

# STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI  
STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN, DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő),  
DR. JÓZAN PÉTER, DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, NYITRAI FERENCNÉ DR., DR. OBLATH GÁBOR,  
OROS IVÁN, DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA,  
DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ

83. ÉVFOLYAM 5. SZÁM

2005. MÁJUS

## E SZÁM SZERZŐI:

*Hassan, Anwar*, a Kasmíri Egyetem egyetemi tanára; *Dr. Hunyadi László* kandidátus, egyetemi tanár, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztője; *Jónás István*, a Központi Statisztikai Hivatal Pécsi Igazgatóságának informatikai főtanácsadója; *Kovács Zoltán*, az MTA Földrajztudományi Kutatóintézetének tudományos tanácsadója; *Dr. Novák Zoltán* statisztikus szakközgazda, a Központi Statisztikai Hivatal Baranya Megyei Igazgatóságának ny. igazgatója; *Szabó Balázs*, az MTA Földrajztudományi Kutatóintézetének tudományos segédmunkatársa; *Székelly Gáborné*, a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa; *Dr. Vargha András*, az MTA doktora, az ELTE Pszichológiai Intézetének tanszékvezető egyetemi tanára.

\*

*Balogh András* kandidátus, a KSH főtanácsosa; Debreceni Erzsébet, az MTA Társadalomkutató Központ Népesedéstudományi Kutatócsoport tudományos kutatója; *Földházi Erzsébet*, a KSH Népeségtudományi Kutató Intézet tudományos kutatója; *Nádudvari Zoltán*, a KSH főtanácsosa; *Tűz Lászlóné* kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője.

---

ISSN 0039 0690

---

Megjelenik havonta egyszer  
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László  
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya  
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal  
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter  
4256 – Akadémiai Nyomda  
Martonvásár, 2005  
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

---

Szerkesztők: Várady Soma, Visi Lakatos Mária  
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes

---

Szerkesztőség: Budapest II., Keleti Károly utca 5–7. Postacím: Budapest, 1525. Postafiók 51.  
Telefon: 345-6908, 345-6546 Telefax: 345-6594  
Internet: [www.ksh.hu/statszemle](http://www.ksh.hu/statszemle)  
E-mail: [statszemle@office.ksh.hu](mailto:statszemle@office.ksh.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. Hírlap Üzletág. Előfizethető közvetlen a postai kézbesítőknél, az ország bármely postáján, Budapesten a Hírlap Ügyfélszolgálati Irodákban és a Központi Hírlap Centrumnál (Budapest VIII., Orczy tér 1., Telefon: 06-1-477-6300; Postacím: Budapest 1900)

További információ: 06-80-444-444; [hirlapelofizetes@posta.hu](mailto:hirlapelofizetes@posta.hu)  
Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

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

## TARTALOM

### MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

A statisztikai adatbázisok összekapcsolódásának tapasztalatai és lehetőségei. – <i>Jónás István – Dr. Novák Zoltán</i> .....	413
Sokaságok összehasonlítása új módszerekkel. – <i>Vargha András</i> .....	429
A negatív és az általánosított negatív binomiális eloszlás tulajdonsága és egy alkalmazásuk. – <i>Anwar Hassan</i> .....	449

### STATISZTIKAI ELEMZÉSEK

A lakáspiaci dinamizmus néhány jellemzője Magyarországon. – <i>Kovács Zoltán – Szabó Balázs – Székely Gáborné</i> .....	461
---	-----

### INTERJÚK, BESZÉLGETÉSEK

Beszélgetés Rácz Alberttel.....	480
---------------------------------	-----

### SZEMLE

A statisztikai tájékoztatás európai követelményei. – <i>H. L.</i> .....	486
---	-----

### STATISZTIKAI HÍRADÓ

Személyi hírek .....	491
Szervezeti hírek – Közlemények .....	491

### STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

#### Külföldi statisztikai irodalom

Holz, C. A.: Kína átalakuló statisztikai rendszere. ( <i>Tűű Lászlóné dr.</i> ) .....	495
Bongaarts, J.: A népesség öregedése és az állami nyugdíjak költségének növekedése. ( <i>Debreceni Erzsébet</i> ) .....	497

Nyesztyerov, L. I.: Az életszínvonal emelésének perspektívái Oroszországban. (Balogh András) .....	499
Hartmann, N.: Gyorstájékoztató Németország 2004. évi nemzeti számlájáról. (Nádudvari Zoltán) .....	501
Hauser, R.: A gazdasági jólét személyek közötti eloszlása Németországban. (Földházi Erzsébet) .....	503
Bibliográfia .....	505

*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!*

### A STATISZTIKAI ADATBÁZISOK ÖSSZEKAPCSOLÁSÁNAK TAPASZTALATAI ÉS LEHETŐSÉGEI

JÓNÁS ISTVÁN – DR. NOVÁK ZOLTÁN

A tanulmány a Magyar Statisztikai Társaság éves konferenciáján (Balatonfüred, 2004. október 14–15.) elhangzott előadások szerkesztett változata, melyet a szerzők *Kovács Tibornak*, a Hivatal közelmúltban elhunyt tagjának ajánlanak, akinek hathatós segítsége, értékes szakmai észrevételei és javaslatai nagyban hozzájárultak a feladat végrehajtásához, illetve ezen írás megszületéséhez. A cikk két, időben egymáshoz közel eső, teljes körű összeírásból kialakított statisztikai adatbázis kifejezetten statisztikai célból történő összekapcsolásával, az ebből származó elemzési lehetőségekkel foglalkozik. Bemutatja ennek törvényi háttérét, az elemi adatok összekapcsolásának technikai megoldását, az ennek során felmerült cím-, valamint az ezeken található személyekkel kapcsolatos azonosítási problémákat.

TÁRGYSZÓ: Statisztikai adatbázis. Cenzus. Adatbázisok összekapcsolása.

Magyarországon, az 1999. évi XLVI. törvény alapján, 2000 áprilisában, a Központi Statisztikai Hivatal lebonyolította a 6. Általános Mezőgazdasági Összeírást (ÁMÖ), az 1999. évi CVIII. törvény alapján pedig, 2001 februárjában, a 14. hivatalos népszámlálást. A két összeírásból bőséges, időben egymáshoz közeli információhalmaz állt rendelkezésre. Aligha kell bizonyítani azt, hogy a két cenzus adatainak közös felhasználása, az információk együttes kezelése mennyire gazdagítja mindkét felvétel elemzési lehetőségeit, ugyanakkor a létrehozható új állomány mennyi új vizsgálat, értékelés, elemzés elvégzésére ad lehetőséget. A népszámlálás elsősorban a társadalomstatisztika számára biztosít alapadatokat, ugyanakkor a gazdaságstatisztikai elemzések elkészítéséhez is nélkülözhetetlenek, míg az általános mezőgazdasági összeírás a gazdaságstatisztikának egyik legjelentősebb felvétele, amelynek számos információja a társadalomstatisztikusok számára is kiemelt jelentőségű, például a népesedési folyamatok mozgatórugóinak mélyebb megismeréséhez.

A közös felhasználást, a praktikus szempontok mellett, fokozottan indokolta, hogy mindkét összeírás felvételi programjából eleve hiányoztak, vagy a felvételi program véglegesítése során – részben a felvételek időigénye, a kérdőívek terjedelme, részben pedig anyagi okok miatt – nagyrészt törlésre kerültek azok az információk, amelyek elsősorban a másik felvétel vizsgálati körébe tartoznak. Emiatt született például olyan döntés, hogy a

népszámlálás adatfelvételi programjában ne szerepeljenek a háztartások mezőgazdasági termeléssel való kapcsolatát vizsgáló olyan, a korábbi népszámlálásban egyébként hagyományosnak tekinthető, átfogó jellegű mezőgazdasági kérdések, amelyeket sokkal részletesebben vizsgált a mezőgazdasági felvétel. Az elemzések szempontjából fontos kiemelni, hogy mindkét census teljes körű volt, tehát elemi szinten álltak rendelkezésre az adatok, melyek így az ország bármely területi egységére, bármely választott csoportképző ismérv szerint aggregálhatók, összerakhatók, vizsgálhatók lettek. Természetesen ehhez elengedhetetlenül fontos napjaink fejlett számítástechnikai infrastruktúrája, amely a két felvétel adatainak gyakorlatilag korlátlan együttes kezelését lehetővé teszi.

Munkánk során a két censusból nyert adathalmazok segítségével első ízben kínálgott lehetőség a hagyományosnak mondható, a megyei és régiós kötetekben már megjelent településsoros, településcsoportos bontásban közölt információk felhasználásával készíthető elemzések mellett, az adatfelvételek adatainak elemi szintű, kifejezetten statisztikai célú összekapcsolására.<sup>1</sup> Ez nem csak a két nagy hazai összeírás történetében újdonság. A nemzetközi gyakorlatban is úttörő módszertani megoldás. A munkálatok megkezdéséhez lökést adott az a nem éppen elhanyagolható szempont is, hogy még az ország Európai Unióba való belépése előtt lehetőség kínálkozott a magyar mezőgazdaság egyéni gazdaságainak demográfiai és lakáshelyzetének részletes, területi szintű bemutatására, amely a későbbiekben jó alapot nyújt a további vizsgálatokhoz.

A két census adatai elemi szintű összekapcsolásának alapvető feltétele a mindkét felvételben hasonló tartalmú csatlakozási pontoknak és a fogalmi rendszer feltárása. Lehetőség szerint igyekeztünk minél pontosabban közelíteni egymáshoz az egymással teljesen meg nem feleltethető fogalmakat, valamint igyekeztünk meghatározni kompromisszumokkal lehetséges használatukat. A két felvételtől létrehozható adatbázis kialakításához azonosítható, egymással megegyező, vagy egymáshoz közel álló elemeket kellett keresni. A két felvétel elemei azonosító információinak vizsgálata során a szakértők arra a megállapításra jutottak, hogy a legkisebb egység, amelynek a szintjén a csatlakozási felület biztosítható, a gazdaság, illetve a háztartás, azaz a mezőgazdasági felvételtől az egyéni gazdaságok,<sup>2</sup> a népszámlálásból pedig a háztartások, azon belül is elsősorban az ún. lakásháztartások.<sup>3</sup> Egyetértetés született abban, hogy bár a két felvétel más-más halmazokra terjed ki, különböző fogalmaik bizonyos szinten ugyanazt a sokaságot tartalmazzák, közöttük nagy biztonsággal megállapítható az azonosság. Ugyanakkor ezen elemek olyan nagy számban fordulnak elő a felvételekben, hogy ennek köszönhetően a két nagy összeírás megfigyelési egységeinek ezen a szinten meglehetősen nagy a közös metszete, és viszonylag kicsi azoknak az egységeknek a száma, amelyek csak az egyik, vagy csak a másik megfigyelési körébe tartoznak.

Az adatok közös adatbázisba szervezésének feltétele a közös metszet egyedei azonosító adatainak leválogatása, az így létrehozott két adatállomány elemeinek egyértelmű

<sup>1</sup> Az összekapcsolás megoldásához kiindulási alapul szolgált *Laczka Sándorné és Czibulka Zoltán: Az ÁMÖ 2000 és a népszámlálás adatainak együttes kezelése c.*, a KSH Népszámlálás az ezredfordulón 3. (Tanulmányok) című kötetben megjelent tanulmánya.

<sup>2</sup> Egyéni gazdaság összefoglaló névvel szerepelnek az egy lakásban élő, mezőgazdasági termeléssel egyéni gazdaként, önfoglalkoztatóként, egyéni gazdaságban segítő családtagként dolgozó, vagy a mezőgazdasági termékeket döntően saját fogyasztásra termelő családok rokoni vagy nem rokoni közösségei.

<sup>3</sup> Lakásháztartáson azokat a magánháztartásokat értjük, amikor a lakásban egyetlen háztartás tagjai élnek. A következőkben a háztartás fogalmát a lakásháztartás szinonimájaként használjuk.

azonosítása. A közös adatbázis további vizsgálatainak alapját azok az elemek (egyéni gazdaságok, illetve háztartások) képezhetik, amelyekhez mindkét felvétel azonosítója kapcsolódik. A két adatállomány elemeinek megfeleltetéséhez egy természetes azonosító, az összeírás helyének címe használható.

### ADATVÉDELMI FELTÉTELEK

A technikai feltételek biztosítása mellett természetesen szem előtt kellett tartani a statisztikai és az adatvédelmi törvények rendelkezéseit, az együttes kezelés kizárólag statisztikai célból történhet.<sup>4</sup> A két felvétel adatainak összekapcsolásához a jogi hátteret a jelenleg hatályos 1993. évi XLVI. statisztikai törvény 21. §. /5/ bekezdése biztosítja:

„/5/ A hivatalos statisztikai szolgálathoz tartozó szerv a saját statisztikai adatállományait statisztikai célra összehasonlíthatja. Személyes adatállományok összekapcsolása csak az adatgyűjtés meghatározott célját meg nem haladó mértékben, a cél eléréséhez szükséges ideig történhet. Az eredeti célt meghaladó adatkezelés új adatkezelésnek minősül.”

A személyes adat fogalmát a személyes adatok védelméről és a közérdekű adatok nyilvánosságáról szóló 1992. évi LXIII. törvény a következőkben határozza meg:

„Személyes adat: a meghatározott természetes személlyel kapcsolatba hozható adat, az adatból levonható, az érintettre vonatkozó következtetés. A személyes adat az adatkezelés során megőrzi e minőségét, amíg kapcsolata az érintettel helyreállítható.”

Mindezek alapján megállapítottuk, hogy az elemzések elvégzése céljából a vonatkozó jogszabályok lehetőséget biztosítanak az összekapcsoláshoz, vagyis a két census adatállománya együttes kezelésének nincs jogi akadálya, hiszen az statisztikai célból történik, az összekapcsoláshoz felhasznált információ pedig személyes adatot nem tartalmaz. Az összekapcsoláshoz a mezőgazdasági összeírás állományából a gazdaság vezetőjének családi és utónevét felhasználni azért is felesleges volt, mert a név nemcsak a népszámlálási állományban nem szerepelt, hanem az összekapcsoláskor már megsemmisített népszámlálási kérdőíveken sem.

Az előbbiektől tisztázása után az összekapcsoláshoz szükséges számítástechnikai programok elkészítésével egyidejűleg azt a célt tűztük ki, hogy a létrejött egyeztetési állomány alkalmassá váljék a két teljes körű összeírás anyagából olyan adatbázis létrehozására, amely mind a mezőgazdasági összeírás, mind a népszámlálás részletes adataiból vehessen át információkat. Az adatbázis tartalmát, az együttes vizsgálatra alkalmas információkat a vizsgálat céljának megfelelően kellett meghatározni. Első lépésben a szakemberek az egyéni gazdaságok demográfiai és lakáshelyzetét két csoportképző ismérv alapján javasolták elemezni,<sup>5</sup> mégpedig a gazdaságok termelési típusa (növénytermesztő, állattartó, vegyes gazdálkodást folytató), valamint a termelés célja (saját fogyasztásra, saját fogyasztásra és értékesítésre, értékesítésre termelő) szerinti csoportosításban. Az így képzett csoportokba tartozó egyéni gazdaságokban vizsgáltuk az ott élő népesség népszámláláskor megfigyelt nemét és korát, a 7 évesek és idősebbek legmagasabb iskolai végzett-

<sup>4</sup> A munkálatok megkezdése előtt kikértük a Hivatal Jogi és igazgatási osztályának szakvéleményét, amely szerint a vonatkozó jogszabályok lehetőséget biztosítanak az összekapcsoláshoz az elemzések elvégzése céljából.

<sup>5</sup> Az összekapcsolt állományok segítségével további vizsgálatokat tervezünk.

ségét, gazdasági aktivitását, a foglalkoztatottakat összevont foglalkozási főcsoport és nemzetgazdasági ág szerint, a háztartás összetételét, valamint a lakott lakások felszereltségét és komfortosságát. Az elemzés a vidéki agrárgazdaságokra vonatkozóan (tehát Budapest nélkül) tervezési és statisztikai régióként készült, a régiókon belül pedig megyei és statisztikai kistérségenkénti részletezésben.<sup>6</sup>

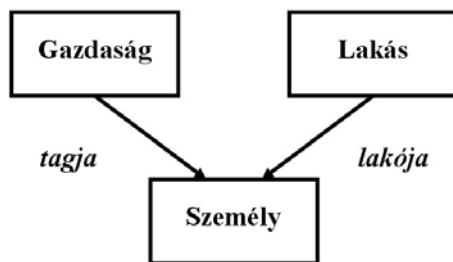
### AZ ÁMÖ ÉS A NÉPSZÁMLÁLÁS ELEMI ADATAINAK ÖSSZEKAPCSOLÁSA

Egy adatfelvétel elemi adatainak a megfigyelt sokaság elemeinek (az egyes előfordulásoknak) az adatait értjük.<sup>7</sup> Az adatok összekapcsolása az egyes előfordulások közötti elemi kapcsolatok alapján történik (a létező kapcsolatok közül kell kiválasztani az összekapcsolás céljának megfelelő kapcsolattípust). Az összekapcsolás egy olyan elrendezés, amelynek felhasználásával az elemi kapcsolatok szerint összetartozó előfordulások adatai között műveletek végezhetők.

