarianciamátrixában rejlő valamennyi információ fontos számunkra. Ekkor a T_1 típusú parszimónia-index:

$$PII_{GFI} = \frac{2df_t}{p(p+1)} GFI_t .$$

Ha viszont a mérési változók tekintetében csak azok korrelációs kapcsolatrendszerét vizsgáljuk (tehát a varianciák nem fontosak), akkor a nullmodell olyan diagonális mátrixszal írható le, melyben a varianciák becslendő, szabad paraméterek, és a diagonálon kívüli elemek a fix paraméterek. Ezért e modell szabadságfoka $p(p-1)/2$, és a T_2 típusú parszimónia-index:

$$PI2_{LFI} = \frac{2df_t}{p(p-1)} \frac{LFI_n - LFI_t}{LFI_n - df_t} .$$

Az *Akaike* (1987) és a *Schwartz* (1978) szerinti kritériumok rendre:

$$AK = F + 2n_b , \quad SK = F + n_b \ln(N) ,$$

ahol n_b a becslött paraméterek száma. Az illeszkedés megállapítására *Akaike* és *Schwartz* indexét *Cudeck* és *Brown* (1983) az alábbi módosításokkal javasolta:

$$CAK = F + 2n_b / N , \quad CSK = F + n_b \ln(N) / N .$$

Mindkét mutató bünteti a paraméterek számának a növelését, és különösen arra alkalmasak, hogy az ugyanazon minta leírására használt, de paramétereik számában különböző modellek illeszkedését vessük össze.

Újabb paraméterek bevonását a modellbe „bünteti” a *GFI*-mutatónak *Jöreskog* és *Sorbom* által korrigált változata, az „adjusted goodness of fit index” is:

$$AGFI = 1 - \frac{p(p+1)}{2 \cdot df} (1 - GFI).$$

AGFI értéke függ a mintaelemszámtól és az indikátorváltozók számától, felső határa nem feltétlenül 1, és értéke negatív is lehet.

Végül a relatív nemcentrális index formulája:⁸

$$RNI = \frac{NCP_n - NCP_t}{NCP_t}.$$

A reziduális mátrix

A reziduális mátrix elemeit osztva azok közelítő standard hibáival, nyerjük a standardizált reziduális kovarianciák mátrixát. Ennek elemei közelítőleg standard normális eloszlásúak, így például 5 százalékos szignifikanciaszinten az 1,96-nál nagyobb abszolút értékűek outlierként kezelendők, s a vonatkozó indikátorváltozók kovarianciáját a modell nem magyarázza kellőképpen.

A paraméterek szignifikáns voltát egyrészt tesztelhetjük *t*-statisztikáik felhasználásával, másrészt meghatározhatjuk az egyes indikátoroknak a latens változókkal való többszörös determinációs együtthatóját (kommunalitását) is.

A totális általánosított varianciából a modell által magyarázott hányadot Wilks-lambda típusú varianciahányados segítségével jellemezzük:

$$1 - \frac{|\Psi^2|}{|\mathbf{S}|}.$$

A modellszifikáció módosítását a χ^2 teszt teszi lehetővé. Ennek során azt vizsgáljuk, hogy valamely fix paraméter felszabadítása hogyan befolyásolja a modell illeszkedését.

Az indikátorváltozók megbízhatósági koefficiense a rögzített *q* latens faktor tekintetében:

$$\left(\sum_{j=1}^{p_q} \lambda_{jq} \right)^2 / \left(\left(\sum_{j=1}^{p_q} \lambda_{jq} \right)^2 + \sum_{j=1}^{p_q} \psi_j^2 \right).$$

Illusztratív példa

A következőkben új alkalmazottak felvételét eldöntő hat alkalmassági teszt összpontjai közötti kovarianciák struktúráját modellezzük latens faktorokkal úgy, hogy a

⁸ $1 - \text{Wilks-lambda} = 1 - (\text{általánosított belső variáció}) / (\text{általánosított teljes variancia})$

modell bizonyos paramétereire a priori megszorításokat teszünk. A számításokat az MPlusz programmal végeztük. A változók a jelöltek kvantitatív, illetve verbális képességeit jellemzik. Az egyes tesztek azonosítója rendre: M , F , K (kvantitatív képesség), illetve A , T , N (verbális képesség) és kovarianciamátrixuk ML-becslését 200 jelölt eredményei alapján a következő táblában mutatjuk be.

Az alkalmassági tesztek kovarianciamátrixa

Változó	M	F	K	A	T	N
M	3,980					
F	2,468	3,980				
K	2,149	2,030	3,980			
A	1,274	1,512	1,433	3,980		
T	1,130	1,397	1,337	2,730	3,980	
N	1,473	1,711	1,612	2,905	2,925	3,980

Az indikátorok kovarianciáit két, rendre FQ (kvantitatív képességek) és FV (verbális képességek) faktorokkal modellezzük. Így a CF-modell paramétereinek teljes száma:

$$(6 \cdot 2)12 \text{ faktorsúly} + 2 \text{ faktorvariancia} + 1 \text{ faktorközi kovariancia} + 6 \text{ egyedi variancia} = 21 \text{ paraméter.}$$

Jelen példában tehát valamennyi paramétert felszabadítva a modell pontosan identifikálttá válna, hiszen a mintabeli kovarianciamátrix nem duplikatív elemeinek száma is $6 \cdot 7 / 2 = 21$. A minimálisan szükséges megkötések száma a faktorsúlyok és a faktorkovarianciák körében $m^2 = 2^2 = 4$.

Első megközelítésben hipotézisünk szerint az FQ faktor nem zéró súlyú indikátorai kizárólag M , F , K , és az FV faktor nem zéró súlyú indikátorai kizárólag A , T , N , miközben a két faktort korrelálatlannak tételezzük fel.

A $(6,2)$ rendű faktorsúlymátrix hat eleme, továbbá a faktorközi kovariancia most 0 hipotetikus értéken rögzített. Szabad paraméterként kezeljük a két faktor varianciáit és az egyedi faktorok (reziduális) varianciáit. Mivel a faktor nem rendelkezik természetes mértékegységgel – miközben a varianciája szabadon becsülhető –, ezért skálával kell ellátni. Ennek érdekében legalább egy indikátorában a faktor súlyát rögzíteni kell. Az FQ faktorban az M tesztre, az FV faktorban pedig az A tesztre vonatkozó súlyt 1 értéken rögzítjük. Ezáltal az FQ faktor skáláját az M skálája, az FV faktor skáláját pedig az A skálája kölcsönzi. (Megjegyezzük, hogy ha a „standardizált faktorok” megkötést használnánk, akkor a súlyokra vonatkozó megkötésre nem lenne szükség.) A fix paraméterek teljes száma így: $(8 \text{ faktorsúly} + 1 \text{ faktorközi kovariancia}) = 9$. Mivel a mintabeli kovarianciamátrix 21 lényeges elemet tartalmaz, ezért ennél több paraméter a minta leírására nem szükséges. A szabad paraméterek száma tehát $21 - 9 = 12$. A becsülendő 4 faktorsúly, a 2 faktorvariancia és a 6 reziduális variancia éppen kimeríti ezt a keretet.

Nullmodell

A nullmodellt úgy definiáljuk, hogy a (nem zéró varianciájú) latens faktorra vonatkozó valamennyi faktorsúly zéró, és a korrelálatlan egyedi faktorok varianciái magyarázzák

teljes mértékben az indikátorok varianciáit, miközben az indikátorok közötti kovarianciákat a nullmodell zéró hányadban (egyáltalán nem) magyarázza. A nullmodellben a szabad paraméterek száma tehát a 6 reziduális variancia. A nullmodell illeszkedését $\chi^2_{\text{null}}=567,506$ jellemzi $df = 21-6 = 15$ szabadságfokkal, melyhez gyakorlatilag zéró „tail probability” (TP-) érték tartozik. Az 567,506 érték tehát szignifikánsan nagy távolságot jelez a nullmodell és a minta között. Kézenfekvő, hogy bővítsük a modellt.

Kétfaktoros modell korrelálatlan latens faktorokkal. A becült tárgymodell (szaturált modellhez való) illeszkedését $\chi^2_t=57,319$ jellemzi $df = 21-12 = 9$ szabadságfok mellett, mely gyakorlatilag zéró TP-értéket eredményez. A megfelelő loglikelihood értékek rendre: $\ln L|H_0 = -2276,402$, $\ln L|H_1 = -2247,742$, ahol H_0 a tárgymodellt, H_1 pedig a szaturált modellt fogalmazza meg. A pszeudó R^2 típusú mutató tehát az illeszkedési jellemzők alapján: $1-57,319/567,506=0,899$. Bár magas, 89,9 százalékos a determináltsági arány, a χ^2 teszt szerint bármilyen szokásos szignifikanciaszinten távol van a modellezett kovarianciamátrix a mintabelitől, a relatíve magas χ^2 érték miatt. Ezért szükséges az egyéb „goodness of fit” mutatók számítása, melyek értékeit majd a modell végső változata mellett számszerűsítjük.

A modell ML paraméterbecslésének eredményei a következő táblában szerepelnek.

A becült paraméterek korrelálatlan faktorokkal

Paraméter	Koeff	se(Ko)	Ko/se	StdKo	cStdKo
<i>FQ</i> faktorsúlyai					
<i>M</i>	1,000	0,000	0,000	1,616	0,810
<i>F</i>	0,944	0,111	8,495	1,527	0,765
<i>K</i>	0,823	0,101	8,124	1,330	0,666
<i>FV</i> faktorsúlyai					
<i>A</i>	1,000	0,000	0,000	1,647	0,825
<i>T</i>	1,007	0,077	13,071	1,658	0,831
<i>N</i>	1,071	0,079	13,606	1,764	0,884
Reziduális variancia					
<i>M</i>	1,367	0,290	4,720	1,367	0,344
<i>F</i>	1,650	0,281	5,865	1,650	0,414
<i>K</i>	2,212	0,281	7,881	2,212	0,556
<i>A</i>	1,268	0,182	6,965	1,268	0,319
<i>T</i>	1,231	0,181	6,807	1,231	0,309
<i>N</i>	0,867	0,173	5,004	0,867	0,218
Variancia					
<i>FQ</i>	2,613	0,453	5,772	1,000	1,000
<i>FV</i>	2,712	0,399	6,792	1,000	1,000

A fix paraméterek $se(.)$ becült standard hibája értelemszerűen zéró, a többi koefficiens pedig a standard hibája viszonylatában (a Ko/se értéket tekintve) szignifikánsan különbözik zérótól.

A standardizált koefficiens a standardizált faktor és a nem standardizált indikátor kapcsolatát fejezi ki. Például az *FQ* faktor *M* faktorsúlya esetében: $StdKo(FQ,M)=1,527=0,944 \cdot 2,613^{1/2}$. Ha az indikátort is standardizáltan használjuk, akkor a teljesen standardizált koefficiens: $cStdKo(FQ,M)=0,765=1,527/3,98^{1/2}$.

A modell által magyarázott, kivonással nyert reziduális kovarianciák mátrixa

Változó	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>K</i>	<i>A</i>	<i>T</i>	<i>N</i>
<i>M</i>	0					
<i>F</i>	0	0				
<i>K</i>	0	0	0			
<i>A</i>	1,274	1,512	1,433	0		
<i>T</i>	1,130	1,397	1,337	0	0	
<i>N</i>	1,473	1,711	1,612	0	0	0

A két faktor közötti zéró korreláció követelményét kétféle szempontból is felülvizsgálhatjuk. Egyfelől tartalmilag nem indokolt, hogy a kvantitatív képességek nem korrelálnak a verbális képességekkel. Másfelől felszabadíthatjuk becslésre a faktorközi korrelációt, melynek eredményeképpen kiderül, hogy az újabb paraméter hatására milyen mértékben javul az illeszkedés. Az ilyen típusú vizsgálatot szolgáló mutatót „modell modifikációs” indexnek (MI) nevezzük. Esetünkben $MI=44,29$, vagyis a χ^2 értéke ennyivel csökkenne korrelált faktorok megengedése mellett. A faktorközi kovariancia várhatóan 1,48 lenne, ami 0,556 korrelációt eredményezne. Érdemes tehát a modellt újraszámolni.

Kétfaktoros modell korrelált latens faktorokkal. A becslési eredmények módosulásának tárgyalása előtt a modell illeszkedését jellemezzük. A loglikelihoodok: $\ln L|H_0 = -2250,781$ és $\ln L|H_1 = -2247,742$. Innen

$$\chi^2_t = -2(-2250,781 - (-2247,742)) = 6,078,$$

ahol $df=21-13=8$, a TP érték = 0,6384. A χ^2 teszt szabadságfoka 8, mert a megszorítások közül egyet, a faktorközi zéró kovarianciát felszabadítottuk, és így a becsült paraméterek száma már 13. Bármilyen 63,84 százaléknál kisebb szignifikanciaszintnél elfogadható a hipotézis, miszerint a modell a mintával megegyező információt közöl.

Az illeszkedést jellemző főbb heurisztikus mutatók értékei a következők. Figyeljük meg, hogy a becslés eredményeként a $\chi^2-df = 6,078 - 8 = -1,922$ különbség negatív az alábbi formulákban. Bázismodellként a nullmodellt használjuk, melyre:

$$SNCP_b = \frac{\chi_b^2 - df_b}{N_b - 1} = \frac{567,506 - 15}{199} = \frac{552,506}{199} = 2,7764,$$

$$SNCP_t = \frac{\chi_t^2 - df_t}{N_t - 1} = \frac{6,078 - 8}{199} = \frac{-1,922}{199} = -0,00966,$$

$$F = \chi^2 / (N-1) = 6,078 / 199 = 0,0305,$$

$$\chi^2 / df = 6,078 / 8 = 0,75975.$$

Ezen jellemzők felhasználásával nyerjük a további indexek számított értékeit:

$$MDN = e^{-\frac{1}{2}SNCP_t} = e^{-\frac{1}{2}(-0,009658)} = 0,0159,$$

$$LHR = e^{-\frac{1}{2}F} = e^{-\frac{1}{2}0,0305} = 0,0185,$$

$$GFI = 1 - \frac{tr\left[\left(\hat{\Sigma}^{-1}\mathbf{S} - \mathbf{I}\right)^2\right]}{tr\left[\left(\hat{\Sigma}^{-1}\mathbf{S}\right)^2\right]} = 0,99,$$

$$EGFI = \frac{1}{1 + \frac{2 \cdot df}{p \cdot m}} = \frac{1}{1 + \frac{2 \times 8}{6 \times 2}} = 0,4286,$$

$$RGFI = \frac{GFI}{EGFI} = \frac{0,99}{0,4286} = 2,31,$$

$$AGFI = 1 - \frac{p(p+1)}{2 \cdot df}(1 - GFI) = 1 - \frac{21}{8}(1 - 0,99) = 0,974,$$

$$GFI \square \frac{p}{p + 2 \cdot F} = \frac{6}{6 + 2 \times 0,0305} = 0,9899,$$

$$CN = \frac{\chi_{8(0,05)}^2}{F_t} + 1 = \frac{40,1}{0,0305} + 1 = 1315,754,$$

$$NFI_{(b-t)/b} = \frac{\chi_b^2 - \chi_t^2}{\chi_b^2} = \frac{567,506 - 6,078}{567,506} = 0,9893,$$

$$NNFI = \frac{\chi_b^2 - \frac{df_b}{df_t} \chi_t^2}{\chi_b^2 - df_b} = \frac{567,506 - \frac{15}{8} 6,078}{567,506 - 15} = 1,0065,$$

$$TLI = 1 - \frac{df_b}{df_t} \frac{NCP_t}{NCP_b} = 1 - \frac{15}{8} \cdot \frac{6,078 - 8}{567,506 - 15} = 1 - 1,875 \times (-0,00348),$$

$$NNFI_B = 1 - \frac{df_b}{df_t} \frac{\chi_t^2}{\chi_b^2} = 1 - \frac{15}{8} \cdot \frac{6,078}{567,506} = 1 - 1,875 \times 0,01071 = 0,9799,$$

$$IFI = \frac{\chi_b^2 - \chi_t^2}{\chi_b^2 - df_t} = \frac{567,506 - 6,078}{567,506 - 8} = 1,003435,$$

$$CFI = 1 - \frac{\max(SNCP_t, 0)}{\max(SNCP_b, SNCP_t, 0)} = 1 - \frac{0}{2,7764} = 1,$$

$$AK = F + 2 n_b = 0,0305 + 2 \cdot 13 = 26,0305,$$

$$CAK = F + 2 n_b / N = 0,0305 + 2 \cdot 13 / 200 = 0,1605,$$

$$RNI = \frac{NCP_n - NCP_t}{NCP_t} = \frac{(567,506 - 15) - (6,078 - 8)}{567,506 - 15} = 1 + \frac{1,922}{552,506} = 1,00348.$$

A pszeudó R^2 értékének megfelelő mutató az $NFI=0,9893$ érték, mely 98,93 százalékos magyarázó erőt mutat. Jelentős tehát a javulás a korrelálatlan faktorokkal definiált modellhez képest. A becült $SNCP$ -paraméter negatív előjelét a CFI -index úgy tünteti el, hogy várható értékével, tehát zéróval helyettesíti. Egyébiránt valamennyi index nagyon szoros illeszkedést jelez.

A modell ML-módszerrel becült paramétereit a következő tábla tartalmazza.

A becült paraméterek

Paraméter	Koeff	se(Ko)	Ko/se	StdKo	cStdKo
<i>FQ</i> faktorsúlyai					
<i>M</i>	1,000	0,000	0,000	1,547	0,776
<i>F</i>	1,012	0,108	9,343	1,565	0,785
<i>K</i>	0,882	0,102	8,630	1,364	0,684
<i>FV</i> faktorsúlyai					
<i>A</i>	1,000	0,000	0,000	1,641	0,823
<i>T</i>	0,999	0,077	13,026	1,640	0,822
<i>N</i>	1,087	0,078	13,975	1,784	0,894
Kovariancia/Korreláció					
<i>FQ_FV</i>	1,442	0,260	5,535	0,568	0,568
Reziduális variancia					
<i>M</i>	1,586	0,255	6,228	1,586	0,398
<i>F</i>	1,530	0,254	6,016	1,530	0,384
<i>K</i>	2,120	0,269	7,884	2,120	0,533
<i>A</i>	1,287	0,178	7,222	1,287	0,323
<i>T</i>	1,291	0,178	7,234	1,291	0,324
<i>N</i>	0,798	0,163	4,899	0,798	0,200
Variancia					
<i>FQ</i>	2,394	0,416	5,757	1,000	1,000
<i>FV</i>	2,693	0,396	6,795	1,000	1,000

A faktorközi korreláció ML-becslése: 0,568, vagyis jelentős intenzitású.

Az indikátorváltozók megbízhatósági koefficiensei előbb az FQ , majd az FV latens faktor tekintetében magasnak mondhatók:

$$\frac{\left(\sum_{j=1}^{p_1} \lambda_{j1}\right)^2}{\left(\sum_{j=1}^{p_1} \lambda_{j1}\right)^2 + \sum_{j=1}^{p_1} \psi_j^2} = \frac{(0,776 + 0,785 + 0,684)^2}{(0,776 + 0,785 + 0,684)^2 + 0,398 + 0,384 + 0,533} = 0,7931$$

$$\frac{\left(\sum_{j=1}^{p_2} \lambda_{j2}\right)^2}{\left(\sum_{j=1}^{p_2} \lambda_{j2}\right)^2 + \sum_{j=1}^{p_2} \psi_j^2} = \frac{(0,823 + 0,822 + 0,894)^2}{(0,823 + 0,822 + 0,894)^2 + 0,323 + 0,324 + 0,2} = 0,8839.$$

A mért indikátorok tehát megbízhatóan használhatók a két latens tulajdonság leírására.

A modellel nyert reziduális kovarianciamátrix

Változó	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>K</i>	<i>A</i>	<i>T</i>	<i>N</i>
<i>M</i>	0,000					
<i>F</i>	0,046	0,000				
<i>K</i>	0,039	-0,105	0,000			
<i>A</i>	-0,168	0,054	0,162	0,000		
<i>T</i>	-0,310	-0,060	0,067	0,039	0,000	
<i>N</i>	-0,094	0,126	0,231	-0,022	0,000	0,000

Az átlagos reziduális hiba alacsony, mégpedig:

$$RMSR = \sqrt{\frac{\sum_{i < j} (s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij})^2}{p(p+1)/2}} = 0,111.$$

*

A tanulmány áttekinti és elemzi a kovarianciastruktúra modellezésében használatos, napjainkig kidolgozott fontosabb illeszkedésvizsgálati elveket, módszereket, formulákat. Külön tárgyalja a hipotézisvizsgálaton alapuló, likelihood arány teszt típusú illeszkedés vizsgálati eszközöket, és külön a leíró, indexszám jellegű statisztikákat. Mivel az illeszkedésvizsgálati elv megválasztását a paraméterbecslés módszere determinálja, ezért a paraméterek becslésének elvi kérdései, főbb módozatai is helyet kapnak.

IRODALOM

- AB MOOJAART – BENTLER, P. M. (1985): The weight matrix in asymptotic distribution-free methods. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38. évf. 190–196. old.
- AKAIKE, H. (1974): *A new look at the statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, 19, 716–723. old.
- BENTLER, P. M. (1990): Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107. évf. 2. sz. 238–246. old.
- BENTLER, P. M. (1983): Some contributions to efficient statistics in structural models: Specification and estimation of moment structures. *Psychometrika*, 48. évf. 4. sz. 493–517. old.
- BENTLER, P. M. – AB MOOJAART (1989): Choice of structural model via parsimony: A rationale based on precision. *Psychological Bulletin*, 106. évf. 2. sz. 315–317. old.

- BENTLER, P. M. – BONETT, D. G. (1980): Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures.
- BOLLEN, K. A. (1990): Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107. évf. 2. sz. 256–259. old.
- BOLLEN, K. A. (1986): Sample size and Bentler and Bonett's nonnormed fit index. *Psychometrika*, 51. évf. 3. sz. 375–377. old.
- BROWN, M. W. (1984): Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37. évf. 62–83. old.
- BROWNE, M. W. (1974): Generalized Least Squares estimators in the analysis of covariance structures. *South African Statistical Journal*, 8. évf. 1–24. old.
- CHOU, C.-P. – BENTLER, P. M. (1993): Invariant standardized estimated parameter change for model modification in covariance structure analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 28. évf. 1. sz. 97–110. old.
- CUDECK, R. – HENLY, S. J. (1991): Model selection in covariance structures analysis and the „problem” of sample size: A clarification. *Psychological Bulletin*, 109. évf. 3. sz. 512–519. old.
- GARTHWAITE, P. H. – JOLLIFFE, I. T. – JONES, B. (1995): *Statistical inference*. Prentice Hall International Limited, London.
- GREENE, W. H. (1993): *Econometric analysis*. Macmillan Publishing Company, New York.
- HOELTER, J. (1983): The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11. évf. 325–344. old.
- HUNYADI, L. (2001): *Statistikai következtetésemélet közzegdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- JAMES, L. R. – MULAİK, S. A. – BRETT, J. M. (1982): *Causal analysis: Assumptions, models, and data*. CA: Sage, Beverly Hills.
- JÖRESKÖG, K. G. (1978): Structural analysis of covariance and correlation matrices. *Psychometrika*, 43. évf. 4. sz. 443–477. old.
- LAWLEY, D. N. – MAXWELL, A. E. (1971): *Factor analysis as a statistical method*. American Elsevier Publishing Company, New York.
- LEE, S. Y. (1980): Estimation of covariance structure models with parameters subject to functional restraints. *Psychometrika*, 45. évf. 3. sz. 310–324. old.
- LEE, S. Y. – JENNRICH, R. I. (1979): A study of algorithms for covariance structure analysis with specific comparisons using factor analysis. *Psychometrika*, 44. évf. 1. sz. 99–113. old.
- LI-TZE HU-BENTLER, P. M. (1992): Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112. évf. 2. sz. 351–362. old.
- MACCALLUM, R. C. – ROZNOWSKI, M. – NECOWITZ, B. (1992): Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111. évf. 3. sz. 490–504. old.
- MARSH, H. W. – BALLA, J. R. – McDONALD, R. P. (1988): Goodness of fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103. évf. 3. sz. 391–410. old.
- McDONALD, R. P. – MARSH, H. W. (1990): Choosing a multivariate model: noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107. évf. 2. sz. 247–255. old.
- MULAİK, S. A. ET AL. (1989): An evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105. évf. 3. sz. 430–445. old.
- RAO, C. R. (1955): Estimation and tests of significance in factor analysis. *Psychometrika*, 20. évf. 93–111. old.
- SATORRA, A. (1989): Alternative test criteria in covariance structure analysis: A unified approach. *Psychometrika*, 54. évf. 1. sz. 131–151. old.
- SATORRA, A. – BENTLER, P. M. (1994): Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In: *von Eye, A. – Cloggs, C. C. (szerk): Latent variables analysis: Applications for developmental research*. Thousand Oaks, CA: Sage. 349–419. old.
- SATORRA, A. – BENTLER, P. M. (1999): A scaled-difference Chi-squared Test Statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66. évf. 507–514. old.
- SCHWARTZ, G. (1978): Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6. évf. 461–464. old.
- SHARMA, S. (1996): *Applied multivariate techniques*. John Wiley & Sons, New York.
- TANAKA, J. S. – HUBA, G. J. (1985): A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38. évf. 197–201. old.
- TUCKER, L. R. – LEWIS, C. (1973): The reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38. évf. 1–10. old.

SUMMARY

The paper gives a comprehensive overview of the goodness of fit indices elaborated in the literature of covariance structure analysis so far and evaluate most of them based on an illustrative example. Since a particular index corresponds to a specific method of the estimation of parameters, the basic ideas of the most important estimation procedures are also presented in the paper. The paper makes a strict distinction between the group of the goodness of fit indices based on hypothesis testing and the group of the so-called „stand alone” indices, the value of which falls into a normed interval. The upper and the lower bound of such an interval is normed to the case of the perfect goodness and the perfect badness of fit. Hence, there is no rule to separate the higher values from the lower ones, making a decision about the quality of the goodness of fit of a fitted model based on stand alone indices is obviously subjective. On the other hand, model selection based on hypothesis testing is distribution sensitive to a great extent, therefore it could be misleading when the assumptions are violated.

TÖRTÉNETI DOLGOZATOK

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL SZERVEZETE ÉS MŰKÖDÉSE, 1867–2002*

DR. LAKATOS MIKLÓS

Jelen tanulmányban – terjedelmi korlátok miatt – a Központi Statisztikai Hivatal történetének csak a legfontosabb mozzanatait tudjuk bemutatni, a dolgozathoz összegyűjtött dokumentumanyagunk csupán töredékes ismertetésére van mód. Egy közigazgatási szerv története elválaszthatatlan attól a kortól, melyben működött, ezért az anyag csoportosítását igyekeztünk a történelmi korszakhatárokhoz kötni. Először az 1867 és 1948 közötti esztendőkről, majd a rendszerváltozásig terjedő időszakról szólunk, végül kitérünk az 1990-es évtized legfontosabb történéseire, majd rövid összefoglalás keretében néhány tanulságot, következtetést is megfogalmazunk.

TÁRGYSZÓ: A KSH szervezete. A hivatal története.

A magyar közigazgatásban kevés olyan intézmény van, melynek működése, szervezeti stabilitása olyan folyamatos, mint a Központi Statisztikai Hivatalé (továbbiakban: KSH vagy Hivatal). Ezt támasztja alá a KSH néhány vezetőjének hosszú időszakot átölelő aktív irányító tevékenysége, például a KSH-t megalapító *Keleti Károlyé*, aki 1867 és 1892 között 24 évig volt a Hivatal vezetője, de említhetnénk *Jekelfalussy Józsefet*, aki 9 évig (1892–1901), *Vargha Gyulát*, aki 13 évig (1901–1914), *Kovács Alajost*, aki 12 évig (1924–1936) és végül az 1948 utáni magyar statisztika emblematikus alakját, *Péter (Pikler) Györgyöt*, aki 21 évig (1948–1969) irányította a KSH-t. Elmondhatjuk, hogy csaknem másfél évszázadot átívelő tevékenységről van szó, melyben a magyar statisztikai szolgálat, a magyar statisztika mint tudomány, valamint a KSH mint közigazgatási intézmény története elválaszthatatlan egymástól.

A szakirodalom és a források áttekintésekor fény derült arra, hogy bár számos könyv, tanulmány, cikk született a statisztika és a statisztikai szolgálat történetéről, változásairól, de ezekben a forrásokban (talán csak a legkorábbiak kivételével: *Bokor*; 1896, *György*; 1885, *Ráth*; 1896) a KSH szervezetéről kevés szó esett. Különösen így van ez az 1949 utáni időszak esetében, amikor is a Hivatal szervezetét bemutató és értékelő irodalom igen kevés, így kutatásunk során főleg a levél- és irattárban található dokumentumokat igyekeztünk feldolgozni.

* A Magyar Statisztikai Társaság (MST) Statisztikatörténeti Szakosztályának 2002. április 25-26-án, Tihanyban tartott Vándorülésén elhangzott előadás átdolgozott változata. Köszönöm dr. *Heinz Ervin* kollégámnak az átdolgozott változat elkészítéséhez nyújtott értékes tanácsait, észrevételeit.

Ha egy munkaszervezet kialakulását, felépítését, struktúráváltozásait vizsgáljuk, akkor nemcsak az elvégzendő feladat jellegét, a munkaszervezetet, ennek rendszerét kell számba vennünk, hanem a szervezetet létrehozó, illetve működtető szubjektív elemekkel, emberi tényezőkkel is számolnunk kell. Márpedig éppen ez utóbbiról maradt fenn a legkevesebb információ, és minél inkább távolodunk az időben, ezek annál halványabban jelennek meg a kutató előtt.

AZ 1867 ÉS 1948 KÖZÖTTI ÉVEK

Az 1867-es kiegyezés után a magyar politikai elit minden téren igyekezett a felelős magyar kormánynak alárendelt, független közigazgatási struktúrát létrehozni, melynek fontos része volt egy önálló statisztikai szolgálat megszervezése. A kiegyezés törvénybe iktatása után a független magyar kormány nevében a földművelés-, ipar- és kereskedelemügyi miniszter, *Gorove István* felkérte Keleti Károlyt, a Magyar Földhitelintézet tanácsjegyzőjét, közgazdasági író, hogy nyújtson be tervezetet (ún. Emlékiratot) egy statisztikai hivatal megszervezése ügyében. Az Emlékirat 1867. május 10-re elkészült, a miniszter elfogadta, és a *Budapesti Közlöny* 1867. május 28-i, 65. száma közölte Keleti Károly minisztériumi osztálytanácsosi kinevezését, és ezzel a Statisztikai Szakosztály – a Földművelés-, ipar- és kereskedelemügyi minisztérium III. osztályának 5. szakosztályaként – megkezdte működését.¹

„Földművelés-, ipar és kereskedelemügyi magyar ministerem előterjesztése folytán Keleti Károlyt az említett ministeriumhoz osztálytanácsossá nevezem ki.