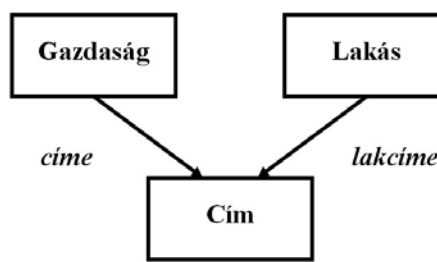
Ebben az esetben két adatbázis összekapcsolásának célja a mezőgazdasági összeírás egyéni gazdaság és a népszámlálás háztartás fogalma közötti összefüggések vizsgálata. Az összefüggések részben a személyek összetételében mutatkozó átfedés, részben a mindkét fogalomhoz kapcsolódó tulajdon azonossága alapján vizsgálhatók.

A megfigyelt sokaságok az ÁMÖ esetében az egyéni gazdaság, a népszámlálás esetében a lakás és a személy. Az ÁMÖ rögzített néhány információt a gazdaság tevékenységében nem alkalmazottként részt vevő személyekről is (például nem, életkor).<sup>8</sup> Ennek alapján a sokaságok elemei között a gazdaság tagja, illetve a lakás lakója nevű kapcsolat feleltethető meg. (Lásd az 1. ábrát). A kapcsolódó tulajdon meghatározásának egyetlen támpontja most a közös cím. (Lásd a 2. ábrát.). A gazdaság és a háztartás kapcsolata a lakásban lakó személyek adatai alapján vizsgálható.

1. ábra. Kapcsolat az azonos személyek szerint



2. ábra. Kapcsolat a közös cím alapján



Az adatkapcsolatok megadásához az adatbázis-elmélet az egyedi azonosító fogalmát használja. Az egyedi azonosító olyan (esetleg összetett) ismérv (tulajdonságtípus), amely

<sup>6</sup> A kiadványsorozat „Az egyéni agrárgazdaságok és népességük” címmel 2005 májusában jelent meg nyomtatásban és CD-n.

<sup>7</sup> Az elemi adatok lényegében az összeírás során keletkezett adatok. Nem elemi adatok a különféle ismérvek szerinti csoportosítások aggregátumai (például a településsoros adatok).

<sup>8</sup> Részletesen lásd. ÁMÖ-kérdőív 23. pont.



a sokaság egy elemét egyértelműen azonosítja. A kapcsolatot az egyes előfordulások egyedi azonosítóiból kialakított párok reprezentálják.

Mindkét adatfelvétel önállóan képzett összetett ismérveket használt az egyes előfordulások azonosítására (ezekben csak a településazonosító közös, a személyi szám adatvédelmi megfontolásokból nem szerepelt az azonosítók között). Az elemi kapcsolatok leírására egyrészt az egyéni gazdaság tagja, másrészt a lakás lakója egyedi azonosítóiból képzett párok használhatók. Ezek a következők:

település – ÁMÖ körzet – gazdaságsorszám – személy sorszáma a gazdaságban ↔  
település – számlálókörzet – címsorszám – személy sorszáma a lakásban

A gazdaság tagja egyedi azonosítójának része a gazdaság egyedi azonosítója, így a *tagja* kapcsolatot az ismérvek közös része meghatározza. Hasonlóan igaz ez a lakás és a lakás lakója vonatkozásában. A személyek azonosságát leíró táblázat (a fenti módon kialakított párok) előállítását önálló logikai feladatként jelent meg, mivel a két adatfelvétel különböző egyedi azonosítókat használt. A kapcsolatok meghatározása arra a feltetelezésre épült, hogy az ÁMÖ-beli egyéni gazdasághoz és a népszámlálásbeli háztartáshoz tartozó személyek a közös cím, és néhány demográfiai jellemző alapján azonosíthatók.<sup>9</sup>

A megvalósítás a következő lépésekben történt.



A két címállományt egy előzetes számítógépes programfutással párosítottuk. Közel egymillió gazdaság címeinek 90 százalékát sikerült így azonosítani.



A „páratlan” ÁMÖ-címeket egy interaktív program segítségével azonosítottuk. Körülbelül tíz hónap élömunka befektetésével 97 százalékra javult a „találási arány”.



A személyek azonosítását egy utólagos programfutással végeztük. A gazdaságtagok 78 százalékát sikerült megtalálni.

A feltárt logikai kapcsolatok felhasználásával az adatállományok fizikai összekapcsolása már kidolgozott informatikai technológiával (például adatbázis-lekérdezés) valósítható meg.

## A CÍMAZONOSÍTÁS PROBLÉMÁI

A cím a KSH minden statisztikai adatfelvételénél szerepet kap, ez a fogalom tehát generálisan összekapcsolja a KSH adatgyűjtéseit. A feldolgozások néhány regiszter köré csoportosíthatók, ezek közül a vizsgált két terület (ÁMÖ, népszámlálás) mellett a Gazdálkodó Szervezetek Regisztere (GSZR), illetve a KISkereskedelmi REGiszter

<sup>9</sup> Számolni kell a két adatfelvétel közötti változásokkal (költözés, elhalálozás, házsámváltozás), valamint azzal, hogy ez a stratégia nem biztosítja azoknak a személyeknek az azonosítását, akik a gazdaság címétől eltérő című lakásban laknak. A kapcsolatok pontos meghatározására a személyi szám ismeretében lenne lehetőség.

(KISREG) a jelentősebbek.<sup>10</sup> Az ÁMÖ-adatok – népszámlálási adatok kapcsolatának felderítéséhez hasonlóan egyéb adatfelvételek összekapcsolása is felvethető. Ahol a kapcsolat azonosítása a címek alapján lehetséges, feltehetőleg ugyanazon (illetve nagyon hasonló) technika alkalmazható.

A címek megfeleltetését az eltérő írásmód, a pontatlan címzés (például csak a házsám szerepel), valamint az adatfelvételek között eltelt idő alatti címmódosítások (utcák átnevezése, házsám-változások) nehezítik.

A számítógépes párosítás könnyen elvégezhető, ha a címek pontosak. Egy egyszerű program által végzett összehasonlítást úgy képzelhetünk el, mintha egy-egy átlátszó papírra írnánk a két címet, majd a papírokat egymásra téve megnéznénk, hogy fedésbe hozható-e a két szöveg. Ha tökéletes a fedés, akkor a két cím megegyezik. Egy ilyen szigorú feltételnek persze nem felelnek meg például a KOSSUTH UTCA – Kossuth utca, Petőfi Sándor utca – Petőfi utca, Fő utca 1./a – Fő utca 1/a párok. Az „intelligens”, írástudó személy ezek fölött átsiklik, annyira természetesnek veszi az azonosságot.

Két címállomány vizsgálatánál tehát problémát okozhat, hogy az állományok eltérő írásmóddal tartalmazzák a címeket. Ez akár ugyanazon állományban is előfordulhat. Például a GSZR-ben a pécsi Bajcsy-Zsilinszky utca többféle változatban is előfordult.

3. ábra. Eltérő írásmód előfordulása ugyanazon utca címeinél

<b>Bajcsy Sz utca 4.</b>
<b>BAJCSY Z E UT 33 ZOLYOM U 2</b>
<b>BAJCSY ZS. U. 4. IX.27.</b>
<b>Bajcsy Zsilinszky u 33</b>
<b>Bajcsy Zsilinszky utca 23.1.em.2.</b>
<b>BAJCSY-ZS. E. UTCA 25</b>
<b>BAJCSY-ZSILINSZKI ENDRE U 25</b>
<b>Bajcsy-Zsilinszky utca 5.</b>
<b>Bajcsy-Zs u 11. "Exclusive Gentlemans"</b>
<b>Bajcsy-Zs.u.14-16.</b>

Az agyunk egy szempillantás alatt azonosítja, hogy az itt látható címek mindegyike a Bajcsy-Zsilinszky utcához tartozik, még a betűhibák esetében is. Ezért a gépi azonosítást is a „majdnem egyezik” stratégiával oldottuk meg. Fontos feltétele a sikeres azonosításnak, hogy legyen egy „normának” tekinthető címállományunk, mint például a népszámlálás címállománya.<sup>11</sup>


<sup>10</sup> Számos előny származna abból, ha a címadoatok egy közös címállományban lennének, minden feldolgozás innen venné ezt az információt. Erre a szerepkörre a népszámlálás címregisztere lehet esélyes (teljes körű, az önkormányzatok által megállapított hivatalos címjegyzék). Egy ilyen címállomány karbantartása azonban a KSH-n belül aligha lehet sikeres, ezt az önkormányzatokkal (okmányirodákkal) közösen lehetne megoldani.

<sup>11</sup> A GSZR-utcanek esetében egy olyan kiértékelő függvényt használtunk, amelyik az egyes címekben egyező szövegfoszlanýokat keres, ezek hossza és elhelyezkedése szerint minősíti a hasonlóságot. Korábban (a 90-es évek elején) már foglalkoztunk – viszonylag kevés sikerrel – hasonló címek normalizálásával. Ez a feladat azt jelenti, hogy például a 3. ábrában szereplő címek közül meg kell találni a legjobbat, a „normát”. Lényegesen egyszerűbb feladat egy meglévő „normához” (például a népszámlálási utcajegyzékhez) való hasonlóság vizsgálata. A természetes intelligencia számára a normát például az helyettesítheti, ha történelmi tanulmányai alapján ismeri Bajcsy-Zsilinszki Endre nevét.

Megnehezíti a címek azonosítását, ha egyes ingatlanok nincsenek megfelelő fizikai azonosítóval ellátva. Ha egy többlakásos épületben nincsenek sorszámozva a lakások, vagy egy házszám alatt több lakóépület is található, akkor a számlálóbiztos egy fiktív azonosítót regisztrálhatott. A 4. ábra felső részén három gazdaság azonosítóit látjuk, mindegyiket a KÖVES-FÖLDI ÚT 9. alatt találta az ÁMÖ. Hogy a valóságban van-e A és B épület, és az ajtókon van-e sorszám, azt nem tudjuk, mindenesetre a népszámlálás itt 9 különböző címet regisztrált.

A címek azonosításához ilyenkor további információ szükséges. Ilyen lehet, ha van valamilyen adatunk az ott lakó személyekről. Az összeírások során számos olyan információ keletkezik, amely nem kerülhet a túlnyomórészt eldöntendő (zárt) kérdéseket tartalmazó kérdőívekre.

4. ábra. Pontatlan címzés – a gazdaság címe csak a házszámot tartalmazza

19415 009 169	KÖVES-FÖLDI ÚT 9	61F 58N
19415 009 170	KÖVES-FÖLDI ÚT 9	57F 52N
19415 009 171	KÖVES-FÖLDI ÚT 9	45F 44N 23F 21F 22N
		
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 A	
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B	57F 52N 27F
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 A 2	61F 58N 39F
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 A 3	78N
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B 1	48F
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B 2	34F 33N 11F 7N
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B 3	25F
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B 4	38F
	KÖVES-FÖLDI ÚT 9 B 5	45F 44N 22F 23N 24F 4N

A két adatfelvétel között eltelt időben megváltozhatott az utcák elnevezése, esetleg a házszámozás is. A népszámlálás általában gerjesztője ennek a folyamatnak: rákényszeríti az önkormányzatokat a rendrakásra. A számozás megváltozása miatt előfordulhat olyan eset, hogy a két adatfelvétel formailag teljesen megegyező címe nem ugyanarra az ingatlanra utal.

A címváltozások kellemetlen hatását egy „örökös” egyedi azonosító segítségével lehetne kiküszöbölni. A régebbi azonosítók közül az általánosan használt, évtizedek óta változatlan helyrajzi szám a legalkalmasabb az azonosításra, de a helyrajzi szám a KSH címállományában csak elvétve szerepel, így általános kapcsolóelemként nem jöhet szóba.<sup>12</sup> A térinformatikai megoldások a jövőben tökéletes azonosítást tesznek lehetővé.

Az ÁMÖ és a népszámlálás címállománya hasonló szerkezetben tartalmazza a címeket: település, közterületnév, közterületjelleg, házszám, épület, lépcsőház, emelet, ajtó.

Szerencsére itt nyoma sincs a GSZR-t jellemző sokszínűségnek. A szigorú egyezésnek ugyan egyetlen ÁMÖ-cím sem felel meg, de néhány egyszerű korrekció után a cí-

<sup>12</sup> Az agrárstatisztikai rendszer használ helyrajzi számokat (például az ültetvényösszeírásoknál).

mek jelentős része azonosítható. A kisbetű–nagybetű eltéréseket, az előnullázott házszámokat, a felesleges pontokat és szóközoeket meg kellett szüntetni, valamint a hosszú és rövid ékezetes magyar betűket kellett azonos formára hozni.

5. ábra. A népszámlálás előtti „rendrakás” a házszámok megváltozásával járhat



Az előzetes párosítás során a címek 90-92 százalékát sikerült számítógéppel azonosítani.

1. tábla

A címek előzetes azonosítása

Terület	A gazdaságok száma (darab)	A cím teljesen azonosítható	Csak a házszám található meg		Nincs egyezés
			százalék		
Vidék összesen	954 110	88	4	8	
Ebből:					
városok	295 593	82	8	10	
községek	658 517	90	2	8	

Az átlagosan magas egyezési arány településenként igen eltérő mértékű volt. A párosítást követő interaktív címozonositásnak elsősorban az volt a feladata, hogy a hiányosan azonosított területek megfeleltetését javítsa. A kezelő itt egyedi információkat is felhasználhatott (például emlékezhetett rá, hogy valójában hol történt az összeírás, átvezethette az utcanévváltozásokat stb.). Emellett azt is felhasználtuk, hogy váratlan

helyzetekben a „természetes intelligencia” hatékonyabb megoldást talál a számítógép-nél. A program itt segédmunkát végez: egy gombnyomásra leválogatja az utca összes címét, megkeresi a házszámot, az utcanévváltozások fogadása után újra elvégzi a házszámok azonosítását.<sup>13</sup>

### AZ EGYÉNI GAZDASÁGOKNAK ÉS A GAZDASÁG TAGJAINAK AZONOSÍTÁSA

Az interaktív címazonosítás végére a címek 97 százalékát sikerült megtalálni. Ezután azt vizsgáltuk, hogy a címeken azonosíthatók-e a személyek. A gazdaság azonosítását akkor tekintettük sikeresnek, ha a gazdasághoz tartozó személyek jelentős része azonosítható volt.

A megtalált személyek alapján a kapcsolatot így jellemezhetjük:

- megegyező szerkezet: a gazdaság minden tagját azonosítottuk, azok megegyeznek a népszámlálás során regisztrált felnőtt korú személyekkel,
- beépülő szerkezet: a gazdaság tagjait megtaláltuk, de további felnőtt korú személyek találhatóak ezen a címen,<sup>14</sup>
- hiányos/külső szerkezet: a személyeket csak részben sikerült megtalálni.

Az ÁMÖ csupán néhány információt rögzített a gazdaság tevékenységében nem alkalmazottként részt vevő személyekről. Ezen információkat a népszámlálás során felvett hasonló tartalmú adatokkal összevetve lehetőségünk nyílt a gazdaság tagjainak azonosítására. A személyeket jellemző adatok közül a nem, életkor, valamint legmagasabb iskolai végzettség mutatkozott leginkább alkalmasnak az azonosításra.

Az egyes tulajdonságok azonosításra való felhasználásához néhány megjegyzést fűzünk. A személy neve alapján csak az egyezés fogadható el. Az ÁMÖ esetében a személy életkora lett regisztrálva, a népszámlálásnál a születési ideje. Az előbbi valószínűleg pontatlanabb információ, a 60 éves életkor utalhat betöltött 60 évre, de egy majdnem 60 éves is válaszolhatott így a kérdésre. Figyelembe véve azt is, hogy az ÁMÖ 10 hónappal megelőzte a népszámlálást, az életkorok néhány éves eltérése is elfogadható. Az iskolai végzettséget az ÁMÖ a nincs, alacsony, közép, felsőfok megkülönböztetésével jellemezte, a népszámlálás részletesebb osztályozása ennek megfeleltethető. Amennyiben az egyéb jellemzők alapján többféle választási lehetőség is kínálkozott a keresett személy kiválasztására, ezt a jellemzőt is felhasználtuk az azonosításhoz, a szomszédos kategóriát is egyezőnek tekintve.