Kelt Schönbrunnban, 1867. évi május hó 25.

Ferencz József, s. k.

Gorove István, s. k.

földművelés-, ipar- és kereskedelemügyi
magy. kir. minister.”

A statisztikával foglalkozók ekkor még egy szerény kis részleget alkottak a korabeli gazdasági minisztériumban. Figyelemre méltó, hogy az osztály megalakulásakor egyúttal létrehozták az Országos Magyar Statisztikai Tanácsot is. Megindult az 1869. évi népszámlálás előkészítése, melyet e nehéz körülmények között is képesek voltak 1870-ben végrehajtani. (Bár nem e dolgozat tárgyát képezi, de meg kell említeni, hogy ezzel párhuzamosan a magyar statisztika történetében még egy fontos esemény történt, ugyanis Keleti javaslatára Pest város Közgyűlése, 1869. december 2-án, megválasztotta a létesítendő Fővárosi Statisztikai Hivatal igazgatóját, az akkor mindössze 25 éves, de rendkívüli képességű *Kőrösy József* személyében, aki 1869. december 8-tól haláláig, 37 éven át töltötte be ezt a tisztséget. A Fővárosi Statisztikai Hivatal működése példaértékű volt, és nagy szerepet játszott abban, hogy a magyar statisztikai szolgálat tevékenységét világszerte elismerés övezte.) Fontos dátum 1871. április 18., amikor a király jóváhagyta „Az Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal ügyköre és ügyviteli szabályzata” című előterjesztést, amelynek alapján Keleti igazgatóvá történő kinevezésével létrejött a

¹ Létszáma: vezető és hat alkalmazott: *Keleti Károly, dr. Barsi József, Beöthy Leó, Halász Imre, Hunfalvy János, Duka Marczel, Hyeonimi Béla* „statisztikai beltág” és egy hivatalsegéd. A munka Keleti lakásán, az Aldunator 20. alatt (a mai Belgrád rakpart) indult meg.

„...szakteendőire nézve önálló, szolgálati és fegyelmi tekintetben azonban a földművelés-, ipar- és kereskedelemügyi magyar királyi minisztériumnak alárendelt hivatal” (*A Magyar Királyi...;* 1911) Az előzményeket *Bokor Gusztáv* 1896-ban így foglalta össze. (*Bokor;* 1896. 47–48. old.)

„Szlávy miniszter elismerésre méltó gyorsasággal intézte el a magyar hivatalos statisztika adminisztratív újjászervezését. A javasolt budgetet, nem ugyan a személyi kiadásoknak – az akkori viszonyok közt – kétségkívül túlzott összegével, nagyjában jóváhagyta és az 1870. október 26-ikán a képviselőháznak beterjesztett 1871. évi állami költségvetési tervezetben a „rendes szükséglet” XVI. fejezetének 11. czíme alatt a statisztikai hivatal számára 56.970 forintot irányzott elő. Ez összegből 1 igazgató, 2 titkár, 2 fogalmazó, 2 segédfogalmazó, 7 számtiszt, 1 irodavezető, összesen tehát 15 hivatalnok (A beltárgok ebbe nincsenek beszámítva, mert ezek fizetését ettől kezdve a tiszteletdíjak között a dologi kiadásoknál számolták el.) fizetése került ki, 2 szolgáló illetménye 870 forintot tett, adatgyűjtésre (ipar- és mezőgazdasági statisztika, népesedési mozgalom, és a fővárosi statisztikai hivatal segélyezése) 6500 forintot, a kiadványokra 5000, utazási átalányra 3000, a könyv- és térképgyűjteményre 1000, hivatali és irodai szükségletre 3600, házbérré 2400 és tiszteletdíjakra 15.000 forintot prelináltak.”

A mai költségvetés tervezői számára is tanulságosak elődeink pontos és rendszerezett munkamódszerei, miszerint a költségvetésben a lehető legrészletesebben szabályozták, hogy mit mire kell, illetve lehet költeni.

„A statisztikai hivatal ez első önálló költségvetésének indokolása röviden utalt arra, hogy a statisztikai szakosztály működése terjedtével a várható rendszeresebb adatszolgáltatás és az európai statisztika munkálataiban való részvétel következtében »mellőzhetlenül szükségessé vált« az osztálynak önálló hivatallá való fejlesztése. Közelebb jut ezzel a magyar hivatalos statisztika szervezete az európaihoz, azonkívül – az országos statisztikai tanács véleménye alapján kiadandó utasítás szerint – »a közszolgálat érdekében is üdvösebben fog ezen túl működni«. Majd megokolva a költségzaporításokat, a jövőre nézve érintette az indokolás, hogy a magyar statisztikai hivatalnak tulajdonképpen még nagyobb költségvetésre volna szüksége, mint a külföldieknek, mert ez utóbbiak a közbenső közigazgatási közegektől megbízhatóan feldolgozott anyagot csak összeállítják, míg nálunk 151 törvényhatóság eredeti anyagát kell feldolgozni” (*Bokor;* 1896. 48. old.)

Az indoklásból látható, hogy a javaslatot összeállítók egyre inkább számoltak a statisztikai szolgálatra háruló többletfeladatokkal, a külfölddel történő kapcsolattartás kívánalmaival és azzal a nem könnyű problémával, hogy – helyi szervek hiánya miatt – a törvényhatóságok adatgyűjtéseit a Hivatalban kell feldolgozni. Ebben az időben a Hivatal szervezet felépítése a következő volt.

„A statisztikai hivatal élén a hivatalfőnök áll, ki összes működéséért felelős és kit távolléte vagy akadályoztatása esetén a statisztikai hivatalnak rangban legidősb titkára helyettesít.

A hivatal műszaki része az összes statisztikai anyagot következő nyolcz főrovat szerint dolgozza fel:

Műszaki rész:

1. osztály. Föld- és helyrajzi viszonyok
2. osztály. Őstermelés
3. osztály. Népeségi viszonyok
4. osztály. Közigazgatás
5. osztály. Igazságügy
6. osztály. Közoktatási és művelődési viszonyok

7. osztály. Ipar, kereskedelem, közlekedés, hitel

8. osztály. Állami, megyei és községi háztartás és pénzügy

A hivatal kezelési részét az igató, kiadó és irattár képezik, melyek az irodavezető alatt állnak, ki egyúttal a hivatal házi pénztárát kezeli s a hivatalhelyiségek és szükségletei fölött örökdik.” (Bokor; 1896. 49. old.)

A Hivatal dolgozóinak 1871. évi alacsony összlétszámából arra következtethetünk, hogy a közölt szervezeti felépítés jelentősége nem lehetett túl nagy, mindenesetre nagyobb munkák esetén bizonyára nem lehetett ehhez ragaszkodni, azaz csupán erre támaszkodni. (Az összes létszám ebben az időben a hivatal vezetőjével együtt 15 hivatalnok és 2 hivatalsegéd volt.)

Az 1871 és 1885 közötti szervezeti fejlődésről György Aladár statisztikai beltag adott összefoglalót „Magyarország hivatalos statisztikája. Történelme és fejlődése.” c. művében (György; 1885. 84., 91. old.). Megállapítja, hogy ez a szerény ügyosztály, mely a Földmívelés-, ipar- és kereskedelemügyi minisztériumban az 1871. évi Hivatal magvát képezte, a hatáskör tágulásával s a teendők szaporodásával kapcsolatban 1885-re tekintélyes hivatallá nőtte ki magát. György Aladár közzétette az 1868 és 1884 közötti évenkénti költségvetést és létszámot, valamint részletes adatokat közölt az 1884. évi havi ügyiratforgalomról. (Adatait kivonatosan közöljük.)

Év	Kiadás		Személyzet							
	frt.	kr.	Tisztviselők	Gyakor-nok	Kültag	Beltag	Fordító	Díjnok	Szolga	Összesen
1869	16,118	68	3	–	–	3	–	–	–	6
1870	16,714	07	3	–	–	3	–	–	–	6
1871	51,825	40	15	4	11	4	1	8	2	45
1875	40,000	–	13	3	–	1	1	3	3	24
1880	52,145	10	13	6	–	1	1	14	5	40
1883	131,654	99½	25	12	–	2	1	48	5	88
1884	153,310	84	31	25	–	2	1	71	5	155

„Meg kell jegyeznünk, hogy e kimutatásban a népszámlálások alkalmával ideiglenesen szerződötetett díjnokok száma s az e munkálatokra fordított költség, melyeket már fentebb felsoroltunk, nincs beszámítva. A szaporodás képe tehát egészen a természetes alakulást mutatja s a számok is világosan megjelölik ama korszakokat, midőn az addigi statisztikai szakosztály hivatallá lett s midőn az áruforgalmi statisztika nagy apparátussal járó munkába vétele megkezdődött....” (György; 1885. 83–84. old.)

Érdekes megjegyzéseket találunk arról, hogy már elődeink is tudták, egy-egy konkrét feladat végrehajtása érdekében át kell törni a szervezeti hierarchiát és ideiglenes osztályokat (mai szóval teameket) kell létrehozni.

„Rendkívüli munkák az egyes osztályok munkakörének tekintetbevételével gyakran több osztály tagjaiból alakított külön ad hoc osztályok által végeztetnek. Így a múlt évben az igazsáügyi osztály teendői közé soroltatott az iparstatisztikai felvétel is, mely célra az osztály más osztályoktól ideiglenesen átvett munkaerővel egészített ki.” (György; 1885 90. old.)

A létszám fokozatos növekedése összefügg azzal, hogy az 1848–1849. évi magyar forradalom és szabadságharc bukása után megszűnt Magyarország önálló vámterülete.

Még a kiegyezés után is csaknem 15 évnek kellett eltelnie, míg Magyarország megszervezheti önálló külkereskedelmi statisztikáját. 1881. március 14-én szentesíti a király az áruforgalmi statisztikáról szóló 1881. évi XIII. törvénycikket, amely az igen jól szervezett külkereskedelmi statisztika alapjává vált.

Az 1889. évi XVIII. tc. értelmében a Földművelés-, ipar- és kereskedelemügyi minisztérium szétvált és a Hivatal az önállóvá váló Kereskedelemügyi Minisztérium felügyelete alá került 1929-ig, ezt követően közvetlenül a miniszterelnök felügyeli a Hivatalt.

Az 1896. évi XX. tc. végre gondoskodik a Hivatal végleges elhelyezéséről. Ennek alapján épült fel 1898-ban a Keleti Károly u. 5–7. alatti épület.

Jelentős esemény volt, mert ezt megelőzően, közel harminc éven át, tizenhárom költözést szenvedtek végig a Hivatal dolgozói, melyek során Buda és Pest legkülönbözőbb épületeiben, illetve épületrészeiben nyertek elhelyezést. Egy szervezet stabilitása az elhelyezésének állandóságával és minőségével is összefügg, ezért jelképes értelmet is tulajdoníthatunk annak, hogy a KSH központi része 1898-tól, sok viharos évtizedet is átvészelve, azonos épületben maradhatott (*Kenessey; 1961a, Visi Lakatos; 1998*).

A magyar statisztikai szolgálat egyik legjelentősebb eseménye volt, amikor az 1874. évi XXX. tc. (első statisztikai törvény) után, 1897-ben elfogadták az 1897. évi XXXV. tc.-t, a második statisztikai törvényt. Ennek a törvénynek máig tartó hatása van. Számos rendelkezését megújítja majd az 1929. évi XIX. tc. és az 1993. évi XLVI. tv. (hatodik törvény) is. Az 1897. évi XXXV. tc.-t részletes hivatali ügykör és ügyviteli szabályzat egészítette ki. Az egész hivatal szervezeti felépítését és működését alapvetően meghatározta ez a szabályzat, melynek bizonyos elemeit még 1950 után is használták. A szabályzat első és nyolcadik paragrafusa a Hivatal vezetőjének státusát szabályozta, meghatározta a Hivatalt felügyelő miniszter és a Hivatal igazgatójának kapcsolatát és jogosítványait.

A nagy jelentőségű szabályzat megfogalmazta a Hivatal új megnevezését (Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal), valamint azt, hogy a Hivatal élén igazgató áll, akit egy aligazgató helyettesít. (Elnöknek csak az 1929. évi XIX. tc. életbe lépése óta nevezik a KSH vezetőjét.) A törvény is jelzi, hogy a KSH igazgatója a kereskedelemügyi miniszternek van alárendelve, aprólékosan szabályozza, hogy mihez van joga a miniszternek és mit tehet meg a Hivatal igazgatója. A hatásköri rendelkezések szerint, a Hivatal igazgatójának mozgástere igen szűkös volt, minden fontosabb rendelkezést vagy a miniszter adott ki, vagy az ő hozzájárulása kellett. Ezen kívül

„Az 1897. évi XXXV. t.c. rendelkezéseinek megfelelően működéséről a Hivatal évente tüzetes *munkatervet* készített, az adatgyűjtések eredményeit az *Évkönyvben, Havi Füzetekben* és *Statisztikai Közleményekben* publikálta, s az *Évkönyvet* – a minisztériumok működését, valamint az igazgatásuk és felügyeletük alá tartozó ügyeket és a közállapotokat ismertető Jelentés (röviden *Kormányjelentés*), kíséretében – évente, a költségvetés bemutatásával egyidejűleg, az Országgyűlés elé terjesztette.” (*Csahók–Gyulay; 1994. 63.old.*)

A szabályzat 12–16. §-a a Hivatal költségvetési pozíciójáról rendelkezik. Ebben az esetben is rendezti a miniszter és a Hivatal igazgatójának jogosítványait.

Az utókor számára igen tanulságos az az előírás, hogy a más minisztériumok számára végzett adatgyűjtések költségeit melyik fél, milyen módon köteles viselni. Továbbá képet

kaphatunk arról, hogy a statisztikai adatgyűjtések szabályozásában milyen jelentőséggel bírt az országgyűlés által elfogadott munkaterv.

„Hasonlóképpen az érdekelt minister tárczája terhére fedezetnek azon statisztikai munkálatok költségei is, a melyek – a nélkül, hogy természetüknél fogva a munkatervbe felveendő, vagy az országgyűlésnek előzetesen bejelentendők lennének – valamely minister által bíznak a statisztikai hivatalra. Ily megbízásokat a statisztikai hivatal – hacsak azok következtében az országgyűlésileg megállapított munkatervnek betartása akadályokba nem ütközik, mely esetben a tárgyalásokról a kereskedelemügyi ministernek jelentést tenni tartozik – a költségeknek az illető minister részéről való fedezése fejében mindenkor pontosan teljesíteni köteles.”

A szabályzat fontos részei a Hivatal személyi állományával kapcsolatos rendelkezések. A 29–34. §-ok részletesen szabályozzák az alkalmazás feltételeit, a szabadságok kiadásának rendjét, nagy figyelmet fordítanak az ideiglenesen alkalmazott díjnoki személyzetre vonatkozó szabályok összeállítására.

A KSH működésében nagy jelentősége volt az ideiglenesen alkalmazott munkaerőnek. Az olyan adatgyűjtések végrehajtásánál, mint a népszámlálás, a mezőgazdasági összeírás, bizonyos munkafázisok (például a feldolgozás) elvégzéséhez tömegével kellett alkalmazni külső munkaerőt. Már abban az időszakban is felbukkant az a nemes szándék, hogy a Hivatal saját, állandó alkalmazottainak is biztosítson kiegészítő kereseti lehetőséget. A Hivatalnak ez a törekvése is hozzájárult ahhoz, hogy évtizedeken át stabil munkatársi gárdával dolgozhatott.

„32. §. A központi statisztikai hivatal munkálatainak ellátásához segédmunkaerő gyanánt szükséges, állandó alkalmazás jellegével bíró és az 1897. XXIV. t. cz.-ből folyó kedvezményekben részesítendő díjnoki személyzet létszámát, illetményi fokozatait, fegyelmi viszonyait, valamint a szolgálatból való elbocsátásának módozatait – a fent hivatkozott t.-cz. rendelkezéséhez képest – a kereskedelemügyi m. kir. minister rendeletileg szabályozza.

33. §. A központi statisztikai hivatal igazgatója – a munkaterv és az időközi megbízatások alapján mutató szűkséghez képest s az ezen célra költségvetésileg megállapított hitel, illetőleg a kereskedelemügyi m. kir. minister által havonként engedélyezett, vagy egyes ministerek által külön munkálatok teljesítése végett rendelkezésre bocsátott hitelek erejéig – az előző §-ban említett ministeri szabályrendelet hatálya alá eső díjnoki személyzet alkalmazásáról és díjazásáról e szabályzat korlátai között, – az egyéb napidíjas és rendkívüli munkaerő alkalmazásáról és díjazásáról pedig, – beleértve az egyes különös szakmunkálatok teljesítésével megbízható kútagok, továbbá a különböző nyelvű fordítók, valamint a munkálatok természetéhez képest szakmánymunkások és rendes hivatalos órán kívüli munkaerők alkalmazását, elbocsátását és díjazását is – : önállóan gondoskodik, oly megszorítással azonban, hogy a hivatal igazgatója által engedélyezhető legmagasabb havidíj 200 koronát meg nem haladhat. Ennél magasabb havidíj engedélyezése a kereskedelemügyi minister hatáskörébe tartozik. Ugyancsak a hivatal igazgatója gondoskodik a házmester, a segédszolgák, fűtők és a ház tisztántartása céljából szükséges egyéb alkalmazottak felfogadásáról, elbocsátásáról és díjazásáról.”

A statisztikai szolgálat történetét tárgyaló tanulmányok mindig nagy jelentőséget tulajdonítottak annak, hogy már a XIX. század végén statisztikai szakvizsgát írtak elő a fogalmazói karnak, javítva ezzel a hivatalnoki gárda szakmai színvonalát. Erről is külön szabályzat rendelkezett.

Az 1871 és 1911 közötti évekről szóló, méltán híres kiadványban szemléletes leírást találunk a Hivatal 1910. évi szervezetéről, személyi állományáról és költségvetéséről (*A Magyar Királyi...; 1911*).

„A hivatal személyzete az 1910. év végén (a hivatalszolgákon és segédszolgákon kívül) 290 főből állott, akik közül 109 kinevezett tisztviselő volt. A tisztviselői karból az igazgatóval és aligazgatóval együtt 20 működik a fogalmazási szakon (főiskolai képzettséggel), 82 a statisztikai és kezelési szakon (középiskolai képzettséggel, bár néhányan e szakbeliek közül is főiskolát végeztek), 7 pedig a gyakornoki létszámban, a honnan – a megfelelő előképzettség feltételezésével – úgy a fogalmazási, mint a statisztikai és kezelési szakra nyitva van az átmenet.

A személyzet többi része a napidíjasok csoportjába tartozik, a kiknek száma – a munkák torlódásához képest – változó. 1910. év végén 181 ily rendkívüli munkaerő volt alkalmazásban és pedig 40 ideiglenes alkalmazott, a kik kifejezetten egy munkálatnak tartamára fogadtattak fel s az illető munkálat befejeztével minden további kárpótlás nélkül elbocsáthatók; továbbá 14 napidíjas, a kik a rendes munkálatoknál alkalmaztatnak, belépésükkor fogadalmat tesznek s egy évi kifogástalan szolgálattal igényt szereznek az állandó díjnokká való előléptetésre, végül 127 állandó díjnok, a kik a díjnokok részére megállapított kedvezmények (magasabb fizetési fokozatba való előlépés, nyugdíjjogosultság stb.) élvezetében vannak.

Rendkívüli munkálatok idején a napidíjas-személyzet, különösen az ideiglenes alkalmazottak száma több száz fővel emelkedik s ezeken kívül a statisztikai hivatal otthon végezhető szakmáymunkát is ad kisebb fizetésű állami vagy városi tisztviselőknek bizonyos humanisztikus szempontokat is figyelembe véve a munkák szétosztásánál.”

A korabeli megnevezésekkel felvázoljuk a Hivatal 1911. évi szervezeti felépítését.

A Hivatal 1911. évi szervezeti felépítése

	Igazgató	Aligazgató
Évkönyvek, havi közlemények, jelentések	Elnökség, személyzeti ügyek	
Népmozgalom, közegészségügy	Gazdasági iroda, ügykezelés	
Őstermelés, bányászat, kohászat, hitelintézetek, biztosítás	Könyvtár	
Ipar, munkaügy, vasutak		
Külkereskedelem, tengerhajózás		
Közművelődés, közoktatás, egyháziak, hitélet		
Közigazgatás, községi törzskönyv bizottság		
Jogszolgáltatási statisztika		

Forrás: Kenessey (1961a).

A Hivatal 1871. évi szervezeti struktúrájához képest az 1911. évi alig változott, elnevezésbeni különbségek vannak, továbbá a folyamatos feladatbővülés miatt az egyes részlegek tevékenységi köre is bővült.

A KSH tevékenységére is hatással volt az a körülmény, hogy az ország az első világháború után területének kétharmadát elvesztette. A jogi, szervezeti és a személyi állomány szempontjából a folyamatosság biztosítva volt, azonban az adatgyűjtések területi

szempontból átalakultak, sokkal kevesebb törvényhatósággal kellett a kapcsolatot fenntartani, mint korábban. A létszámgazdálkodásban azonban ez nem okozott törést, mert a Hivatal feladatai egyre sokasodtak, ami kompenzálta az országterület- és lakosságszámcsökkenésből adódó esetleges „racionalizálást”.

A hivatali alkalmazottak munkakörülményei is javultak azáltal, hogy 1928-ban felépítették a Hivatal számára a mai Keleti Károly u. 18/a. és 18/b. alatti épületet.

Az 1929. évben újabb fontos esemény történt, megszületett az 1929. évi XIX. tc., (harmadik) statisztikai törvény mely alapjaiban megtartotta az 1897. évi XXXV. statisztikai törvény rendelkezéseit, de több ponton lényeges módosításokat is tartalmazott, melyeket *dr. Dobrovits Sándor*, a Hivatal későbbi elnöke 1929-ben írt tanulmányában foglalt össze (*Dobrovits*; 1929).

A szerző ír arról, hogy miért kellett a törvény hatályát az egész statisztikai szolgálatra kiterjeszteni. Kifejti, hogy a fő célok közé tartozott a párhuzamos adatgyűjtések visszaszorítása, ennek keretében tanulságos elemzést közöl az ún. igazgatási és statisztikai célú adatgyűjtések közötti különbségről. Témánk szempontjából fontos, amit a KSH-t felügyelő szervek megváltozásával kapcsolatban ír.

„Az új statisztikai törvény a Központi Statisztikai Hivatalt kivonja a kereskedelemügyi miniszter hatásköréből s a miniszterelnök felügyelete alá helyezi...”

A Hivatalnak eddigi felügyeleti beosztása a történeti tradíción alapult. A Hivatal ugyanis 1871-ben az akkori földművelési, ipar- és kereskedelemügyi minisztériumnak egy osztályából alakult s működése első időszakában a népesedési adatgyűjtéseken kívül fontosabb adatgyűjtései, mint pl. a külkereskedelmi adatgyűjtés, túlnyomórészt a kereskedelemügyi miniszter szakkörébe tartoztak. Éppen ezért nem történt a Hivatal adminisztrációs beosztásában változás 1889-ben sem, amikor a földművelési, ipar- és kereskedelemügyi minisztérium kettéválasztásával a földművelésügy részére külön minisztérium szerveztetett. A hivatalos statisztikai szolgálat ugyan csakhamar újabb és újabb ágazatokkal gyarapodott, minthogy azonban az 1897. évi statisztikai törvény csupán a Központi Statisztikai Hivatal tevékenységére vonatkozott és egyrészt a Hivatal, másrészt a szakminisztériumokban folyó adatgyűjtések között kapcsolatot nem létesített, a Hivatal felett felügyelő főhatóság változtatása nem látszott szükségesnek. Nem változott ez a helyzet az új törvény életbeléptéig, jóllehet a Hivatal adatgyűjtései mindinkább bővültek más szakminiszterek ügykörébe tartozó fontos adatgyűjtésekkel s ezeknek a munkaterv parlamenti tárgyalása alkalmával való indokolása, valamint a költségvetési tárgyalások során való védelme sok esetben visszaszorított helyzetet teremtett, amennyiben a kereskedelemügyi miniszterre ruházta oly feladatok propagálását, amelyeknek elvégzése csak a miniszter gondozására bízott kereskedelemügyi szakértekeknek rovására történhetett....

... A Központi Statisztikai Hivatalnak a miniszterelnök felügyelete alá való helyezését s ezzel a hivatalos statisztikai szolgálat kormányhatósági felügyeletének és irányításának a miniszterelnök ügykörébe való utalását legelsősorban az a meggondolás teszi kívánatosná, hogy a statisztikai adatgyűjtéseknek a kormányzat minden ágára arányosan kell kiterjedniök és a jövő eshetőségeire is tekintő, tudományosan rendszeres munkaterven kell alapulniök. A kormányzat valamennyi ágazata szükségleteit arányosan számba vevő, nagytávlatú statisztikai munkatervnek összeállítása, költségeinek biztosítása és parlamenti képviselők logikusan nem sorozható egy szakminiszter feladatai közé.”

A KSH felügyeleti szervének megváltozása során felmerült az az aggály, hogy a statisztikai szolgálatnak a kormány elnöke alá való rendelése növeli annak lehetőségét, hogy a szolgálatban a szakszempontok rovására politikai szempontok érvényesüljenek. Máig

érvényes *gróf Bethlen István* miniszterelnöknek a statisztikai törvény kapcsán történő e témát érintő országgyűlési felszólalása. Idézzük szavait:

„Az kétségtelen, hogy magának annak a megállapítása, hogy a statisztika mely ügyek kipuhatólásával foglalkozzék, eminenter politikum. Eminenter politikum annak megállapítása, hogy ez az adatgyűjtés sürgősebb-e, vagy a másik; hogy foglalkozunk-e elsősorban szociális statisztikával, a munkanélküliség statisztikájával, vagy foglalkozunk-e mezőgazdasági vagy ipari statisztikával. Ez eminenter politikai kérdés és éppen azért felfogásom szerint helyes is, hogy a statisztika ügye a miniszterelnökség alá kerül. Hiszen a miniszterelnök az, aki a kabinet politikáját irányítja, aki hivatott arra, hogy megállapítsa hogy tulajdonképpen a közéleti szükségletek közül melyik az, amely elsősorban kielégítést kíván s amelynek kielégítése érdekében a statisztikai felvétel szükséges is. Ellenben nem lehet politikum a felelet, amelyet a statisztika a kérdésre ad. Ennek feltétlenül objektív alapon kell megadati és gondoskodásnak kell történnie, mint ahogy gondoskodás történt a múltban is, hogy itt politikai szempontok ne homályosítsák el azt az objektivitást, amelyre minden statisztikának igénye és szüksége van.” (*A magyar statisztikai törvények*; 1994. 46. old.)

Dr. Dobrovits Sándor végül megállapítja, hogy a KSH 1897-ben mintaszerű szervezetet nyert, melynek helyességét egy emberöltő tapasztalatai igazolták, ezért csak kisebb változtatásokra van szükség. Az 1929. évi statisztikai törvény túlzottan nem terhelte többletfeladattal a Hivatalt, így a Hivatal szervezeti felépítése lényeges mértékben nem változott. *Kenessey Zoltán* sematikus ábrát közöl az 1937. évi hivatali felépítésről, melyet kiegészítettünk az 1937. évi Magyar Statisztikai Szemlében közölt létszámadatokkal (*Kenessey*; 1961a, *Magyar Statisztikai Szemle*; 1937. 508. old.).

Az 1937. évi szervezeti felépítés és dolgozói létszám

Elnök		
Elnöki osztály 31 fő	Felülvizsgálati hatáskörrel megbízott miniszteri tanácsos 1 fő	Felülvizsgálati hatáskörrel megbízott miniszteri tanácsos 1 fő
5. osztály. Mezőgazdaság 240 fő ebből 209 ideiglenes	2. osztály. Tanügy és hitélet 16 fő	1. osztály. Általános és szerkesztési ügyek 33 fő
6. osztály. Ipar és közlekedés 39 fő	7. osztály. Külkereskedelem, vámügy 69 fő	3. osztály. Szociális és közegészségügy 16 fő
	8. osztály. Pénzügy és áruk 19 fő	4. osztály. Népesség, bűnügy, Könyvtár 35 fő

Kimutatás a M. kir. Központi Statisztikai Hivatal alkalmazottainak létszámáról

Szak	Létszám (fő)
Fogalmazói szak	26
Statisztikai szak	62
Irodakezelési szak	
Tisztviselő	39
Kezelő	39
Egyéb ideiglenes alkalmazott	343
	<i>Összesen</i>
Altisztek és szolgák	56
	<i>Mindösszesen</i>
	565

Megjegyzés. A felépítés és szakok szerinti létszám kisebb mértékben eltér egymástól, melynek lehetséges oka, hogy az információkat különböző forrásokból vettük.

1937-ben 565 fő volt a Hivatal létszáma az ideiglenes alkalmazottakkal együtt. *Dr. Mike Gyula* összeállítása a Hivatal létszámáról és költségvetéséről (*Mike*; 1942) az 1871 és 1942 közötti évekről jól érzékelteti a Hivatal létszámának alakulását a tárgyalt időszakban.

A M. kir. Központi Statisztikai Hivatal alkalmazottainak létszáma

Év	Fogalmazási	Egyéb tud. és szaksem.	Statisztikai	Kezelési iroda-tisztji	Kezelő	Díjnok	Összes munkaerő
1867	4	-	2	-	-	-	6
1871	7	-	8	-	-	-	15
1874	7	-	8	-	-	-	15
1880	8	-	6	-	-	-	14
1890	14	-	35	-	-	-	49
1897	18	-	42	-	-	-	60
1900	20	-	47	-	-	-	67
1913	27	-	95	-	-	-	122
1917/18	27	-	101	-	40	302*	470
1919/20	33	-	110	94	15	208*	460
1922/23	28	-	85	76	20	117	326
1925/26	25	-	65	44	7	81	222
1928/29	26	-	66	41	44	45	222
1931/32	25	-	62	43	35	35	200
1935/36	26	-	62	39	34	33	194
1938/39	26	5	64	41	34	33	203
1940	30	5	75	51	40	41	242
1942	42	-	93	55	55	57	302

* Az ideiglenes díjnokokkal együtt.

„A fenti adatok csak a »költségvetésben megállapított« létszámra vonatkoznak. A Hivatal »tényleges« alkalmazottainak száma a közlőteknél minden időben lényegesen nagyobb volt, különösen nagyobb rendkívüli munkálatok idején (népszámlálás, mezőgazdasági felvétel stb.), amikor a rendkívüli munkaerők száma az állandó jellegű alkalmazottak számát gyakran többszörösen felülmúlta.

A díjnokokra vonatkozólag csak a háborús évektől kezdve vannak adataink, bár díjnok alkalmazottja a Hivatalnak 1867-től kezdve mindig volt.” (*Mike*; 1942. 50. old.)