A személyek azonosítását az említett tulajdonságok egyezésére épülő kiértékelő táblázat segítségével végeztük el. A 6. ábrán bemutatott példában a gazdasághoz egy 47 éves férfi, és egy 44 éves nő tartozott. A gazdaságtagok adatait rendre összehasonlítottuk a négy népszámlálási személy adataival. Az összes lehetséges variációt kiértékelve, a legjobb eredményt adó változatot választottuk. Az ábrán látható választáshoz  $20+19 = 39$

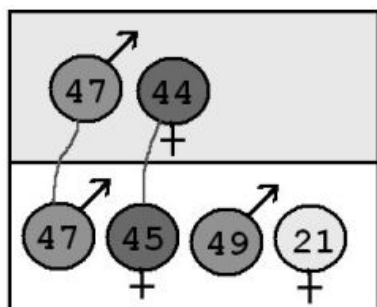
<sup>13</sup> A program tesztváltozatát felhasználtuk a „Nagyvárosok belső tagozódása” c. munkához. Itt a GSZR-, illetve a KISREG-címek népszámlálási címekkel való kapcsolatát használtuk a cégek városrész szerinti besorolásához. Öt megyeszékhely – Pécs, Szeged, Kaposvár, Békéscsaba és Nyíregyháza – feldolgozásának tapasztalatai szerint a problémás címek azonosításához címenként átlagosan 1 perc élömunkára volt szükség. Ez az információ segítette az ÁMÖ – népszámlálás feldolgozás élömunkaigényének becslését.

<sup>14</sup> Az ÁMÖ-ben csak a mezőgazdasági munkát végző családtagok szerepeltek.

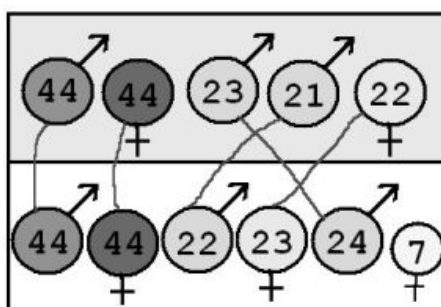
pont tartozik, a lehetséges  $4 \times 3 = 12$  variáció közül ez a választás adja a legmagasabb pontszámot.

<i>neme</i> egyezik	10 pont
<i>életkora</i> egyezik	10 pont
+– 1 év eltérés	9 pont
+ 2 év eltérés	7 pont
+ 3 év eltérés	4 pont
<i>iskolai végzettsége</i> egyezik vagy hasonló	+1 pont

6. ábra. Beépülő szerkezetű kapcsolat

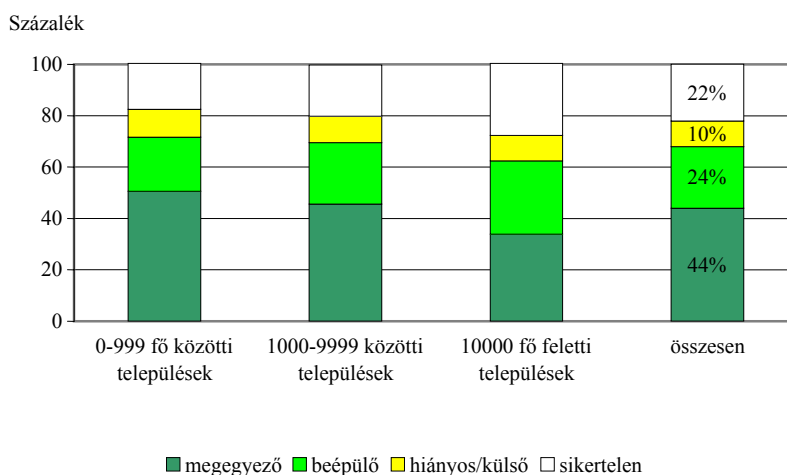


7. ábra. Megegyező szerkezetű kapcsolat



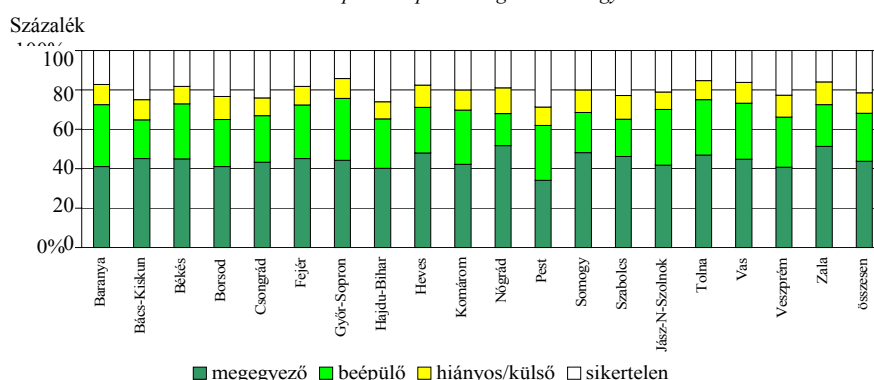
A 7. ábrán bemutatott példában öt gazdaságtagot kell azonosítani 6 népszámlálási személy közül, így a variációk száma jóval több:  $6 \times 5 \times 4 \times 3 \times 2 = 720$ . Itt a lakásban lakó felnőttkorú személyek a gazdaságnak is tagjai, az azonosítás megegyező szerkezetet talált.

8. ábra. A kapcsolat típusok megoszlása a települések népességnagyság-csoportjai szerint



A személyek azonosítását úgy végeztük, hogy a gazdaság minden tagja megtalálja „a maga párját”. Ezzel lényegében kísérletet tettünk a gazdaság azonosítására. A gazdaságok 44 százalékában a lakásban lakó felnőttek és a gazdaságtagok ugyanazok voltak, 24 százalék esetében további felnőtteket is regisztrált a népszámlálás. Az esetek 10 százalékában nem sikerült minden gazdaságtagot azonosítani, 22 százalék esetében sikertelennek bizonyult az azonosítás. A hiány okaként a halálozás, az elköltözés, a címváltozások, az adatfelvételi és azonosítási hibák említhetők meg.

9. ábra. A kapcsolattípusok megoszlása megyénként



Az alkalmazott eljárás az 1. ábrán bemutatott kapcsolatok részleges feltárására volt alkalmas (a gazdaság címétől eltérő címen lakó személyeket akkor sem találtuk volna meg, ha a két adatfelvétel között nem történik semmiféle cím-, illetve demográfiai változás). Csak egy közös egyedi azonosító (mint például a személyi szám) tenné lehetővé a kapcsolatok teljes feltárását.

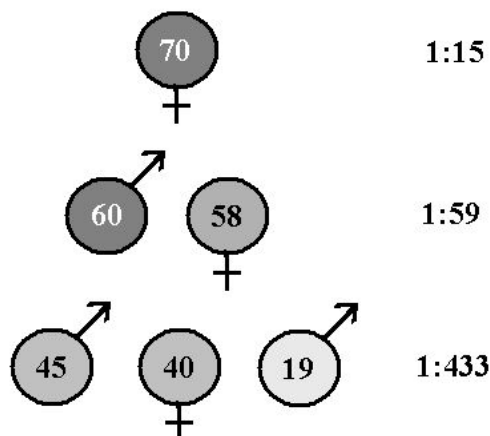
Ennek hiányában a személyek azonosításához a cím és néhány demográfiai jellemző mellett a csoporthoz tartozás tulajdonságát használtuk fel. A gazdaságok azonosítását ugyancsak a cím és a személyi összetétel szerkezete alapján végeztük el.

A címek 97 százalékos formai egyeztetése után csak 78 százalékban bizonyult sikeresnek a gazdaságok azonosítása. A különbség részben valódi változásokból adódik (költözés, halálozás), részben a címek azonosítóinak (utcanév, házszám) változásából. Ez a bizonytalanság összhangban van azzal, hogy a cím nem olyan erős tulajdonsága egy személynek, mint például a nem és az életkor.

Hasonlóan jellemző tulajdonsága egy gazdaságnak a személyi összetétel szerkezete.

Ennek igazolására Baranya megyei adatokkal végeztünk kísérletet. A gazdaságtagokat nemcsak a kijelölt címen, hanem a település összes címén is összevetettük a népszámlálás által regisztrált személyekkel. A 10. ábrán látható, hogy az egy-, két-, illetve háromszemélyes gazdaságok személyi összetétele átlagosan milyen gyakorisággal fordul elő a településen. A kijelölt címen így rendre 6,7, 1,7, illetve 0,2 százalék a tévedés valószínűsége. A 4. ábrán bemutatott pontatlan címzés a személyi összetétel ismeretében számítógéppel is megbízhatóan korrigálható.

10. ábra. Az egy-, két- és háromszemélyes gazdaság-szerkezet előfordulási gyakorisága



#### AZ EGYÉNI AGRÁRGAZDASÁGOKBAN ÉLŐ NÉPESSÉG NÉHÁNY FŐBB DEMOGRÁFIAI JELLEMZŐJE

A 2001. évi népszámlálás 3 millió 863 ezer háztartást írt össze, ezt megelőzően a 2000. évi ÁMÖ alkalmával pedig 2,1 millió háztartást kerestek fel a számlálóbiztosok. A budapesti 770 ezer háztartásból mindössze 4400 volt az ÁMÖ-nek is adatszolgáltatója. Emiatt, a két census adatszolgáltatói körének összevetése alapján, az adatok összekapcsolása, elemzése és értékelése során, Budapest eredményeitől eltekintettünk. Az adatok értékelése így a vidéki 3 millió 93 ezer háztartásra vonatkozik, amelyeknek mintegy kétharmadát vizsgálta az ÁMÖ, ugyanis a városok belső övezeteiben élők közül csak az előre összeállított címlistán szereplőket kellett felkeresniük a számlálóbiztosoknak. A megfigyelt háztartásokból mintegy 960 ezer bizonyult gazdaságméretet elérő adatszolgáltatónak,<sup>15</sup> további 835 ezer pedig a meghatározott gazdaságkülönbél kisebb méretben foglalkozott mezőgazdasággal, 300 ezer viszont egyáltalán nem végzett mezőgazdasági tevékenységet. A közel 960 ezer egyéni gazdaságból, az előbbieken ismertetett módszerek segítségével, 784 ezer (82 százalékot) sikerült népszámlálási adatokkal összekapcsolni és így megvizsgálni. Ez az arányszám az egyes megyék, sőt a statisztikai kistérségek között is csak nagyon kis mértékben szóródott, ezáltal a részletesebb elemzésre is jó lehetőség kínálkozott. A továbbiakban ezen lehetőségek közül a tervezési, statisztikai régiókra (továbbiakban régiókra) vonatkozóan villantunk fel röviden néhányat.<sup>16</sup>

A korábban említett közel 960 ezer egyéni gazdaságban 2001-ben több mint 2,6 millió ember élt, ami a vidéken élő teljes népesség közel egyharmada. Különösen ma-

<sup>15</sup> Gazdaságnak a felvétel során azt a háztartást kellett minősíteni, melynek mezőgazdasági tevékenysége az előírt – piaci értéke alapján számottevő – alsó küszöbértéket elérte, illetve meghaladta.

<sup>16</sup> E témában részletesebb elemzés az áprilisban megjelent régiós kiadványok mellett a *Területi Statisztika* c. folyóirat 2005. évi júliusi számában jelenik meg.



gas volt ez az arány az Alföldön, de a Dél-Dunántúlon is meghaladta a 30 százalékot, a legalacsonyabb pedig Pest megyében (15,9%) volt. Nyugat-Dunántúlon és Észak-Magyarországon a teljes népesség egynegyede, Közép-Dunántúlon pedig egyötöde élt egyéni agrárgazdaságokban.<sup>17</sup> A nemenkénti megoszlást illetően vidéken nem volt nagyobb különbség a teljes népesség és az egyéni gazdaságokban élők között, az utóbbiakban a férfiak aránya egy százalékponttal magasabb (49, illetve 48 százalék), a nőké ugyanennyivel alacsonyabb (51, illetve 52 százalék). A kor megoszlás tekintetében már jelentősebb eltérések tapasztalhatók. Az egyéni gazdaságokhoz tartozók 23 százaléka töltötte be a 60. életévét, 3 százalékponttal többen, mint ami a vidéki teljes népességre jellemző, ugyanakkor a fiatal, 40 év alatti korosztály aránya 5 százalékponttal elmaradt attól (47százalék az 52 százalékkal szemben). Ez nyilvánvalóan összefügg azzal, hogy az egyéni gazdaságokhoz tartozók többsége községi lakos, akiknek körében közismerten az átlagosnál magasabb az időskorúak aránya. A korösszetételben – régióként vizsgálva –, ha nem is jelentős, de kisebb eltérések tapasztalhatók. A gyermekkorúak aránya Nyugat-Dunántúlon a legkisebb, Észak-Alföldön pedig a legmagasabb, a 60. életév felettieké ugyanakkor Pest megye mellett az utóbbiban a legalacsonyabb, Nyugat-Dunántúlon és Észak-Magyarországon a legnagyobb.

2. tábla

*Az egyéni gazdaságokban élők  
korcsoportonkénti megoszlása a régiókban, 2001  
(Százalék)*

Régió	A 14 és fiatalabb	15–39	40–49	60 és idősebb	Összesen
	éves népesség aránya				
Pest megye	15	32	31	22	100
Közép-Dunántúl	15	32	30	23	100
Nyugat-Dunántúl	14	31	30	25	100
Dél-Dunántúl	16	31	30	24	100
Észak-Magyarország	15	30	30	25	100
Észak-Alföld	17	32	29	22	100
Dél-Alföld	16	30	31	24	100
Összesen	16	31	30	23	100
Vidék összesen	17	35	28	20	100

*Megjegyzés.* Itt és a következő táblákban közölt megoszlási viszonyszámok kerekítése egyedileg történt, ezért a részadatok összege nem mindig egyezik pontosan az összesített adatok kerekített értékeivel.

Az egyéni gazdaságokban és a vidéken élő teljes népesség iskolai végzettsége között is jelentős eltérés mutatkozott. A vidéken élő 7 éves és idősebb népességben belül az agrárnépességhez képest 5 százalékponttal magasabb a középiskolai végzettséggel, több

<sup>17</sup> Magyarországon a 2000-ben regisztrált egyéni agrárgazdaságok száma 436 ezerrel volt kevesebb, mint az ezt megelőzően, 1991-ben összeírt. A gazdaságok számának csökkenése mellett ugyanebben az időszakban ez a nagyon kívánatos koncentrációs folyamat is érzékelhető volt, amely remélhetőleg a jövőben tovább folytatódik. Egy évtized alatt az egy hektárnál kisebb területet használók száma (amely még 2000-ben is meghaladta az 580 ezret) a felére csökkent, ugyanakkor az ennél nagyobb területtel rendelkezők száma 139 ezerről 283 ezerre, ezen belül ezerről 51 ezerre gyarapodott a 10 hektár felettieké.

mint 3 százalékponttal pedig az egyetemet és főiskolát végzettek aránya. Ugyanakkor az utóbbiak közül valamivel meghaladta (2 százalékpont) a 8. általános iskolai osztálynál alacsonyabb, jelentősebben (6 százalékpont) az általános iskola 8. évfolyamát végzettek aránya a vidéki népesség hasonló arányszámát. Régióként vizsgálva, az egyéni gazdaságokban élők iskolai végzettségét, eléggé változatos kép rajzolódott ki. Az országos átlagtól az egyes régiókban jelentősebb eltérések a 8. általános osztálynál alacsonyabb végzettséggel, valamint a középiskolai érettségivel rendelkezők aránya tekintetében jelentkeztek, az általános iskolai, továbbá az egyetemi és főiskolai végzettséggel rendelkezőknél viszont sokkal kiegyenlítettebb volt a kép. A 8. általános iskolai osztálynál kevesebbrel rendelkezők aránya az Észak-Alföldön volt a legmagasabb és a Nyugat-Dunántúlon a legalacsonyabb, amely az eltérő korösszetétellel lehet összefüggésben. Az érettségizettek aránya Pest megyében volt a legnagyobb, de alig maradt el tőle Nyugat-Dunántúl és Észak-Magyarország.