A második világháborús évek a Hivatal működésére is hatással voltak, több hivatali alkalmazottat katonai szolgálatra hívtak be, ezért ideiglenesen össze kellett vonni osztályokat, új ügyköröket kellett létrehozni, illetve ad hoc jellegű feladatokat is el kellett látni, a statisztikai adatgyűjtések is akadoztak.

Budapest ostroma alatt a Hivatal központi épülete súlyosan megsérült, az épületeket és a berendezéseket körülbelül 40 százalékos kár érte, elpusztult az adatgyűjtések anyagának és a könyvtár állományának egy része. A harci cselekmények megszűnte után azonban hamarosan újraindult a statisztikai munka. 1945 júniusában tájékoztató adatfelvételt hajtottak végre a háborús károkról. Az 1945. és az 1948. években helyreállt a statisztikai adatgyűjtés munkája: a rendszeres adatgyűjtések száma elérte a 160-at (az 1938. évi 180-nal szemben).

Az 1947–1948-as évek politikai-társadalmi változásai a KSH szervezetét és működését sem hagyták érintetlenül. A fennmaradó levéltári és egyéb dokumentumok szerint azonban a KSH szervezete és létszáma még mindig nem változott lényeges mértékben – a létszám 500 és 600 fő körül mozgott – bár feltűnő volt, hogy a Hivatal szervezetében megjelentek az ún. ügykörök, melyek osztályokra tagozódtak. (Ezek az ügykörök már előképei voltak a későbbi főosztályokra alapozott struktúrának.) A jelentős változások előtti utolsó szervezeti tagozódás az 1948. május 8-án kiadott körlevél kísérelőjegyzéke szerint a következő volt. (KSH Levéltár, 1949.)

A Hivatal szervezeti felépítése 1948. május 8-án

Ügykör, osztály, alosztály

Elnök

Aelnök

I. Központi ügykör

1. Elnöki osztály

a) Házipénztár

b) Iroda

c) Gazdasági s. hivatal

2. Igazgatási információs osztály

(Térképészet)

3. Könyvtár

II. Társadalomstatistikai ügykör

1. Népszámlálási osztály

(Törzskönyv)

2. Népmozgalmi osztály

3. Szociális osztály

4. Kultúrstatistikai osztály

III. Forgalmstatistikai ügykör

1. Pénzügyi statisztikai osztály

2. Árstatisztikai osztály

3. Külkereskedelm- és közlekedés-
statisztikai osztály

(Közlekedés)

IV. Termelési statisztikai ügykör

1. Mezőgazdasági statisztikai osztály

2. Iparstatisztikai osztály

Már dr. Dobrovits Sándor 1929-es tanulmánya jelezte, hogy a jelentős társadalmi-politikai-gazdasági és nem utolsósorban területi változások ellenére a KSH szervezeti struktúrája, működése a magyar közigazgatásban ritka folyamatosságot mutatott és ez egészen 1948-ig megmaradt. Az évtizedek során kialakult munkatársi közösség viszonylag állandó volt, ez jellemezte már a KSH korábbi időszakát is. A vezető és az érdemi munkatársak életpályájában bizonyára ki tudnánk mutatni a Hivatalhoz való ragaszkodást. A viszonylagos szervezeti stabilitás mellett azonban a létszám lassú emelkedése figyelhető meg. Ez összefügg a köz- és magánszférának a társadalmi és gazdasági fejlődésből következő egyre nagyobb adatigényével, a KSH szerepének erősödésével, a saját adatgyűjtési és feldolgozási rendszer kiépülésével, bővítésével. Mindemellett a területi szervek hiánya is okozhatta a létszám bővülését, hiszen több olyan feladatot is a KSH-ban kellett megoldani, melyet a későbbi időszakban a területi szervek végeztek el. Láthat-

tuk, hogy az ideiglenesen alkalmazott munkaerőnek a KSH-ban hagyományosan nagy jelentősége volt, ami meg is nehezítette a KSH létszámgazdálkodásának elemzését.

AZ 1948 ÉS 1988 KÖZÖTTI IDŐSZAK²

A magyar történelemben 1948 jelentős változásokat hozott. Megszűnt az ún. koalíciós időszak, elkezdődött a pártállami diktatúra. A közigazgatást szovjet mintára átszervezték, a közigazgatásban dolgozók jelentős részét elbocsátották, a személyi állomány nagy része kicserélődött. A fiatalok tömegei áramlottak a közigazgatásba, a magyar történelemben ritka pillanat lehetett, mikor egy korosztály, az ún. „fényes szelek” (köülbelül az 1928 és 1932 között születettek) nemzedéke, jelentős pozíciókba jutott és azt hosszú évtizedeken át többnyire meg is tartotta.

1948–1949-ben – az igazgatás más területeihez hasonlóan, részben a politikai szempontú kádercsere, részben az általános létszámfejlesztés miatt – alapvetően megváltozott a KSH apparátusának személyi összetétele. Az akkori politikai és gazdasági vezetés a KSH-t – a szovjet tanácsadásnak megfelelően – egy óriási információközponttá kívánta fejleszteni, és fő feladatává a Tervhivatal kívánalmainak teljesítését és az „eredmények” statisztikai szempontú alátámasztását tette. Az 1945 előtthöz képest a KSH-ban döntő módon megváltozott a társadalom-, illetve gazdaságstatisztika viszonya, a KSH-tól elsősorban gazdaságstatisztikai adatok gyűjtését várták. Szervezeti felépítésében meghatározóvá váltak az ágazati főosztályok, és az adatgyűjtési rendszer főleg ezek „fontosságát” vette figyelembe. A közlemények túlnyomórészt „adattár” típusúak voltak, tehát a KSH-nak elsősorban az adatgyűjtés és -összeállítás volt a feladata és kevésbé az elemzés, kutatás. (Ez utóbbira olykor „szigorúan titkos” jelentésként tartottak igényt.)

1948. november 16-án a Hivatal életét hosszú időre meghatározó személyi változás történt: a politikai változások következtében kinevezték Péter (Pikler) Györgyöt a Hivatal elnökévé, aki több mint 20 évig irányította a magyar statisztikai szolgálatot. Ekkor a Hivatal valamennyi felső vezetőjét kicserélték, többnyire elbocsátották vagy alacsonyabb beosztásba helyezték őket; a kisebb beosztásokban is látványos változások történtek, az eltávozottak helyét főleg fiatalokkal töltötték be. Mindezek mellett, a későbbiek során, miután a Hivatal személyi állománya stabilizálódott, Péter György sokat tett a Hivatal tekintélyének biztosításáért, autonómiájának megőrzéséért. Az említett korszakban szinte egyedülálló volt, hogy egy olyan vezető személyiség, mint Péter György húsz éven át egy országos hatáskörű szerv élén maradjon. Talán azért is történhetett ez meg, mert a KSH, „szélményekos” helyzete miatt, bizonyos fokig előnyösebb helyzetben volt azon igazgatási intézményeknél, melyeket az akkori politikai vezetés jobban kitüntetett figyelmével. A minisztériumokat és a többi főhatóságot erősebben ellenőrizték, kevésbé tették lehetővé, hogy bár „politikailag megbízhatatlan”, de szakmailag kiváló munkatársakat foglalkoztassanak, ott gyakran cserélték a vezető gárdát, és többször voltak átszervezések is.

A KSH szervezeti és személyi stabilitása (illetve változása) bizonyos szempontból a Hivatal feladatával is összefüggött. A szűkebb és tágabb szakma számára nem kíván magyarázatot, hogy a statisztikai munka igen értékes részét képezik az ún. „idősorok”, mert az

² A jelen fejezet összeállításához felhasználtam a *Statisztikai Szemlében* több mint egy évtizede megjelent KSH-ról írt cikksorozat anyagát (Lakatos; 1991, 1992).

egyres statisztikai jelenségeket nemcsak térben, hanem időben is el kell helyezni. (Ha megszüntetünk egy több éve tartó adatgyűjtést, akkor számolni kell azzal, hogy egyfelől az adott idősor is megszűnik, a feladattal megbízott szakemberek is szétszélednek és az adatgyűjtés esetleges újraindítása nehéz feladat.) Ezért óvatosan kell bánni a szervezeti és személyi változtatásokkal, ugyanis egy kevésbé átgondolt intézkedés jelentős kárt okozhat az „információvagyonban”. A Hivatal szervezeti stabilitása azonban nemcsak annak volt köszönhető, hogy sikerült kivédeni a gyökeres szervezeti változtatásokat követelő „idegen” hatásokat, hanem ez a stabilitás a statisztikai munka természetéből is adódott. Az ún. adatgyűjtés jellegű munka szakmai fortélyait főleg a gyakorlatban lehet elsajátítani. Pontos szakmai munkaköri leírások híján egyes munkatársak monopolhelyzetbe is kerültek, közülük némelyek féltve őrizték szakmai „titkaikat”, és joggal gondolták, hogy munkakörüket nehéz lenne más személyekkel betölteni. Ez azonban egyúttal hátrány is volt, mert azok, akik évtizedekig ugyanazon témával foglalkoznak, nehezen tudják konvertálni tudásukat, és így a munkahely-változtatás is nehézségekbe ütközik. (Nem véletlen, hogy főleg az elemző- és kutatóképességgel, valamint gyakorlattal rendelkező munkatársak a mobilabbak.)

A Hivatal felső vezetői 1949. április 22-én kollégiumi ülést tartottak. (A kollégiumot mint a KSH új vezető testületét Péter György vezette be. Tagjai voltak a fontosabb szervezeti egységek vezetői és a hivatali pártszervezet vezetője.) Ezen az ülésen új ügybeosztás tervezetének elkészítéséről határoztak. 1949. május 13-án a Hivatal kollégiuma újra ülést tartott, melyen az elnök bejelentette, hogy:

„... a Párt Államigazgatási Osztálya a Kollégium ügybeosztási javaslatát nem fogadta el azzal az indoklással, hogy a tervezett 3 főosztály az ügykörök túlzott összevonását jelentené és nem lenne megfelelő megoldás, hogy egy főosztálynak két felelős vezetője legyen. Az eredetileg tervezett 3 főosztály helyett a Hivatalnak 6 főosztályból kell állnia.” (KSH Levéltár; 1949)

Az 1949. május 20-i kollégiumi ülésen már bejelentették, hogy a párt a módosított ügybeosztást elfogadta.

A Hivatal ügybeosztása, szervezete és létszáma ezt követően – a levéltári források szerint – így alakult.

A Központi Statisztikai Hivatal szervezete, 1949

Főosztály, osztály	Létszám (fő)
<i>Elnöki főosztály</i>	192
Személyzeti osztály	40
Tájékoztatási osztály	58
Gazdasági hivatal	94
<i>Ipari főosztály</i>	140
Termelés statisztikai osztály	45
Készletstatisztikai osztály	74
Munkabérstatisztikai osztály	21
<i>Mezőgazdasági főosztály</i>	102
<i>Forgalomstatisztikai főosztály</i>	118
Kereskedelmi és közlekedés-statisztikai osztály	68
Árstatisztikai osztály	11
Pénzügyi statisztikai osztály	39
<i>Népesedésszatisztikai főosztály</i>	128
Népszámlálási osztály (1949. IV. 30-i állapot)	128
<i>Szociális- és kultúrstatisztikai főosztály</i>	53
Szociális osztály	27
Kultúrstatisztikai osztály	26
<i>Összesen</i>	733

Az 1950-es évtized a folyamatos átszervezések jegyében telt. Új főosztályok alakultak, régiéik megszűntek, újabb és újabb szétválasztások és összeolvadások történtek.

A Hivatal létszáma egyre növekedett, 1952-re elérte a 911 főt. 1952-ben a létszám részlegenként a következő volt (*KSH Levéltár*; 1949).

A Központi Statisztikai Hivatal szervezeti felépítése, 1952

Főosztály, osztály	Létszám (fő)
Elnöki titkárság	6
Titkos ügykezelés	6
Főkönyvelőség	20
Gazdasági Hivatal	163
Középgépipari osztály	6
Tájékoztatási osztály	26
Összeirási osztály	9
Személyzeti főosztály	18
Oktatási és szerkesztési főosztály	39
Ipari főosztály	126
Mezőgazdasági főosztály	148
Forgalomstatisztikai főosztály	73
Beruházási és építőipari főosztály	56
Közgazdasági főosztály	75
Egészségügyi és kulturális főosztály	50
Népeselemsztatisztikai főosztály	50
Szervezési és ellenőrzési főosztály	40
<i>Összesen</i>	<i>911</i>

A szervezeti felépítésből jól látható, hogy milyen jelentős túlsúlyra tettek szert az el-látó jellegű részlegek (például önálló, nagy létszámú Gazdasági Hivatal) és a gazdaság-statisztikai ágazati egységek.

A magyar statisztikai szolgálat életében nagy jelentősége volt annak, hogy sok évti-zedes próbálkozás után, 1952-ben megalakulhattak a KSH területi szervei. A területi sta-tisztikai szervek a KSH Budapest Fővárosi Igazgatóságából, a KSH megyei igazgatósá-gokból és a KSH járási, városi felügyelőségeiből álltak.

A budapesti, valamint a megyei igazgatóságok közvetlenül a KSH irányítása alá tar-toztak, míg a megyei jogú városok és járási felügyelőségek a területileg illetékes megyei igazgatóság irányítása alá voltak rendelve. A városi felügyelőségeket a járási felügyel-őségek irányították.

Az igazgatóság élén az igazgatóságvezető állt, aki egyben a megye területén levő vá-rosi és járási felügyelőségek munkájáért is felelt. (Mint említettük, a Fővárosi Statisztikai Hivatal már a kezdetektől működött, de tevékenysége csak a főváros területére korláto-zódott és 1950-ig nem tartozott a KSH alárendeltségébe.)

1949 és 1952 között (a részleteket nem taglaljuk) már voltak próbálkozások a területi szervek megalakítására, ezek azonban az illetékes területi (megyei) tanácsok keretében mű-ködtek és kettős alárendeltségben dolgoztak. Főleg a területi tanácsok adatigényeit elégítet-ték ki és kettős kötődésük miatt nem mindig tudták a KSH országos jelentőségű adatfelvé-teleit is támogatni. (Ez fontos tanulság a jövőre nézve is, mert jól érzékelteti azt a helyzetet, amikor a KSH területi szervei nem kizárólagosan a KSH irányítása alá tartoznak.)

1952. április 1-jén a területi szervek megalakultak. Csak a KSH-nak voltak alárendelve feltehetően azzal a céllal, hogy a KSH és a területi szervek munkájából a helyi partikuláris befolyást kizárják.

A KSH területi szerveinek irányítását az elnök megbízásából a Területi (1957 előtt Szervezési és Ellenőrzési) főosztály végezte oly módon, hogy a szakmai főosztályok igényei alapján, éves munkatervben szabta meg a területi szervek feladatait és ellenőrizte a feladatok végrehajtását. Feladata volt továbbá, hogy megvédje az igazgatóságokat az ágazati főosztályok túlzott és sokszor indokolatlan követeléseitől. Ahhoz, hogy ezt a feladatot a főosztály kellő hatékonysággal el tudja látni, a mindenkori elnök teljes támogatására volt szükség.

A KSH ezzel a szervezeti változással alapvető pozíciókat szerzett a közigazgatásban, ugyanis a központi közigazgatás szerveinek (például a minisztériumoknak) állandó törekvésük volt, hogy megyei szinten saját alárendeltségükbe tartozó helyi szervezettel rendelkezzenek. Ugyanakkor a KSH belső személyi állományának „felfrissítése” szempontjából is jelentős volt ez az esemény, mert a következő évtizedekben gyakran az igazgatóságok munkatársaiból került ki a helyi és a központi vezetői állomány utánpótlásának egy része. Szakmai szempontból is előremutató volt az igazgatóságok megalakulása, mert így rendelkezésre álltak az adatfelvételekhez nélkülözhetetlen helyi ismeretek is. A létszám az 1953-as költségvetés szerint a következőképpen alakult.

A hivatalos statisztika létszáma, 1953
(a Hivatal központja és a kirendeltségek együtt)

Állandó alkalmazottak	Létszám (fő)
Vezetők	93
Érdemi ügyintézők	1 674
Ügyviteli alkalmazottak	237
Kisegítők	135
	Együtt
	2 139
Időszaki alkalmazottak	228
	Összesen
	2 367
Ebből:	
a kirendeltségek vezetői	29
érdemi ügyintézői	1 059
ügyviteli alkalmazottai	43
kisegítői	4
	Összesen
	1 135

Az 1950-es években, az említett pozitívumok mellett, nyilvánvalóvá vált, hogy a KSH szervezete túlcenzalizált, jelentősen megnőtt a létszám, nem függetlenül az egész társadalomban-gazdaságban végbement folyamatoktól. Időszerűvé vált a statisztikai rendszer és ezen belül a KSH szervezetének módosítása. Már *Gerő Ernő*, a KSH-t nyolc évén át felügyelő, a kor jelentős befolyással bíró, gazdasági ügyekkel megbízott vezetője is jelezte e hiányosságokat, amikor 1956. július 28-án elbúcsúzott a KSH kollégiumától. A jegyzőkönyv (KSH Levéltár, 1957) szerint Gerő kijelentette, hogy a jövőben több tényszerű elemzést kell készítenie a Hivatalnak a társadalom és gazdaság állapotáról, erősítenie kell a statisztikai munka tudományos jellegét, a tervezés decentralizálásával a statisztikának is számolnia kell. Beszédében már olyan reformlépéseket szorgalmazott, me-

lyek később, az 1960-as években valósultak meg. A változások szükségességét az is jelezte, hogy Péter György 1957. január 14-én előterjesztést készített a felügyeleti szervként funkcionáló Gazdasági Bizottsághoz, ebből idézünk néhány fontosabb részt és egyben közöljük a javasolt új hivatali szervezet főbb elemeit (*Megyei és városi statisztikai értesítő*; 1957).

„KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL

Tárgy: a Központi Statisztikai Hivatal új szervezetének megállapítása.

E l ő t e r j e s z t é s a Gazdasági Bizottsághoz

A tervgazdálkodás bevezetése utáni első években, amikor a gazdasági életben a centralisztikus vezetés mindenre kiterjedően érvényesült és amikor még a Statisztikai Hivatal sem rendelkezett a szocialista statisztikában jártas szakemberekkel, a Hivatal létszáma meglehetősen magas, 1951-ben például 1023 fő volt. A további években ezt a létszámot fokozatosan 618 főre, a vidéki létszámot, amely 1952-ben 1140 fő volt, fokozatosan 959 főre csökkentettük.

A Statisztikai Hivatal központi létszáma részben azért, mert egyes szervezeti egységek összevonhatók, részben azért, mert a vállalati öngazdátás megteremtése után a központi irányításhoz kevesebb adatra és ritkább időközönként lesz szükség mint eddig, csökkenthető. A szervezeti összevonás után kevesebb osztályvezetőre, főosztályvezetőre, elnökhelyettesre lesz szükség. Egyes szervezeti egységek teljesen megszüntethetők. Miután feltételezhető, hogy a vezetéshez ritkább időközönként és kevesebb adat kell a jövőben (pl. kevesebb tervmutatót kell mérni, kevesebb cikkre terjed ki az anyaggazdálkodás, stb.), csaknem minden szakstatisztikai osztály létszáma csökkenthető.

A *Statisztikai Hivatal megyei és járási szervezetének létszáma* is csökkenthető. Munkájukra azonban ezután is szükség lesz, mert a helyi szervek, tanácsok fokozódó szerepe megkívánja, hogy a statisztikai adatok községi, járási, városi és megyei bontásban kerüljenek feldolgozásra és közzétételre.

1.) A Gazdasági Bizottság a Központi Statisztikai Hivatal új szervezetét az alábbiakban állapítja meg:

- Elnök
- 2 elnökhelyettes
- Elnöki titkárság
 - I. Ipari főosztály
 - II. Mezőgazdasági főosztály
 - III. Népesedési és szociális statisztikai főosztály
 - IV. Forgalmstatisztikai főosztály
 - V. Közgazdasági főosztály
 - VI. Tájékoztatási főosztály
 - VII. Területi szervek főosztálya
 - Főkönyvelőség
 - Tanulmányi és nemzetközi kapcsolatok osztálya

2.) A Gazdasági Bizottság a Központi Statisztikai Hivatal igazgatási létszámát 415 főben, a vidéki szervezet létszámát 800 főben állapítja meg.

3.) A Gazdasági Bizottság hozzájárul, hogy a Központi Statisztikai Hivatal a létszámcsökkentés következtében felszabaduló beralap 10 %-át bérfeszültségek enyhítésére és kiváló szakemberek alkalmazására használja fel.”

A tervezett létszámcsökkentés és szervezeti felépítés ebben a formában soha nem valósult meg teljesen, további részlegek alakultak; például a Személyzeti főosztály vagy a számítástechnikát összefogó Ügyvitel-gépesítési Felügyelet. További érdekes fejlemény, hogy az 1955-ben létrehozott elnökhelyettesi beosztásokat 1957-ben megszüntették és 1961-től újra bevezették.

A Hivatal létszámát is egyre nehezebben lehetett pontosan megállapítani, mert a Hivatal vezetése – a valós létszám homályba hagyásának szándékával – mindig kihasználta a háttérintézmények – például a népszámlálás, a kutatóintézetek, a számítástechnikai egységek – és a központ közötti létszámmozgatásból adódó lehetőségeket. (Ha az aktuális direktívák szerint a központ létszámát kellett csökkenteni, akkor a háttérintézményekbe, ha a háttérintézmények létszámának csökkentése volt a kívánatos, akkor a központba „menekítették” át a munkatársakat.) A Hivatal munkaszervezete az 1957 és 1961 közötti szervezeti változásokat követően stabilizálódott, és 1970-ig lényeges változások nem történtek.

A KSH-nak, a már említett „szélárnyékos” helyzete különösen az 1960-as években kezdett gyümölcsözőn hatni. Az 1950-es évek közepén megkezdődött a gazdasági reformelképzelések kialakítása, és ebben a Hivatal egyes szakemberei – mindenekelőtt Péter György – is részt vállaltak. E munkálatok során hamarosan nyilvánvalóvá vált, hogy a reformot nem lehet végrehajtani valós adatokon nyugvó információszolgáltatás nélkül. Különösen a társadalomstatistikai ág erősödött meg, de változások történtek a gazdaságstatistikában is. (Növekedett az igény az elemzés és a kutatásjellegű tevékenységek iránt, ebben az időben (1963) alakult meg a Népeségtudományi Kutató Intézet és a Gazdaságkutató Intézet.)

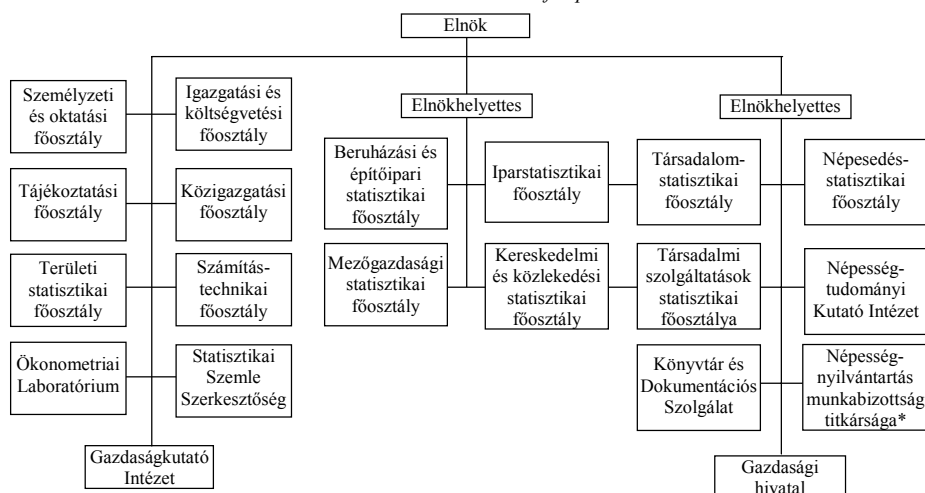
Az 1968-as gazdasági reform a politikai, de főleg az igazgatási intézményrendszerben is hozott némi változást.

A gazdasági reform szellemének megfelelően új szervezeti egységek alakultak, anélkül azonban, hogy az 1950-es években kialakított alapstruktúrához hozzányúltak volna. (Például a társadalomstatistika erősítése céljából létrehozták ugyan a Társadalomstatistikai főosztályt, de ugyanakkor továbbra is változatlanul hagyták a nagy létszámú ágazati főosztályokat.) E folyamat eredményeképpen a szervezeti részegységek száma növekedett és – a korabeli szervezeti sémából látható – bonyolultabbá váltak a hierarchikus viszonyok.

A reform szellemének visszafogott beáramlása a KSH-ba több okra vezethető vissza. 1. A politikai-gazdasági környezet lényegében nem változott, a pártközpont, és a kormányzat továbbra is igényelte azokat az információkat, melyeket az 1948 utáni gazdaságstatistika szolgáltatott. 2. Az előmeneteli és bérezési rendszer továbbra is elősegítette a szervezeti osztódást. 3. Szerepet játszott a Hivatal jellegéből, feladataiból származó konzervativizmus is.

Ismeretes, hogy 1972 és 1974 között fordulat következett be a politikai, gazdasági életben. A reformellenes erők jelentős befolyásra tettek szert és ez érződött a KSH tevékenységében is. Újra erőteljesebben jelentkezett az az igény, hogy a KSH adatokkal támassza alá a „sikereket”, és tovább működtesse az 1950-es években kialakított konzervatív struktúrákat. (Például ebben az időben fogalmazódott meg az az igény a KSH-val szemben, hogy olyan osztály- és rétegstruktúrát állítson össze, melyben a munkásosztály túlsúlya kimutatható.)

A KSH 1972. évi szervezeti felépítése



* Ez volt az elődje a mai BM Központi Adatfeldolgozó, Nyilvántartó és Választási Hivatalnak.

Fontos tényező volt, hogy a számítástechnikai fejlesztéspolitika irányításának központja a KSH lett. Valóságos számítástechnikai birodalom alakult ki a KSH körül, mely a következőképpen épült fel.

A Számítástechnikai főosztály, illetve a felügyelt szervek létszáma 1970-ben

Megnevezés	Létszám (fő)
Titkárság	13
Számítástechnikai Igazgatóság	315
Számítástechnikai Oktató Központ	39
Számítástechnikai Tájékoztató Iroda	24
Számítástechnikai és Ügyvitelszervező Vállalat	1 374
„INFELOR” Rendszertechnikai Vállalat	242
Statisztikai Kiadó Vállalat	221
<i>Összesen:</i>	2 228

Az országos helyzethez hasonlóan, a reformellenes erőknek a KSH-ban sem sikerült teljes mértékben leállítani azokat a megújulási törekvéseket, melyek az 1960-as évek közepétől megfigyelhetők voltak a KSH tevékenységében. A társadalomstatisztikában 1976-tól megalakult az Egységes Lakossági Adatfelvételi Rendszer (ELAR), mely lehetővé tette a társadalmi élet változásainak reprezentatív mintán történő folyamatos nyomon követését. Mindazonáltal 1978-ban az 1970-ben alakult Társadalomstatisztikai főosztályt átszervezték és ebben az időszakban hajtották végre például az 50 ún. „kiemelt” nagyvállalat helyzetét bemutató, felülről kierőszakolt adatgyűjtést is.

Az 1970-es évek végére tehető, hogy megkezdődtek az igazgatási szférát érintő költségvetési elvonások, amelyek jelentős mértékben érintették a KSH tevékenységét is. A fokozatos költségcsökkentés következtében először a KSH dolgozóinak – főleg a fogal-

mazói karnak – a jövedelme kezdett látványosan csökkenni, majd az üres státusokat kezdték megszüntetni, végül a nyugdíjba vonuló munkatársak helyére nem vettek fel új munkaerőt. Ebben az időszakban a Hivatal vezetése kénytelen volt a dologi költségeket oly mértékben csökkenteni, hogy az már a működésképtelenség veszélyét hordozta magában. A munkatársak egy része, a jövedelemcsökkenés miatt, arra kényszerült, hogy külföldmunkát vállaljon, és ez óhatatlanul azt eredményezte, hogy kevesebb energiát tudott a hivatali munka megújításába fektetni. A vállalati, banki és az államigazgatási szféra és a KSH jövedelmi különbségeinek növekedése miatt az 1980-as évtizedben a Hivatal érdemi munkatársi gárdájának több jelentős tagja távozott a KSH-ból, gyengítve ezzel a Hivatal szellemi erejét.

Mindezt csak egy radikális hivatali átszervezés enyhítette volna, ez azonban nem következett be. Már akkor is olyan átszervezésre lett volna szükség, amely az emberi munkaerővel való takarékosagra ösztönöz, a legjobb erőket pedig a stratégiai szempontból legfontosabb pontokra koncentrálja stb. Voltak kisebb átalakítási kísérletek, ezek azonban csak látszatmozgások voltak.

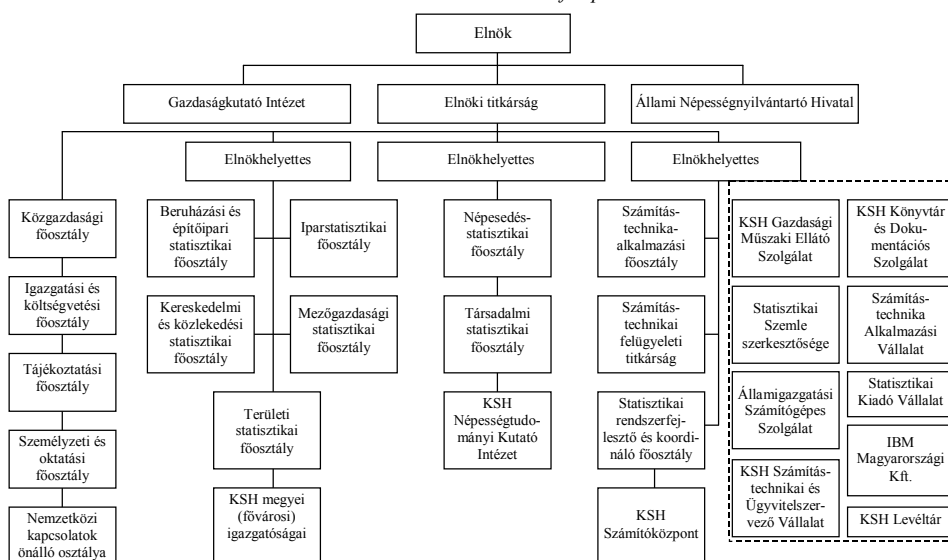
A KSH-ra is jellemző volt egyes főosztályok meglehetősen széles körű autonómiája, erős érdekérvényesítési pozíciója, mely többek között a főosztályokra kiosztott álláshe-lyek őrzésében nyilvánult meg, azaz az egyik főosztály a másik főosztály részére státust önként csak a legkritikább esetben adott át. Ez nehézkessé tette a feladatváltás következtében szükségszerű munkaerő-átcsoportosításokat, és nem tette lehetővé, hogy a KSH minél gyorsabban és hathatósabban válaszoljon a felmerülő külső igényekre. Mindezek következtében a Hivatal az 1980-as évtizedben anyagi szempontból egyre nehezebb helyzetbe került, információ-rendszere egyre kevésbé tudta követni a gazdaságban és a társadalomban végbemenő változásokat, az elemző statisztikusi (régii szóhasználattal élve a fogalmazói) kar személyi összetételének szellemi kapacitása csökkent. Noha a KSH tevékenységében alapvető változások nem következtek be, néhány területen azért voltak előremutató próbálkozások. Az előbbieken ellenére növekedett az elemző kiadványok száma, történtek erőfeszítések az élvezetesebb, színesebb tájékoztatásra (lásd az Életszívnal-füzeteket), egyre több olyan kiadvány született, amelyeket a különböző főosztályok közösen állítottak elő, megvalósult néhány magas színvonalú társadalomstatisztikai felvétel, az 1984. évi mikrocenzus, az 1986-os időmérleg-felvétel, a gazdaságstatisztikai kiadványok között több, az ágazati jelenségeken túlmutató, szintetizáló összeállítás jelent meg stb.).

1972 és 1987 között három elnökhelyettesi pozíciót alakítottak ki és jól látható a számítástechnikai egységek súlyának növekedése.

A jelzett időszakról pontos létszámkimutatások nem állnak rendelkezésre. 1970 és 1990 között a KSH-központ létszáma becsülhetően körülbelül ezer fő volt, az igazgató-sági létszám – az ELAR-összeírók nélkül – pedig 1200 fő körül állandósult.

1987-re a KSH elérte „növekedése határait”. Létszámában és működésében a magyar közigazgatás egyik legnagyobb és legösszetettebb szervezetévé vált. Az 1973. évi statisztikai törvényt követően a KSH elnöke még olyan jogszabályt is kiadhatott (rendelet), mely kötelező feladatokat is szabhatott az állampolgároknak, valamint – államtitkári rangban – a kormány ülésein is részt vehetett. A rendszerváltozás közeledtével és beteljesülésével azonban szükségessé vált a KSH szerepének és a közigazgatásban elfoglalt helyének átértékelése, a jogszabályi környezet változtatása.

A KSH 1987. évi szervezeti felépítése



A RENDSZERVÁLTOZÁS UTÁNI ÉVEK

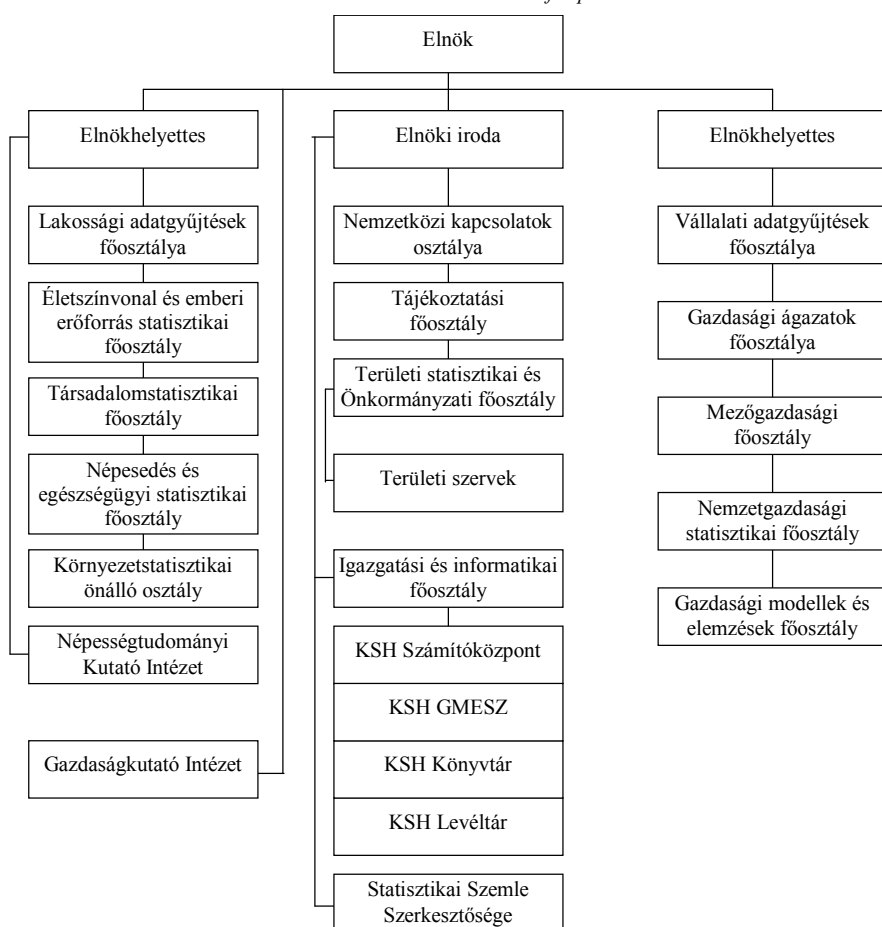
Tevékenységéből adódóan a KSH soha nem függetleníthette magát a környezetében történő változásoktól. Így, amikor az 1980-as évtized végén nyilvánvalóvá vált, hogy a radikális politikai-gazdasági változás kényszere alatt a közigazgatási szervezetrendszernek is át kell alakulnia, a KSH-ban is lépések történtek a statisztikai szolgálat, ezen belül a Hivatal működésének felülvizsgálatára. A jelen dolgozat keretei nem teszik lehetővé e korszak alapos vizsgálatát, csupán arra van lehetőség, hogy néhány alaptendenciát felvázolhassunk.

1988 őszétől, a KSH elnökének kezdeményezésére, közel tíz munkabizottság felállítással megkezdődött statisztikai adatgyűjtési rendszer, a statisztikai szolgálat és a Hivatal működésének átvilágítása. Az átvilágítás belső erőkkkel történt, azaz nem külső, a KSH-tól független szerv kapta meg a feladatot. Az átvilágítás eredményét „A statisztikai szolgálat átalakulási programja, 1990–1992” címmel a főosztályvezetői értekezlet 1989. szeptember 8-án tartott ülésén vitatta meg (*KSH Tájékoztató*; 1989). A program széles körű intézkedéscsomagot tartalmazott, mely a KSH külső kapcsolatrendszerének átalakításától, az új statisztikai törvény elkészítésén át, a KSH munkatársainak képzéséig megfogalmazta a lehetséges alternatívákat. A KSH-ban ezeket a tervezeteket vitára bocsátották, melynek csúcspontját az 1990. április 13-án tartott kibővített főosztályvezetői értekezlet jelentette (*KSH Tájékoztató*; 1989). Ennek kapcsán szeretnénk emlékeztetni egy „civil” szerveződésre, az 1988. évben a KSH akkori, túlnyomórészt ifjabb munkatársai-ból alakult alternatív reformelképzeléseket kidolgozó Statisztikus Körre, melynek képviselői ezen az értekezleten szintén részt vettek (*Visi Lakatos*; 1990). Az összegyűjtött időpontja körül már folytak a rendszerváltozást megalapozó országgyűlési választások, ezért a résztvevők közül többen felvetették, hogy a statisztikai szolgálattal kapcsolatos reform-

lépésekkel célszerű megvárni az új kormány megalakulását és a statisztikai szolgálattal kapcsolatos terveket az új kormányzat közigazgatásireform-elképzeléséhez kell igazítani.

A KSH-ban a rendszerváltozást követően a vezetésben és a személyi állományban jóval kevesebb változás történt, mint a közigazgatás más területein, és ez a körülmény magában hordozta annak lehetőségét, hogy a folyamatosság és a megújulás szempontjai egyaránt érvényesüljenek. A rendszerváltozás utáni első jelentős átszervezés folyamán viszonylag egyszerűbb munkaszervezetet sikerült felállítani, melyben néhány szokatlan megoldás is született.

A KSH 1990. évi szervezeti felépítése

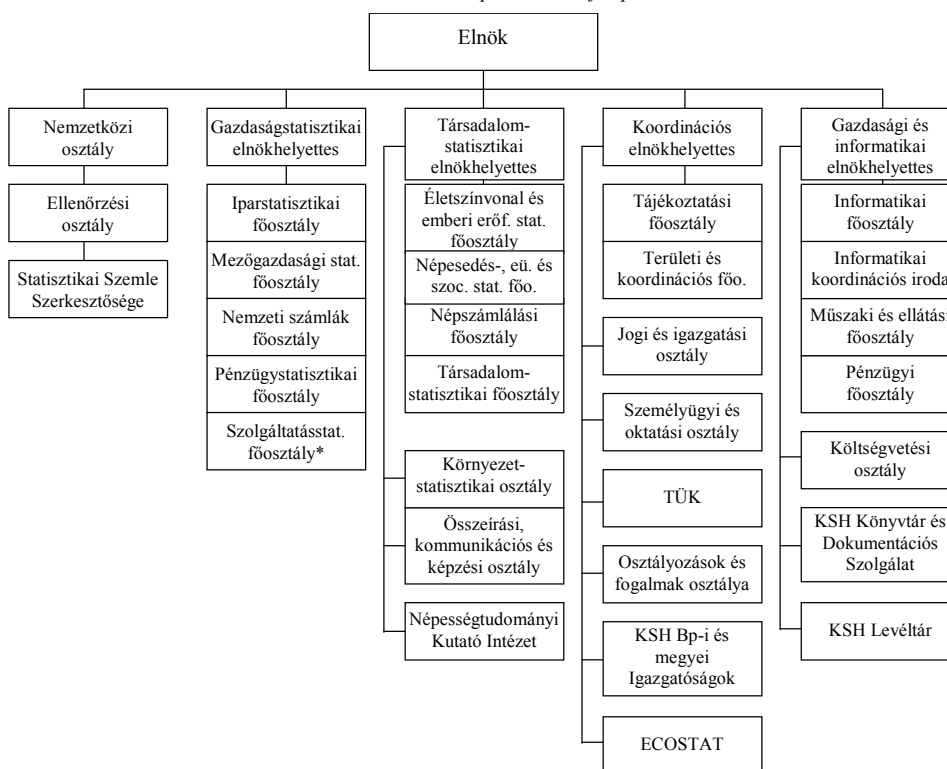


Megmaradt az 1963-tól követett koncepció, miszerint a társadalom-, illetve a gazdaságstatisztikai területet külön elnökhelyettesek felügyelik, az ún. funkcionális egységeket pedig közvetlen elnöki irányítás alá rendeljék. Új megoldás volt az Elnöki iroda létrehozása, melynek előképe már az 1948 előtti hivatali szervezetben is feltűnt (Elnöki osztály). Valamennyi adatgyűjtés szervezését, irányítását mind a társadalom-, mind a gazda-

ságstatisztikai területen egy-egy főosztály hatáskörébe rendelték, a gazdaságstatisztikai területen pedig az ún. ágazati részlegeket – a mezőgazdaság kivételével – egy főosztályba szervezték. Ez a rendszer csak nagyon rövid ideig működött, majd többé-kevésbé visszaállt az 1980-as évtizedre jellemző szervezeti struktúra.

Ezt követően is történtek kisebb-nagyobb szervezeti változások. 1989-ben az újonnan alakult Állami Számvevőszék több vizsgálatot végzett a Hivatalban. Egyik legkritikusabb észrevételük az volt, hogy a KSH háttérintézményeinek egy részét meg kell szüntetni és be kell építeni a hivatali szervezetbe. Így a KSH Gazdasági-Műszaki Ellátó Szolgálat, a KSH Számítóközpont és a KSH Népszámlálás önálló költségvetési szervként megszűntek működni és ezután a KSH központi részegységeiként funkcionáltak. Kiemelték a KSH szervezetéből a Gazdaságkutató Intézetet, mely a továbbiakban nyereségérdekelt szervezetként működött (GKI Gazdaságkutató Rt.). 1995-től pedig a KSH háttérintézményeként kezdett működni a Pénzügyminisztériumtól átvett Ecostat Gazdaságkutató Intézet.

A KSH 1999. év közepi szervezeti felépítése



* 2001-ben kivált a külkereskedelmi főosztály.

A KSH-ban mindig is nagy jelentőségű és létszámú informatikai részleget többnyire önálló elnökhelyettes felügyelte, egy rövid megszakitás után ez a terület újra elnökhelyet-

teszi szintű felügyelet alá került, továbbá ehhez a területhez tartoztak még a KSH gazdálkodásával megbízott részegységek is (például Műszaki és Ellátási főosztály).

A statisztikai szolgálat életében nagy jelentősége volt az adott kor által igényelt statisztikai törvény megalkotásának. A hivatali szervezet működésének biztos alapot adott a rendszerváltozás utáni első, 1993. évi XLVI. tc. (a statisztikai törvények sorában a hatodik) statisztikai törvény elfogadása és kihirdetése.

A munkaszervezetben történt további változások általában a funkcionális jellegű részegységeket érintették, melyek közé tartozott az adatgyűjtés koordinálása, a módszertani feladatok teljesítése, oktatási, szervezeti, területi, tájékoztatási feladatok ellátása. Állandóan változott, hogy a funkcionális jellegű részegységek közül mely terület tartozzék közvetlenül az elnök, illetve az egyes elnökhelyettesek irányítása alá. E területek hatékony irányítása érdekében 1998-ban létrehoztak egy újabb elnökhelyettesi pozíciót (koordinációs elnökhelyettes).

Az 1990-es évtizedben a KSH-központban dolgozók létszáma az 1992. évi 788-ról 2001-ben 909 főre emelkedett (engedélyezett létszám). Ugyanezen időpontokban az igazgatóságok engedélyezett létszáma 1382-ről 995-re változott, ugyanis az ELAR-összeírók kikerültek a rendszerből. A létszámalakulást az 1950-es évektől kezdve áttekintve tehát elmondható, hogy a KSH 2000 fő körüli létszáma meglepő állandóságot mutat, ami vélhetően azt jelzi, hogy ma Magyarországon ilyen nagyságrendű munkaerő-állományra van szükség a statisztikai hivatalban.

*

A felkutatott dokumentumok alapján megállapítható, hogy a KSH szervezetének, létszámának és költségvetésének változása mindig az adott kor társadalmi-gazdasági-politikai viszonyaitól függött. A KSH szervezeti struktúráját a mindenkorai statisztikai törvények, a statisztikai szolgálattal szembeni kormányzati, lakossági elvárások határozták meg. A több mint 135 éves időtávot áttekintve megállapítható a KSH szervezeti felépítésének néhány sarkpontja. 1868-tól 1883-ig a Hivatal alacsony létszámmal, egyszerű szervezeti felépítéssel működött. Azonban már az 1880-as évek elején a külkereskedelmi statisztikai feladat nagyobb létszámot és kiterjedtebb szervezetet igényelt, ezért a KSH létszáma és költségvetése növekedésnek indult és ez a korszak – viszonylag stabil szervezeti felépítés mellett – eltartott 1948-ig. A teljes időszakban az alaptevékenység részei voltak olyan nagy összeírások, mint a népszámlálás és a mezőgazdasági összeírás. E nagy összeírások miatt a KSH működésében fontos szerepe volt a jelentős létszámú ideiglenesen foglalkoztatott munkaerőnek. Szervezeti szempontból is két stabil szervezeti egysége volt a KSH-nak: a teljes körű országos összeírásokat végző népszámlálási és a mezőgazdasági részleg.

Az 1948 utáni években a KSH szervezeti felépítésének kialakításában, 1949 és 1952 között, nagy hatással volt a KSH területi szerveinek megalakulása. Az ún. Péter György-korszakban a KSH szervezeti struktúrája, létszáma alapvetően nem változott, annak ellenére, hogy egy-egy szervezeti egység mozgatása elég gyakori volt.

Nagyobb változást az 1968-as, akkoriban nagy jelentőségűnek tartott, új gazdaságpolitika meghirdetése hozott. Ehhez hozzájárult az, hogy a számítástechnikai fejlesztési feladatok a KSH-ban összpontosultak.

Az 1970-es években kialakult szervezeti struktúrárt széttagoltság jellemezte. 1972-ben kialakult az 1990-ig stabilnak tekinthető szervezeti struktúra, melyet csak kismértékben

módosított a szintén nagy jelentőségű ELAR bevezetése. Fontos szerepük volt a meglehetősen sok szervezeti alegységgel rendelkező szakmai főosztályoknak. Fokozatosan nőtt a társadalomstatistikai blokk jelentősége, annak ellenére, hogy néhány gazdasági jellegű főosztály elsődleges fontossága vitathatatlan volt. A KSH vezetése ebben a korszakban erősíteni próbálta a funkcionális jellegű részlegek szerepét, ez a törekvése azonban mindig a szakmai főosztályok ellenállásába ütközött. A technikai fejlődésnek köszönhetően a számítástechnikai részlegek egyre nagyobb jelentőségre tettek szert, minek következtében kialakult az a szervezeti és szakmai szempontból egyaránt vitatható helyzet, hogy bizonyos statisztikai feladatoknál a szakmai főosztályok nem tudták érvényesíteni érdekeiket a mamut nagyságúra nőtt számítástechnikai részleggel szemben. A meglehetősen bonyolult és olykor nehezen áttekinthető szervezeti struktúra akadályozta a „munkaerő szabad áramlását”, kialakult az egyes részlegeken belüli „életfogytiglani” foglalkoztatás. Noha a statisztikai munka természetétől ez nem idegen és lényegében a korabeli statisztikai adatgyűjtési rendszernek is ez felelt meg, azonban ez a rugalmatlanság a rendszerváltozást követő és a jelenlegi szakmai kihívások teljesítésénél akadállyá vált.

Az 1990-es évtized közepétől megkezdődött a köztisztviselői bérszínvonal fokozatos emelése, a magánszférához történő felzárkóztatása. 1997-ben a felsőfokú végzettségű köztisztviselők bérét emelték jelentősen, majd 2001-től az egész állomány bérszintje megemelkedett. Ez a tény hosszú évtizedek óta először ad arra reményt, hogy a KSH munkatársi közösségének szakmai színvonala emelkedjék és jól felkészült, a statisztikai munka több területén „bevethető”, hatékonyan mobilizálható fiatal kollegák kerüljenek a munkaszervezetbe. Ez rendkívül fontos fejlemény, hiszen ahhoz, hogy a jövőben a KSH megfelelhessen az új követelményeknek, igen jelentős jó szellemi kapacitású személyi állományra van (lesz) szükség.

A csaknem 140 éves korszakot nehéz áttekinteni, de azért megkíséreltük egy olyan adatsor összeállítását, mely végigköveti a közvetlenül a KSH vezetőjének és helyetteseinek alárendeltségébe tartozó ágazati, funkcionális jellegű szervezeti egységek számát és létszámát a tárgyalt időszakban. (A létszám általában nem tartalmazza az ideiglenesen alkalmazott munkaerőt.)

A szervezeti egységek számának alakulása az elnök és helyettesei alá rendelt szakterületek szerint 1871–1999

Szakterület	1871	1911	1937	1949	1952	1972	1987	1990	1999
Gazdasági, adminisztratív, funkcionális szervezetek	1	1	1	1	4	3	4	1	3
Szakmai, funkcionális szervezetek	-	2	1	2	4	6	9	7	9
Ebből:									
számítástechnikai szervezet	-	-	-	-	1	1	4	2	2
szakmai ágazati szervezetek	8	7	7	5	9	9	8	10	11
<i>Összesen</i>	<i>9</i>	<i>10</i>	<i>9</i>	<i>8</i>	<i>17</i>	<i>18</i>	<i>21</i>	<i>18</i>	<i>23</i>
Központ Igazgatóság	(17)	(290)	(500)	(733)	(911)	(1338)*	(1309)**	(934)***	(903)
	-	-	-	-	(1135)	(1276)*	(1808)**	(1382)	(1081)

* 1971. évi adat, ** 1988. évi adat, *** 1992. évi adat.

A gazdasági, adminisztratív funkcionális szervezeteken például a személyzeti, oktatási, gazdasági, műszaki ellátó részlegeket; szakmai funkcionális szervezeteken pedig a tájékoztatói, területi szervezeteket irányító, gazdasági, társadalmi elemzéseket készítő részlegeket értjük. A szakmai ágazati szervezetekbe soroljuk például az ipari, kereskedelmi, mezőgazdasági, népesedési statisztikával foglalkozó részlegeket. Látható, hogy ez utóbbiak száma viszonylag állandó, a változások főleg a funkcionális részlegek számában következett be. Mint említettük, e számemelkedés nem feltétlenül gyakorolt alapvető befolyást a hivatali struktúrára.

Régi kiadványok, dokumentumok megsárgult lapjait forgatva és áttekintve a KSH történetének néhány főbb területét, némi nosztalgiával gondolunk érdekes elődeink etikus magatartására, megfontolt munkamódszerére, a kutatói és a hivatalnoki magatartás összeegyeztetésére és a végső terméket megtestesítő kiadványokban tükröződő szakmai hozzáértésre, melyet a statisztikai munka pontossága, az elemzések eredetisége, nagyvonalúsága és szép magyar nyelvezete egyaránt jellemzett. A későbbi korok statisztikusainak ezt a szellemet, hagyományt kell folytatniuk, továbbvinniük.

IRODALOM

- A M. kir. Központi Statisztika Hivatal ügyköre és személyzete (1937). *Magyar Statisztikai Szemle*, 15. évf. 5. sz. 503–506. old.
- A Magyar Királyi Központi Statisztikai Hivatal munkássága (1871–1911)*. (1911) Magyar Statisztikai Közlemények Új sorozat 36. kötet. Pesti Könyvnyomda V. Budapest.
- A magyar statisztikai törvények* (1994). Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BOKOR G. (1896): *A magyar hivatalos statisztika fejlődése és szervezete*. Pesti Könyvnyomda. V. Budapest.
- CSAHÓK I. – GYULAY F. (1994): *Az önálló magyar hivatalos statisztikai szolgálat kronológiája I. (1867–1948)*. KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat, Budapest.
- DOBROVITS S. (1927): A hivatalos statisztikai szolgálat szervezete. *Magyar Statisztikai Szemle*, 5. évf. 5. sz. 478–483. old., és 6.sz. 606–610. old.
- DOBROVITS S. (1929): A hivatalos statisztikai szolgálat új rendje. *Magyar Statisztikai Szemle*, 7. évf. 7. sz. 792–799. old.
- HEINZ E. (1957): *A magyar statisztikai szervezet*. Kézirat. 46 old.
- HEINZ E. (1958): A magyar statisztikai szervezet 90 esztendeje. *Megyei és Városi Statisztikai Értesítő*, 8. évf. 8. sz. 31–40. old.
- KENESSEY Z. (1961a): A magyar hivatalos statisztika történetéhez. *Statisztikai Szemle*, 38. évf. 3. sz. 263–286. old.
- KENESSEY Z. (1961b): A hivatalos statisztikai szervezet fejlődése Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 38. évf. 8–9. sz. 863–873. old.
- KENESSEY Z. (1961c): A Központi Statisztikai Hivatal adatgyűjtései és kiadványai. *Statisztikai Szemle*, 38. évf. 12. sz. 1238–1262. old.
- KSH Levéltár 1949*. B. 1.3. KSH Kollégiumának irattára.
- LAKATOS M. (1991): Észrevételek a Központi Statisztikai Hivatal 1948 utáni történetéről. *Statisztikai Szemle*, 68. évf. 12. sz. 1031–1033. old.
- LAKATOS M. (1992): A statisztikai munka finanszírozásának néhány problémája. *Statisztikai Szemle*, 69. évf. 1. sz. 80–82. old.
- LAKATOS M. (1992): Néhány gondolat a Hivatal szerepéről az új statisztikai információ-rendszerben. *Statisztikai Szemle*, 69. évf. 2. sz. 272–274. old.
- MIKE GY. (1942): A magyar hivatalos statisztikai szolgálat története és mai szervezete. In: *Fejezetek a statisztikai szakvizsgára előkészítő és továbbképző tanfolyam anyagából*. (Statisztikai Kéziratok Közlemények 38. köt.) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- RÁTH Z. (1896): *Magyarország statisztikája*. Országos Magyar Királyi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- VISI LAKATOS M. (1990): A Statisztikus Kör megalakulásáról és céljairól. *Statisztikai Szemle*, 68. évf. 4–5. sz. 412–414. old.
- VISI LAKATOS M. (1998): Százéves a magyar statisztika háza. *Statisztikai Szemle*, 75. évf. 4–5. sz. 418–432. old.

SUMMARY

This study presents the most important moments of the history of the Hungarian Central Statistical Office though only selected introduction of the documents collected can be provided. The history of an administrative institution cannot be separated from the period within it was working therefore the paper tries to connect the grouping of the documents to historical era boundaries. First of all the period between 1867 and 1948 is presented then the era till the transition and the most important events of the 1990s are analyzed.

ÜZLETI STATISZTIKA: ÚJ TUDOMÁNYTERÜLET VAGY „MARKETINGFOGÁS”?

RAPPAI GÁBOR

Egy közismert mondás szerint: önálló tudomány az, aminek saját tanszéke, önálló terület az, aminek saját tárgya van az egyetemen. Napjainkra a statisztikatudomány megívta „függetlenségi háborúját”: legalábbis a gazdaságtudományi felsőoktatásban mindenütt önálló tárgyként oktatják, és a jelentősebb, főként közgazdász-gazdálkodási képzést nyújtó egyetemeken, karokon önálló tanszékekkel is rendelkeznek.¹ Az általánosan alkalmazott meghatározás szerint a statisztika a tömegjelenségek vizsgálatának módszertudománya (*Hunyadi–Rappai*; 1999), melynek célja, hogy a valóságban bonyolult, összetett jelenségeket tömören, számszerűsítve mutassa be. Későbbi mondanivalónk szempontjából is fontos ugyanakkor, hogy a statisztika nem teljes mértékben elvont modellekkel dolgozik, a valóságos jelenségektől nem szakadhat el, így a statisztikatudományon belül a területi felosztás lehet(ne) egy ilyen alapú részekre bontás.

Mindez azért is fontos, mivel az elmúlt néhány évben egy új jelenségnek lehetünk tanúi: egyre több oktatási intézményben, főként a kifejezetten üzleti jellegű képzésekben (lásd például a Master of Business Administration – MBA-képzést) a statisztika tantárgy címében – valószínűleg az angol business statistics kifejezés „magyarításaként” – megjelent az *üzleti* jelző. E sorok szerzőjének 2001-ben megjelent – egyébként a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának MBA szakán kötelező tárgy tananyagául szolgáló – könyve hangsúlyozottan üzleti statisztikát szerepeltet a címében (*Rappai*; 2001). Ezt figyelembe véve felmerül a kérdés, hogy vajon az üzleti jelző a statisztikatudományon belül egy új, önálló területet jelöl vagy csak a könyvek, tárgyak, képzések jobb eladhatóságát célzó marketingeszköz.

Hangsúlyozni kívánom, hogy a jelen írásban vizsgálandó jelenség nem azonos azzal az egyébként több évtizedes gyakorlattal, amikor a statisztika módszertanával foglalkozók tan-, illetve szakkönyvük címében szerepeltetik a „célcsoportot”, vagyis azt a feltételezett olvasóréteget, akiknek a könyvben szereplő illusztrációk, példák a szakterületük. A magyar felsőoktatásban folytatott statisztikaképzésben a mindmáig alapműnek tekintett Köves–Párniczky-féle tankönyv,² illetve ennek átdolgozása volt az utolsó, címében egy-

¹ A statisztikatudomány önálló voltáról lásd például *Hunyadi–Rappai* (1999).

² Lásd *Köves–Párniczky* (1960), majd ennek 1974-es, illetve 1981-es átdolgozott kiadása. Természetesen ezek a könyvek – már csak a szerzők egyetemi „hovatartozása” miatt – sem voltak általánosak, azt hiszem inkább az ötvenes évek egyértelműen pártos statisztikájától való megkülönböztetés volt az Általános statisztika cím oka.

értelműen vállalt általános statisztika kézikönyv; ezt követően a szerzők törekedtek a többé-kevésbé azonos módszertant, adott felhasználói körnek szóló példákkal bemutatni.³ Ezen törekvés többször nyíltan megjelent a szak-, kézi-, vagy tankönyv címében: találhatunk például műszaki (ipari) alkalmazásokra (Vincze; 1968), pszichológusoknak írt műre (Hajtman; 1968, Vargha; 2000), vagy a közgazdász célcsoport nevesítésére egyaránt (Kerékgyártóné–Mundruczó; 1994, Kerékgyártóné–Mundruczó–Sugár; 2000, Hunyadi; 2001, Hunyadi–Vita; 2002). Az általam vizsgálandó kérdés közelebb áll ahhoz a jelenséghez, amelynek következtében a gazdaságstatisztika mint tudományterület mára tulajdonképpen önállóan tekinthető, saját szóhasználatával, bizonyos szempontból saját módszertannal bír.

Jelen – esetleg akár vitaindítónak is szánt – írásomban, a tárgy szempontjából két alapvető kérdésre keresek választ.

1. Melyek azok a specifikumok, melyek alapján elkülönültnek tekinthető egy tudományterület?
2. Mennyiben felel meg a jelenleg létező üzleti statisztika (illetve ezzel rokon értelmű jelzős statisztika) tan-, illetve szakkönyv kínálata az előző pontban megjelölt feltételeknek?

A tanulmány teljes egészében magánvéleményemet tartalmazza, nyilvánvalóan vitákat gerjeszthet, és korántsem tekinthető teljes körű vizsgálatnak, a tan-, illetve szakkönyvkínálatot illetően.

Mikor tekinthető legalább részben önállóan egy tudományterület?

Megítélésem szerint egy adott tudományon, főképpen módszertudományon belül önálló részterület két módon keletkezhet:

- ha az adott terület jól elhatárolt módszertannal bír, vagyis olyan eljárásokat használ, melyek kifejezetten erre a területre kerültek kidolgozásra, illetve melyek szinte kizárólagosan csak ezen a területen alkalmazhatók;
- ha a részterületen alkalmazott modellek specifikációját kifejezetten a vizsgált jelenségek determinálják, vagyis az adott jelenségre szinte kizárólagosan ilyen modellspecifikációk érvényesek.

Nyilvánvaló, hogy két feltétel jelentkezhetsz egyszerre is, ám valamelyikük bizonyosan szükséges ahhoz, hogy egy tudományterület önállósuljon. Az önállósulás jelenségének egy speciális változata a határtudományok kialakulása, ilyen például – a vizsgálatunkba most be nem vont, ám attól semmiképpen sem független – *ökonometria* (amely a közgazdaságtudomány és a statisztika átfedésével született), vagy a *pszichometria* (a pszichológia és a statisztika határán kialakuló) tudomány megjelenése a XX. század első felében.⁴

Látható, hogy az önállósulás feltételül szabott két kérdésben egyaránt a kizárólagosságot hangsúlyozom. Úgy gondolom, pusztán az, hogy egy adott, meglévő, akár más problémák kedvéért kidolgozott módszertant következetesen alkalmazunk üzleti életből vett problémákra, még nem eredményezi az üzleti statisztika mint önálló terület megjelenését.