3. tábla

*Az egyéni gazdaságokban élők  
legmagasabb iskolai végzettség szerinti megoszlása a régiókban, 2001  
(Százalék)*

Régió	A 7 éves és idősebb népességből				Összesen
	a 8. általános iskolai osztálynál kevesebbet	az általános iskola 8. osztályát	középiskolai érettségivel	egyetemi, főiskolai végzettséggel	
	végzettek		rendelkezők		
	aránya				
Pest megye	21	55	19	5	100
Közép-Dunántúl	21	58	17	4	100
Nyugat-Dunántúl	20	58	18	5	100
Dél-Dunántúl	24	58	15	4	100
Észak-Magyarország	23	55	18	5	100
Észak-Alföld	26	55	15	4	100
Dél-Alföld	23	57	15	4	100
Összesen	23	56	16	5	100
Vidék összesen	21	50	21	8	100

Az egyéni gazdaságokhoz tartozók gazdasági aktivitása jelentősen eltért a teljes vidéki népességétől, körükben alacsonyabb volt a foglalkoztatottak és – már az eltérő korstruktúrából adódóan is – magasabb az inaktív keresők aránya. Szembetűnő, hogy a munkanélküliek aránya tekintetében nem volt tapasztalható eltérés, az eltartottaké – valószínűleg szintén az eltérő korösszetétel következményeként – viszont vidéki átlagban magasabb, mint az agrárgazdaságokban. Az ország egyes térségei, egyéni gazdaságaiban élők közül Nyugat-Dunántúlon volt a legmagasabb a foglalkoztatottság, míg az Észak-Alföldön a legalacsonyabb. Ez utóbbiban a munkanélküliek aránya megközelítette a 6 százalékot. Az eltartottak arányának két szélső értéke szintén e két régióban volt megfigyelhető.

Figyelmet érdemel, hogy az inaktív keresők aránya az agrárgazdaságokban 4 százalékponttal meghaladta a foglalkoztatottakét, a vidéki népesség egészében viszont 2 százalékponttal elmaradt a foglalkoztatottakétól. A hét régió közül az egyéni gazdaságokban élőkön belül csupán a Közép-Dunántúlon és Nyugat-Dunántúlon volt magasabb a foglalkoztatottak aránya, Pest megyében azonos volt, a további négy régióban viszont az inaktív keresők aránya meghaladta a foglalkoztatottakét, sőt a különbség Észak-Magyarországon és Észak-Alföldön elérte a 10 százalékpontot.

4. tábla

*Az egyéni gazdaságokban élők  
gazdasági aktivitás szerinti megoszlása a régiókban, 2001  
(Százalék)*

Régió	A foglalkoztatottak	A munkanélküliek	Az inaktív keresők	Az eltartottak	Összesen
	aránya				
Pest megye	36	3	36	25	100
Közép-Dunántúl	38	3	34	25	100
Nyugat-Dunántúl	40	2	35	23	100
Dél-Dunántúl	32	5	39	25	100
Észak-Magyarország	30	5	40	25	100
Észak-Alföld	28	6	38	28	100
Dél-Alföld	33	4	37	26	100
Összesen	33	4	37	26	100
Vidék összesen	35	4	33	28	100

Az egyéni gazdaságokban élő foglalkoztatottak közül 2001-ben értelem szerűen a vidéki átlagnál magasabb volt a mezőgazdasági foglalkozásúak, illetve a mezőgazdaságban, erdőgazdálkodásban dolgozók aránya, de még ebben a körben is meghatározó volt a más foglalkozási főcsoportokban, illetve nemzetgazdasági ágba tartozók aránya. A mezőgazdaság legnagyobb szerepe a foglalkoztatásban a Dél-Alföldön figyelhető meg, míg a legkisebb Észak-Magyarországon.

\*

Itt megszakítjuk az elemzést. Tesszük ezt abból a megfontolásból, mert e cikk megírásával célunk alapvetően az volt, hogy a két statisztikai adatbázis összekapcsolásának körülményeit, annak módszerét, technikáját, az ennek során jelentkező problémákat ismertessük, hiszen, már csak a terjedelmi korlátok miatt is, az összekapcsolásból kapott adathalmaz részletesebb elemzése külön cikk megírását igényli. Mint ahogy arra korábban utaltunk, erre rövidesen sor is kerül a *Területi Statisztika* című folyóirat hasábjain.

## SUMMARY

The study is an edited version of the presentations that were given at the annual conference of the Hungarian Statistical association (held on October 14-15, 2004, in Balatonfüred). The authors dedicate this

writing to the memory of *Tibor Kovács*, recently deceased member of the HCSO, whose guidance, valuable professional advice, comments were a big help to the accomplishment of this task. The study deals with the matching of data of two censuses that are close in time, and also with the analyzing possibilities deriving from it. Legal background of this matching is described, as well as the technical solution of matching of primary data, and the problems arising concerning identification of addresses and the persons living under this address.

# SOKASÁGOK ÖSSZEHAJONLÍTÁSA ÚJ MÓDSZEREKKEL\*

VARGHA ANDRÁS

A társadalomtudományi jelenségek empirikus kutatásaiban komoly erőfeszítéseket tesznek azért, hogy a vizsgált változók értékskálája eleget tegyen minimálisan az ordinalitás, vagyis a rangsorskála kritériumának. Ezzel párhuzamosan az elmúlt években számos új statisztikai eljárást dolgoztak ki az ordinális változókkal történő összehasonlításokra. A jelen tanulmány kitér az ilyen – ún. sztochasztikus – összehasonlítások egyik nehezen értelmezhető fonákására, a sztochasztikus körbeverés jelenségére, amikor is az összehasonlítás során sérül a nagyság szerinti rendezés tranzitivitása. Tanulmányunk rávilágít arra, hogy az intranzitivitás háttérben gyakran nem normális eloszlások speciális egyenetlenségei rejtőznek, melynek következtében bizonyos diszkriminációs információk egy-egy kritikus skálapontban sűrűsödnek. Az ilyen skálapontok felderítése az eloszlások részletes összehasonlításával végezhető el, amelyre cikkünkben egy új módszert is bemutatunk. Ezután több valódi empirikus vizsgálat adataival demonstráljuk azt az érdekes jelenséget, hogy ha erősen nem normális eloszlású többértékű skálákat binarizálunk a fentebb leírt kritikus pontokban, akkor ezzel nemcsak hogy nem veszítünk feltétlenül információt, hanem esetenként hatékonyabb csoportdiszkriminációt és pontosabb regressziós előrejelzést tehetünk. Bár tanulmányunkban csak pszichológiai alkalmazásokra térünk ki, az itteni módszertan társadalmi és gazdasági problémák leírására is alkalmazható.

TÁRGYSZÓ: Sztochasztikus összehasonlítás. Sztochasztikus rendezés. Eloszlásfüggvények. Binarizálás.

Az empirikus társadalomtudományi kutatások egyik alapkérdése, hogy valamely  $X$  változó értékszintje ugyanakkora-e különböző sokaságokban. E kérdés vizsgálatára hagyományosan a várható értékek (elméleti átlagok) egyenlőségének nullhipotézisét szokták megfogalmazni, amely független minták esetén a kétmintás  $t$ -próba, illetve a varianciaanalízis ismert módszerével tesztelhető (Vincze [1968]). Mivel ezen statisztikai eljárások alkalmazási feltételei (normalitás és szóráshomogenitás) gyakran sérülnek (lásd Micceri [1989]; Wilcox [1996]), alternatív módszerek lehetőségét is szükséges megvizsgálni.

Korábbi tanulmányainkban (Vargha [2002], [2004]; Vargha–Delaney [1998], [2000]) részletesen ismertettük a sztochasztikus összehasonlítás modelljét, amely szélsőségesen nem normális eloszlású kvantitatív, vagy rangsorskálát alkotó, azaz ordinális kvalitatív változók esetén egyik jó alternatívája az átlagok összehasonlításának.

\* A tanulmány megírásához nagy segítséget nyújtott a T047144 számú OTKA pályázat.

### A SZTOCHASZTIKUS ÖSSZEHAISONLÍTÁS EGYES JELLEMZŐI

A sztochasztikus összehasonlítás kulcsfogalma a valószínűségi fölény mutatója, amelyet a következőképpen definiálunk. Tételezzük fel, hogy az  $S_1, S_2, \dots, S_h$  ( $h > 1$ ) sokaságokat szeretnénk összehasonlítani egy legalább ordinális skálájú  $X$  változó segítségével. Jelölje az  $X$  változót az  $S_i$  sokaságban  $X_i$ . Ekkor bármely  $i \neq j$  esetén az  $S_i$  sokaság  $S_j$ -vel szembeni valószínűségi fölényét vagy sztochasztikus dominanciáját az

$$A_{ij} = P(X_i > X_j) + 0,5 \cdot P(X_i = X_j) \quad /1/$$

kifejezéssel definiáljuk. Ez lényegében azt fejezi ki, hogy ha az  $S_i$  és az  $S_j$  sokaságból egymástól függetlenül kiválasztunk egy-egy véletlen  $X$ -értéket, mi lesz a valószínűsége annak, hogy az  $S_i$  sokaságból származó megfigyelés nagyobb lesz az  $S_j$ -ből származónál (egyenlőség esetén igazságosan felezünk).  $A_{ij}$  láthatóan 0 és 1 közötti értéket vehet csak fel, s  $A_{ji}$  ellentettjével 1-re egészítik ki egymást:  $A_{ij} + A_{ji} = 1$ . Ha  $A_{ij} = A_{ji} = 0,5$ , akkor azt mondjuk, hogy az  $S_i$  és az  $S_j$  sokaság az  $X$  változó szempontjából sztochasztikusan egyenlő. Abban az esetben, amikor  $A_{ij} < 0,5$  (vagy  $A_{ij} > 0,5$ ), azt mondjuk, hogy  $S_i$  sztochasztikusan kisebb (nagyobb), mint  $S_j$ . A továbbiakban a sztochasztikusan kisebb, egyenlő, illetve nagyobb relációk jelölésére rendre a  $<_{szt}$ ,  $=_{szt}$ ,  $>_{szt}$  szimbólumokat fogjuk használni (például  $S_i <_{szt} S_j$  vagy  $X =_{szt} Y$  vagy  $X_i >_{szt} X_j$ ).

Adott  $S_1, S_2, \dots, S_h$  sokaságok esetén az  $A_{ij}$  értékek a sokaságok páronkénti vagy lokális sztochasztikus dominancia viszonyait jelzik. A teljes együttesen belüli, ún. globális dominancia viszonyok mérhetők például a  $P_i$  sztochasztikus kezelési hatások segítségével, melyekhez úgy jutunk, hogy rögzített  $i$  index esetén az  $S_i$ -hez tartozó összes  $A_{ij}$  lokális dominancia értéket átlagoljuk:

$$P_i = \frac{1}{h} \sum_{j=1}^h A_{ij} \quad /2/$$

( $i = j$  esetén értelemszerűen  $A_{ii} = 0,5$ ).  $P_i$  azt mutatja meg, hogy ha  $S_i$ -ből és az  $S_j$ -k egyezésével létrejövő  $S$  összsokaságból véletlenszerűen és egymástól függetlenül kiválasztunk egy-egy  $X$ -értéket, mi lesz a valószínűsége annak, hogy az  $S_i$  sokaságból származó megfigyelés nagyobb lesz, mint az  $S$ -ből származó (egyenlőség esetén igazságosan felezünk). Megjegyezzük, hogy ha az  $S_i$  sokaságok mérete eltérő, akkor /2/-t célszerű súlyozott átlagként definiálni, ahol a súlyok a sokaságok méretével arányosak (lásd Vargha [2002], /7/ formula).

Tetszőleges  $h > 1$  esetén az  $S_i$  sokaságok együttesét sztochasztikusan homogénnek nevezzük, ha az egyes sokaságokat jellemző sztochasztikus kezelési hatások egymással mind megegyeznek:

$$P_1 = P_2 = \dots = P_h = 0,5. \quad /3/$$

A sztochasztikus homogenitás fennállása azt jelenti, hogy az  $S_i$  sokaságok között nincs olyan, amelyikben az  $X$  változó értékei általában nagyobbak vagy általában kisebbek lennének, mint a többi sokaságban. A sztochasztikus egyenlőség (SZTE) és a szto-

chasztikus homogenitás (SZTH) nullhipotézisének tesztelésére alkalmas statisztikai próbákkal kapcsolatban lásd *Delaney–Vargha* [2002]), illetve *Vargha* [2002].

$h = 2$  esetén az SZTE és az SZTH egymással ekvivalens,  $h > 2$  mellett – a modell újszerűsége miatt – azonban az alábbi érdekes jelenségek figyelhetők meg.

1. Az SZTH nem vonja maga után a sokaságok páronkénti SZTE-jét, vagyis előfordulhat, hogy az  $S_1, S_2, \dots, S_h$  ( $h > 2$ ) sokaságok sztochasztikusan homogén együttest képeznek, miközben páronként sztochasztikusan eltérnek egymástól ( $A_{ij} \neq 0,5$ , ha  $i \neq j$ ).

2. Általános esetben az is előfordulhat, hogy a  $P_i - P_j$  különbségek által jelzett globális sztochasztikus viszonylatok ellentétesek az  $A_{ij}$  segítségével definiált lokális viszonylatokkal, vagyis például  $P_i > P_j$  esetén  $A_{ij} < 0,5$ .

3. A sztochasztikusan kisebb reláció nem tranzitív, vagyis  $A_{ij} < 0,5$  és  $A_{jk} < 0,5$  együttes fennállása nem vonja maga után minden esetben az  $A_{ik} < 0,5$  reláció fennállását. Olyan eset is előfordul, amikor  $S_1, S_2$  és  $S_3$  sztochasztikusan homogén együttest képez, miközben a három sokaság egymást sztochasztikusan „körbeveri”:

$$A_{12} < 0,5, A_{23} < 0,5 \text{ és } A_{31} < 0,5,$$

vagyis

$$S_1 <_{\text{szt}} S_2 <_{\text{szt}} S_3 <_{\text{szt}} S_1.$$

Mindezen körülmények esetenként jelentősen megnehezíthetik a sztochasztikus összehasonlítások szakmai értelmezését. Miként lehet megmagyarázni például azt, hogy két terápiás eljárás, oktatási módszer vagy termelési eljárás lokálisan más nagyságrendi viszonyban van egymással, mint globálisan? Végül is milyen alapon dönthetjük el, hogy melyikük a jobb (hatékonyabb, eredményesebb stb.)? A jelen tanulmányban ezekre a kérdésekre is szeretnénk a gyakorlat számára kielégítő választ találni.

Először bemutatunk egy konkrét példát a sztochasztikus körbeverésre, és rávilágítunk arra, hogy ezen jelenség háttérében az áll, hogy az összehasonlított eloszlások dominancia viszonyai esetenként páronként más-más mérce szerint dőlnek el. Ezután megmutatjuk, hogy mindez szoros kapcsolatban van a valószínűségi fölény  $A$  mutatójának matematikai jelentésével, amely az összehasonlított két változó eloszlásfüggvényének egyfajta súlyozott különbsége segítségével is definiálható. Ezzel felhívjuk a figyelmet arra, hogy nem normális eloszlású változók, illetve az additív eltolástól számottevően különböző kísérleti hatások esetén fontos az eloszlások teljes vertikumának összehasonlítása. Ezt az elemzést valódi életből származó példák segítségével illusztráljuk, és egyben módszert adunk arra, hogy milyen módon lehet azonosítani az eloszlások olyan karakterisztikus pontjait, amelyek segítségével a függő változót dichotomizálva esetenként statisztikailag nagyobb magyarázó erejű új változókhoz jutunk.

#### PÉLDA SZTOCHASZTIKUS KÖRBEVERÉSRE

Vegyünk három szabályos dobókockát, melyeken rendre az alábbi számok láthatók:

A kocka:	1	1	4	4	4	4
B kocka:	2	2	2	2	5	5
C kocka:	3	3	3	3	3	3

Ha bármelyik kockával szabályosan dobunk, a dobás eredménye egy véletlen változó lesz. Ha az A és a B kockával egymástól függetlenül dobunk, az esetek 5/9 részében B nagyobb számot mutat. B nyeresi esélye C-vel szemben 1:2, tehát C-vel várhatóan kétszer olyan gyakran nyerünk, mint az A-nál nagyobb nyeresi esélyű B-vel. Ugyanakkor A-t és C-t összevetve, C az esetek 2/3 részében kikap A-tól, vagyis a sztochasztikus körbeverés esetével állunk szemben. Matematikai jelöléssel:

$$A <_{\text{sz}} B <_{\text{sz}} C <_{\text{sz}} A.$$

Hogyan értelmezhetünk egy ilyen körbeverést, ha a három véletlen változó mondjuk három különböző pszichológiai kezelés hatásosságának valamilyen mérőszáma?