³ Nem feledkeztünk meg természetesen a Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetemen évekig kötelező tankönyvként szereplő *Hunyadi–Mundruczó–Vita* (1996), vagy a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karán mai napig használt *Hajdu–Herman–Pintér–Rappai–Rédey* (1993–1994) könyvekről, melyek a címben csak a statisztika szót szerepeltetik, ám ez utóbbi két tankönyv már előszavában hangsúlyozza az egyértelműen közgazdasági beállítottságot.

⁴ További „metriák” természetesen sorolhatók lennének (biometria, szociometria stb.), a két terület kiemelését mindössze az indokolja, hogy korábbi lábjegyzeteimben ilyen jellegű célcsoportos alkalmazásokat említettem.

Ha a korábban már említett gazdaságstatisztikára gondolunk, láthatjuk, hogy ott többé-kevésbé megtörtént a sajátos módszertani eszköztár kialakulása (makrogazdasági mérlegek és számlák, ÁKM, de bizonyos értelemben ide sorolható az érték-, ár-, volumenindex-számítás, illetve ennek összefüggésrendszere a főátlag-indexkörrel), ráadásul a vizsgálandó jelenségek gyakorta felvetésük pillanatában meghatározzák az alkalmazott módszertant.⁵

Mi kellene tehát ahhoz, hogy önálló területként definiálhassuk az üzleti statisztikát? Előző fejtegetéseink alapján sajátos módszertan vagy/és speciális modellek. Ha végiggondoljuk ezt a felvetést, beláthatjuk, hogy egyik sem egyszerűen teljesülő, vagy elvetendő feltétel.

1. Sajátos módszertant igényelhet ugyanis az üzleti élet azon problémája, miszerint – főképpen a kis- és középvállalkozásokra (KKV-kra) vonatkozó adatok esetén – a statisztikai módszertanban általában folytonosnak és normális eloszlásúnak feltételezett változók alapvető tulajdonságai a megszokottól eltérők. Gondoljunk például egy termelési függvényre mint kézenfekvő üzleti alkalmazásra: míg a kidolgozott módszertan (általában a nemlineáris regressziószámítás) kézenfekvőnek tekinti a termelési tényezők változásának folytonosságát, sőt kifejezetten használja (lásd rugalmasságok) a százalékos változás kategóriáját, addig egy KKV esetében, ahol a dolgozók száma igen csekély, az egyésgnyi (1 fővel történő) változás akár 20-50, vagy akár 100 százalékos növekedést is eredményezhet az élőmunka-ráfordításban. Szintén könnyen belátható (és számtalanszor elemzett kérdés), hogy az üzleti élet legjellemzőbb jövedelem-, illetve eredményváltozói nem normális (sőt általában nem szimmetrikus) eloszlásúak, ráadásul – főképp az eredménytípusú változókra igaz ez – nem arányskálán mérhetők (nincs abszolút nulla pontjuk), ami számos, gazdasági jelenségek elemzésére kidolgozott statisztikai eszköz használhatóságát megkérdőjelezi.

2. Speciális modellek nagy számban fordulnak elő az üzleti alkalmazásokban, gondoljunk a különböző viszonyszámokon (mérleg-, illetve eredménykimutatás-adatok hányadosán) alapuló hitelminősítésekre; esetleg a speciális (csak kategorizált magyarázó változót tartalmazó) bérregressziós modellként is felfogható, jogszabályokban is megjelenő bértáblákra (például a közalkalmazotti béreket meghatározó kétváltozós bértábla); de ide sorolhatjuk a napjainkban „burjánzó” amortizációs leírási elveket, modelleket. Mindezen példák, és természetesen a nem említett jelenségek esetében is, felmerül az a kérdés, hogy amivel itt találkozunk, az az általános statisztika speciális (pénzügyi, munkaügyi, tőkefinanszírozási) alkalmazása, vagy az önálló üzleti statisztika kizárólagos modellje. A kérdés megválaszolása persze nem egyszerű: mindig elgondolkozhatunk azon a kérdésen, hogy az olyan „általános nyelvként” használatos tudományok, mint például a matematika, vagy a statisztika vajon tudományként jelennek-e meg azokban az esetekben, amikor éppen a mindennapi életünket „szövik át”. Matematikai modellnek tekinthető-e tíz kifli vásárlása esetén a teljes vételár kiszámítása, és ha igen, akkor azért, mert a vásárlás közgazdasági jelenség, ez gazdaságmatematika-e? Úgy gondolom, a kérdés megválaszolása a modell fogalmának pontosabb definiálásával lehetséges. Modellnek nevezzük valamely valóságos dolog, jelenség, összefüggés absztrakt leképezését, mely-

⁵ Vizsgálandó jelenségről és nem a vizsgálat adatbázisáról szólok, hisz ez utóbbi szinte valamennyi esetben meghatározza az alkalmazandó statisztikai módszertant.

ben a lényeges elemeket szükségképpen kidomborítjuk, ugyanakkor – sokszor csak megítélésünk szerint, vagy vizsgálatunk adott fázisában – a lényegtelen részeket pedig figyelmen kívül hagyjuk. Ebből adódóan a kiflivásárlás költségének meghatározása mint teljes egészében vizsgált (absztrakciómentes) probléma, nem nevezhető modellezésnek, de a mindössze két ismérvet (munkával töltött évek és végzettség) figyelembe vevő bértábla alapján számított bérezés – megítélésem szerint – igenis valamifajta előmenetel-modellezés. Azt hiszem tehát, hogy elképzelhetők kifejezetten üzleti környezetre kidolgozott, a mindennapi vállalati gyakorlatban használatos modellek, melyek – amennyiben statisztikai módszertani alapokon nyugszanak – létjogosultságot adhatnak az üzleti statisztika elhatárolásának.

Az előzőkből következik, hogy az üzleti statisztika mint önálló tudományterület, mind szinte kizárólagos módszertanát, mind szinte kizárólagos modelljeit tekintve megszületett. Más kérdés persze, hogy a magukat „üzleti”, vagy „business” statisztikaként meghatározó könyvek, módszergyűjtemények valóban az előző elhatárolódás alapján íródtak, vagy ettől függetlenül, egy konjunktúra kihasználását célozták meg.

Néhány kísérlet az új tudományterület lehatárolására

A következőkben mindössze négy – nem feltétlenül a legfrissebb – könyvet szeretnék röviden bemutatni, azt gondolván, hogy a jelenség vizsgálata szempontjából alapvető esetekre jó példaként szolgálnak.⁶ A négy könyv alapján négy típust különböztetek meg, melyekről egy-egy konkrét mű kapcsán fejtem ki gondolataimat.

Az alapeset. A példaként választott mű *Plane* és *Oppermann* nálunk kevésbé ismert, ám az Egyesült Államok több egyetemén tankönyvként használt „Business and Economic Statistics” (Üzleti és gazdasági statisztika) című műve. A könyv már előszavának első mondatában feloldja a korábbi fejtegetésben bemutatott ellentmondást: „Ez a könyv ... egy alapozó statisztikai munka a gazdálkodástudományi és közgazdaságtudományi szakok hallgatói számára” (*Plane–Oppermann*; 1986. V. old.). Vagyis a könyv tulajdonképpen nem üzleti statisztika könyv, hanem statisztika közgazdászoknak. Ezt támasztja alá teljes egészében a felépítése is, ami megfelel az angolszász szokásoknak, vagyis az alapfogalmakat követően, leíró statisztikával (átlagok, szóródás) kezdődik, valószínűségelméleti alapot is tartalmaz, majd bemutatja a következtetési statisztikai módszereket (becslés, hipotézisellenőrzés), végül regressziós modelleket ismertet. Specialitásaként említhető meg, hogy a befejező két fejezetben döntéseméleti kérdéseket is taglal, ám ebben nem jut el a Bayes-analízisig. Semmilyen formában sem tér ki a gazdasági, üzleti alkalmazások esetleges különlegességére vagy korlátaira, példáinak nagy része ugyan erről a területről származik, ám jó néhányszor – nyilván a didaktika kedvéért – egészségügyi, vagy műszaki alkalmazást is bemutat.

Az átrendező. Kitűnő példának tartom az átrendező típusra *Enns* (1985) „Business Statistics” (Üzleti statisztika) című könyvét. A szerző a bevezetésben kifejti azon nézetét, miszerint az üzleti statisztika alkalmazói nem megszállott, vagy elkötelezett statisztiku-

⁶ Nyilvánvalóan sokkal „elegánsabb” lett volna saját könyvemet kihagyni a felsorolásból, de úgy éreztem, hogy bizonyos szempontból az is egy alapesetnek tekinthető, és más vele azonos szemléletű művet nem sikerült fellelnem. Ezenkívül azt hiszem érthető, hogy éppen a korábban írt üzleti statisztika témájú könyvem fogadtatása, illetve a könyv tanítása során szerzett tapasztalataim ihlették ezt az írást.

sok, hanem csak felhasználók; így az író célja a módszertan „felhasználóbarát” bemutatása, illetve a technikai precizitás és a gyakran határozatlanul megfogalmazott valós üzleti problémák közötti helyes arány megtalálása. Ennek megfelelően a könyv látványos, áttekinthető; sok tekintetben „elvarratlan” szálakat tartalmazó, a didaktikával kevesebbet foglalkozó mű. A szerző éppen a teljeskörűség, illetve a szigorú egymásra épülés elvének – nyíltan vállalt – feladásával képes a klasszikus alapozó tankönyvek felépítését figyelmen kívül hagyni, és a hagyományosan egymásra épülő első három rész (Bevezetés és leíró statisztikák; Valószínűség és véletlen változók; Mintavétel és statisztikai következtetések) után egy erősen kevert negyedik résszel befejezni a könyvet. A „Fejezetek az üzleti statisztikából” (Topics in Business Statistics) című negyedik részben szerepel a kétminitás próbák módszertana (de a hipotézis-ellenőrzés alapjai másutt találhatók), a korrelációs- és regressziószámítás, a varianciaanalízis, az illeszkedés- és függetlenségvizsgálat, a nemparaméteres próbák. Egyetlen fejezet szól az idősor-elemzésről, ahol a szerző nem lép túl a klasszikus dekompozíciós modellek bemutatásán, ugyanakkor külön alfejezetet szentel a gazdasági ciklusok – kizárólag szöveges – ismertetésének, illusztrálásának. A könyv – talán itthon meglepő, ám az angolszász irodalomban megszokott módon – az indexszámítás bemutatásával zárul, ebben a fejezetben kizárólag az árindexről, illetve alkalmazásáról (fogyasztóiár-index) olvashatunk. Érzékelhetjük, hogy noha Enns sem a korábban említett elvek alapján határozza meg a tudományterületet, ám mindenképpen kísérletet tesz arra, hogy bizonyos statisztikai módszereket „üzletinek” nevezzen, és ezeket összegyűjtve közölje.

A módszertani indíttatású. Noha a könyv címében nem jelenik meg sem az üzleti, sem a statisztika szó, mégis alaptípusnak tekinthetjük Ronning (1991) „Mikroökonometrie” című munkáját. A szerző az előszóban nyilvánvalóvá teszi, hogy mivel „mintegy 15 éve az empirikus gazdasági elemzések kiinduló adategysége az egyénre vonatkozó megfigyelés, szemben az eladdig domináló aggregált adatokkal” (Ronning; 1991. 3. old.), ezért a standard statisztikai (Ronning egyébként következetesen ökonometriai modellekről ír) eljárásgyűjteményeket ki kell egészíteni. Az ilyen típusú – mármint egyedi – adatok elemzése során előtérbe kerülnek a kvalitatív eredményváltozót tartalmazó modellek; a csonkolt, vagy korlátozott függő változós modellek; illetve a különböző panelmodellek. A szerző részletesen tárgyalja a probit- és logit-modelleket, a Tobit-modell, a Poisson-modell és a hazard-modell. Bemutatja a tényleges alkalmazási lehetőségeket, megvizsgálja az aggregálásból eredő problémákat. A sok szempontból úttörő munka mégsem tekinthető korábbi meghatározásunk szerint üzleti statisztika könyvnek, hiszen egyrészt az alkalmazható modellek csak egy – viszonylag szűk – részterületével foglalkozik, másrészt a bemutatott példák szinte kivétel nélkül makrogazdasági problémák, néhány ritka esetben ezek egyéni, vagy üzemi szintű adaptációi. Összefoglalva az üzleti statisztika (mikroökonometria) módszereinek egy olyan részhalmazát tartalmazza ez a könyv, amely markánsan különbözik az általános statisztikai (ökonometriai) eszköztártól, ám semmiképpen sem elégíti ki az összes üzleti életben felmerülő statisztikai módszertan iránti igényt.

Az adatbázis-orientált. Ezen típusban saját korábban már említett könyvemet vizsgálom. Az „Üzleti statisztika Excelle” című munkám előszavában a következőket írom: „Törekedtem arra, hogy a statisztikai módszertan és a vállalatok zöménél meglevő adatbázisok összhangban legyenek” (Rappai; 2001. 11. old.). Ezért a leíró jellegű módszere-

ket a termelési tényezők példáján mutatom be, hiszen feltételezhető, hogy minden vállalat teljes körű (alapsokasági) adatbázissal rendelkezik dolgozóit vagy állóeszköz-állományát illetően. A következtetési statisztikai eszköztár termelési, illetve szolgáltatási adatokkal történő illusztrálása azt sugallja, hogy ezen információk mindig csak részso-kaságra (mintára) vonatkozhatnak, hiszen – ha egyéb oka nem is lenne – időbeliségét tekintve mindig csak egy adott időszak adatai állnak rendelkezésünkre. Így például az el-múlt hét termelési adatai a vállalat teljes élettartamának csak egy részét képezik, az ada-tok így csak mintának tekinthetők. Végül könyvemben igyekeztem sugallni, hogy az ér-tékesítés adatai minden körülmények között idősoros összehasonlításban vizsgálándók, így ezek példáján mutattam be a klasszikus trendmodelleket, de az indexszámítás alapjait is. A könyv azonban semmiképpen sem felel meg teljeskörűen a korábban vázolt két kri-tériumnak: hiszen szinte csak az alap tananyagokat tartalmazza (vagyis nem tér ki sem-milyen speciális mikroökonometriai problémára), sőt még az általánosan elfogadott stan-dardot is több helyen szűkíti azért, hogy az alkalmazott szoftvernek (MS Excel) megfeleljen. Úgy gondolom, hogy ez is csak egy kísérlet a – szerintem – feltétlenül létező, és önállósodó üzleti statisztika tudományának „lehatárolására”, kísérlet, amely a modellspe-cifikáció irányából indult.

*

Rövid írásomban kísérletet tettem az üzleti statisztika mint új tudományterület defini-álására, elhelyezésére a statisztikai módszertanon belül. Meggyőződésem, annak ellenére, hogy a teljes területet átfogó alpmű még nem készült el, az önálló üzleti statisztika tu-dományának van létjogosultsága. Azt hiszem a vállalati adatbázis sajátosságait, az ala-csony aggregáltsági szintet, a speciális (diszkrét vagy legalábbis nem normális eloszlású) változókat, a modellekben található sokszor nagyszámú minőségi ismerv megszokottól eltérő kezelését szem előtt tartó módszertani apparátus összegyűjtése, és megfelelő be-mutatása nem várható sokat magára.

Úgy gondolom, hogy az üzleti élet igényeit figyelembe vevő, megfelelően felhaszná-lóbarát, ugyanakkor a módszerek széles választékát kínáló üzleti statisztikai szoftver megjelenése sokat lendíthetne a tudományterület önállósodásán. Remélem, e néhány gondolat elősegíti a folyamatot!

IRODALOM

- ENNS, PH. G. (1985): *Business statistics, methods and applications*. Richard D. Irwin Inc., Homewood, Illinois.
 HAJDU O. – HERMAN S. – PINTÉR J. – RAPPAI G. – RÉDEY K. (1993-94): *Statisztika I.-II.* JPTE Kiadó, Pécs.
 HAJTMAN B. (1968): *Bevezetés a matematikai statisztikába pszichológusok számára*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
 HUNYADI L. – RAPPAI G. (1999): Gondolatok a statisztikáról. *Statisztikai Szemle*, 77. évf. 1. sz. 5–15. old.
 HUNYADI L. – MUNDRUCZÓ GY. – VITA L. (1996): *Statisztika*. Aula Kiadó, Budapest.
 HUNYADI L. – VITA L. (2002): *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
 HUNYADI L. (2001): *Statisztikai következtetésemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
 KERÉKGYÁRTÓ GY.-NÉ – MUNDRUCZÓ GY. (1994): *Statisztikai módszerek a gazdasági elemzésekben*. Aula Kiadó, Budapest.
 KERÉKGYÁRTÓ GY.-NÉ – MUNDRUCZÓ GY. – SUGÁR A. (2000): *Statisztikai módszerek és alkalmazásuk a gazdasági, üzleti elem-zésekben*. Aula Kiadó, Budapest.
 KÖVES P. – PÁRNICZKY G. (1960): *Általános statisztika*. Tankönyvkiadó, Budapest.
 PLANE, D. R. – OPPERMAN E. B. (1986): *Business and economic statistics*. Business Publications, Plano, Texas.
 RAPPAI G. (2001): *Üzleti statisztika Excellel*. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
 RONNING, G. (1991): *Mikroökonometrie*. Springer-Verlag, Heidelberg.
 VARGHA A. (2000): *Matematikai statisztika pszichológiai, nyelvészeti és biológiai alkalmazásokkal*. Pólya Kiadó, Budapest.
 VINCZE I. (1968): *Matematikai statisztika ipari alkalmazásokkal*. Műszaki Kiadó, Budapest.

SZEMÉLY HÍREK

Elnöki dicséret. *Dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Bédy Károlyt*, a KSH ny. osztályvezetőjét a Hivatal szolgálatában 60 év alatt végzett megbízható, szorgalmas és eredményes munkája, életútja elismeréseként *elnöki dicséretben* részesítette.

Kőrösy József-díj adományozása. A Központi Statisztikai Hivatal elnöke a területi szervek munkájának szervezésében és irányításában, feladataik végrehajtásában, illetve a területi statisztika fejlesztésében több évtizedes, kiemelkedően eredményes munkásságuk elismerésül *Baksa Ferencnek*, a KSH Zala Megyei Igazgatóság igazgatójának; *dr. Forró Ilonának*, a KSH Somogy Megyei Igazgatóság igazgatóhelyettesének; *Kovács Tibornak*, a Területi és Koordinációs főosztály főosztályvezető-helyettesének; *dr. Kővári Lajosnak*, a KSH Budapesti és Pest Megyei Igazgatóság főigazgató-helyettesének; *Pásztor Bélának*, a KSH Békés Megyei Igazgatóság ny. osztályvezető-helyettesének; *Szászy Ákosnak*, a KSH Tolna Megyei Igazgatóság ny. igazgatóhelyettesének; *Tamás Pálnak*, a KSH Nógrád Megyei Igazgatóság ny. osztályvezetőjének *Kőrösy József-díjat* adományozott.

Jubileumi jutalmak. Közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján 2003. január-február-március hónapokban a Központi Statisztikai Hivatal következő dolgozói részesültek jubileumi jutalomban.

40 éves szolgálatért: *Apáti Józsefné* Népszámlálási főosztály, *Fehér Béla* Informatikai főosztály,

Gonda Ferenc Műszaki és Ellátási főosztály, *dr. Kölber István* Iparstatisztikai főosztály, *dr. Kulcsár Rózsa* Mezőgazdasági Statisztikai főosztály, *Madarász Géza* Műszaki és Ellátási főosztály, *Sánta József* Népszámlálási főosztály, *Tóth Béláné* Területi és Koordinációs főosztály.

35 éves szolgálatért: *Czibulka Zoltánné* Informatikai főosztály, *Elmini Ferencné* Pénzügyi főosztály, *dr. Kollár Zoltánné* Területi és Koordinációs főosztály, *Pap Imre* Informatikai főosztály, *dr. Papp Zoltán* Informatikai főosztály, *dr. Probáld Ákos* Szolgáltatásstatisztikai főosztály, *dr. Szécsiné Seres Veronika* Informatikai főosztály, *Szigeatiné Molnár Terézia* Jogi és Igazgatási osztály, *Takács Béláné* Informatikai főosztály.

30 éves szolgálatért: *Fóris Attila* Informatikai főosztály, *dr. Gábrriel Katalin* Pénzügystatisztikai főosztály, *dr. Horváth József* KSH Somogy Megyei Igazgatóság, *Horváth Sándor* Műszaki és Ellátási főosztály, *dr. Kun Zoltán* Informatikai főosztály, *Kunstár László* Külkereskedelem-statisztikai főosztály, *Meskó Anna* Pénzügystatisztikai főosztály, *dr. Szép Katalin* Statisztikai Mintavételi és Módszertani osztály, *Téglásy Lászlóné* Pénzügyi főosztály, *Varga Éva* Informatikai főosztály.

25 éves szolgálatért: *Bácskay Andrea* Népese-dés-, Egészségügyi és Szociális Statisztikai főosztály, *Czukender Gyula* Tájékoztatási főosztály, *Ercsey Zsófia* Iparstatisztikai főosztály, *Madarász Gyöngyi* Informatikai főosztály, *Serfőző Györgyné* Népességtudományi Kutató Intézet, *Tollár Ágnes* Informatikai főosztály, *Tüske István* Külkereskedelem-statisztikai főosztály.

SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

Az Országos Statisztikai Tanács tagjainak megbízásáról. A statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény 7. §-ának (4) bekezdése alapján – a Központi Statisztikai Hivatal elnökének előterjeszté-

sére – a miniszterelnök 16/2003. (II.12.) ME határozatával *dr. Belényi Andreát*, a Gazdasági Versenyhivatal Elnöki Titkársága vezetőjét; *dr. Besenyei Lajost*, a Miskolci Egyetem rektorát; *dr. Bordás Ist-*

vánt, az Egészségügyi, Szociális és Családügyi Minisztérium GYÓGYINFOK igazgatóját; *Bozó Pált*, a Környezetvédelmi és Vízügyi Minisztérium főosztályvezetőjét; *Budavári Pétert*, a Pénzügyminisztérium főosztályvezetőjét; *Geiger Ferencet*, Budapest XXIII. kerületének polgármesterét; *Gódorné Kaló Editet*, a Magyar Nemzeti Bank főosztályvezetőjét; *dr. Hajdu Ottót*, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docensét; *Jambrik Mihályt*, az Informatikai és Hírközlési Minisztérium helyettes államtitkárát; *Jávorszky Imrénét*, Berzék polgármesterét; *Kompaktor Emiliát*, a Magyar Kereskedelmi és Iparkamara közgazdasági és képzési igazgatóját; *Kozma Lukács Juditot*, az Oktatási Minisztérium osztályvezetőjét; *Köpf Károlyt*, a Gyermek-, Ifjúság- és Sportminisztérium helyettes államtitkárát; *Makai Juditot*, a Nemzeti Kulturális Örökség Minisztériuma főosztályvezetőjét; *Marosi Györgyöt*, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság főosztályvezetőjét; *Mocsáry Pétert*, a Külügyminisztérium tanácsosát; *Nagy Sándort*, Újföhért polgármesterét; *Paszternák Józsefnét*, a Magyar Agrárkamara főtitkárhelyettesét; *dr. Pásztor Miklóst*, a Munkástanácsok Országos Szövetsége Szakértői Irodája vezetőjét; *dr. Pukli Pétert*, a Központi Statisztikai Hivatal statisztikai főtanácsadóját; *Sárosi Gyulát*, a Honvédelmi Minisztérium Központi Pénzügyi és Számviteli Hivatalának pénzügyi igazgatóját; *dr. Sípos Bélát*, a Pécsi Tudományegyetem rektorhelyettesét; *dr. Stauber Józsefet*, a Legfőbb Ügyészség főosztályvezető-ügyészét; *Szarvas Sándort*, a Foglalkoztatáspolitikai és Munkaügyi Minisztérium főosztályvezető-helyettesét; *dr. Szigeti Ágnes*, az Országos Igazságszolgáltatási Tanács Hivatalának hivatalvezető-helyettesét; *Szolnoki Zsoltot*, a Belügyminisztérium Informatikai főosztálya megbízott vezetőjét; *dr. Szöllősi Endrét*, a Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium főosztályvezetőjét; *Tóth István Györgyöt*, a Társadalomkutató Intézet vezérigazgatóját; *Tóth Lászlót*, az Általános Fogyasztási Szövetkezetek Országos Szövetsége tanácsosát; *Török Attilát*, a Gazdasági és Közlekedési Minisztérium főosztályvezetőjét; *dr. Vavró Istvánt*, az Igazságügyi Minisztérium miniszteri főtanácsadóját; *dr. Vértes András*, a GKI Gazdaságkutató Rt. vezérigazgatóját; *Zilahi-Sebess Gézát*, a Stratégiai és Közszolgáltató Társaságok Országos Szövetsége tagját 2003. január 1-jétől 2005. december 31-ig terjedő időre megbízta az Országos Statisztikai Tanács tagsági teendőinek ellátásával.

Megemlékezés Péter Györgyről. A Magyar Statisztikai Társaság 2003. március 31-én, *Péter György* születésének századik évfordulója alkalmából, emlékülést tartott. A nagyszámú hallgatóságot

Laczka Sándorné a Magyar Statisztikai Társaság főtitkára üdvözölte, majd *Nyitrai Ferencné dr.* a KSH ny. elnöke emlékezett meg Péter Györgyről, az emberről, a vezetőről, akinek személyisége meghatározó volt a Hivatal történetében. Húsz éven át, 1948 és 1968 között vezette a Központi Statisztikai Hivatalt. Szuverén gondolkodó volt, aki pontos adatokat, szépen fogalmazott elemzéseket igényelt, és ilyeneket tett közzé maga is. Tanította munkatársait, becsülte a szakmai felkészültséget, a nyelvtudást. Kedvelte a szakmai vélemények ütköztetését, a tárgyszerű vitákat. Következetes volt a feladatok kiadásában – itt a munkatársak személyes érdeklődését is figyelembe vette – és a számonkérésben egyaránt. Fogékony volt a nyugaton alkalmazott új metodikai megoldások iránt, és öregbítette a KSH hazai és külföldi elismertségét, megbecsülését.

Az emlékezést követően *dr. Marton Ádám*, a KSH ny. osztályvezetője tartott előadást „Péter György és a hivatalos statisztika” címmel. Az előadó ismertette azokat az eredményeket, amelyeket a magyar Központi Statisztikai Hivatal Péter György vezetése alatt elért. Hangsúlyozta, hogy a statisztika mindig igazat mondott, és ebben Péter Györgynek döntő szerepe volt. Személyes példákkal mutatta be Péter György szerepét a korszerű statisztikai módszerek bevezetésében a külkereskedelm-statisztikai árindek, a reprezentatív lakossági adatgyűjtések, különösen a háztartás-statisztika területén. Péter György kezdeményezésére 1949-ban újra indult *Statisztikai Szemle*, és 1950-ben újra megnyílt a Könyvtár. Elnöksége idején rendszeresen aktívaértekezletet tartott, melyen megfogalmazta és értékelte az elvégzett és a KSH előtt álló feladatokat.

Péter György már az 1950-es évektől kezdve részt vett a jelentős nemzetközi statisztikai szervezettek munkájában. Kezdeményezésére a KSH egyre szélesebb körben alkalmazott statisztikai módszereket, végzett nemzetközi összehasonlításokat, és az 1960-as években jelentős szerepet játszott a szociológia hazai újjászületésében.

Ezt követően *dr. Ormai László*, a KSH ny. főosztályvezetője adott tájékoztatást a „Péter György Statisztikai Alapítványról”, melyet Nyitrai Ferencné dr. javaslatára a Magyar Statisztikai Társaság, Nyitrai Ferencné és Ormai László létesítettek. A közhasznú alapítvány célja a 35 évnél fiatalabb, már eredményeket felmutató, elkötelezett statisztikusok jutalmazása és támogatása. Az alapítvány öttagú kuratóriumának elnöke *dr. Soós Lőrinc*, a KSH elnökhelyettese, az MST elnöke. Az alapítvány nyitott, bárki csatlakozhat hozzá.

Az emlékülést követően az MST elnöksége, Nyitrai Ferencné, a Hivatal képviselői és a család

több tagjának jelenlétében a Farkasréti temetőben megkoszorúzták Péter György sírját.

EU-albizottsági ülés. A magyar EU Csatlakozás Gazdasági és Pénzügyi Albizottsága 2003. március 6-án Brüsszelben ülést tartott. A tanácskozás célja a makrogazdasági folyamatok, a magyar gazdaság- és pénzügypolitika, egyes kiemelt ágazati politikák, valamint a csatlakozás következtében szükségessé váló jogszabályalkotási folyamat megvitatása volt.

Az ülésen részt vevő magyar delegációt *dr. Kovács Álmos*, a Pénzügyminisztérium helyettes államtitkára, az Albizottság társelnöke vezette. Tagjai a Pénzügyminisztérium, a Központi Statisztikai Hivatal, a Magyar Nemzeti Bank és a Külügyminisztérium képviselői, valamint a brüsszeli magyar misszió munkatársai voltak.

A tárgyalások során *dr. Vukovich Gabriella*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese adott áttekintést a statisztikai acquis átvételének aktuális helyzetéről. Ezt követően a Társulási Bizottság küldötte tett fel kérdéseket, többek között az EU SILC (Statistics on Income and Living Conditions) – felvétel ütemezésével, a felhasználókkal való konzultációkkal kapcsolatban, valamint a KSH koordináló szerepéről és az új adatgyűjtési technikák bevezetéséről.