Ha három sakkozó körmérkőzésén tapasztalnánk hasonló jelenséget, hamar kész volnánk a magyarázattal: A, B és C nagyjából azonos tudású sakkozók, de B különleges érzékkel talál rá A gyengéjére, miközben neki valahogy nem fekszik C stílusa, ami ellen viszont A tudja sikeresen felvenni a harcot. Mindez csak azért lehetséges, mert a sakkban valakivel szemben győzedelmeskedni többféle stílussal, játékfelfogással is lehet, és ha eltekintünk a szintén lehetséges formaingadozástól, a körbeverés azt jelzi, hogy a páros csaták esetenként más-más mérce szerint dőlnek el.

Ugyanez érvényes populációk, változók és statisztikai eloszlások sztochasztikus összehasonlítása esetén is. Például a fenti három dobókockának megfelelő eloszlás (két tizedesre kerekítve) az 1. táblában van összefoglalva.

1. tábla

*A három kockadobás eredményének eloszlása*

Megnevezés	Értékek					Összesen
	1	2	3	4	5	
A kocka	0,33	0	0	0,67	0	1,00
B kocka	0	0,67	0	0	0,33	1,00
C kocka	0	0	1,00	0	0	1,00

A körbeverés következménye, hogy mindhárom kockához található az értékskálának egy olyan dichotomizálása, amelynél a „nagy” értékek az adott kockánál fordulnak elő a legnagyobb valószínűséggel (lásd a 2–4. táblát).

2. tábla

*Az „A” kocka dominanciája*

Megnevezés	„Kis” értékek	„Nagy” értékek	Összesen
	1–3	4–5	
<b>A kocka</b>	0,33	<b>0,67</b>	1,00
B kocka	0,67	0,33	1,00
C kocka	1,00	0	1,00

3. tábla

*A „B” kocka dominanciája*

Megnevezés	„Kis” értékek	„Nagy” értékek	Összesen
	1–3	4–5	
A kocka	1,00	0	1,00
<b>B kocka</b>	0,67	<b>0,33</b>	1,00
C kocka	1,00	0	1,00



4. tábla

A „C” kocka dominanciája			
Megnevezés	„Kis” értékek	„Nagy” értékek	Összesen
	1-3	4-5	
A kocka	0,33	0,67	1,00
B kocka	0,67	0,33	1,00
<b>C kocka</b>	0	<b>1,00</b>	1,00

Ha a kicsi és a nagy értékeket egy  $m$  osztópont segítségével definiáljuk (kicsi:  $X < m$ ; nagy:  $X > m$ ), akkor a nagy értékek valószínűsége az  $F$  eloszlásfüggvény segítségével egyszerűen kifejezhető:

$$P(\text{Kis érték}) = F(m) \text{ és } P(\text{Nagy érték}) = 1 - F(m).$$

Úgy látszik, hogy a három eloszlás körbeverő tulajdonsága maga után vonja, hogy mindhárom  $X_i$  ( $i = 1, 2, 3$ ) eloszláshoz található olyan  $m_i$  osztópont, amelyre vonatkozóan az  $X_i$  változó  $F_i$  eloszlásfüggvényének  $F_i(m_i)$  függvényértéke kisebb, vagyis  $P(\text{Nagy érték}) = 1 - F_i(m_i)$  nagyobb, mint a másik két eloszlás esetében. Hogy ez valóban így is van, azt a következő fejezetben mutatjuk meg.

#### A VALÓSZÍNŰSÉGI FŐLÉNY A MUTATÓJÁNAK EGY ÚJ ÉRTELMEZÉSI LEHETŐSÉGE

Az /1/ kifejezéssel definiált  $A_{ij}$  mutató *Brunner* és *Munzel* [2000] szerint felírható az alábbi alakban is:

$$A_{ij} = P(X_i > X_j) + 0,5 \cdot P(X_i = X_j) = \int F_j dF_i = E[F_j(X_i)], \quad /4/$$

ahol  $F_i$  ( $i = 1, \dots, h$ ) az  $X_i$  változó normalizált eloszlásfüggvénye:

$$F_i(x) = P(X_i < x) + 0,5P(X_i = x) \text{ minden } x\text{-re} \quad /5/$$

(lásd *Ruymgaart* [1980]). Ha  $X$  diszkrét változó, melynek lehetséges értékei az  $x_1, x_2, \dots$  számok, akkor /4/ így is felírható:

$$A_{ij} = \sum_k P(X = x_k) F_j(x_k).$$

Következésképpen /4/ felhasználásával  $A_{ii} = 0,5$  miatt az  $X_i$  és az  $X_j$  változó sztochasztikus viszonyát meghatározó  $A_{ij} - 0,5$  különbség az alábbi módon néz ki:

$$A_{ij} - 0,5 = A_{ij} - A_{ii} = \sum_k P(X = x_k) [F_j(x_k) - F_i(x_k)]. \quad /6/$$

Folytonos esetben analóg módon kapjuk, hogy

$$A_{ij} - 0,5 = \int f_i(x)[F_j(x) - F_i(x)]dx, \quad /7/$$

ahol  $f_i$  az  $X_i$  változó sűrűségfüggvénye.

Akármilyen eloszlású is az  $X_i$  és az  $X_j$  változó, ha  $X_i >_{szt} X_j$ , akkor  $A_{ij} > 0,5$ , ami

$$\sum_k P(X = x_k) = 1, \text{ illetve } \int f_i(x)dx = 1$$

miatt maga után vonja, hogy az  $[F_j(x) - F_i(x)]$  különbségek súlyozott átlaga 0-nál nagyobb. Ez azt jelenti, hogy  $X_i >_{szt} X_j$  esetén az  $F_j$  eloszlásfüggvény általában (átlagosan) nagyobb, mint  $F_i$ , és egyben létezik legalább egy olyan  $m$  érték, amelyre  $F_j(m) > F_i(m)$ . Megjegyezzük, hogy ugyanez nemcsak az /5/-tel definiált normalizált, hanem a valódi – balról folytonos – eloszlásfüggvényre is igaz.

Ennél többet kíván meg az eloszlások *Lehmann* ([1975] 66. old.) szerinti rendezettség, amelyet erős sztochasztikus rendezésnek nevezünk. Eszerint valamely  $X$  és  $Y$  változóra  $X$  sztochasztikusan nagyobb mint  $Y$ , ha  $F_Y(c) \geq F_X(c)$  minden  $c$ -re úgy, hogy legalább egy  $c$ -re  $F_Y(c) > F_X(c)$ . A *Lehmann*-i erős sztochasztikus rendezés nyilvánvalóan maga után vonja az általunk bevezetett „gyenge” sztochasztikus rendezést, sőt, még a várható értékek és a mediánok hasonló irányú viszonyát is. Ebből következik, hogy az erős sztochasztikus rendezettség tranzitív, ami kizárja a körbeverés lehetőségét. Sztochasztikus körbeverés természetesen akkor sem állhat fenn, ha teljesül az additivitási modell (például a varianciaanalízis modelljében), mely szerint az összehasonlított eloszlások legfeljebb egy eltolási paraméterben különböznek egymástól.

Végül is mit tudunk meg abból, hogy  $A_{ij} > 0,5$ , vagyis hogy  $X_i$  gyenge értelemben sztochasztikusan nagyobb  $X_j$ -nél? A /6/ és a /7/ összefüggés alapján azt, hogy létezik legalább egy olyan  $m$  érték, amelyre az  $m$ -nél nagyobb értékek az  $X_i$  változó eloszlásában nagyobb valószínűséggel fordulnak elő, mint az  $X_j$  változó eloszlásában, és ha ez az osztópont szakmailag releváns, jól értelmezhető szintet definiál – ilyen lehet például egy gyógyulási kritérium vagy valamilyen teljesítmény minimálisan megkövetelt szintje –, akkor  $A_{ij}$  becslése, illetve a vele kapcsolatos hipotézisek vizsgálata fontos feladatnak tekintendő.

Ha pszichológiai kezelések változói sztochasztikusan körbeverik egymást, akkor ez arra utal, hogy az egyik kezelés mondjuk a teljes gyógyulás valószínűségében nő a többi fölé, a másik esetleg abban, hogy a legnagyobb valószínűséggel biztosítja egy bizonyos gyógyulási szint elérését stb. A legjobb persze az lenne, ha mindig létezne olyan terápiás eljárás, amelynek a gyógyítási hatékonyságát mérő változója a *Lehmann*-i szigorúbb definíció szerint is sztochasztikusan nagyobb lenne bármely kandidáns terápiás eljárásánál. Ez azonban már olyan erős rendezés, amelyet még az átlagok vagy a mediánok szigorúan monoton rendezettsége sem garantál. Megjegyezzük, hogy a valamely  $X$  változó szerinti sztochasztikus körbeverés az  $X$  változó gyengeségeként is felfogható, és olyan jelzés, amely e változó egydimeziós jellegét vonja kétségbe.

Mivel a gyakorlati példák egy jelentős részében sem az additivitási modell, sem az erős sztochasztikus rendezés fennállására nem számíthatunk, két eloszlás összehasonlítása során szakmailag fontos lehet megkeresni azt a pontot, ahol a két eloszlás a legéleseb-

ben különbözik egymástól, vagyis ahol az  $[F_j(x) - F_i(x)]$  különbség a legnagyobb. Ezt a módszert több valódi példa segítségével a következő fejezetben részletezzük.

### ELOSZLÁSOK RÉSZLETES ÖSSZEHASONLÍTÁSA

Mindenekelőtt keresnünk kell egy olyan statisztikai módszert, amelynek segítségével két független minta esetén megbízhatóan kideríthető, hogy van-e az  $X$  függő változó értékskálájának olyan pontja, amelyben a két elméleti eloszlás közti különbség koncentráldódik.

Ez a probléma hagyományos megközelítés szerint két részfeladatot foglal magában. Elsőként azt kell tisztázni, hogy elvethető-e a két eloszlás azonosságának nullhipotézise, majd pozitív eredmény esetén utóelemzéssel fel kell deríteni, hogy az értékskálának melyek azok a pontjai, ahol a két eloszlásfüggvény szignifikánsan különbözik egymástól.

E probléma megoldásához elsőként a Kolmogorov–Szmirnov-féle kétmintás próbát választottuk, melynek próbastatisztikája a két empirikus eloszlásfüggvény maximális különbségének egyszerű függvénye (lásd Vincze [1968] 158. old., vagy Hollander–Wolfe [1999] 178–186. old.). A próba azonban nem igazolta a vele kapcsolatos elvárásokat, mert ereje több empirikus elemzés során rendkívül alacsonynak mutatkozott. Számos olyan eset is előfordult, amikor a két eloszlás a Mann–Whitney-próba és annak néhány robusztus változata segítségével 1 százalékos szinten szignifikánsan különbözött, miközben a Kolmogorov-Szmirnov-próba még 10 százalékos szinten sem jelzett különbséget.

A Kolmogorov-Szmirnov-próba hagyományos alternatívájaként szóba jöhet még a  $\chi^2$ -próba is, amelynél azonban a kis hatékonyság mellett még elemszámproblémák is jelentkeznek. Végül a két eloszlásfüggvény részletes összehasonlítására az alábbi módszert alkalmaztuk:

1. Egyesítve a két független mintát, osszuk a legkisebb és a legnagyobb adat közti tartományt igen sok (mondjuk 100) azonos szélességű érintkező osztályra, majd ezen osztályok közül hagyjuk el azokat, amelyekbe egyetlen adat sem esik.

2. A maradék osztályok felső határán határozzuk meg az egyesített minta empirikus eloszlásfüggvényének értékét, majd tartsunk meg ezek közül maximálisan  $k$  darabot, ahol  $k$  egy 5 és 10 közötti egész szám, amelyet az  $X$  változó értékkészletének számossága, illetve az összelemszám figyelembevételével a statisztikai összehasonlítás megkezdése előtt rögzítünk. A cél az, hogy a  $k$  számú eloszlásfüggvény-értékhez tartozó  $k$  osztóponttal minél egyenletesebben lefedjük az  $X$ -értéktartományt, vagyis hogy az egymást követő osztópontok közé eső adatok relatív gyakoriságai a lehető leghasonlóbbak legyenek. Jelölje az így kapott  $k$  osztópontot rendre  $x_1, x_2, \dots, x_k$ .

3. Ezen  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) osztópontok mindegyikének a segítségével hasonlítsuk össze a két független minta empirikus eloszlásfüggvényének értékét a

$$H_0: P(X < x_i | 1. \text{ minta}) = P(X < x_i | 2. \text{ minta})$$

hipotézis tesztelésével. A  $H_0$  hipotézis vizsgálatára használhatjuk alkalmazási feltételének teljesülése esetén a 2:2-es  $\chi^2$ -próbát, ellenkező esetben pedig a Fisher–Irwin-féle egzakt-próbát (Fleiss–Levin–Paik [2003] 56. old.).

4. Minthogy a két empirikus eloszlásfüggvény összehasonlítását egyidejűleg  $k$  osztópontban végezzük el  $k$  próbát végrehajtva, a próba szintjének biztosításához a Bonferroni-féle elvet alkalmazzuk, vagyis egy-egy osztópont esetén akkor utasítjuk el a  $H_0$  hipotézist  $\alpha$  szignifikanciaszinten, ha a 2·2-es  $\chi^2$ -próba, illetve a Fisher–Irwin-próba  $\alpha/k$  szinten szignifikáns.

Kettőnél több ( $h$  számú) független minta empirikus eloszlásainak összehasonlítását a fentebb leírttal azonos módon végezhetjük el. Az egyetlen különbség az, hogy itt a pontonkénti összehasonlítást  $2 \cdot h$  nagyságú gyakorisági táblák alapján az általános  $\chi^2$ -próba segítségével hajtjuk végre (Hajtman [1968] 299. old.).

Ha  $k$  értékét alacsonyra állítjuk be, akkor az eloszlásokat kevesebb ponton hasonlíthatjuk össze, de az eredmény könnyebben lesz szignifikáns. Nagyobb  $k$  érték esetén részletesebb összehasonlítást kapunk, de a pontonkénti próbák nehezebben lesznek szignifikánsak. Ha az  $X$  változónak sok különböző értéke van, és az a feltételezésünk, hogy a minták csak 1-2 pontban különböznek markánsan, akkor célszerűbb nagy  $k$ -t választani, hogy biztosabban rátaláljunk ezekre az osztópontokra. Ez esetben a nagy  $k$  érték megvéd egyben a könnyű szignifikanciától is. Ha az  $X$  változó erősen diszkrét (például 3-5-értékű skálaváltozó), akkor  $k$  beállítása nem hat az eredményre, mert az értéktartomány felosztása során sosem kaphatunk az  $X$  változó különböző értékeinek számánál több nem üres osztályt.

A fentebb részletezett módszert beépítettem a Ministat programcsomag (lásd Vargha–Czigler [1999], illetve Vargha [2000] A. melléklet) legújabb, 3.3. verziójának nemparaméteres csoportösszehasonlító rutinjába (lásd a 5–9. táblákban bemutatott példákat). Ezzel nemcsak az eloszlások összehasonlítására nyertünk egy magas relatív erejű eljárást, hanem egyben olyan eljáráshoz jutottunk, amelynek segítségével egyidejűleg kettő vagy kettőnél több eloszlást az értéktartomány több pontján is összevethetünk az  $\alpha$  szint megtartása mellett.

Az alábbiakban konkrét empirikus elemzések segítségével illusztráljuk a fenti elméleti fejtegetés gyakorlati relevanciáját.

#### *Pszichológia szakra jelentkezők feminitása*

1981-ben az ELTE pszichológia szakára jelentkezők közül 94 fő vett részt egy ún. előzetes alkalmassági vizsgálaton, közöttük 16 férfi és 78 nő. Ezek közül 12 férfi és 70 női személlyel az S-CPI-t, a Kaliforniai Személyiség Kérdőív 300 kérdéses rövidített magyar változatát is felvették. E személyiségteszt egyik skálája a „Feminitás” (Fem), mely tájékoztat a vizsgált személy érdeklődésének feminin vagy maszkulin jellegéről. A skála magas pontértéke mindkét nem esetében inkább nőies érdeklődést, a nőkre jellemző viselkedésformák preferálását jelzi. Az alacsony értékekből erőteljes viselkedésre és a férfias viselkedési formák előnyben részesítésére következtethetünk (Oláh [1985]).

E skála érvényességét tesztelendő, összehasonlítottuk a fenti mintában a férfiak és a nők Fem-adatait. Az elméleti átlagok egyenlőségét (az adott mintában a fiúk átlaga 12,08, a lányoké 14,00 volt) a kétmintás  $t$ -próba ( $t(80) = 2,954, p < 0,01$ ) és a Welch-féle  $d$ -próba ( $d(13) = 2,372, p < 0,05$ ) segítségével teszteltük, a sztochasztikus egyenlőséget pedig a Mann–Whitney-próba ( $z = 2,339, p < 0,05$ ) és a Brunner–Munzel-próba ( $BM(12) = 2,108, p < 0,10$ ) segítségével (e próbákkal kapcsolatban lásd Vargha [2000]). A nők

férfiakkal szembeni sztochasztikus dominanciájának jellemzésére kiszámított  $A$  valószínűségi mutató mintabeli becsléte:  $A(\text{nő, férfi}) = 0,71$  lett, ami arról tájékoztat, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott – pszichológia szakra felvételiző – férfi és nő esetében körülbelül 71 százalék az esélye, hogy a nő Fem-értéke nagyobb a férfiénál (az egyenlőség valószínűségét igazságosan felezzük).