Az MTA Statisztikai Bizottságának Módszertani Albizottsága 2003. március 25-én alakuló ülést tartott. Az ülésen *Hajdu Ottó*, a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem docense, az Albizottság vezetője elnökölt. Az alakuló ülés az ismerkedésnek és az útkeresésnek szentelték. Az elnök javasolta az évi 2–4 összejevetelt, amit a jelenlévők jóváhagyólag elfogadtak. Az Albizottság munkamódszerét illetően *Hajdu Ottó* azt a klasszikus módszert javasolta, miszerint egy-egy ülés magja egy előadás legyen, amelynek anyagát a résztvevők előre írásban megkapják, és így az ülés már jószerivel csak a vitának szentelhető. Az elnök bevezetőjében hangsúlyozta, hogy lévén a statisztika elmélete és gyakorlata minden vonatkozásban módszertani jellegű tudományos tevékenység, ezért célszerű lenne kidomborítani azt, hogy miben áll az Albizottság kifejezetten módszertani feladata. A lehetséges témákat illetően az Elnökség előterjesztése elsősorban a gazdaságstatisztika módszertani kérdéseire (munkaerő-felvétel, indexszámítás, input-output sémák, jövedelmi felvételek, EU-csatlakozás) terjedt ki, de

fölvetette a lehetőségét, a módszertan szerepét (és kapcsolatát) az elméletben és a gyakorlatban körüljáró témának is. A hozzászólók többsége úgy találta, hogy az ülések kis száma miatt a módszertan mibenlétének a megtárgyalása egyéb, konkrétabb témák megvitatásának a rovására menne. Mindemellett volt, aki a statisztika elméleti módszertani kérdéseinek későbbi megvitatását indítványozta abból kiindulva, hogy a különböző területeken dolgozó statisztikusok munkájára megtermékenyítően hatna más területek problémáinak bemutatása. A hozzászólók egy része kifogásolta, hogy az Albizottság a statisztikatudomány módszereit gazdaságstatisztikai témák köré csoportosítva leszűkíti. Az MTA osztályainak struktúrájából következően, valamint tekintettel arra, hogy az Albizottságban meghatározó a gazdasági szakterületű tagok aránya, mások ezt helyénvalónak tartották. Egyesek megelégednének színvonalas tudományos beszélgetésekkel, vannak azonban olyanok, akik szerint az Albizottságnak aktuális, állásfoglalást igénylő kérdésekkel kellene foglalkoznia kisebb munkacsoportokba szerveződve. Az egymástól eltérő álláspontokból sem a feladat értelmezéséről, sem az Albizottság munkatervéről nem alakult ki kölcsönösen elfogadható javaslat. Ezért az Elnökség magára vállalta, hogy további konzultációkra támaszkodva egy munkatervet alakítanak ki, melyet a legközelebbi (májusi vagy júniusi) ülés előtt elektronikus úton is megismertetnek a tagsággal.

Tudományos konferencia. Az ECOSTAT Gazdaságelemző és Informatikai Intézet 2003. március 28-án rendezte meg a „XXI. század – Irány az Európai Unió” című konferenciasorozat második ülését. A tanácskozás témája ezúttal a kis- és középvállalatok esélyeinek, nehézségeinek vizsgálata volt. A konferenciát *dr. Soós Lőrinc*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettese nyitotta meg. Ezt követően a következő előadások hangzottak el.

Dr. Szekeres Imre: A kis- és középvállalkozások jövője.

Dr. Apatini Kornélné: A vállalati támogatások új rendszere.

Dr. Kállay László: Esélyek és kihívások, a KKV szektor a csatlakozás folyamatában.

Az előadásokat számos hozzászólás és élénk vita követte, melynek során a vállalatvezetők a csatlakozás előnyeiről, a versenyképességről, a fennmaradás esélyeiről, a beszállítási lehetőségekről folytattak eszmecsereket.

STATISZTIKAI IRODALOMI FIGYELŐ

KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

DE HAAN, J.:

ÁLTALÁNOSÍTOTT FISHER-ÁRINDEXEK ÉS A VONALKÓDADATOK FELHASZNÁLÁSA

(Generalised Fisher price indexes and the use of scanner data in the consumer price index (CPI).) – *Journal of Official Statistics*, 2002. 1. sz. 61–85. p.

Az általános gyakorlat szerint a CPI (Consumer Price Index) kiszámítása reprezentatív megfigyelések, árösszeírások alapján történik. A vonalkódok használatának általánossá válásával új lehetőségek merülnek fel. A kiskereskedőktől kapható teljes körű szkennelt adatok (árak és mennyiségek) mélyreható elemzéseket tennének lehetővé különösen az új és elmaradó termékeknél, valamint a minőségváltozás kezelésénél. Lehetővé válhatna továbbá az ún. Fisher-féle (geometriai átlagolású) árindexek kiszámítása is. A szkennelt adatok az érintett üzletek teljes forgalmát lefedik és az eladott mennyiségi adatokból és értékekből ún. átlagárak is számíthatók.

A tanulmány olyan általánosított Fisher-árindex használatát javasolja, amely számításba veszi az új és az elavuló (kimaradó) termékeket. Nem egy teljesen új elmélet kidolgozása, hanem a hagyományos felfogás átértelmezése, illetve annak bemutatása a cél, hogy milyen haszna lehet annak, hogy a szkennelt adatok a tényleges eladások teljességének áttekintését teszik lehetővé. A „szuperlatív” (Fisher-) árindex használata szemben a Laspeyres-árindexszel (L) már a megélhetési-költség-index (Cost Of Living Index – COLI) valamiféle becslésének is tekinthető. A holland statisztikai hivatal a CPI és a COLI tekintetében azt

az álláspontot képviseli, hogy a COLI koncepciója meglehetősen bizonytalan.

A Laspeyres-féle árindex (L) azt jelzi, hogy egy adott fogyasztói kosár (reprezentatív termékek volumene) ára miként változott a bázisidőszakról a beszámolási időszakra. Számos technikai problémát nem említve ez azt jelenti, hogy áremelkedést feltételezve, az L nem számol a racionális fogyasztói magatartásból adódó termékhelyettesítéssel, arányeltolódással. A minőségi változást általában „arányos” árkorrekcióval oldják meg. Ez a módszer, ami lényegében imputáció, része a HICP (Harmonized Index of Consumer Prices – harmonizált fogyasztóiárindex) módszertanának is.

A Paasche-féle árindexet (P) a tanulmány úgy értelmezi, hogy ahhoz a beszámolási időszak fogyasztói kosara tartozik, s a minőségi változás által kikényszerített korrekció „visszafelé”, a bázisárát illetően történik. Az L–P-árindexeket illetően értelem szerűen termékcsere is megvalósulhat. Az ily módon kiszámított L–P-árindexek geometriai átlaga az általánosított (generalised) Fisher-árindex (Fg).

Az Fg-árindex három tényező eredője: a hagyományos F-árindex, amikor a termékkör azonos (F), az imputálás hatása (Fi), az esetleg bekerülő új termékek hatása (Fu).

A második és harmadik tényezőben az eltűnő és a megjelenő termékek árai és mennyiségei szerepelnek.

A bonyolultnak tűnő formális levezetésből is adódik, hogy a tiszta versenyhelyzetnek megfelelő, racionális fogyasztói magatartás mellett az L-típusú árindexek nem kisebbek a P-típusú árindexeknél. (Hiánygazdaságban, például jegyrendszer esetén, nem ez a helyzet.)

Megjegyzés. A *Statisztikai Irodalmi Figyelő* rovatot a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat állítja össze. A rovat minden hónapban *Külföldi Statisztikai Irodalom* fejezetet (külföldi statisztikai és demográfiai könyvek és cikkek ismertetését *Rettich Béla* szerkesztésében), páratlan hónapban általában *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlé* tartalmaz.

Az új és eltűnő termékek kezelése az imputáció egy variációjaként is felfogható. A helyettesítés, az imputáció végrehajtása önmagában nem teljesen egzak, így bizonyos statisztikai torzításokkal is számolni kell. (A Boskin-jelentés arra a következtetésre jutott, hogy az Egyesült Államok fogyasztóiár-indexe az összes folyamat eredményeként felfelé torzított.)

Az új termékeket minél előbb be kell vonni az árindexszámításba, ami láncolás útján történhet. A hónapról hónapra történő láncolás előnye, hogy kevés a ki-, és bekerülő termékek száma, valamint az imputálás is könnyebb, mint nagy, többéves időtávnál. Azzal viszont számolni kell, hogy az eredmény függ az „úttól”, azaz attól, hogy a bázisból a beszámolási időszakhoz milyen „kosarakon” keresztül jutunk el.

A holland statisztikai hivatal rendszeresen kap szkennelt adatokat a két legnagyobb szupermarketlánctól. (A tervek szerint 2002 májusától fel is fogják használni azokat a CPI kiszámításánál.) Kísérletként kilenc árucsoport adatait 19 négyhetes periódusra rendezve végeztek számításokat. A mintában 80 előírható hely szerepelt. Az eladott termékeket az EAN (European Article Number – európai árukód) kód szerint különböztették meg. Az eladott mennyiség (darabszám) is rendelkezésre állt.

A 19 időszakra kiszámították a Fisher-féle árindexeket az azonos termékek alapján, valamint a helyettesítési elasticitást figyelembe vevő korrekcióval, mind a kilenc termékre. Nyolc terméknél az azonos tételekből számított Fisher-index nagyobb volt, mint a megélhetési költség jellegű index. Az indexek meglehetősen ingadoztak, szinte hibásnak tunk. Ennek részben az a magyarázata, hogy különböző jogcímen a vásárlók engedményeket kaptak.

Az összesített árindex egyértelműen jelzi az L-típusú árindex felfelé húzó erejét, mivel az azonos termékekből számított átlagos F-index körülbelül két százalékos áremelkedést, míg a korrigált F-index mintegy három százalékos árcsökkenést jelez az időszak eleje és vége között.

Az árstatistikusok ellentmondásos helyzetben érezhetik magukat. Egyrészt sokat tesznek azért, hogy különválasszák az ár- és volumenváltozásokat, másrészt számolni kell a fogyasztási szerkezet változásával. Tudatában vannak a statikus Laspeyres-féle CPI és a dinamikusan változó világ ellentmondásával. Ennek áthidalására szolgálnak különböző korrekciós, helyettesítő eljárások.

A tanulmány szerzője azt javasolja, hogy a minőségi korrekciót tekintsük valamiféle imputálási eljárásnak. Ezt az általánosított Fisher-indexre vonatkoztatva azt kapjuk, hogy annak értéke függ az imputálási eljárástól.

Az „igazi” általánosított Fisher-féle árindex és annak becslése közötti különbséget három torzítás okozza: a minőségi korrekció, a helyettesítési torzítás és a sokaság dinamikus jellege.

A CPI- és a COLI-indexek közötti különbség e tényezők segítségével magyarázható.

A tanulmány nagy teret szentelt annak, hogy miként lehetett az azonos tételekből kiszámított F-árindexszel az általánosított Fg-árindexet becsléni. A havi árindexeken keresztül az azonos rész meglehetősen nagy lesz. Ez azonban csak bizonyos állandó termékcsoportoknál használható, a szezonális termékeknél nem. Ez utóbbiak kezelésére több módszert ismernek. Egy „jó” megoldás lehet, ha csak éves árindexeket használnak.

A szkennelt adatok használata, mint a bemutatott példák is jelezték, nem problémamentes, ingadozások tapasztalhatók. A tartós fogyasztási cikkek esetében, hasonlóan a hedonikus árindexekhez, viszont biztatók az eredmények. Ígértes az ún. minőségváltozással korrigált egységértékindexek használata is. Végül fel kell hívni a figyelmet arra, hogy a szkennelt adatok használata is a termékek valamilyen mintáján alapul. A minta kiválasztása pedig újabb problémákat vet fel.

(Ism.: *Marton Ádám*)

GAZDASÁGSTATISZTIKA

POLLAN, W.:

ÁRALAKULÁS AZ EURÓ BEVEZETÉSÉNEK TÜKRÉBEN

(Die Preisentwicklung vor dem Hintergrund der Eurobargeldeinführung.) – *WIFO Monatsberichte*, 2002. 10. sz. 633–640. p.

Az euró bevezetését követően megállapítható, hogy az árak nagymértékű növekedésére Ausztriá-

ban nem került sor. Egyes területeken, főként a szolgáltatási szektorban, ezt az eseményt használták ki különleges áremelések megvalósítására. A 2002. júliusi adatok szerint Ausztriában és a teljes euróövezetben egyaránt az infláció lassulása volt érzékelhető a januári értékekhez viszonyítva.

Ausztriában az év elején az infláció csökkenő trendjét a zöldség- és gyümölcsárak növekedése szakította meg, amely a rossz időjárási viszonyok miatt bekövetkezett kínálatcsökkenésre vezethető

vissza. Ezt követően az infláció újra nyugvópontra jutott. 2002 júliusában a fogyasztói árak éves növekedési indexe a januári 2,1 százalékról 1,6 százalékra esett vissza. Az EU-országok adatainak összehasonlítására alkalmas harmonizált fogyasztóiár-index januárban 2,0 százalékos, júliusban 1,5 százalékos éves inflációs értéket mutatott.

Az euróövezetben szintén gyengült az áremelkedések üteme: míg 2002 áprilisában az inflációs ráta 2,4 százalék volt, addig júliusra már 1,9 százalékra csökkent, elsősorban az energia és a fel nem dolgozott élelmiszerek alacsonyabb éves árnövekedésének köszönhetően.

A szolgáltatások terén, amely szektor a fogyasztói kiadások 40 százalékát teszi ki, az árak alakulása az euróövezet országaiban jóval nagyobb különbségeket mutat. Összességében a szolgáltatási árak emelkedése gyorsult az utóbbi hónapokban. Szezonális hatást gyakorolt erre az üdülési árak növekedése, de átlagon felüli mértékben emelkedtek az árak a vendéglátásban, a fodrászati és tisztítási szolgáltatások területén. Az Európai Központi Bank 2002. július havi jelentése szerint azonban az áttérésnek az áremelkedésre gyakorolt hatása a szolgáltatási szektorban csak átmeneti és korlátozott lehet.

Ausztria továbbra is vezet az árstabilitás terén: a harmonizált mutató szerint az év első három hónapjában 1,8 százalékos inflációs rátájával az első helyen állt az eurózóna országaiban, a második negyedévben is csak Németország és Belgium tudott alacsonyabb arányokat felmutatni. A németországi mutató háromnegyed százalékponttal jobb, mint az ausztriai, és ez főként a szolgáltatási terület áremelkedésének eltéréseiből adódik (például lakáskarbantartás, szemétszállítás, bérlakások üzemeltetési költségei, orvosi szolgáltatások stb.).

Az élelmiszerek és alkoholmentes italok árának növekedése 2001 elejétől felgyorsult és a 2001. évi inflációra igen erőteljes hatást gyakorolt. 2002 első felében azonban a termékek áremelkedése jelentősen lassult és így hozzájárult az árszínvonal stabilizálódásához. Ez a tendencia valamennyi EU-országban hasonlóan zajlott le, sőt még Svájcban is párhuzamos fejlődés figyelhető meg. A termékcsoporton belül a hús, valamint a zöldség- és burgonyaárak alakulása emelendő ki: ez olyan különleges tényezők hatását tükrözi, amelyek az eurónak a készpénzfizetésben történt bevezetésével semmi összefüggést nem mutatnak.

A vendéglátás területén 2002 első félévében mutatkozó áremelkedés az eurózónában meghaladta a hosszú távú átlagértékeket. Németországban különösen érzékelhető volt az árak emelkedése: 2001 decemberéről 2002 januárjára a vendéglők és kávéhá-

zak árai 2 százalékkal nőttek, azóta viszont szinte változatlanok maradtak. Ausztriában ezzel szemben ez a folyamat időben másként zajlott le: a vendéglátóipar árai már 2001 közepén a németországi és svájci mértéknél erőteljesebben emelkedtek, bár az éves szintre számított mutató nem haladta meg a ket-
tő és fél százalékot. Itt tehát nem az év fordulóját használták fel az árak emelésére. Csak 2002 májusában történt újabb, 0,8 százalékos árnövekedés, amit lehet az eurókészpénz-bevezetés késleltetett hatásaként értékelni. Júniusban az előző évihez viszonyított árnövekedés 3,3 százalék volt (ez továbbra is alacsonyabb, mint a Németországban mért index, viszont magasabb a svájcínál).

Úgy tűnik, hogy az eurózónában leginkább néhány szolgáltatás terén használták ki az átállást nagyobb áremelések végrehajtására. Ausztriában hasonló tendencia figyelhető meg.

Az ipari termékek árának növekedésére 2000 óta erőteljes hatást gyakorló nyersanyagárak (különösen a nyersolaj) emelkedése látszólag alábbhagyott. Az eurózónában az ipari termékek (energia nélkül) drágulása a 2002. februári 1,9 százalékról júniusban 1,6 százalékra, júliusban 1,4 százalékra csökkent. Jelentős áringadozások mutatkoztak azonban a ruházat, a cipők, a sportszerek és a növények csoportjában, ami nehezítette az áralakulás értékelését.

Ausztriában és Németországban ellentétes folyamatok játszódtak le: Ausztriában az év elején lassult az ipari termékek áremelkedése, májusban és júniusban azonban újra gyorsulást mutatott. Ezzel szemben Németországban a drágulás az év elején mutatkozott és a későbbi hónapokban lassult le. Összességében Ausztriában az ipari termékek áremelkedése jó fél százalékponttal alatta maradt az eurózónában mért indexnek.

A korábbi évekhez hasonlóan, jelentős különbségek mutatkoznak az ipari termékek három alcsoportjának áralakulásában: legalacsonyabb árnövekedés a tartós fogyasztási cikkek alcsoportjában következett be, ezt követi a féltartós fogyasztási javak (ezen belül a ruházat, cipő, lakástextília, sportszerek, autóalkatrészek) drágulása. Legnagyobb árnövekedés a harmadik alcsoportban, a napi fogyasztási cikkeknel következett be (lakáskarbantartási anyagok, újságok, könyvek, írószerek, kozmetikai és tisztítószerek, egyéb háztartási cikkek, valamint gyógyszerek). Az utóbbi hónapokban jelentősen csökkentek az eltérések a három alcsoport áralakulását illetően: a tartós fogyasztási cikkek árai valamelyest erősebben emelkedtek, ugyanakkor a napi fogyasztási cikkek árnövekedése lassult.

Az euróval kapcsolatos viták és a készpénzátállítás előkészítése egy olyan időszakra esett, amelyben

az árak gyorsan emelkedtek. Ezért a lakosság körében az a képzet alakult ki, hogy az infláció növekedéséért az euró bevezetése a felelős. Ez a vélekedés még 2002 első félévében is fennmaradt, amikor pedig a drágulás már alábbhagyott.

Különböző felmérések és a fogyasztók ár-emelkedésekkel kapcsolatos panaszai arra utalnak, hogy a lakosság az áremelkedés mértékét magasabbnak érezte, mint az valójában volt. Az Európai Bizottság által készített felmérés szerint az eurózóna lakosságának 68,5 százaléka úgy gondolja, hogy a készpénzfizetésben történt átállás után az árakat minden területen felkerekítették. A fogyasztóknak csak 11,4 százaléka vélekedett ezzel ellenkező módon. A felmérés eredményeit illetően az egyes országok között jelentős különbségek mutatkoznak: Ausztriában a legalacsonyabb a „felkerekítésre szavazók” és a legmagasabb az ellentétes véleményen levők aránya (41,2, 22,2 %), az osztrákok tekinthetők tehát relatíve a „lefelégedettebbeknek” az áremelések megítélésében. Az áremelkedéseket túlnyomórészt azokban az országokban ítélték kedvezőbbnek, amelyekben az infláció mértéke 2002 első negyedévében alacsonyabb volt.

Az osztrák fogyasztók 51 százalékának véleménye szerint a szupermarketek jártak az élen az árak lefelé való kerekítésében, illetve itt volt a legkevesebb árváltozás, őket követik a kisebb élelmiszerüzletek és egyéb, kisebb üzletek, valamint a közszolgáltató közlekedési vállalatok. A legnagyobb „árfelhajtóknak” a szolgáltató szektor vállalkozói bizonyultak, azon belül is elsősorban a fodrászok, taxik, vendéglősök és kávéház-tulajdonosok.

Az áremelkedések üteme 2000-ben és 2001-ben valóban növekedett. A nyersolajárak drasztikus emelkedése miatt a fogyasztóiár-index már 1999 végén erőteljesen növekedett. 2001 tavasza óta az energiaárak emelkedéséhez egy újabb ársokk is társult: az állatbetegségek következtében csökkenő hús- és tejkinálat árfelhajtó hatása is érvényesült.

Az áralakulás változó tendenciája a fogyasztókat megerősítette abbéli vélekedésükben, hogy a készpénzfizetésben az euróra történő átállást megelőzően és közvetlenül azt követően az árak igen erőteljesen növekedtek. Ugyanakkor kérdés, hogy az előző évi áralakuláshoz viszonyított adatokra alapozott megítélés mennyiben lehet irányadó a jelenlegi drágulási folyamatok becslésére.

Az áremelkedés leginkább az üzemanyagokat, a zöldség- és gyümölcsfélét, a húst, a tejet és a tejből készült termékeket érintette. Ezen termékek esetében jól érzékelhető az a fogyasztói magatartás, hogy a gyakori kiadásokkal érintett árak árnövekedésének jóval nagyobb mértékét tulajdonítanak. A drágulás túler-

tékelése egy másik területen is megmutatkozik, ahol a fogyasztók szintén gyakran költenek: a vendéglátásban. Gyakran panaszkodnak a vendéglátóhelyeken végrehajtott áremelésekre, miközben az árstatistika Ausztria esetében (Németországgal ellentétben) a vendéglátás valamennyi területére vonatkozóan csak mérsékelt árnövekedést mutat ki.

Elsősorban a napi életvitellel kapcsolatos vásárlások tartják ébren a fogyasztók érdeklődését. A fogyasztóiár-index ugyanakkor a ritkábban realizált, nagyobb beszerzések árváltozását is magában foglalja. Számos, ebbe a körbe tartozó termék, mint bútor, televíziókészülék és fényképezőgépek, valamint személygépkocsik áremelkedése az átmeneti időszakban igen csekély mértékű volt, sőt egyes esetekben ezek a termékek még olcsóbbá is váltak. Az ilyen jellegű árváltozásokat a fogyasztók általában nem szokták érzékelni.

Mindezeket túl a fogyasztóiár-index egy sor olyan termék és szolgáltatás árváltozását is magában foglalja, amelyeknél semmi ok nincs arra, hogy a schillingről euróra történt átszámítás pontosságában kételkedjünk. Ilyen például a lakbérek ára, amely az elmúlt hónapokban alig emelkedett, és ezzel tompította az átlagos áremelkedés mértékét.

A gyakori vásárlások esetében érzékelhető áremelkedéseknek a fogyasztók inflációs megítélését befolyásoló hatása tükröződik vissza az Európai Központi Bank felmérésében is. Az EU-Bizottság felmérésében a fogyasztókat az elmúlt 12 hónapban „érezkelt” inflációról kérdezték. Az „érezkelt” és a valóságos infláció mértéke (ez utóbbi a harmonizált mutató szerint) összességében egybeesést mutatott. A fogyasztók tehát meglehetősen jól érzékelték az elmúlt évi árváltozási tendenciákat.

Az „érezkelhető” és a tényleges infláció mutatója 2000 közepétől azonban egyre jobban távolodik egymástól, a fogyasztók nagyobb mértékű drágulást érzékelték, mint amilyen valójában lezajlott. Ez a különbség 2002 első félévében tovább növekedett. Miközben ebben az időszakban az infláció csökkent, a fogyasztóknak az volt a benyomásuk, hogy az áremelkedés erősödött.

Összefoglalva, a szerző megállapítja, hogy Ausztriában nem indult be drágulási hullám. A német és a svájci adatokkal történt részletes összehasonlítás, valamint a fogyasztóiár-index egyes alcsoportjainak időbeli elemzése nem utal arra, hogy az euró bevezetésének jelentős árnövelő hatása lett volna, bizonyos területeken azonban jelentkeztek áremelkedések.

(Ism.: *Csurgay Margit*)

TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

DRIVER, S. – MARTELL, L.

A BRIT KORMÁNYPÁRT SZOCIÁLPOLITIKÁJA

(New Labour, Work and the Family.) – *Social Policy and Administration*, 2002. 1. sz. 46–61. p.

A szerzők a tanulmány keretében azt vizsgálják, hogy a brit kormánypárt családról, munkáról alkotott elképzelései és gyakorlata vajon összeegyeztethetők-e egymással. A kormány családpolitikája támogatja a családot mint az erkölcsös, kötelességtudó közösség legkisebb egységét, ugyanakkor a szociális integrációt csakis az egyén által vállalt, fizetett munkával tartja elképzelhetőnek. Kérdés, hogy a fizetett munkára helyezett hangsúllyal a kormány semmibe veszi-e a nem fizetett, otthoni munka (gyermeknevelés, családgondozás stb.) értékét, vagy képes felmutatni egy harmadik utat a család számára?

Mindenekelőtt érdemes megvizsgálni a jelenlegi, ún. New Labour kormány megalakulásának körülményeit. Az alapelvek bizonyos magatartások, eszmei áramlatok ellenében fogalmazódtak meg. A családi értékek felkarolását azok korábbi elhanyagolása tette szükségessé. Sem a háború utáni baloldal, sem a thatcheri jobboldal nem kedvezett a hagyományos családnak. A szabadelvű értékek terjedése, a szükséges kormányzati beavatkozások hiánya, az egyéni jogok követelése a kollektív felelősség rovására, a szabadpiac próbára tették a család intézményét. A jobb- és baloldal moralista-hedonista szellemisége nyomán egyre inkább feledésbe merültek a közösséghez tartozó egyén felelőssége, kötelességei. A New Labour ezen folyamatok kritikájaként kínált egy harmadik utat, amely azonban nem volt mentes belső vitáktól, hiszen a kormány különböző szemléletű személyiségekből áll. Az új idők alakulása szempontjából az egyik irányzat meg van győződve arról, hogy nem lehetséges és nem is kívánatos rekonstruálni a tradicionális családot, hiszen egy poszttradicionális korban élünk. Ezzel szemben a kormányfő, *Blair* nagy hangsúlyt fektet a tradicionális családra mint a társadalom legerősebb erkölcsi alapjára. Ami közös, hogy a megváltozott helyzetet felmérve, a jelen állapotokon próbálnak segíteni, bizonyos hangsúlyokat, mércéket megtartva.

A kormány az ismertetett kiadványban elsőként foglalta össze a családi formáról, szerkezetéről kialakított nézeteit. A kormány okozati kapcsolatot vél felfedezni a változó családi formák, a növekvő jóléti függőség, a szociális kirekesztés, a morális értékek csökkenése, és a bűnök, az antiszociális viselkedések növekvő folyamata között. A szegényebb alsó

osztályok erkölcsi megújulását az erős családokon révén látja megvalósíthatónak, tudhatjuk meg a *Moral underclass discourse (MUD – Értkezés az alsóbb osztályok erkölcséről)* című kiadványból.

A New Labour elgondolásainak megfelelően támogatja a tradicionális családot mind rendeleteivel, mind retorikájával, mind célkitűzéseivel. Ragaszkodik ahhoz, hogy a szülők tegyenek eleget szülői kötelezettségüknek. Ezt igazolja az 1999-es szülő- és gyermekbiztonsági rendelet. A kormány arra törekszik, hogy megvédje a házasságot mint a családi kapcsolatok legmegfelelőbb formáját. A kormányzat azt javasolja, hogy erősítsék meg a párok házassági döntését, illetve azokat a szolgáltatásokat, intézkedéseket, amelyek megelőzhetik a házasság felbontását. Növelni kívánják az anyakönyvvezető szerepét a házassági tanácsadásban, a házasság intézményéhez kapcsolódó jogok és a kölcsönös felelősség tudatosításában, hosszabb időszakot tartanak kívánatosnak az eljegyzés és a házassági ceremónia között, nagyobb erőfeszítéseket látnak szükségesnek a házasság fenntartásáért, házassági tanácsadó központok létrehozását szorgalmazzák. Vannak olyan törekvések is, hogy a válást igazságosabbá tegyék, támogassák az együtt élő párokat. Fontosnak tartják a házasság megerősítését a szociális integráció érdekében. A nem fizetett, otthoni, gyermeknevelésre és gondozásra fordított munka jelentőségét nem gazdaságossági szempontból vizsgálják: fontosságát az erkölcsiség, a felelősség, a biztonság értékeiben, a gyermekek számára biztosított lehetőségekben határozzák meg.

Mindezek ellenére sokan úgy vélik, a New Labour leértékeli a családban, a családeért végzett munkát, ugyanis a családot egy nagyobb társadalmi összefüggésbe helyezi, összekapcsolva annak kérdését a jóléti függőség szélesebb problémájával. Ezért sokan a merev konzervativizmus vádjával illetik. A megoldást az erős családon túl, elsősorban a fizetett munkában látja, így a szociálpolitikában a welfare-to-work (jóléti munka) program az irányadó. A leszakadó, szegényebb csoportoknál, például az egy- és kétgyermekes családoknál ez különösen fontos. Őket a juttatások megvonásával, az álláskereső interjúk kötelezővé tételével ösztönzik az elhelyezkedésre. Konzervatív vonás, hogy a főállású szülőktől a feltétel nélküli juttatásokat megvonják, hogy saját munkájuk révén gazdaságilag is önállóbbá váljanak. Sokan támadják emiatt a kormányt, mondván hasznos húz a gyermeküket egyedül nevelőkből, saját, a fizetett munkához fűződő érdekeihez ragaszkodik. Azonban az ellenzéki oldalról sem marad el a kritika, amely

szerint előnyben kellene részesíteni a házasságot, és nem csak a család szétszakadásának következményeivel kellene foglalkozni. A New Labour célkitűzései között szerepel a gyermekes nők munkaerőpiaci támogatása, a családi formák sokféleségének fel- és elismerése. Ezek közül sok nemcsak a tradicionális családok, hanem mindenféle család számára is fontos. A kormány politikája pénzügyi eszközökkel, szolgáltatásokkal, tanácsadás útján támogatja a családok különböző formációit. Az új National Family and Parenty Institute (Nemzeti Családi és Szülői Intézet) például biztosítani fogja a szolgáltatásokat a minden családforma számára.

Tagadhatatlan, hogy vannak feszültségek a kormány munka és család iránti elkötelezettsége között, de nincsenek feloldhatatlan ellentétek. A nők növekvő munkaerő-piaci részvétele hátrányosan érinti a gyermekes családokat, és különösen magukat a nőket, ha továbbra is ők végzik a házimunka nagy részét. A kormány bírálói szerint a fizetett munkára helyezett hangsúly segíti a szociális integráció megvalósítását, leértékeli a nem fizetett, otthon végzett munka jelentőségét, amely viszont a modern családot erősíthetné. Mások szerint a gyermeküket egyedül nevelő anyákat a szociálpolitika mindig kizárólagosan vagy anyaként, vagy fizetett munkásként kezelte.

A New Labour egyértelműen értékeli a nem fizetett munkát, de olyan fogalmakban kifejezve, amelyek nem mindig gazdasági jellegűek, és amelyek ugyanúgy foglalkoznak mind a gyermek, mind a szülő integrációjával. A kormánypolitika támogatja és értékeli a szülőt és a családot mint az egyén fejlődésének és az erkölcsi értékeknek kialakításának legfontosabb alapját, a biztonság és állandóság forráshelyét, a gyermek későbbi lehetőségeit leginkább meghatározó közösséget.

A kormány családbarát foglalkoztatáspolitikája támogatja a rugalmas munkaerőpiacot, kiterjeszti a dolgozó nőknek járó támogatást. Ide tartozik például a részmunkaidő lehetővé tétele, a gyermek hároméves koráig nyújtott anyagi támogatás az otthonmaradáshoz, gyerekgondozáshoz. Emellett szükséges, hogy a férfiak is kivegyék részüket a szülői feladatokból. A kormánynak van néhány kezdeményezése: a 2001-es költségvetés bejelentette a törvényes anyasági járulék emelését, a törvényes anyasági időszak meghosszabbítását és a kéthetes apai szabadság bevezetését 2003-tól.