A két empirikus eloszlás részletesebb összehasonlításához megvizsgáltuk az eloszlásfüggvények különbségét a Ministat programcsomag segítségével. A program alkalmas osztópontok segítségével igen sok szűk kategóriára osztja a vizsgált változó értékskáláját úgy, hogy 100-nál kevesebb különböző érték esetén minden érték külön osztályba kerül. A program mindezen osztályok felső hatáira kiszámítja az empirikus eloszlásfüggvény értékét az egyesített, illetve a két összehasonlított mintában, de ezek különbségének szignifikanciáját csak  $k$  számú pontban teszteli. Tekintve, hogy a jelen példa esetében az összelemszám viszonylag alacsony ( $n = 82$ ),  $k$  értékére 5-öt állítottam be. A program az empirikus eloszlásfüggvények értéke, illetve azok különbsége mellett pontonként kiszámítja a  $\phi$  kontingencia-együttható értékét is (lásd *Vargha* [2000] 444–445. old.), mely arról tájékoztat, hogy az adott osztópont segítségével dichotomizált függő változó (jelen esetben a Fem) milyen szoros kapcsolatban van az ugyancsak kétértékű csoportosító változóval (jelen esetben a személy nemével). Ennek az elemzésnek az eredménye röviden az 5. táblában látható.

5. tábla

*Pszichológia szakra felvételiző férfiak (1) és nők (2) Fem-eloszlásának részletes összehasonlítása a Ministat programcsomag segítségével ( $n = 82$ )*

Eloszlásfüggvények összehasonlítása							
x	F(x)	F1(x)	F2(x)	F1(x) - F2(x)	Phi	p	Szign.
8.050	0.012	0.083	0.000	0.083	0.27		
10.050	0.085	0.417	0.029	0.388	0.49	0.003	**
11.050	0.159	0.500	0.100	0.400	0.39		
12.050	0.280	0.583	0.229	0.355	0.28	0.157	
13.050	0.451	0.667	0.414	0.252	0.18	0.630	
14.050	0.646	0.750	0.629	0.121	0.09	1.000	
15.050	0.768	0.833	0.757	0.076	0.06		
16.050	0.915	1.000	0.900	0.100	0.13	1.000	
17.050	0.951	1.000	0.943	0.057	0.09		
18.050	1.000	1.000	1.000				

A két elméleti eloszlás egyenlőségének tesztelése:  
Kolmogorov-Szmirnov próba:  $J^* = 1,280$  ( $p = 0,075$ )

Az 5. tábla adatai szerint a két nem között akkor kapjuk a leginkább szignifikáns különbséget, ha a Fem-skálát az  $m = 10,05$  osztópont segítségével dichotomizáljuk. Ezen érték alatti (azaz 0-10 közötti) pontot ért el az adott mintában a férfiak 41,7, illetve a nők 2,9 százaléka. A különbség mintegy 39 százalékpont, és ez – a Fisher–Irwin-próbával – erősen szignifikáns ( $p = 0,003$ ). A táblában feltüntetett  $p$ -érték már figyelembe veszi, hogy az eloszlások különbségét egyidejűleg 5 pontban teszteljük. Enélkül a Fisher–Irwin-próba  $p$ -értéke 0,0005 lenne. Érdemes megfigyelni, hogy a Kolmogorov–Szmirnov-próba csak tendencia szinten jelez ( $p < 0,10$ ).

Ezt az eredményt szakmailag a következőképpen interpretálhatjuk. A férfiak és a nők feminitása leginkább abban tér el egymástól, hogy létezik egy olyan minimális feminitásszint (a Fem-skálán ez a 10 és a 11 pont között van), amely alatti értéket döntő többségben csak férfiak produkálnak. A nők közül tehát szinte mindenki (mintánkban 70 közül 68) rendelkezik egy minimális feminitásszinttel. Ilyen jellegű eltérést a Fem-skála magasabb régiójában nem tapasztalunk. Például nincs egy olyan magas feminitásszint (elvileg nyugodtan létezhetne), melynél nagyobbat jobbra csak nők érnek el.

*További összehasonlítások az S-CPI személyiségteszt skálái segítségével*

Az 1. pontban bemutatott statisztikai elemzés szakmailag igen érdekes eredménye nem fogadható el minden fenntartás nélkül, mert

- a minta (pszichológia szakra felvételizők) meglehetősen speciális;
- a mintanagyság ( $n = 82$ ) viszonylag kicsi;
- a férfi-nő arány (15 százalék, illetve 85 százalék) túlságosan extrém.

Emiatt ugyanezt az elemzést egy nagyobb mintában is elvégeztük. A minta 331 kábítószerezés miatt orvosi kezelés alatt álló, 17–48 éves személyből állt, akiket 97 hasonló korú és iskolázottságú kontroll személy egészített ki (*Demetrovics* [2005])<sup>1</sup>.

Ebben a 428 fős mintában 401 személy (249 férfi és 152 nő) rendelkezett érvényes S-CPI adatokkal. Az itt a Fem-skálával végzett, az 1. pontban leírtakkal azonos elemzések eredményét (a nagy elemszám miatt most  $k = 10$  beállításával) a 6. tábla tartalmazza.

6. tábla

*Férfiak (1) és nők (2) Fem-eloszlásának részletes összehasonlítása a Ministat programcsomag segítségével (n = 401)*

x	F(x)	F1(x)	F2(x)	F1(x) - F2(x)	Phi	p	Szign.
2.075	0.002	0.004	0.000	0.004	0.04		
4.025	0.007	0.012	0.000	0.012	0.07		
5.075	0.020	0.032	0.000	0.032	0.11		
6.125	0.057	0.088	0.007	0.082	0.17		
7.025	0.127	0.189	0.026	0.162	0.24	0.000	***
8.075	0.222	0.325	0.053	0.273	0.32	0.000	***
9.125	0.327	0.458	0.112	0.346	0.36	0.000	***
10.025	0.491	0.679	0.184	0.495	0.48	0.000	***
11.075	0.594	0.775	0.296	0.479	0.47	0.000	***
12.125	0.728	0.876	0.487	0.389	0.42	0.000	***
13.025	0.830	0.932	0.664	0.267	0.35	0.000	***
14.075	0.928	0.980	0.842	0.138	0.26	0.000	***
15.125	0.963	0.992	0.914	0.077	0.20		
16.025	0.998	1.000	0.993	0.007	0.06		
17.075	1.000	1.000	1.000				

A két elméleti eloszlás egyenlőségének tesztelése:  
Kolmogorov-Szmirnov próba:  $J^* = 4.804$  ( $p = 0.000$ )

<sup>1</sup> Ez úton szeretnék köszönetet mondani *Demetrovics Zsolt* kollégának az általa rendelkezésre bocsátott adatokért.

A 6. táblából kiolvasható eredmények összhangban vannak az 5. táblában láthatóakkal. Meggyőzőnek tűnik, hogy a két nem Fem-skála szerinti összehasonlításában egy 10-et kis mértékben meghaladó  $m = 10 + \varepsilon$  érték segítségével végzett dichotomizálással kapjuk a két nem között a legélesebb eltérést. Ez esetben a férfiak 68, a nőknek viszont csak a 18 százaléka ad  $m$ -nél kisebb Fem-értéket, és ettől távolodva a két nem közti eltérés egyre kevésbé kifejezett, bár a különbség végig erősen szignifikáns. Megjegyezzük, hogy a program  $k = 10$  beállítása ellenére csak 8 ponton tesztelte az eloszlásfüggvények különbségét. Ennek az az oka, hogy a program az eloszlások extrém szélein ( $F(x) < 0,06$ , illetve  $F(x) > 0,94$  esetén) nem hajt végre statisztikai próbát.

Az a jelenség, miszerint két eloszlás az értékskála egy bizonyos pontján a többinél kiemelkedően nagyobb mértékben különbözik egymástól, más tesztmutatókkal kapcsolatban esetenként sokkal markánsabban jelenik meg (lásd a 7. és a 8. táblát), de olyan is előfordul, hogy az értékskálán egynél több olyan pont is található, ahol a két eloszlás közti eltérés ugrásszerűen megnő (lásd a 9. táblát). Ezen eloszlásokat megismerve azt is észrevehetjük, hogy nagyobb eséllyel sérül a Lehmann-féle erős sztochasztikus rendezés olyan esetekben, amikor a két eloszlás csak néhány speciális pontban különbözik szignifikánsan egymástól (lásd a 7. és a 8. táblát).

Szakmai szempontból azonban éppen ezek az esetek az igazán érdekesek, amikor is jól látható módon sérül a változók értékskálájának folytonos jellege. Olyasfajta jelenséggel állhatunk szemben, mint mondjuk a testhőmérséklet, amelynek skáláján bizonyos értékhatárok (például a hőemelkedés 37 fokos, vagy a láz 37,5 fokos küszöbe) különleges jelentőségűek, és jól látható módon sértik a skála folytonos kvantitatív jellegét.

7. tábla

Férfiak (1) és nők (2) „Státus elérésre való képesség” (CS)<sup>2</sup> eloszlásának részletes összehasonlítása a Ministat programcsomag segítségével ( $n = 401$ )

x	F(x)	F1(x)	F2(x)	F1(x) - F2(x)	Phi	p	Szign.
2.075	0.002	0.004	0.000	0.004	0.04		
3.125	0.010	0.008	0.013	-0.005	-0.03		
4.025	0.022	0.028	0.013	0.015	0.05		
5.075	0.045	0.040	0.053	-0.012	-0.03		
6.125	0.092	0.072	0.125	-0.053	-0.09	0.269	
7.025	0.185	0.133	0.270	-0.137	-0.17	0.002	**
8.075	0.287	0.253	0.342	-0.089	-0.10	0.195	
9.125	0.416	0.378	0.480	-0.103	-0.10	0.150	
10.025	0.571	0.522	0.651	-0.129	-0.13	0.039	*
11.075	0.736	0.699	0.796	-0.097	-0.11	0.112	
12.125	0.843	0.831	0.862	-0.031	-0.04	1.000	
13.025	0.938	0.932	0.947	-0.016	-0.03		
14.075	0.980	0.980	0.980	-0.000	-0.00		
15.125	0.993	0.992	0.993	-0.001	-0.01		
16.025	0.995	0.996	0.993	0.003	0.02		
17.075	1.000	1.000	1.000				

<sup>2</sup> A CS-skála azt próbálja megállapítani, hogy a személy rendelkezik-e azokkal a személyiségadottságokkal, tulajdonságokkal, amelyek alapul szolgálnak ahhoz, hogy szociális közösségekben vezető pozícióra tegyen szert. Magas pontérték esetén a kiemelkedni, fejlődni, előrehaladni akarás motivációs alapjait, illetve igényét azonosíthatjuk (Oláh [1985]).

8. tábla

Férfiak (1) és nők (2) „Szocializáltság” (SO)<sup>3</sup> eloszlásának részletes összehasonlítása a Ministat programcsomag segítségével (n = 401)

x	F(x)	F1(x)	F2(x)	F1(x)-F2(x)	Phi	p	Szign.
8.090	0.020	0.020	0.020	0.000	0.00		
9.190	0.042	0.040	0.046	-0.006	-0.01		
10.070	0.082	0.076	0.092	-0.016	-0.03	1.000	
11.170	0.147	0.149	0.145	0.004	0.01	1.000	
12.050	0.224	0.221	0.230	-0.009	-0.01	1.000	
13.150	0.304	0.301	0.309	-0.008	-0.01	1.000	
14.030	0.384	0.410	0.342	0.068	0.07	0.887	
15.130	0.494	0.522	0.447	0.075	0.07	0.733	
16.010	0.576	0.606	0.526	0.080	0.08	0.576	
17.110	0.636	0.675	0.572	0.102	0.10		
18.210	0.698	0.723	0.658	0.065	0.07	0.845	
19.090	0.796	0.831	0.737	0.094	0.11	0.114	
20.190	0.843	0.884	0.776	0.107	0.14		
21.070	0.893	0.928	0.836	0.092	0.14	0.019	*
22.170	0.933	0.952	0.901	0.050	0.10		
23.050	0.940	0.956	0.914	0.041	0.08		
24.150	0.973	0.976	0.967	0.009	0.03		
25.030	0.985	0.988	0.980	0.008	0.03		
26.130	0.993	0.992	0.993	-0.001	-0.01		
27.010	0.995	0.996	0.993	0.003	0.02		
28.110	1.000	1.000	1.000				

9. tábla

Férfiak (1) és nők (2) „Jó közérzet” (WB)<sup>4</sup> eloszlásának részletes összehasonlítása a Ministat programcsomag segítségével (n = 401)

Eloszlásfüggvények összehasonlítása							
c	F(c)	F1(c)	F2(c)	F1(c)-F2(c)	Phi	p	Szign.
4.125	0.012	0.012	0.013	-0.001	-0.00		
6.125	0.015	0.012	0.020	-0.008	-0.03		
7.125	0.027	0.020	0.039	-0.019	-0.06		
8.125	0.045	0.040	0.053	-0.012	-0.03		
9.125	0.055	0.040	0.079	-0.039	-0.08		
10.125	0.080	0.056	0.118	-0.062	-0.11	0.129	
11.125	0.115	0.072	0.184	-0.112	-0.17		
12.125	0.147	0.096	0.230	-0.134	-0.18	0.001	***
13.125	0.197	0.157	0.263	-0.107	-0.13		
14.125	0.242	0.189	0.329	-0.140	-0.16	0.007	**
15.125	0.304	0.245	0.401	-0.156	-0.16		
16.125	0.379	0.317	0.480	-0.163	-0.16	0.005	**
17.125	0.464	0.386	0.592	-0.207	-0.20	0.000	***
18.125	0.541	0.462	0.671	-0.209	-0.20	0.000	***
19.125	0.631	0.570	0.730	-0.160	-0.16	0.006	**
20.125	0.718	0.671	0.796	-0.125	-0.14	0.034	*
21.125	0.808	0.775	0.862	-0.087	-0.11	0.162	
22.125	0.888	0.867	0.921	-0.054	-0.08	0.495	
23.125	0.938	0.928	0.954	-0.026	-0.05		
24.125	0.965	0.956	0.980	-0.024	-0.06		
25.125	0.998	0.996	1.000	-0.004	-0.04		
27.125	1.000	1.000	1.000				

<sup>3</sup> Az SO-skála a felettes én funkciók működésének hatékonyságát, a szociális érettség és szociális felelősségérzet mértékét állapítja meg (Oláh [1985]).

<sup>4</sup> A WB-skála célja azonosítani azokat a személyeket, akik minimalizálják aggodalmaikat, panaszait, magas szinten elaborálják pszichés feszültségeiket, viszonylagosan mentesek az önmagukban való kételkedéstől és elégedettek elért eredményeikkel (Oláh [1985]).



## CSOPORTDISZKRIMINÁCIÓ NÖVELÉSE BINARIZÁLÁS SEGÍTSÉGÉVEL

Az előző fejezetben elvégzett összehasonlítások alapján logikusnak tűnik, hogy ha az eloszlásokat legjobban diszkrimináló pontokban dichotomizáljuk a vizsgálatba bevont függő változók értékskáláját, akkor ezekkel az újonnan képzett bináris változókkal esetenként statisztikailag előnyösebb eredményekre juthatunk, mint az eredeti változó-együttes segítségével. E hipotézis ellenőrzésére a fenti S-CPI vizsgálatnak mind a 21 skálájával összehasonlítottuk a két nemet, majd kiemeltünk 9 olyan skálát, amelyek esetében az összehasonlított két empirikus eloszlás legalább egy pontban 5 százalékos szinten szignifikánsan különbözött egymástól.

Az eredeti és a bináris változók diszkriminációs erejének összehasonlítása céljából az SPSS programcsomaggal lépésenkénti diszkriminancia-analízist (DA) hajtottunk végre a nem bejósására (lásd *Székhelyi–Barna* [2003] 8. fejezet). A személy nemének pszichológiai teszt segítségével történő predikciója nem tűnik gyakorlati szempontból releváns problémának, mert ritkán fordul elő, hogy a vizsgált személy neme ismeretlen. Elméletileg azonban a két nem között talált minden különbség hasznos információval szolgálhat a két nem személyiségének eltérő működéséről.

A DA a jelen esetben következő eredményekre vezetett:

a) A 21 eredeti S-CPI skála segítségével végzett elemzés során a DA három szignifikáns hatású változót emelt ki (Feminitás, Jó közérzet és Felelősségtudat) és átlagosan 75,6 százalékos megbízhatósággal tudta azonosítani a két nemi csoportot.

b) Ugyanakkor a 9 bináris skála segítségével végzett elemzés során a DA 6 szignifikáns hatású változót emelt ki (köztük a fenti 3 skála bináris formáját), amelyek segítségével átlagosan 74,6 százalékos megbízhatósággal lehetett azonosítani a személy nemét.

Már az is meglepő, hogy a binarizálással nem csökken számottevően a predikció hatékonysága, ami erősíti azt a feltételezést, hogy számos S-CPI skála esetében a két nem közti különbségben nem az eloszlások szintkülönbségei játszzák a fő szerepet, hanem az értékskálák bizonyos kritikus pontjai. Tekintettel azonban arra, hogy bináris változók esetén a független változók folytonosságát és normalitását feltételező DA nem a legadekvátabb osztályozási eljárás, a 9 binarizált változóval elvégeztünk egy lépésenkénti algoritmusú bináris logisztikus regresszió elemzést (LRA – lásd *Székhelyi–Barna* [2003] 9. fejezet) is, melynek során a két nemet már átlagosan 79,3 százalékos megbízhatósággal lehetett azonosítani öt szignifikáns hatású változó (Feminitás, Énerő, Felelősségtudat, Jó benyomás keltés és Jó közérzet) segítségével. Megjegyezzük, hogy az LRA-t az eredeti 21 skálával mint független változóval elvégezve, a DA-hoz hasonló eredményességű, 75,3 százalékos átlagos helyes azonosítású modellt kaptunk három magyarázó változó (Feminitás, Jó közérzet és Tolerancia) segítségével. Ugyanakkor a legjobb diszkriminatív hatékonyságú eredeti és bináris változókat egy csapatba összevonva az LRA-ban nem sikerült a helyes azonosítás százalékát 79,3 fölé vinni.

*Mentálisan beteg és egészséges nők diszkriminációja pszichiátriai skálák segítségével*

A két nem elméletileg tanulságos összehasonlító elemzése után kerestünk egy olyan adatbázist, ahol valamely kétértékű változó bejósítása igazi gyakorlati relevanciával bír. Ezt az alábbi kutatás adatállománya biztosította.

Pethő Bertalan és munkatársai 1967 és 1974 között 237 pszichésen súlyosan beteg nőt vontak be egy komplex követéses vizsgálatba (Pethő [2001]). E betegeket egy 54 fős, mentálisan egészséges személyekből álló kontroll minta egészítette ki. Ezek közül a személyek közül 271 (230 beteg és 41 egészséges) személy esetében rendelkezésre álltak az Overall [1968] által kialakított Overall-féle Faktor-szerkezet Becslésskála (Factor Construct Rating Scale – FCRS), valamint a Rockland és Pollin [1965] nevéhez fűződő Rockland-Pollin Becslésskála (RPS) tételei (e tesztekéről bővebben lásd Pethő [1972], illetve Pethő–Szilágyi–Hajtman [1977]).

Az FCRS-nek 17 elemi tételét (F1, ..., F17) az RPS-nek pedig 34 elemi tételét (R1, ..., R33, R35) vontuk be az elemzésekbe. Ezek a tételek olyan skálák, amelyeken a 0 érték valamely pszichiátriai tünet teljes hiányát, a maximumhoz közeli értékek pedig ezen tünetek markáns jelenlétét jelzik.

A következő statisztikai elemzéseket végeztük el:

a) Változónként teszteltük a két fő diagnosztikai csoport (beteg versus egészséges) sztochasztikus egyenlőségét, és összehasonlítottuk az eloszlásfüggvényeket az előző pontban leírt módon (most is  $k = 10$  beállításával). Ezután a két csoportot szignifikánsan elkülönítő tesztteteleket binarizáltuk a két eloszlást legjobban elkülönítő osztópontokban. Így összesen 40 bináris változóhoz jutottunk (F1–F14, F16, F17, R1–R5, R9, R11–R16, R18, R20–R23, R25–R30, R33).

b) Ezután egyrészt az 51 eredeti változóval, másrészt a 40 bináris változóval megpróbáltuk a kétértékű diagnózis (beteg versus egészséges) dichotóm függő változóját a lehető legjobban bejósolni. Ehhez az előző pontban már bemutatott DA és LRA-módszerét használtuk lépésenkénti változó kiválasztással (Forward stepwise módszer). A kiválasztást addig folytattuk, amíg az újonnan beválasztott változó szignifikánsan növelte a függő változó predikcióját. Az elemzések során kapott helyes besorolási arányokat a 10. tábla mutatja be.

10. tábla

*A helyes azonosítás arányai a DA és az LRA segítségével történő predikció során a két változócsoporthoz (eredeti versus binarizált) (százalék)*

Diagnózis	DA az eredeti változókkal	DA a binarizált változókkal	LRA az eredeti változókkal	LRA a binarizált változókkal
Beteg ( $n = 230$ )	78,7	87,0	95,7	95,7
Kontroll ( $n = 41$ )	92,7	100,0	82,9	85,4
Összesen	80,8	88,9	93,7	94,1
Kiválasztott változók száma (darab)	11	7	10	8

A 10. tábla alapján az alábbi konklúziók vonhatók le:

a) Nem normális eloszlású változók esetén a DA esetenként számottevően gyengébb diszkriminációra képes, mint az LRA.

b) Ha a dichotóm függő változó két értékét maximálisan diszkrimináló skálapontokban binarizáljuk a szignifikáns prediktív erővel rendelkező független változókat, akkor ezzel a DA diszkriminációs hatékonyságát esetenként jelentősen megnövelhetjük. Például jelen adataink esetében 7 bináris változóval 88,9 százalékos helyes azonosítást értünk el, míg 11 eredeti változóval csak 80,8 százalékos azonosítási százalékot lehetett elérni.

c) Ez az előny, ha esetenként kisebb mértékű is, a logisztikus regresszióban is megmarad (8 bináris változóval 94,1 százalék, míg 10 eredeti változóval 93,7 százalék).

### KORRELÁCIÓS KAPCSOLATOK ERŐSÍTÉSE ALKALMAS SKÁLAREDUKCIÓ SEGÍTSÉGÉVEL

A társadalomtudományi kutatások statisztikai feldolgozásaiban a csoportok összehasonlítása mellett talán a korrelációs elemzések örvendenek a legnagyobb népszerűségnek. Célszerűnek látszik ezért megnézni, hogy a fentebb bemutatott binarizálási módszerrel nem lehetne-e a változók közti kapcsolatokat esetenként markánsabban kimutatni. E kérdés tisztázására az alábbi empirikus statisztikai elemzést végeztük el.

A szakmai kérdés pszichológiai jellegű, és arra vonatkozik, hogy a Rorschach teszt-vizsgálat során a vizsgált személy által adott válaszok tartalmi megoszlása összefügg-e a személy iskolázottsági szintjével. A Rorschach-teszt a klinikai pszichológia egyik legfontosabb diagnosztikai eljárása. A vizsgált személynek tíz táblát mutatnak be, amelyeken tintapacákra emlékeztető foltok vannak. A feladat: jelentést adni ezeknek a foltoknak. A vizsgált személy által adott válaszokat a teszt elvégzése után összesítik, és különböző szempontok (például az értelmezett folt nagysága, tagoltsága vagy az adott válasz tartalmi kategóriája) szerint minősítik. Ha például a vizsgált személy valamelyik foltban vagy annak részletében egy kígyót vél felfedezni, akkor a válasz az „Állat” tartalmi minősítést kapja, ha pedig az Eiffel-tornyot, akkor az „Architektúra” tartalmi besorolást. Ezekből a válaszokból fontos pszichológiai következtetések vonhatók le.

A jelen elemzésben felhasznált adatok a Magyar Rorschach Standard kialakításánál felhasznált 359 pszichésen egészséges személytől származnak (lásd Vargha [1989a], [1989b]). Az itteni statisztikai elemzésbe a háromértékű iskolázottságot (alsó-, közép- és felsőfokú végzettség) és 44 tartalmi kategória (M = Ember, T = Állat, Myth = Mitológia, Anat = Anatómia, Pfl = Növény, Obj = Tárgy, Szikla, Táj, Tűz, Víz, Robbanás stb.) egész számra kerekített százalékos előfordulási arányát vontam be. Például Anat% = 7,4 arról tájékoztat, hogy a vizsgált személy válaszainak 7,4 százalékában fordult elő az Anatómia tartalmi körbe eső válasz vagy válaszrészlet.

Első lépésben az alsó-, a közép- és a felsőfokú végzettségűek három független mintájának sztochasztikus összehasonlítását végeztem el (Vargha [2002]), kiegészítve ezt az eloszlások részletes összehasonlításával (most is  $k = 10$  beállításával). Például a Röntgen% (Rtg) változóval kapcsolatos főbb eredményeket a 11. tábla mutatja be.

A 11. táblából kiolvasható, hogy a három eloszlás között a legélesebb eltérés mindjárt a legkisebb skálaértéknél ( $x = 0,120$ ) tapasztalható. Ennél kisebb érték csak a 0 volt, ami azt jelenti, hogy a három iskolázottsági csoportból a személyek rendre 85,4, 66,9, illetve 58,8 százaléka esetében Rtg = 0, vagyis ennyien voltak azok, akik a vizsgálat során egyetlen Röntgen-választ sem adtak. Ez a három arány a  $\chi^2$ -próba szerint szignifikánsan különbözik egymástól ( $\chi^2 = 19,03$ ,  $p = 0,001$ ). A  $0+\varepsilon$  érték (például 0,1) tehát alkalmas osztópontnak tűnik az Rtg változó skáláján a három iskolázottsági csoport elkülönítésére. Ráadásul az ezen érték segítségével képzett bináris változó szakmailag jól értelmezhető, ez ugyanis a Röntgen tartalom indikátorváltozója. Akik adtak ilyen választ a Rorschach-vizsgálat során, azon személyeknél e bináris változó értéke 1, a többi személynél pedig 0.

A 44 megvizsgált tartalmi változó közül 30 tudta szignifikánsan elkülöníteni az iskolázottság egyes szintjeit egymástól. Közülük 29 esetében a  $0+\varepsilon$  érték jól diszkrimináló pont volt az értékskálán. Egyetlen változó (T = Állat%) esetében az eloszlások az érték-

skálának szinte a teljes vertikumban markánsan különböztek egymástól, vagyis a különbség nem összpontosult egy vagy több jól meghatározható skálapontra. Ennek megfelelően a 30 szignifikáns diszkrimináló képességű tartalmi változóból egyet (T-t) meghagytam eredeti formájában, a többit pedig  $0+\varepsilon$  osztópont segítségével binarizáltam. E transzformációk hatását a korrelációs kapcsolatokra az alábbi statisztikai elemzésekkel vizsgáltuk meg.

11. tábla

*Az iskolai végzettség három szintjének sztochasztikus összehasonlítása a Rorschach-teszt Röntgen% tartalmi mutatójának segítségével*

Függő változó: Rtg						
Csoportosító változó: Isk						
Index	Név	Érvényes esetek	Rangátlag	Rangszórás	Sztoch. dominancia = súly.	kül.súly.
1.	7-11	103	151.96	65.11	0.426**	0.422**
2.	12-15	142	187.78	90.69	0.526	0.522
3.	16-18	114	195.64	86.30	0.548*	0.544*

Sztochasztikus homogenitás tesztelése

Hagyományos eljárás, amely feltételezi a szóráshomogenitást:

- Kruskal-Wallis-próba:  $H(2) = 16.483^{**}$

Szóráshomogenitást nem igénylő robusztus közelítő eljárás:

- Korrigált rang Welch-próba:  $rW3(2; 225) = 11.082^{**}$

KULLE-féle aszimptotikusan egzakt próbák

- Populációk azonos súlyozása:  $KG2(1.96; 356) = 9.915^{**}$
- Mintaelemszámmal arányos súlyozás:  $KF2(1.96; 356) = 9.869^{**}$

Eloszlásfüggvények a különbségek előjelével és az eltérés szignifikanciájával

x	F1(x)	F2(x)	F3(x)	12	13	23	Khi2	p	Szign.
0.120	0.854	0.669	0.588	++	+++	+	19.03	0.001	***
1.080	0.854	0.683	0.596	++	+++	+	17.82	0.001	***
2.040	0.874	0.725	0.728	++	+	.	8.96	0.079	+
3.000	0.883	0.754	0.807	+	+	-	6.50	0.272	
4.200	0.942	0.803	0.868	++	+	-	9.81	0.052	+
5.160	0.971	0.859	0.904	++	+	.	8.70	0.091	+
6.120	0.971	0.880	0.921	+	.	.	6.61	0.257	
7.080	0.971	0.901	0.930	+	.	.	4.45		
8.040	0.981	0.915	0.956	+	.	.	5.32		
9.000	0.981	0.923	0.965	+	.	.	5.02		
10.200	0.981	0.937	0.982	.	.	.	4.97		
12.120	0.990	0.937	0.982	+	.	.	6.63		
13.080	0.990	0.944	0.982	.	.	.	5.33		
14.040	0.990	0.965	0.982	.	.	.	1.95		
15.000	1.000	0.972	0.991	.	.	.	3.77		
17.160	1.000	0.993	1.000	.	.	.	1.53		
24.120	1.000	1.000	1.000	.	.	.	0.00		

A legegyszerűbb ellenőrzési mód, hogy korreláltatjuk a iskolázottságot (a végzett osztályok számával mérve) a különböző tartalmi változók eredeti és binarizált változatával. Tekintve, hogy az iskolázottság csak az ordinalitás kritériumának tesz eleget, vagyis nem igazi kvantitatív változó, a szokásos Pearson-féle  $r$  mellett esetünkben célszerű rangkorrelációt is számolni. E célból a változók diszkrét jellegét is figyelembe vevő Kendall-féle tau-b monotonitási mérőszámot választottuk (Dixon [1990] 556. old.). Az eredmények a 12. és a 13. táblában láthatók.

12. tábla

29 binarizált változó Pearson-féle  $r$  korrelációja a végzett osztályok számával eredeti és transzformált alakban ( $n = 359$ )

Tartalmi kategória	Eredeti változóalak	Binarizált változóalak	Tartalmi kategória	Eredeti változóalak	Binarizált változóalak
Emberszerű	0,147***	0,229***	Füst	0,094*	0,161***
Mythológia	0,170***	0,284***	Tűz	0,163***	0,171***
Szörny	0,145***	0,183***	Víz	0,128**	0,215***
Anatómia	-0,024	0,225***	Jég	0,049	0,152***
Rtg	0,100*	0,211***	Explózió	0,108**	0,219***
Obj	0,280***	0,304***	Térkép	0,093*	0,194***
Matéria	0,132**	0,248***	Ornamentika	0,125**	0,234***
Jármű	0,135***	0,229***	Festmény	0,042	0,189***
Architektúra	0,209***	0,262***	Illusztráció	0,154***	0,281***
Ruha	0,259***	0,312***	Szobor	0,124**	0,236***
Táj	0,197***	0,249***	Ennivaló	0,049	0,183***
Pfl	-0,040	0,166***	Szem	0,165***	0,250***
Asztronómia	0,043	0,145***	Tör	0,188***	0,190***
Sacrum	0,093*	0,164***	Barlang	0,089*	0,167***
Felhő	0,064	0,148***			

\*  $p < 0,1$   
 \*\*  $p < 0,05$   
 \*\*\*  $p < 0,01$

13. tábla

29 binarizált változó Kendall-féle tau-b rangkorrelációja a végzett osztályok számával eredeti és transzformált alakban ( $n = 359$ )

Tartalmi kategória	Eredeti változóalak	Binarizált változóalak	Tartalmi kategória	Eredeti változóalak	Binarizált változóalak
Emberszerű	0,165***	0,196***	Füst	0,133***	0,141***
Mythológia	0,222***	0,247***	Tűz	0,141***	0,143***
Szörny	0,163***	0,175***	Víz	0,132***	0,189***
Anatómia	0,080**	0,216***	Jég	0,106**	0,135***
Rtg	0,151***	0,186***	Explózió	0,176***	0,209***
Obj	0,235***	0,271***	Térkép	0,142***	0,179***
Matéria	0,176***	0,210***	Ornamentika	0,173***	0,202***
Jármű	0,171***	0,198***	Festmény	0,126***	0,156***
Architektúra	0,202***	0,218***	Illusztráció	0,221***	0,247***
Ruha	0,231***	0,280***	Szobor	0,177***	0,200***
Táj	0,195***	0,215***	Ennivaló	0,136***	0,168***
Pfl	0,005	0,146***	Szem	0,206***	0,234***
Asztronómia	0,098**	0,126***	Tör	0,165***	0,168***
Sacrum	0,125***	0,150***	Barlang	0,136***	0,153***
Felhő	0,102**	0,132***			

\*  $p < 0,1$   
 \*\*  $p < 0,05$   
 \*\*\*  $p < 0,01$

A 12. és a 13. táblából kiolvasható, hogy a skálaredukció minden esetben növeli az iskolázottsággal való korrelációt és rangkorrelációt – a legtöbb esetben jelentős mértékben. Ha pedig többszörös korrelációs együtthatót ( $R$ ) számolunk a 29 binarizált változó és a végzett osztályok száma között, akkor  $R$  értéke az eredeti alakokkal 0,50, a binarizált alakokkal pedig 0,57 lesz, a korrigált  $R^2$  pedig rendre 0,19, illetve 0,26, ami a binarizálás figyelemre méltó előnyét mutatja.