A kulcskérdés az, hogy vajon a kormány a fizetett munkán alapuló integrációra helyezett hangsúlya leértékeli-e a hagyományos családot, az elkötelezett szülői felelősségvállalást, tehát mindazt, amit valójában támogatni kíván. Vannak feszültségek az integrációs folyamat, illetve a családi közösségek kö-

zött, mégis a kettő képes együtt élni és nem feltétlenül zárják ki egymást, sőt egyfajta kompromisszumos utat követve kölcsönösen támogathatja egyik a másikat. A vitának egyensúlyba kell hoznia a munkáspárti kormány családpolitikai lehetőségeit és a családok elvárásait.

(Ism.: *Falussy Anna*)

HILL, E. T.:

IDŐS NŐK A MUNKAERŐPIACON

(The labor force participation of older women: retired? working? both?) – *Monthly Labor Review*, 2002. 9. sz. 39–48. p.

A tanulmány egy 1967-ben megkezdett felvételel alapszik. Akkor az Amerikai Egyesült Államokban 5083 30–44 éves nőt vontak be a vizsgálatba, akiket egy nemzeti longitudinális felvétel formájában nyomon követtek egészen 1997-ig. A kutatás során információkat kívántak szerezni a válaszadók személyi és családi jellemzőiről, valamint munkaerő-piaci magatartásukról.

Közismert, hogy idősebb korban a férfiakat nagyobb arányban foglalkoztatják, mint a nőket, de az idős férfiak munkaerő-piaci részvételi aránya az utóbbi időben csökkent, míg az ugyanilyen korú nőké emelkedett. 1975-ben az összes idős foglalkoztatott közül a nők aránya 38 százalék volt, ami 1990-re 43 százalékra emelkedett. A népszámlálási és a társadalombiztosítási adatok azt mutatják, hogy az 55–64 évesek munkaerő-piaci részvétele 1975 és 1990 között nemek szerint ellentétesen változott. A férfiaké 76 százalékról 68 százalékra csökkent, míg a nőké 41 százalékról 45 százalékra növekedett. A 65 éven felüli nők munkaerő-piaci jelenléte 8,2 százalékról 8,7 százalékra emelkedett, az ugyanilyen korú férfiaké 22 százalékról 16 százalékra csökkent.

A nyugdíjas korú nők vagy tovább dolgoznak cégüknél, vagy nyugdíjazáskor elhagyják munkahelyüket, majd később visszatérnek. Sokan folytatják munkájukat, de a teljes munkaidős munkakörüket részmunkaidőre cserélik. A részmunkaidős foglalkoztatás kétféle emelését meg: kevesebb hetet dolgoznak évente, vagy kevesebb heti óraszámot vállalnak. Általában a nők hetente kevesebb órát dolgoznak, mint a férfiak. Egy vizsgálat viszont azt mutatta ki, hogy a részmunkaidőben dolgozó 55 év-nél idősebb nők 19 százaléka szívesebben dolgozna teljes munkaidőben. Számos bizonyíték van arra, hogy az idősebb nők gyakran nem a részmunkaidős foglalkoztatást keresik, hanem a rugalmas munkakö-

röket. A hasonló kutatások egyikében arra figyeltek fel, hogy a nők előszeretettel dolgoznak a szolgáltatási szektorban, mert ott a munkakörök sokkal rugalmasabbak, mint más nemzetgazdasági ágakban.

A személyes jellemzők, a családi helyzet, a munkaerő-piaci kötődés, valamint a szükséges jövedelem mind hatással vannak az idősebb nők munkaerő-piaci részvételére, de az egészségi állapot is befolyásoló tényező. Amerikában a nem fehér idősebb nők foglalkoztatása rosszabb, mint a fehéreké. Ha dolgoznak, akkor kevesebbet keresnek, mint fehér társaik. Mindezek miatt a szegénység tartósabban van jelen a fekete nők körében. Az iskolai végzettségnek pozitív hatása van a foglalkoztatottságra, a magasabb végzettségűek nagyobb arányban vannak jelen a munkaerőpiacon.

A családi állapot fontos tényezője az idősebb nők munkaerő-piaci jelenlétének. A házaspárok gyakran egyszerre vagy nagyon rövid időeltolódással mennek nyugdíjba. Egy kutatás szerint viszont az idősek körében a házásoknak legnagyobb a munkaerő-piaci részvétele. Más kutatók azt tapasztalták, hogy a nyugdíjas korú dolgozó nők többsége nem házas. Ezt erősíti meg az a vizsgálat, amely arra a következtetésre jutott, hogy a nem házas nők kisebb valószínűséggel hagyják ott munkahelyüket és gyakrabban lépnek be újra, mint a házasok, de megállapítják, hogy a férfiaknál ennek éppen az ellenkezője igaz. A válás csökkenti a jövedelmet, ezért számos idősebb nő ilyen okok miatt kényszerül munkát vállalni. Az adatok azt mutatják, hogy a gyermekek és a szülők háztartási jelenléte nincs hatással az idősebb nők foglalkoztatására. A fiatalkori munkahelyi kötődésnek erős hatása van az időskori munkaerő-piaci jelenléthez. Úgy találták, hogy azoknak az 55–64 éves nőknek kisebb a munkaerő-piaci részvétele, akik fiatal korban otthagyták munkahelyüket.

Az alacsony jövedelem ösztönzően hat az idősebb nők munkavállalására. A szegénység az idős nők körében az Egyesült Államokban is meglévő probléma. 70 százalékkal több nő tölti nyugdíjas életét szegénységben, mint férfi. Az 50 év feletti korcsoportban az alsó jövedelmi kvartilisbe tartozók 60 százaléka nő. A 74 év feletti csoportjában a nők 20 százaléka jövedelme nem érte el a szegénységi küszöböt 1989-ben. A 75 éves és idősebb nők háromötödének éves jövedelme kevesebb 10 ezer dollárnál. E téren nagy valószínűséggel javulás nem várható.

Az 1997. évi kikérdezéskor – a harminc évvel korábbi 5083-mal szemben – 2608-an válaszoltak, akiknek életkora időközben 60–74 évre emelkedett. A tanulmányban a válaszolókat három korcsoportba sorolták: 65 évesnél fiatalabbak, 65–69 éves, 70 éves és idősebb. A válaszolók mindhárom korcsoportban

egyharmad arányban voltak jelen. Az amerikai szabályok szerint a 65 év alatti nők nyugdíjazásuk esetén nem kapják meg a teljes nyugdíjukat, ráadásul a 70 év alattiaknál ebben az időben még csökkentették is a társadalombiztosítási juttatásokat.

A vizsgálat azt mutatja, hogy a válaszolók több mint 20 százaléka foglalkoztatott volt, ami szoros összefüggést mutat a korral. Az első csoportba (a 65 évesnél fiatalabbak közé) tartozók 37 százaléka, a középsőbe soroltak 20, a legidősebbek között viszont az összesnek csak 11 százaléka dolgozott.

Nem meglepő, hogy a teljes munkaidős-részmunkaidős arány a nők korának emelkedésével változik. A 65 évnél fiatalabb női foglalkoztatottak közül 66 százalék volt teljes munkaidős és 34 százalék részmunkaidős. A 65–69 éves korcsoportba tartozóknál ez az arány 42:58, míg a 70 éves és idősebeknél ugyanez 30:70. Részmunkaidősöknek azokat sorolták be, akik heti 35 óránál kevesebbet dolgoztak. A teljes munkaidősök között a ledolgozott heti munkaidő átlaga 42 óra volt, a részmunkaidősöké 16 óra. A dolgozó nők 5 százaléka egyénél több állása volt.

A foglalkoztatott nők kétötöde a szolgáltatásban dolgozott. A kereskedelemben és a személyi szolgáltatásban a 70 évesek és idősebbek 10 százalékponttal többen voltak jelen, mint a 65 évesnél fiatalabbak, a feldolgozóipart a legidősebbek közül csak minden 33. személy választotta, a legfiatalabbak közül pedig minden hetedik. Az idősek a kor előrehaladtával egyre inkább elkerülnek a nehéz fizikai munkával járó munkaköröket.

A legtöbb nő mindhárom korcsoportban szellemi munkakörben dolgozik. Fizikai dolgozóként és operátorként jóval kevesebben vállalnak munkát, valószínűleg az ilyen foglalkozások nagy fizikai igénybevétele miatt. A háztartási alkalmazottként foglalkoztatottak aránya a kor előrehaladtával nő. A 65 évesnél fiatalabbak között az ilyen foglalkozásúak aránya mindössze 3 százalék, a 70 év felettiéknél pedig 9 százalék. Ez újabb bizonyíték arra, hogy az idős nők a szolgáltatásban a rugalmasabb időbeosztású munkaköröket keresik.

Az idősebb nők iskolai végzettségi szintjének munkaerő-piaci szerepe nem teljesen egyértelmű. A szegénység az alacsonyabb végzettségűeknél jóval gyakoribb. Ez azt jelenti, hogy körükben nagyobb szükség van a jövedelemre, tehát munkavállalásuk szükségességesebb. A legtöbb vizsgálat mégis azt bizonyítja, hogy a magasán kvalifikált emberek (főleg a nők) idős korban is töreksenek a munkavállalásra. E tanulmány szerint mindhárom korcsoportban kimutatható az iskolai végzettség hatása a munkavállalásra. A 65 évnél fiatalabb nők körében a középsiskolai végzettséggel sem rendelkezők 38 százaléka dol-

gozott, míg az egyetemi diplomásoknál ez az arány 67 százalék. A 65–69 éveseknél ez a ráta 22:49, a 70 éveseknél és idősebbeknél 15:32. Ha a ledolgozott heti munkaidőt vizsgáljuk, akkor a két fiatalabb korcsoportban nem találunk különbséget az iskolai végzettséget illetően, de a 70 éves és idősebb korcsoportban az egyetemi diplomások átlagosan 17 órát dolgoznak a középiskolai végzettséggel sem rendelkezők 26 órájával szemben. A ledolgozott hetek vizsgálata arra a meglepő eredményre vezet, hogy a két szélső korcsoportban a magasán kvalifikáltak 5–7 héttel többet dolgoznak, mint a legkevésbé képzettek, míg a középső korcsoportban ennek az ellenkezője figyelhető meg.

A kevésbé képzettek úgy tűnik több órát dolgoznak hetente, mint a legjobban képzettek, de kevesebb munkahetet teljesítenek, mint tanultabb társaik. Az egyetemi diplomásoknak még idős korban is több lehetőségük van arra, hogy dolgozzanak, amit ritkán tesznek jövedelmi megfontolásból, ezért kevesebb a heti munkaidejük. Az alacsony képzettségű idős nők hosszabb munkahetét egyértelműen a jövedelemszerzés motiválja.

Bár idősebb korban sok nő dolgozik, mégis azok vannak többen, akiknek nincs munkájuk. Akkor lehet valós képet kapni a korosztály foglalkoztatásáról, ha a különböző (személyes, munkaerő-piaci, pénzügyi stb.) tényezők egymásra hatását is megvizsgálják. Egyrészt a kor önmagában is csökkentti a foglalkoztatást, mert az öregek munkaképessége mérséklődik, másrészt van a társadalomban egy általánosan elfogadott szokás, hogy az idős emberek nem dolgoznak. A háztartás tagjainak száma növelheti az idősebb nők foglalkoztatását, de csökkentheti is attól függően, hogy milyenek a szükségleteik.

A családi állapotnak is van hatása a munkavállalásra, ha például a férj nyugdíjas, nagy valószínűséggel a feleség nem munkával, hanem vele szeretné tölteni idejét. Az esetek többségében a férjnek nagyobb nyugdíja van, így nincs anyagi oka annak, hogy a feleség idős korában munkát vállaljon. A tanulmány szerint a nők teljes felnőtt éveik (18 éves koruktól számítva) több mint felét, átlagosan mintegy 56 százalékát munkával töltötték. Azok, akik felnőtt életük nagy részét ledolgozták általában szeretnék aktív életüket befejezni, amint megfelelnek a társadalombiztosítási feltételeknek, hasonlóan a férfiakhoz. Ezenkívül a nőknek nagyobb a munkaerő-piaci kötődésük, ami további foglalkoztatásnak kedvez. A rassz létező munkaerő-piaci faktor.

A továbbiakban a szerző ún. probit analízis keretében mutatja be a változók közötti összefüggések mértékét, azok 90, 95 és 99 százalékos szignifikanciaszintjén. Befejezésül megállapítja, hogy az a fel-

tételezés, amely a nyugdíjazást a nem dolgozással azonosítja, nem helyes. Ezzel szemben azok akik dolgoznak, majdnem annyi órát teljesítenek, mint a foglalkoztatottak. Sokan dolgoznak részmunkaidőben, legtöbbjük minden nemzetgazdasági ágban és foglalkozásban azokat a munkaköröket keresi, ahol nincs szükség nagy fizikai erőfeszítésre és rugalmas a munkaidőbeosztás. A vizsgálat egyik eredménye, hogy egyértelművé teszi: bár a szegénység nagy motiváció a további foglalkoztatásra, de ennek eldöntésében mégis a személyes és a nem gazdasági tényezőknek van nagyobb szerepük. A kisebb családi jövedelem esetén azonban megfigyelhető, hogy a nők több hetet és évet dolgoznak az átlagosnál. A nők munkaerő-piaci jelenléte tehát folyamatos személyes döntés eredménye, melyekben erős hatása van a nem gazdasági tényezőknek. A házas nők kisebb valószínűséggel dolgoznak tovább, mivel a szabadidő felhasználást részesítik előnyben. Annak ellenére, hogy más vizsgálatok nem mutatnak összefüggést a gyermekek és a szülők jelenléte és a munkaerő-piaci részvétel között, a tanulmány szerzője úgy véli, hogy a háztartástagok számának növekedésével erősödik a nők munkavállalási kedve, illetve kényszere. Azok akik képzettebbek, több hetet dolgoznak, de kevesebb órát, mint a képzetlenek, a kevésbé iskolázottak.

Összehasonlítva a tanulmányban szereplő 60–74 éves női kohorszot a jelenlegi kohorszokkal, megállapítható, hogy a vizsgált népességnek jóval erősebb a munkaerő-piaci kötődése a jelenlegiekénél. Nagy kérdés, hogy a jelenlegi kohorszok időskori munkaerő-piaci jelenléte hasonló marad-e a mai öregekéhez. A jövő kutatóinak erre is válaszolniuk kell, hogy megfogalmazhassák szakmai-politikai ajánlásait. Ha ezeket az eredményeket a nők jövőbeli kohorszai is megtartják, akkor társadalombiztosítási vagy más programok változása esetén is bevonhatók az idős nők a munka világába. Ennek sikeréhez azonban az anyagi ösztönzők mellett a rugalmasságot kell foglalkoztatásuk középpontjába állítani.

(Ism.: *Hajnal Béla*)

WHITE, K. M.:

A VÁRHATÓ ÉLETTARTAM MEGHOSSZABBODÁSA
A MAGAS JÖVEDELMŰ ORSZÁGOKBAN

(Longevity advances in high-income countries.) –
Population and Development Review, 2002. 1. sz. 59–76. p.

A szerző az iparilag fejlett országok 1955 és 1991 közötti korszpecifikus halandósági arányaira épülő

vizsgálat eredményeiről számol be. Ahol elérhető volt, 1996-ig a várható élettartamot is figyelembe vették. A várható élettartam meghatározásánál 55 éves korig alacsony halandóságú, közel állandó népességgel számoltak, ami megfelel a WHO „old European standard” (idős európai szabvány) feltételének.

Az eredmények szerint 21 ország születéskor várható élettartamának egyszerű számtani átlaga 1955 és 1996 között emelkedő lineáris trendet követ. Az indulási érték 69 év volt, ami az időszak végére 77 évre emelkedett. A korrelációs együttható átlagosan 0,959 volt, ami országonként 0,865 és 0,986 között alakult. A korszpecifikus halandósági arányokat tekintve a legnagyobb csökkenés az egy év alatti, valamint a 75 éves és idősebb népességnél mutatkozott. A csecsemőhalandóság a vizsgált időszak első felében (1955 és 1973 között) nagyobb mértékben csökkent, mint az időszak második felében (1973 és 1991 között). Az időskorúak halandóságánál fordított volt a helyzet. Az ilyen fordulat már a 35 év feletiekénél is megfigyelhető. A várható élettartam alakulásának lineáris trendje mögött eszerint korosztályonként időben eltérő (sebességű) változások álltak, amelyek végül is kiegyenlítették egymást.

Az országok 1955. évi várható élettartama 81 százalékban magyarázta a várható élettartam 1955 és 1996 közötti változásának szóródását. Más megfogalmazásban: minél alacsonyabb értékről indul, annál gyorsabb a várható élettartam növekedése. Rövid távú előrejelzésre leginkább az adott ország várható élettartamának a fejlett országok átlagához viszonyított értéke alkalmas. A szerző a két érték különbségére vonatkozó pozitív korrelációt látja felhasználhatónak. Adott ország halandósági trendjének extrapolációját kifejezetten veszélyesnek tartja.

A csoport átlagához való közeledést más megvilágításban is ki lehetett mutatni. Azokban az országokban, ahol 1955 és 1975 között az átlagosnál kisebb mértékű volt a várható élettartam növekedése,

1975 és 1995 között felgyorsult ez a folyamat, míg azokban, ahol korábban az átlagosnál nagyobb mértékű volt a várható élettartam növekedése, lassulás következett be. Olyan előrejelzési modell is kidolgozható, amelyben összekapcsolják az adott ország idősorát és az ország várható élettartamának a csoportátlaghoz való közeledését. Említést érdemel, hogy a fejlett országok átlagát tekintve a születéskor várható becslült élettartam 2030-ra 84 év lesz.

A fejlett országok halandósági mutatóinak közeledését több tényező befolyásolhatja. A szerző ezek között említi az egyfajta biológiai határértékhez való közeledést, a gyermekkori betegségek felszámolásának késleltetett hatását a későbbi halandóságra és az étel-miszer-fogyasztás szerkezetének változását. Jobbára a gazdagabb országok szokásainak átvételéről van szó, bár az életstílus globalizálódása nem jelenti okvetlenül egészségesebb életmód követését. A biológiai határértékhez való közeledés esetleges hatását nem lehet az adatokból egyértelműen kiolvasni.

A javasolt (kombinált) modell nem biztos, hogy korlátlan ideig alkalmazható a változások előrejelzésére. Az utóbbi évtizedek trendjei nem lesznek időben korlátlan érvényűek. A fő halálokok azonban hosszú ideig fennmaradnak, míg a magas várható élettartamú országok azt jelzik, hogy még jelentősen növelhető a jelzett érték. Következésképpen közep-távú előrejelzésre a lineáris modell alkalmazható lehet. Emellett használható a korszpecifikus halandósági arányoknak az előrejelzése, amivel finomabb részletekre kiterjedő információkhoz juthatunk.

Végül nem szabad szem elől téveszteni, hogy az aggregált kor és országadatok jobban illeszkednek az egyszerű modellel kapható eredményhez, mint a korszpecifikus vagy különböző országokra vonatkozó adatok.

(Ism.: Szász Kálmán)

BIBLIOGRÁFIA

A *Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat*hoz az alábbi, helyben megtekinthető, de nem kölcsönözhető fontosabb könyvek és CD-ROM-ok érkeztek be:

STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Annuaire statistique de la France, 2003 / Institut national de la statistique et des études économiques . - Paris : INSEE, cop. 2003. - 586 p.

Franciaország statisztikai évkönyve, 2003.

I 033 B 0003/2003

Official statistics of the countries of the Commonwealth of Independent States, 2002 [Elektronikus dok.] / Interstate Statistical Committee of the Commonwealth of Independent States . - Moscow : ISC of the CIS, cop. 2002. - CD

A Független Államok Közösségének leírása, 2002.

CD 0084/04

Annual abstract of statistics, 2003 / Central Statistical Office . - London : HMSO, 2003. - XIII, 435 p.

Nagy-Britannia éves statisztikai összefoglalója, 2003.
I 036 C 0001/2003

EUROSTAT statistics, 2002 [Elektronikus dok.] / Statistical Office of the European Communities . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 3 db CD.

Az EU országainak összefoglaló statisztikája, 2002.
CD 0089/04

Korea statistical yearbook, 2002 [Elektronikus dok.] / Korea National Statistical Office . - Seoul : KNSO, 2002.

Dél-Korea statisztikai évkönyve, 2002.
CD 0148/03

New York state statistical yearbook, 2002 / the Nelson A. Rockefeller Institute of Government, State University of New York . - Albany, N.Y. : State Univ. of New York, 2002. - IX, 620 p.

New York állam statisztikai évkönyve, 2002.
I 072 B 0286/2002

OECD statistical compendium, 2002. Pt. 2. [Elektronikus dok.] / OECD Electronic Publications . - Paris : OECD, 2002. - CD + mell. (1 tájék.)

Az OECD-országok statisztikája, 2002. (2.)
CD 0076/007

Regions: statistical yearbook, 2002 / European Commission, Eurostat . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 151 p. + mell. (1 CD)

Az EU regionális statisztikai évkönyve, 2002.
I 030 B 0170/2002 + CD

Statistical abstract of the United States, 2002 / U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census . - Washington, D.C. : U.S. Dept. of Comm., 2002. - XIV, 999 p.

Az Egyesült Államok statisztikai összefoglalója, 2002.
I 072 C 0044/2002

Statistical yearbook, 1999 / Department of Economic and Social Affairs. - New York : UN, 2002. - 884 p.

Az ENSZ statisztikai évkönyve, 1999.
I 072 B 0092/1999

Statistisches Jahrbuch Saarland, 2002 / Statistisches Landesamt Saarland . - Saarbrücken : Stat. Landesamt, 2002. - XIV, 304 p.

A Saar-vidék statisztikai évkönyve, 2002.
I 004 B 0354/2002

Statistická ročenka České republiky, 2002 / Český statistický úřad . - Praha : CSÚ, cop. 2002. - 795 p.

Csehország statisztikai évkönyve, 2002.
I 002 C 0163/2002

Statistički godisnjak Jugoslavije, 2001 / Savezni zavod za statistiku . - Beograd : SZS, 2001. - 518 p. + mell.

Jugoszlávia statisztikai évkönyve, 2001.
I 046 B 0016/2001

Türkiye istatistik yilligi, 2001 / Devlet İstatistik Enstitüsü . - Ankara : DIE, 2002. - XXVIII, 733 p.

Törökország statisztikai zsebkönyve, 2001.
I 050 B 0005/2001

World development indicators, 2002 / The World Bank . - Washington, D.C. : World Bank, 2002. - XXVII, 405 p.

A világ országainak társadalmi-gazdasági jelzőszámai, 2002.
I 072 B 0680/2002

World statistics pocketbook, 2001. - New York : UN, 2001. - XI, 239 p.

A világ országainak statisztikai zsebkönyve, 2001.
I 072 B 0002/22

ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK

Electricity prices, 2001 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 104 p.

A villamosenergia-árak számítási módszertana, 2001.
473763/2001

Gas prices, 2001 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 76 p.

A gáznak számítási módszertana, 2001.
473762/2001

GAZDASÁGSTATISZTIKA

Agriculture, 2002 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OOEPEC, 2002. - 210 p.

Az Európai Unió országainak mezőgazdasági statisztikai évkönyve, 2002.
I 030 C 0017/2002

Annual bulletin of steel statistics for Europe, America and Asia, 1996-1999 / Economic Commission for Europe . - New York, N. Y. : UN, 2000. - 230 p.

Európa, Amerika, Ázsia acélstatisztikájának éves jelentése, 1996-1999.
I 072 B 0333/1996-1999

Balance of payments statistics yearbook, 2002. Pt. 1. Country tables / International Monetary Fund . - Washington, D.C. : IMF, 2002. - XXVII, [47], 983 p.

Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 2002. (1.) Ország táblák.
I 072 B 0091/2002/1

Balance of payments statistics yearbook, 2002. Pt. 2-3. World and regional tables ; Methodologies, compilation practices, and data sources / International Monetary Fund . - Washington, D.C. : IMF, 2002. - V, 386 p.

Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 2002. (2.) Világ- és régiótáblák. Módszertan, számítási gyakorlat és adatforrások.
I 072 B 0091/2002/2-3

Bulletin of industrial statistics for the Arab countries, 1992-2000 / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia, Arab Industrial Development and Mining Organization . - [Baghdad] : UN ESCWA : AIDMO, 2001. - XXIII, 269 p.

Az arab országok ipari statisztikája, 1992-2000.
I 110 B 0010/1992-2000

Bulletin on Asia-Pacific perspectives, 2002-2003 / Economic and Social Commission for Asia and the Pacific . - New York, N. Y. : UN, 2002. - VII, 111 p.

Ázsia és a Csendes-óceáni térség távlatai, 2002-2003.
473704/2002-2003

Bygge- og anleggsstatistikk, 2000. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 62 p.

Norvégia építőipari statisztikája, 2000.
I 040 B 0077/2000

CO2 emissions from fuel combustion, 1971-2000 / International Energy Agency . - Paris : OECD, 2002. - XLV, [550], [3] t. fol.

Az üzemanyag-felhasználásból származó széndioxid-kibocsátás, 1971-2000.
I 033 B 0524/1971-2000

Electricity information, 2002 / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, cop. 2002. - VIII, [810] p.

Az OECD Nemzetközi Energiaügynökségének éves villamosenergia-jelentése, 2002.
I 033 B 0477/2002

- Energy, 2000 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - 255 p.
Az Európai Unió energiastatisztikai évkönyve, 2000.
I 030 B 0011/2000
- Energy balances of non-OECD countries, 1999-2000 / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, 2002. - XIV, [577] p., [4] t. fol.
A nem OECD-országok energiamérlegei, 1999-2000.
I 033 B 0543/1999-2000
- Energy statistics of non-OECD countries, 1999-2000 / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, 2002. - XIV, [810] p., [4] t. fol.
A nem OECD-országok energiastatisztikája, 1999-2000.
I 033 B 0426/1999-2000
- Energy statistics of OECD countries, 1998-1999 / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, 2001. - X, [420] p., [4] t. fol.
Az OECD-országok energiastatisztikája, 1998-1999.
I 033 B 0143/1998-1999
- EU international transactions, 1990-2000 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - 94 p.
Az EU nemzetközi pénzügyi tranzakciói, 1990-2000.
I 030 B 0375/1990-2000
- European business, 1990-2000 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - 440 p.
Az európai gazdaság áttekintése, 1990-2000.
I 030 B 0202/2002
- European business, 1985-2001 [Elektronikus dok.] / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - CD
Az európai gazdaság áttekintése, 1985-2001.
CD 0182/02
- European Union foreign direct investment yearbook, 1992-2000 [Elektronikus dok.] / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - CD
Az Európai Unió országok közvetlen tőkebefektetéseinek részletes adatai, 1992-2000.
CD 0175/02
- Facts on foreign trade of the Czech Republic, 2002 / publ. by Ministry of Industry and Trade, Czech Statistical Office, Centre for Foreign Economic Relations . - Prague : Min. of Finance : CSO : CFER, [2002]. - 259 p.
Tények Csehország külkereskedelméről, 2002.
I 020 C 0069/2002/A
- Fiskeristatistikk, 1999-2000 / Statistisk Sentralbyrå . - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 106 p.
Norvégia halászati statisztikája, 1999-2000.
I 040 B 0076/1999-2000
- Foreign trade statistics of Asia and the Pacific, 1994-1998 / Economic and Social Commission for Asia and the Pacific . - New York, N. Y. : UN, 2001. - XIII, 803 p.
Ázsia és a Csendes-óceáni térség külkereskedelmi statisztikája, 1994-1998.
I 058 B 0027/1994-1998
- Gas prices, 1990-2002 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 2002. - 217 p.
Az Európai Közösség országainak gázárjai, 1990-2002.
I 030 B 0083/1990-2002
- General government accounts and statistics, 1985-1996 / European Commission, EUROSTAT . - Luxembourg : OPEC, 1998. - XIV, 249 p.
Az Európai Közösségek állami költségvetési statisztikája, 1985-1996.
I 030 B 0128/1985-1996
- Government finance statistics yearbook, 2002 / International Monetary Fund . - Washington, D.C. : IMF, 2002. - XIII, 516 p.
A világ országainak állami pénzügyi statisztikai évkönyve, 2002.
I 072 B 0406/2002
- Industrial statistics, 2001. - Nicosia : Min. of Finance, 2002. - 367 p.
Ciprus iparstatisztikája, 2001.
I 048 B 0007/2001
- Industristatistikk, 1999. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 122 p.
Norvégia iparstatisztikája, 1999.
I 040 B 0086/1999/[1]
- International financial statistics yearbook, 2002 / International Monetary Fund . - Washington, D.C. : IMF, 2002. - XXXII, 1122 p.
Nemzetközi pénzügyi statisztikai évkönyv, 2002.
I 072 B 0093/2002
- International statistical yearbook, 2002 [Elektronikus dok.] / [publ. by EUROSTAT et al.] . - Rheinberg : DSI, 2002. - 3 db CD közös tokban
Nemzetközi statisztikai évkönyv, 2002.
CD 0083/04
- International trade statistics, 2001 [Elektronikus dok.] / World Trade Organization . - [S. l.] : Bernan, cop. 2001.
Nemzetközi kereskedelmi statisztika, 2001.
CD 0088/03
- International trade statistics yearbook, 2000. Vol. 2. / Department of Economic and Social Development. - New York : UN, 2001. - XLII, 465, S153 p.
Nemzetközi külkereskedelmi statisztikai évkönyv, 2000.
I 072 B 0097/2000/2
- Jaktstatistikk, 2001 / Statistisk sentralbyrå . - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 60 p.
Norvégia vadászati statisztikája, 2001.
I 040 B 0059/2001
- Jordbruksstatistikk, 2001. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2003. - 127 p.
Norvégia mezőgazdasági statisztikája, 2001.
I 040 B 0110/2001
- Konjunkturerhebung im Produzierenden Bereich, 2001. Bd. 1. Ergebnisse auf Unternehmens- und Betriebsebene sowie Indizes / hrsg. von Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 376 p.
Ausztria termelési szférájának konjunktúrastatisztikája. Építésügy, 2001. (1.)
I 002 B 0286/2001/1
- Konjunkturerhebung im Produzierenden Bereich, 2001. Bd. 2. Produktionsergebnisse nach CPA 1996 und ÖPRODCOM / hrsg. von Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 187 p.
Ausztria termelési szférájának konjunktúrastatisztikája. Építésügy, 2001. (2.)
I 002 B 0286/2001/2
- Lavoro e retribuzioni, 2000. - Roma : ISTAT, 2002. - 234, [10] p.
Olaszország foglalkoztatottsági és kereseti statisztikája, 2000.
I 032 C 0234/2000
- Lonnsstatistikk, 2001. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 117 p.
Norvégia bérstatisztikája, 2001.
I 040 B 0093/2001

- National accounts of OECD countries, 1990-2001. Vol. 1. Main aggregates / OECD Statistics Directorate . - Paris : OECD, 2003. - 391 p.
Az OECD-országok nemzeti számlái, 1990-2001. (1.) Főbb mutatók.
 I 033 B 0179/1990-2001/1
- National accounts statistics. Analysis of main aggregates, 1998-1999 / United Nations . - New York, N. Y. : UN, 2002. - IX, 207 p.
A világ országainak nemzeti számlái. Főbb mutatók elemzése, 1998-1999.
 I 072 B 0150/[1]/1998-1999
- National accounts studies of the ESCWA region, 2001 / United Nations Economic and Social Commission for Western Asia . - Baghdad : UN ESCWA, 2001. - XXIII, 158, [2] p.
Az ESCWA-régió országainak nemzeti számla, 2001.
 I 104 B 0010/21
- Nationalregnskabsstatistik, 2001 / Danmarks Statistik . - Kobenhavn : Danmarks Stat., 2003. - 229 p.
Dánia nemzeti számlái, 2001.
 I 039 B 0042/2001
- Nuclear energy data, 2002 / Nuclear Energy Agency . - Paris : OECD, cop. 2002. - 85 p.
Az OECD-országok nukleárisenergia-adatai, 2002.
 I 033 C 0216/2002
- OECD agricultural outlook, 2002-2007 / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, 2002. - 209 p.
Az OECD-országok mezőgazdasági előrejelzései, 2002-2007.
 I 033 B 0495/2002-2007
- OECD employment outlook, 2002 / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, cop. 2002. - 336 p.
Az OECD-országok foglalkoztatottsági előrejelzése, 2002.
 I 033 B 0399/2002
- OECD environmental outlook, 2001 / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, cop. 2001. - 327 p.
Az OECD-országok környezetvédelmi előrejelzése, 2001.
 I 033 B 0548/[2001]/A
- Oil information with 2001 data / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, 2002. - V, [600] p., [2] t.fol.
Nemzetközi kőolaj- és földgázstatisztikai információk, 2001.
 I 033 B 0187/2002
- Oil world annual, 2002 / ISTA . - Hamburg : ISTA Mielke, 2002. - VI, [600] p.
A világ növényi olaj évkönyve, 2002.
 I 004 B 0298/2002
- Research and development expenditure in industry, 1987-2000 / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, 2002. - 108 p.
Az OECD-országok ipari kutatás-fejlesztési ráfordításai, 1987-2000.
 I 033 B 0504/1987-2000
- Revenue statistics, 1965-2001 / Organisation de coopération et de développement économiques . - Paris : OCDE, 2002. - 326 p.
Jövedelemstatisztika, 1965-2001.
 I 033 B 0228/1965-2001
- Review of fisheries in OECD member countries, 2001. 1. Policies and summary statistics / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, 2001. - 337 p.
Az OECD-országok halászati statisztikája, 2001. (1.)
 I 033 B 0288/2001/1
- Review of fisheries in OECD member countries, 2001. 2. Country statistics / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, 2001. - 300 p.
Az OECD-országok halászati statisztikája, 2001. (2.) Országstatisztika.
 I 033 B 0288/2001/2
- Science, technology and industry outlook, 2001 / Organisation for Economic Co-operation and Development . - Paris : OECD, 2001. - 127 p.
A tudomány, a technológia és az ipar előrejelzése az OECD-országokban, 2001.
 472559/2001
- Skatter og afgifter, 2002 / Danmarks Statistik . - Kobenhavn : Danmarks Stat., 2002. - 210 p.
Dánia adó- és vámstatisztikája, 2002.
 I 039 B 0035/2002
- Skogstatistikk, 2001. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 61 p.
Norvégia erdőgazdálkodási statisztikája, 2001.
 I 040 B 0098/2001
- Statistical report on road accidents, 1997-1998 / European Conference of Ministers of Transport . - Paris : CEMT, cop. 2001. - 91 p.
A világ közúti közlekedési baleseti statisztikája, 1997-1998.
 I 033 B 0360/1997-1998
- Statistics of the foreign trade of India by countries, 2002. Vol. 1. Exports including re-exports Pt. 1-3 / Directorate General of Commercial Intelligence and Statistics . - Calcutta : DGCI&S, 2002. - VI, 4655 p.
India külkereskedelmi statisztikája országok szerinti bontásban, 2002. (1.) Export.
 I 053 B 0065/2002/1/1-3
- Statistics on occupational wages and hours of work and on food prices, 2000 and 2001 / International Labour Organisation . - Geneva : ILO, 2002. - XIII, 268 p.
A foglalkoztatottak bér- és munkaidő-statisztikája és az élelmiszerek alakulása a világ országaiban, 2000-2001.
 I 031 B 0147/M/2000-2001
- Statistik der Kraftfahrzeuge, 31. 03. 2002 / Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2002. - 202 p.
Ausztria gépjárműállományának statisztikája, 2002.
 I 002 B 0129/2002
- Statistikk over eiendomsdrift, forretningsmessig tjenesteyting og utleievirksomhet, 2000. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 57 p.
Ingatlan-, bérbeadás és más gazdasági szolgáltatási tevékenységek Norvégiában, 2000.
 I 040 B 0067/2000
- Sugar year book, 2001 / International Sugar Organization . - London : ISO, [2002]. - IX, 386 p.
Nemzetközi cukorstatisztikai évkönyv, 2001.
 I 036 D 0001/2001
- Trade and development report, 2002 / United Nations Conference on Trade and Development . - New York, N. Y. : UN, 2002. - XVII, XI, 178 p.
Az UNCTAD jelentése a kereskedelemről és a fejlődésről, 2002.
 472405/2002

- Transition report, 2002 / European Bank for Reconstruction and Development . - London : EBRD, 2002. - VIII, 220 p.
Az EBRD éves jelentése a kelet-európai országok és a Szovjetunió utóállamainak átalakulásáról, 2002.
 472861/2002/1
- UNCTAD handbook of statistics, 2002 / United Nations Conference on Trade and Development . - New York, N. Y. : UN, 2002. - XXIX, 414 p.
Az UNCTAD nemzetközi kereskedelmi és fejlesztési statisztikai kézikönyve, 2002.
 I 072 B 0312/2002
- Varehandelstatistikk, 2000. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2002. - 91 p.
Norvégia nagy- és kiskereskedelmi statisztikája, 2000.
 I 040 B 0095/2000
- Wholesale and retail trade statistics, 2000. - [Nicosia] : Min. of Finance, 2002. - 230 p.
Ciprus nagy- és kiskereskedelmi statisztikája, 2000.
 I 048 B 0013/2000
- Wohnungen, 2002 / hrsg. von Statistik Austria . - Wien : Stat. Austria, 2003. - 179 p.
Ausztria lakásstatisztikája, 2002.
 I 002 B 0234/2002
- World energy outlook, 2002 / International Energy Agency . - Paris : OECD IEA, cop. 2002. - 530 p.
A világ energiakilátásai, 2002.
 I 033 C 0170/2002
- World fleet statistics, December 2001 / Lloyd's Register of Shipping . - London : Lloyd's, cop. 2002. - 124 p.
A világ hajóflottájának statisztikája, 2001.
 I 036 B 0360/2001
- World retail data & statistics, 2003. - London [etc.] : Euromonitor, 2003. - VIII, 368 p.
A világ kiskereskedelmi adatai és statisztikája, 2003.
 473490/2003
- World robotics, 2001 / United Nations Economic Commission for Europe, International Federation of Robotics . - New York, N. Y. : UN, 2001. - XIII, 348 p.
Ipari robotok világstatisztikája, 2001.
 I 072 B 0644/2001
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Education at a glance, 2002 / Centre for Educational Research and Innovation . - Paris : OECD, 2002. - 382 p.
Az oktatás helyzete az OECD-országokban, 2002.
 I 033 B 0472/2002
- Education policy analysis, 2002 / Centre for Educational Research and Innovation . - Paris : OECD, 2002. - 133 p.
Az OECD-országok oktatáspolitikája az új követelmények fényében, 2002.
 I 033 B 0527/2002
- Faerdselsuheld, 2001 / Danmarks Statistik . - København : Danmarks Stat., 2002. - 137 p.
Dánia közúti közlekedési baleseti statisztikája, 2001.
 I 039 C 0053/2001
- Health and hospital statistics, 2001. - [Nicosia] : Min. of Finance, 2002. - 346 p.
Ciprus egészségügyi és kórházi statisztikája, 2001.
 I 048 C 0002/2001
- Kriminalitet, 2001 / Danmarks Statistik . - København : Danmarks Stat., 2002. - 159 p.
Dánia bünyügyi statisztikája, 2001.
 I 039 B 0043/2001
- Kriminalstatistikk, 2000. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2003. - 117 p.
Norvégia bünyügyi statisztikája, 2000.
 I 040 B 0117/2000
- Kulturstatistikk, 2001. - Oslo [etc.] : SSB, cop. 2003. - 131 p.
Norvégia kultúrstatistikája, 2001.
 I 040 B 0105/2001
- Social panorama of Latin America, 2000-2001 / UN ECLAC, UNICEF . - Santiago : UN ECLAC, cop. 2002. - 271 p.
Latin-Amerika szociális helyzete, 2000–2001.
 I 083 B 0031/2000-2001
- Statistiche culturali, 1999-2000 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2002. - 194 p., [2] t.
Olaszország kultúrstatistikája, 1999–2000.
 I 032 B 0189/1999-2000
- Statistiche delle scuola secondarie superiori, 1998-1999 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2002. - 97, [8] p. + mell. (2 floppy)
Olaszország közép- és felsőoktatási statisztikája, 1998–1999. Szakmai képzés.
 I 032 B 0283/1998-1999 + 2 db floppy
- Statistiche giudiziarie civili, 2000 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2002. - 218, [34] p.
Olaszország igazságügyi statisztikája, 2000.
 I 032 B 0288/2000
- Statistiche giudiziarie penali, 2000 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2002. - 531 p.
Olaszország büntetőjogi statisztikája, 2000.
 I 032 C 0248/2000
- Statistics of road traffic accidents in Europe and North America, 2002 / Economic Commission for Europe . - New York, N. Y. : UN, 2002. - 137 p.
Európa és Észak-Amerika közúti közlekedési baleseti statisztikája, 2002.
 I 031 B 0097/2002
- Yearbook, 2002. Vol. 1. Economy of the European audiovisual industry = Economie du secteur audiovisuel européen = Die Wirtschaftslage des audiovisuellen Sektors in Europa / Observatoire européen de l'audiovisuel . - Strasbourg : Council of Europe, 2002. - 144 p.
Európa audiovizuális iparának gazdasági helyzete, 2002.
 I 033 B 0491/2002/1
- Yearbook, 2002. Vol. 2. Household audiovisual equipment, transmission, television audience = Equipement audiovisuel des ménages, transmission, audience de la télévision = Audiovisuelle Ausstattung der Haushalte, Übertragungswege, Fernsehreichweiten. / Observatoire européen de l'audiovisuel . - Strasbourg : Council of Europe, 2002. - 109 p.
Háztartások audiovizuális felszereltsége, átjátszó-csatornák, televíziófrekvenciák, 2002.
 I 033 B 0491/2002/2
- Yearbook, 2002. Vol. 3. Film and home video = Cinéma, vidéo = Film- und Videoindustrie / Observatoire européen de l'audiovisuel . - Strasbourg : Council of Europe, 2002. - 112 p.
Mozi- és házi videorendszerek, 2002.
 I 033 B 0491/2002/3

Yearbook, 2002. Vol. 4. Multimedia and new technologies = Multimédia et nouvelles technologies = Multimedia und neue Technologien / Observatoire européen de l'audiovisuel . - Strasbourg : Council of Europe, 2002. - 112 p.

Multimédia és az új technológiák, 2002.

I 033 B 0491/2002/4

Yearbook, 2002. Vol. 5. Television channels, programme production and distribution = Les chaînes de télévision, production et distribution des oeuvres audiovisuelles = Fernsehender, Programmeproduktion und -handel / Observatoire européen de l'audiovisuel . - Strasbourg : Council of Europe, 2002. - 127 p.

Televíziós programcsatornák, szolgáltatás és kereskedelem, 2002.

I 033 B 0491/2002/5

Zdravotnická ročenka České republiky, 2001 / vyd. Ústav zdravotnických informací a statistiky České republiky . - Praha : ÚZIS CR, 2002. - 242 p.

Csehország egészségügyi statisztikai évkönyve, 2001.

I 020 B 0018/2001

DEMOGRÁFIA

Befolkningens bevaegelser, 2001 / Danmarks Statistik . - Kobenhavn : Danmarks Stat., 2002. - 250 p.

Dánia népmozgalmi statisztikája, 2001.

I 039 C 0045/2001

Decessi: caratteristiche demografiche e sociali, 1997 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2000. - 123, [4] p.

Olaszország halálzási statisztikája, 1997.

I 032 B 0285/1997

Matrimoni, separazioni e divorzi, 1998 / Istituto Nazionale di Statistica . - Roma : ISTAT, 2002. - 150, [6] p.

Házasságkötések, különlések és válások Olaszországban, 1998.

I 032 B 0266/1998

Tendances des migrations internationales, 2002 / Organisation de Coopération et de Développement Économiques . - Paris : OCDE, 2003. - 398 p.

Trendek a nemzetközi vándorlásban, 2002.

I 033 B 0461/2002/F

KÜLFÖLDI FOLYÓIRATSZEMLE



A FRANCIA GAZDASÁGI
ÉS PÉNZÜGYMINISZTERIUM ÉS A STATISZTIKAI
ÉS GAZDASÁGKUTATÓ INTÉZET FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 5. SZÁM

Biscourp, P. – Crépon, B. – Heckel, T. – Riedinger, N.: A vállalatok és a számítógépek csökkenése.

Larribeau, S. – Pénard, T.: E-kereskedelem Franciaországban: A CD-piac egy próbamérése.

Brutel, C.: Franciaország nagyvárosi népessége 2050-ben: kérlelhetetlen öregedés.

Nauze-Fichet, E.: A munkaerő becslése 2050-re: az emberi erőforrás növekedésének vége.

Givord, P.: Az idős emberek részvételi aránya a munkában. A növekedés előrejelzése bonyolult feladat.

Blanchet, D.: A dolgozó népesség öregedése: növekedés és közvetett hatás.

Cadiou, L. – Genet, J. – Guérin, J. L.: Demográfiai trendek és a munkaerőpiac: összetett és néha ellentmondásos kapcsolatok.

2002. ÉVI 6. SZÁM

Fiole, M. – Roger, M.: A rövidebb munkahétről szóló 1996. június 11-i törvény foglalkoztatási hatásai.

Granier, P. – Joutard, X.: A minimális integrációs jövedelem hatása a munkába való visszatérésre.

Anne, D. – L'Horty, Y.: Helyi szociális támogatások és visszatérés a foglalkoztatásba.

Sédillot, B. – Walraet, E.: Házaspárok, élettársak és a nyugdíjazás: független választások?

Gonzalez, L.: Az ideiglenes munka hatása a munkatermelékenység mérésére az ipari szektorokban.

Luchini, S.: A kontingensértékelési módszer szingularitása.

Scherrer, S.: A pihenésre használt erdők elvesztése az 1999-es viharokat követően: a fontainebleau-i erdő esete.

Bonnieux, F. – Rainelli, P.: Az olajkiomlések okozta kár értékelése: az Erika esetére és a lakosság jó közérzetének elvesztésére alapozott illusztráció.



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2002. 460. SZÁM

Newton, M. A.: Rákkal társult genomikai rendellenességek kombinációinak felfedezése.

Reilly, C. és mások: Petyhüdt szövetben levő fertőzött SIV-cellák klaszterezése.

Wu, L.: Egy együttes modell ellenőrzött nemlineáris kevert hatású modellekre és mérési hibás segédváltozókra, AIDS-vizsgálatokra alkalmazva.

Henderson, R. – Shimakura, S. – Gorst, D.: Területi szóródás modellezése fehérvértüség túlélési adatokban.

Briesch, R. A. – Chintagunta, P. K. – Matzkin, R. L.: A márkaválasztás szemiparaméteres becslése.

Newman, K. B. – Rice, J.: Az alsó sacramento folyórendszeren keresztül elvándorló két éves chinook lazacok túlélésének modellezése.

Wang, N. – Raftery, A. E.: Legközelebbi-szomszéd varianciabecslés: robusztus kovarianciabecslés legközelebbi-szomszéd módszerrel.

Hansson, T. – Johnson, W. O.: Regressziós hiba modellezése Pólya-fák keverékével.

Liu, Q. – Prochan, M. A. – Pledger, G. W.: A kétfázisú adaptív tervek egységes elmélete.

Yu, Y. – Ruppert, D.: Büntetett szplajnbecslés parciálisan lineáris egyindexes modellekre.

Green, P. J. – Richardson, S.: Rejtett Markov-féle modellek és betegségleképezés.

Yi, Y. G. – Cook, R. J.: Marginális módszerek klaszterekben keletkező nem teljes longitudinális adatokra.

Wiel, M. A.: Többszörös összehasonlításos rangstatistikák egzakt eloszlásai.

Hoff, P. D. – Rafferty, A. E. – Handcock, M. S.: Latens termódzerek szociális hálózat elemzéséhez.

Cai, T. – Pepe, M. S.: Működési jellemzők szemiparaméteres elemzése biojelek értékelésére betegségekhez.

Mittelhammer, R. et al.: Koordinátára alapozott empirikus likelihood-szerű becslés rosszul kondicionált inverz problémákban.

Shen, X. – Huang, H. C. – Cressie, N.: Nemparaméteres hipotézisvizsgálat egy térbeli jelre.

Smith, M. – Kohn, R.: Longitudinális adatok takarékos kovarianciamátrix becslése.

Ishwaran, H. – Takahara, G.: Független és azonos eloszlású Monte-Carlo algoritmusok szemiparaméteres lineáris kevert modellek esetén.

Stock, J. H. – Watson, M. W.: Előrejelzés nagyszámú prediktor főkomponenseinek segítségével.

Ozturk, O.: Rangregresszió rangsorolt halmazmintákban.

Bartolucci, F. – Forcina, A.: Kiterjesztett RC asszociációs modellek rend megszorításokra és marginális modellezésre.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SZOROZAT)

2003. ÉVI 1. SZÁM

Szerkesztőségi cikk: A National Statistician 2 éve.

Sonesson, C. – Bock, D.: A leendő statisztikai felügyelet áttekintése és vitája a közegészségügyben.

Smith, J. P. – Thomas, D.: Visszaemlékezés elmúlt dolgokra: visszatekintő migrációs történetek tesztelésének és újratesztelésének megbízhatósága.

Brant, L. J. et al.: Prostatarák szűrése véletlen-hatású modellekkel.

Dessens, J. A. G. et al.: A foglalkozási képességek mintái és trendjei az első állásoknál Hollandiában, 1930-1955: közönséges legkisebb négyzetes regresszió kontra feltehető multinomiális logisztikus regresszió.

Malley, J. – Muscatelli, A. – Woitek, U.: Néhány új nemzetközi összehasonlítás az ágazati szintű termelékenységi teljesítményre.

Jonker, M. A.: A középkori élettartam becslése.

Simonite, V. – Browne, W. J.: Egy nagy keresztosztályozású többszintes modell becslése a tudományos eredmények tanulmányozására moduláris tanfolyamban.

Leech, D. – Campos, E.: Valóban ingyenes az általános középiskolai oktatás? Esettanulmány a középiskolai felvételi rendszernek a házára gyakorolt hatásáról egy kistérségben.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 4-5. SZÁM

Meslé, F. – Vallin, J.: Hogyan javítsuk a halálozási táblák pontosságát az idős korra? Franciaország esete.

Merle, P.: Demokratizálódás vagy az iskolai egyenlőtlenségek növekedése? A tanulmányi időtartam alakulásának példája Franciaországban (1988-1993).

Vandermeersch, C.: A 6 év alatti gyermekek Szenegálban 1992-1993-ban.

Prioux, F.: A demográfia jelenlegi helyzete Franciaországban.

Algava, É.: Egyszülős családok 1999-ben.

Sandron, F.: Követi-e a népesség a rendhagyó számok törvényét?

2002. ÉVI 6. SZÁM

Arel, D.: Demográfia és politika az első poszt-szovjet népszámlálásokban: bizalmatlanság az állammal szemben, azonosíthatóság.

Signoli, M. et al.: Paleodemográfia és demográfia történet: a XVIII. századi provence-i pestis.

Charbit, Y.: Egy gazdaságelmélet politikai sakkjátszmája: a fiziokrácia.

Delbés, C. – Gaymu, J.: Az özvegyesség megrázkódtatása az öregkor szélén: férfi és női élmények.

Wanner, P. – Piguet, É.: A honosítás gyakorlata Svájcban.



AZ EGYESÜLT NEMZETEK EURÓPAI GAZDASÁGI
BIZOTTSÁGÁNAK FOLYÓIRATA

2001. ÉVI 4. SZÁM

Sundgren, B.: Statisztikai mikroadatok – titokvédelem kontra információszabadság.

Gates, G. W.: Egy holisztikus módszer statisztikai adatok titkosságának megőrzéséhez.

Greenia, N. – Lane, J. – Willimack, D.: A statisztikai hivatalok felfogása a titokvédelemről: néhány bizonyíték vállalkozásokra és háztartásokra vonatkozó adatokból.

Nordholt, E. S.: Statisztikai közlés és ellenőrzés a gyakorlatban: néhány példa a Holland Statisztikai Hivatal statisztikáiból.

Tammilehto-Luode, M.: Közlésellenőrzés a demográfiai statisztikához. Újrdefiniált irányelvek és módszer kialakítása a Finn Statisztikai Hivatalnál.

Franconi, L. és mások: A modellalapú közléskorlátozás tapasztalatai.

Oganian, A. – Domingo-Ferrer, J.: Az optimális mikroaggregáció bonyolultságáról a statisztikai közlés ellenőrzésében.

Fischetti, M. – Salazar-González, J. J.: Teljes és részleges cellaelnyomás módszerek kombinálása a statisztikai közlés ellenőrzésében.

Dobra, A. – Fienberg, S. E.: Kontingencia táblák rögzített peremei által indukált korlátok az egyes cellák elemeire; alkalmazása közléskorlátozásra.

Bender, S. – Brand, R. – Bacher, J.: Regiszteradatok újraazonosítása felvételi adatokkal: egy empirikus vizsgálat.

Elliot, M.: Fejődés az adatfeltörés szimulálásában: egy látomás az adatközlések jövőjéről.

Luige, T.: A statisztikai adatvédelem áttekintése az átmeneti országokban.

2002. ÉVI 1–2. SZÁM

Bosch, P.: Az Európai Környezeti Hivatal az EU-politikának megfelelően alakítja ki a fenntartható fejlődési mutatókra vonatkozó módszerét.

Custance, J.: A fenntartható fejlődés országos, regionális és helyi mutatóinak kialakítása az Egyesült Királyságban.

Montgomery, R. – Sanchez, L.: Hatékonyság: a fenntarthatóság ismérvei, amelyek hasznos segítséget nyújtanak a statisztikai kutatáshoz.

Höh, H. – Schoer, K. – Seibel, S.: Ökohatékonysági mutatók a német környezetgazdasági elszámolásokban.

Sheshinski, R. H.: Közvetett adatgyűjtés hulladékstatisztikára és hulladékmutatókra.

Valveläinen, S.: Ipari és fogyasztási hulladék. Hogyan elégítjük ki a mutató igényeit? Tapasztalatok Finnországból.

Mikkelsen, L.: Információk az egészségre és környezetre vonatkozó döntéshozatalhoz.

Dalbokova, D. – Krzyzanowski, M.: Környezeti egészségi mutatók: módszertan kifejlesztése a WHO európai régiója számára.

Samson, P. R.: A környezeti közegészségügyi mutatók kialakítása.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 3. SZÁM

Bolton, R. J. – Hand, D. J.: A statisztikai család jelzése: áttekintés.

Mallows, C.: Paritás: az 1996-os telekommunikációs törvény megvalósítása.

Rosenbaum, P. R.: A kovariancia korrekciója randomizált kísérletekben és megfigyeléses vizsgálatokban.

Berchold, A. – Raftery, A.: Keverék átmeneti eloszlású modell magasabb rendű Markov-lánckokra és nem Gauss idősorokra.

Statistische
Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 1. SZÁM

A 2001-es népszámlálás: a reklamációs eljárások sikere.
A 2001-es népszámlálás: felekezetek.

Folyamatos szakképzési felvétel (CVTS2).
Jelentés a jövedelmekről: kiegészítő adatok és elemzések.

A 2000-es munkaerő költségfelvétel-corrigendum.

A közigazgatás energiafogyasztása 2001-ben.

Számítógépes szolgáltatások 2001-ben.

Idegenforgalom, 2002. nyári szezon.

Egészségügyi kiadások 1995-től 2001-ig.

Az 1998-as társasági adó statisztikák.

2003. ÉVI 2. SZÁM

A 2001-es népszámlálás: paritásos termékenységi táblák.

A 2002-es munkaerő felvétel – főbb eredmények, 2002. márciusi mikrocenzus.

Környezetvédelmi kiadások Ausztriában 2000-ben.

Öko-iparágak 2000-ben és 2001-ben.

2001-es anyag ráfordítás felvétel.

Új gépjármű-regisztrációk 2002-ben.

2003. ÉVI 3. SZÁM

Egyeztetett minimális bérindex, 2003.

Egyeztetett minimális bérindex, 2002.

Fogyasztóiár-index, 2002.

A CPI és HCPI konvertálása euróra.

A fogyasztóiár-index speciális osztályozásai.

A lakások fűtése 2002-ben, 2002. szeptemberi mikrocenzus.

Gyümölcsstermelés 2002-ben.

Zöldségstermelés 2002-ben.

A települések energiafogyasztása 2001-ben.

Idegenforgalom, 2002.

Idegenforgalmi szálláshelyek, ágyak és foglaltsági arány 2001/2002-ben.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2003. ÉVI 1. SZÁM

Információk a 2002-es oroszországi népszámlálásról.

Andreev, E. M.: Megjegyzés a szovjet népszámlálások pontosságához.

Az 5. Ázsiai-Csendes óceáni konferencia a népszámlálásról

Shashnov, S. A.: Háztartási megtakarítások és mikroszintű statisztikai vizsgálatok kérdései.

Ehrgashev, R. A.: A lakosság pénzügyi potenciálja és ennek hatása a Tadzsik Köztársaság gazdaságának hitelezésére.

Romanov, A. A.: A hirdetési tevékenység statisztikai vizsgálata.

Jarmykh, Eh.: Az e-kereskedelelem problémái és statisztikai megfigyelése.

Rakhmatullin, I. F.: Tatársztán Statisztikai Hivatala mint az információs piac aktív résztvevője.

Kazakova, N. A.: A statisztikai mutatók elektronikus katalógusa mint az orosz Goszkomstat információs és számítógépes rendszerének egy fejlődő összetevője.

Tel'nov, Ju. F.: Információtárolási projekt a statisztikai információs és elemző rendszer részére.

Golovanov, Ju. K. – Suprun, G. F. – Bezrukov, Ju. A.: Jövbemutató döntések a hálózati technológiáról.

A GDP előállítás és felhasználása a FÁK országokban, 1992–2002.

A GDP nemzetközi összehasonlításának eredményei az Orosz Föderáció és más országok között, 1999-es adatok alapján.

A lakosság jóléte a FÁK országokban.

Dzunabaev, K.: A Kirgiz Köztársaság mezőgazdasági összeírásának végrehajtása.

Donchenko, Ju. V.: A kurszki régió szociális és gazdasági hatékonyságának becslése a központi föderációs körzettel összehasonlítva.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2002. ÉVI 11. SZÁM

Buchwald, W. – Chlumsky, J. – Engelhardt, N.: A fogyasztóiár-index új bázisra való átszámítás és hatása a stabil értékű kötésekre.

Petrauschke, B.: Az első vállalati felvétel a szolgáltató szektorban.

Pooch, H.: Az édesvízi halászati cenzus koncepcionális és módszertani alapjai, 2004.

Abdin, M.: Németország külkereskedelme az Egyesült Államokkal.

Krebs, T. – Behrends, S.: Reprezentatív jövedelem- és kiadásfelvétel, 2003.

Bolleyer, R.: Állóeszköz-felhalmozás az építőiparban a nemzeti számlákkal összefüggésben, 1960-tól 2002. első feléig.

Schoer, K. – Rath, N.: Beszámoló a környezetgazdasági elszámolásokról, 2002.

Meyer, B.: Széndioxid-kibocsátási előrejelzés Németországra 2010-ig.

2002. ÉVI 12. SZÁM

Prodi, R.: Hasznos statisztikák: a megbízható adatok fontossága.

Brachinger, H.W.: A Szövetségi Statisztikai Hivatal 2002. évi Gerhard Fürst-díja.

Hahlen, J.: Tendenciák a német jóléti államban - hivatalos statisztikai adatok.

Emmerling, D.: Válások, 2000/2001.

Reim, U.: Kombinált szállítás, 2001.

Weber, T.: Az idős korban és a csökkent keresőképesség során nyújtott, igényorientált támogatások statisztikájának bevezetése.

Münnich, M. – Krebs, T.: Gyermekekre fordított kiadások Németországban.

Fitzenberger, B. – Reize, F.: Keresetek elemzése a korábbi Szövetségi Köztársaság területén.

2003. ÉVI 1. SZÁM

Linz, S. – Windt, C.: A defláció elemzése.

Hartmann, N.: GDP, 2002.

Bayer, W.: Az újonnan szabályozott hivatalos energia-statisztikák.

Höh, H.: Építőipar Németországban.

Angele, J.: Építési célú megtakarítás, 2001.

Chlumsky, J.: Ármozgások 2002-ben.

Statisztika a Gazdasági és Monetáris Unióban és az információs társadalomban.

Randzio-Plath, C.: A statisztika kihívásai a Monetáris Unióban.

Krupp, H. J.: A statisztika szerepe az információs társadalomban.

2003. ÉVI 2. SZÁM

Európai előzetes vizsgálatok az információs és telekommunikációs technológiák használatáról.

Pötsch, O. – Decker, J. – Kühnen, C.: Háztartások az információs társadalomban.

Petrauschke, B. – Kaumanns, S. C.: Információs technológia a vállalatoknál.

Hoepfner, D.: A Standard Nemzetközi Kereskedelmi Osztályozás (SITC).

Kuhn, A.: A szoftver módszertani kezelése a külkereskedelmi statisztikában.

Gangl, M.: Munkaerő-piaci intézmények és a párosítási eljárások struktúrája a munkaerőpiacon: német-amerikai összehasonlítás.

Cook, L.: A hivatalos statisztika szabályozása az Egyesült Királyságban: új intézkedések és hatásaik az állami statisztikára.