A korrelációk növekedése azért is meglepő, mert skálaredukció esetén általában a korreláció csökkenését várjuk. Például *Cohen* [1983] említi, hogy ha  $(X, Y)$  normális együttes eloszlású változópár, akkor bármelyiküket a medián pontjában binarizálva, a korreláció köztük az eredetinek körülbelül a 80 százalékára csökken:

$$\rho(X_{bin}, Y) = \rho(X, Y_{bin}) = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \rho(X, Y) \approx 0,8\rho(X, Y) \quad /8/$$

(a bizonyítást illetően lásd *Vargha–Rudas–Delaney–Maxwell* [1996]). *Peters* és *Van Voorhis* ([1940] 394. old.) képletei alapján *Cohen* [1983] úgy gondolta, hogy ha mindkét változót binarizáljuk a medián segítségével, akkor a korreláció az eredeti  $0,8 \cdot 0,8 = 0,64$  részére csökken. Ez a feltételezés ugyan téves, mert *Vargha et al.* [1996] levezetése szerint a fenti helyzetre a

$$\rho(X_{bin}, Y_{bin}) = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho(X, Y)) \approx 0,64\arcsin(\rho(X, Y)) \quad /9/$$

összefüggés érvényes, de kisebb (hozzávetőlegesen a 0,5 alatti) korrelációk esetén *Cohen* javaslata jó közelítésként elfogadható (*Vargha et al.* [1996] 1. tábla). Megjegyezzük, hogy ha kétdimenziós normális eloszlás esetén a binarizálást a mediántól különböző pontban végezzük, a korreláció még nagyobb mértékben csökken.

A 12. és a 13. tábla adatai azonban azt mutatják, hogy a binarizálás nemcsak hogy nem csökkentette a korrelációt, hanem kivétel nélkül minden esetben növelte, sok esetben tetemesen. Ez egyrészt a normális eloszlástól való nagymértékű eltérés következménye, másrészt azt is felveti, hogy a vizsgált változók értékskálája még csak nem is folytonos jellegű. Esetünkben a 29 binarizált változó mindegyikét a  $0+\varepsilon$  érték segítségével binarizáltunk. Ezek tehát mind egy-egy Rorschach-tartalom indikátorváltozói. Ha egy változó ilyen formában informatívabb, mint eredeti alakjában, akkor ez azt jelenti, hogy az 1-nél több előfordulásokot egymástól megkülönböztetve – a változók eredeti százalékos formája éppen ezt teszi – romlik az iskolázottsági szintek diszkriminációja. Ezen összefüggésnek fontos pszichometriai következménye van.

\*

Végezetül szeretnénk megjegyezni, hogy a binarizálással kapcsolatban fentebb felsorolt pozitív tapasztalatok alapján nem szeretnénk arra buzdítani, hogy ezután mindig, minden esetben térjünk át a többértékű ordinális vagy kvantitatív változókról alkalmas osztópontokkal az egyszerűbb bináris változóformákra. Ilyen döntéshez elengedhetetlen a kellő statisztikai alátámasztás és a szakmai relevancia. Pusztán arra akartuk felhívni a figyelmet, hogy a binarizálással nem veszítünk automatikusan információt, és hogy egyes

jellegetesen nem normális eloszlású változók esetén ez az eljárás akár eredményesebb statisztikai elemzésekre is vezethet, mint az eredeti változóformákkal végzett elemzések. Azt a tanulságot azonban mindenképpen levonhatjuk, hogy a társadalomtudományi kutatásokban a mélyebb statisztikai elemzések végrehajtása előtt mindig célszerű végig gondolni, hogy változóink, amelyeket igen gyakran bizonyos rejtett tulajdonságok mérésére használunk, vajon a legjobban vannak-e definiálva.

## IRODALOM

- BRUNNER, E. – MUNZEL, U. [2000]: The nonparametric Behrens-Fisher problem: Asymptotic theory and a small-sample approximation. *Biometrical Journal*. 42. évf. 1. sz. 17–25. old.
- BRUNNER, E. – PURI, M. L. [2001]: Nonparametric methods in factorial designs. *Statistical Papers*. 42. évf. 1. sz. 1–52. old.
- COHEN, J. [1983]: The cost of dichotomization. *Applied Psychological Measurement*. 7. évf. 3. sz. 249–253. old.
- DELANEY, H. D. – VARGHA, A. [2002]: Comparing several robust tests of stochastic equality with ordinally scaled variables and small to moderate sized samples. *Psychological Methods*. 7. évf. 4. sz. 485–503. old.
- DEMETROVICUS ZS. [2005]: *Különböző típusú drogok használatának személyiségpszichológiai és családi háttere*. PhD-értekezés. Budapest. (Kézirat)
- DIXON, W. J. [1990]: *BMDP Statistical Software Manual*. University of California Press. Berkeley.
- FLEISS, J. L. – LEVIN, B. – PAIK, M. C. [2003]: *Statistical methods for rates and proportions* (3rd Ed.). Wiley. New York.
- HAJTMAN B. [1968]: *Bevezetés a matematikai statisztikába pszichológusok számára*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- HOLLANDER, M. – WOLFE, D. A. [1999]: *Nonparametric statistical methods* (2nd Ed.). Wiley. New York.
- LEHMANN, E. L. [1975]: *Nonparametrics: Statistical methods based on ranks*. Holden-Day. San Francisco.
- MICCERI, T. [1989]: The unicorn, the normal curve, and other improbable creatures. *Psychological Bulletin*. 105. évf. 1. sz. 156–166. old.
- OLÁH A. [1985]: A Califormiai Pszichológiai Kérdőív hazai alkalmazásával kapcsolatos tapasztalatok. In: *Pszichológiai Tanulmányok*. XVI. kötet 53–101. old.
- OVERALL J. E. [1968]: Standard psychiatric symptom description: The Factor Construct Rating Scale (FCRS). *Triangle: Sandoz Journal of Medical Sciences*. 8. évf. 6. sz. 178–186. old.
- PETERS, C. C. – VANVOORHIS, W. R. [1940]: *Statistical procedures and their mathematical bases*. McGraw-Hill. New York
- PETHŐ B. [1972]: *A pszichiatrai nosológia értékességéről, a cycloid és a hebephren pszichosik differentialdiagnosztikája kapcsán*. Kandidátusi disszertáció. Magyar Tudományos Akadémia. Budapest.
- PETHŐ B. – SZILÁGYI A. – HAJTMAN B. [1977]: A pszichiatrai tüneti kép módosított Rockland-Pollin-féle becslésskálával történő felmérése cycloid és hebephren betegeknel. *Ideggyógyászati Szemle*. 30. évf. 4. sz. 155–175. old.
- ROCKLAND I. H. – POLLIN W. [1965]: Quantification of psychiatric mental status. *Archives of General Psychiatry*. 12. évf. 1. sz. 23–28. old.
- RUYMGAART, F. H. [1980]: A unified approach to the asymptotic distribution theory of certain midrank statistics. In: *J. P. Raoult* (szerk.), *Statistic non Parametrique Asymptotique*, Lecture Notes on Mathematics. 821. sz. Springer Verlag. Berlin. 1–18. old.
- SZÉKELYI M. – BARNÁ I. [2003]: *Túlélőkészlet az SPSS-hez*. Typotex Kiadó. Budapest.
- VARGHA A. [1989a]: *A nem, az életkor, az iskolázottság és a diagnózis hatása az egyes Rorschach-jegyekre*. Egységes jegyzet. Tankönyvkiadó. Budapest.
- VARGHA A. [1989b]: *A magyar Rorschach Standard táblázatai*. Egységes jegyzet. Tankönyvkiadó. Budapest.
- VARGHA A. [2000]: *Matematikai statisztika pszichológiai, nyelvészeti és biológiai alkalmazásokkal*. Pólya Kiadó. Budapest.
- VARGHA A. [2002]: *Független minták egyszempontos összehasonlítása új rangsorolási eljárások segítségével*. Statisztikai Szemle. 80. évf. 4. sz. 328–353. old.
- VARGHA A. [2004]: A kétszempontos sztochasztikus összehasonlítás modellje. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 1. sz. 67–82. old.
- VARGHA A. – CZIGLER B. [1999]: *A MiniStat statisztikai programcsomag, 3.2 verzió*. Pólya Kiadó. Budapest.
- VARGHA, A. – DELANEY, H. D. [1998]: The Kruskal-Wallis test and stochastic homogeneity. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 23. évf. 2. sz. 170–192. old.
- VARGHA, A. – DELANEY, H. D. [2000]: A critique and improvement of the CL common language effect size statistic of McGraw and Wong. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 25. évf. 2. sz. 101–132. old.
- VARGHA, A. ET. AL [1996]: Dichotomization, partial correlation, and conditional independence. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 21. évf. 3. sz. 264–282. old.
- VINCZE I. [1968]: *Matematikai statisztika ipari alkalmazásokkal*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest.
- WILCOX, R. R. [1996]: *Statistics for the social sciences*. Academic Press. San Diego, New York.

## SUMMARY

In the empirical research of social sciences serious efforts have been made to define variables that are at least ordinally scaled. Along with these efforts a number of new methods have recently been developed for group comparisons with ordinal dependent variables.

The present article describes some hard to manage cases (such as the no best situation) of stochastic comparisons. It shows also that the probable cause of these strange situations is that under the violation of normality assumption certain types of discriminative information are densed in some special critical points of the scale. The paper presents several empirical studies with highly non-normal distributions. Here it is demonstrated that in dichotomizing these scales using the above mentioned critical points as cut-points, instead of loosing information we often reach more efficient group discrimination and a better prediction in multiple regression.



# A NEGATÍV ÉS AZ ÁLTALÁNOSÍTOTT NEGATÍV BINOMIÁLIS ELOSZLÁS TULAJDONSÁGAI ÉS EGY ALKALMAZÁSUK\*

ANWAR HASSAN<sup>1</sup>

A negatív binomiális eloszlás<sup>2</sup> és az általánosított negatív binomiális eloszlás<sup>3</sup> paraméterbecslését a maximum likelihood módszerrel vizsgáljuk. Ezt a becslést emellett a súlyozott eltérések,<sup>4</sup> valamint a megfigyelt és az elméletileg elvárható gyakoriságok eltérésére épített minimális khi-négyzet módszerrel is elvégezzük. Emellett az általánosított negatív binomiális eloszlás paramétereinek becslésére kidolgoztunk egy új súlyozási módszert, amely a változások hányadosainak empirikus súlyozásán alapul.

Az elméleti fejtegetéseket egy biológiai alkalmazáson mutatjuk be. Ugyanazon megfigyelt adathalmazra negatív binomiális és általánosított negatív binomiális eloszlásokat illesztünk, majd összevetettük őket, és értékeltük a kapott eredményeket.

TÁRGYSZÓ: Általánosított negatív binomiális eloszlás. Modellillesztés. Levélbetegség.

Az utóbbi időkben a kutatók egyre nagyobb figyelmet fordítanak a különféle általánosított diszkrét eloszlásokra, mivel ezek a hagyományos eloszlásoknál gyakrabban fordulnak elő a természetben, és ennél fogva a természettudományokban szélesebb körben használhatók. Az általánosított diszkrét eloszlások felfedezése felszabadította a kutatókat egy sor olyan korábbi kötöttség alól, amelyek részben abból adódtak, hogy korábban bonyolult keverék-eloszlásokkal kellett dolgozniuk. Az új megközelítés nagy lehetőségeket nyitott meg a különféle tapasztalati eloszlásokra végzett illesztések terén.

*Consul* és *Shenton* [1972] a Lagrange-kifejtés segítségével adott módszert általánosították diszkrét eloszlások új családjainak generálására. Ami a becslést illeti, a maximum likelihood módszer a paraméterbecslés egyik leggyakrabban alkalmazott eljárása. Ugyanakkor az is ismert, hogy ennek a módszernek egyik fő hátránya az, hogy bizonyos esetekben a likelihood egyenletek nehezen megoldható alakot öltenek. Ez a helyzet az általánosított negatív binomiális eloszlás (GNBD) esetében is. Talán ez az oka annak – ahogy azt *Jain* és *Consul* [1971] is említi –, hogy a maximum likelihood (ML) módszerrel történő becslést a GNBD esetén a szakirodalom nem tárgyalja részletesen. *Gupta*

\* A tanulmányt fordította: *Hunyadi László*. A szerző köszönetet mond a tanulmány bírálójának segítő megjegyzéseiért.

<sup>1</sup> A szerző elérhető az alábbi e-mail címen: [anwar\\_husan@yahoo.com](mailto:anwar_husan@yahoo.com).

<sup>2</sup> Negative Binomial Distribution (NBD).

<sup>3</sup> Generalized Negative Binomial Distribution (GNBD).

<sup>4</sup> Weighted Discrepancies (WD).

[1975] a ML a GNBD paramétereinek becslését mint a módosított hatványsor eloszlás<sup>5</sup> becslésének speciális esetét tárgyalja. A paraméterbecslés a maximum likelihood módszerrel körülményes, mivel a három likelihood egyenlet nehezen megoldható alakot ölt. Valamilyen iterációs technikával persze megoldhatók az egyenletek. Tekintve azonban, hogy a GNBD momentumai viszonylag egyszerűen előállíthatók, a momentumok módszere kényelmesen használható. Mindazonáltal, a ML jobb nagymintás tulajdonságaira való tekintettel ebben a tanulmányban kísérletet teszünk a ML alkalmazására is.

*Kemp* [1986] megmutatta, hogy a ML-módszer felfogható olyan módszerként is, amely a megfigyelt és az elméletileg elvárt gyakoriságok közti eltérések súlyozott összegét használja fel. *Famoy* és *Lee* [1992] a súlyozott eltérésösszegeken alapuló *Kemp*-féle megközelítést az általánosított Poisson-eloszlás<sup>6</sup> paramétereinek becslésére alkalmazta, és ugyanerre alkalmazták a minimális khi-négyzet módszert is. *Janardan* és *Schaeffer* [1977] a GPD modellt mintegy 100 különböző biológiai mechanizmus leírására alkalmazta. *Consul* [1989] a GPD-t, annak tulajdonságait és alkalmazásait is részletesen elemezte.

Ezen a nyomon elindulva ebben a tanulmányban megkíséreljük becsülni a GNBD paramétereit mind a súlyozott eltérésösszegek, mind pedig a minimális khi-négyzet módszerrel. Mindkét módszer olyan egyenleteket eredményez, amelyeket nem egyszerű megoldani, ezért a megoldáshoz iterációs technikát kell igénybe vennünk. Megjegyezzük, hogy *Famoy* és *Lee* [1992] is hasonló nehézségekkel találta magát szemben az általánosított Poisson-eloszlás becslésekor. A GNBD paramétereinek becslésére egy új, a változások empirikusan súlyozott hányadosaira épülő becslési eljárást is vizsgálunk ebben a tanulmányban.

A dolgozatban egy klasszikusnak számító diszkrét eloszlást (NBD) és egy általánosított, a Lagrange valószínűségeloszlás családból származtatható eloszlást (GNBD) vizsgálunk. Jóllehet ezeknek az eloszlásoknak számos alkalmazásuk van a társadalmi-gazdasági problémák leírásában, ezúttal egy biológiai példát mutatunk be. A példa a foltos levélbetegség (*Morus* spp.) elterjedésének eloszlását modellezi eperfa ültetvényeken. A foltos levélbetegség az eperfa egyik legkomolyabb gombás betegsége Indiában és a többi eperfa termesztő országban. A betegség terjedéséről Kasmírból is érkeznek jelentések.

*Sydow* és *Butler* már igen korán [1916] beszámoltak arról, hogy ez a betegség megjelent Kasmírban. Megjegyzendő, hogy ez volt a betegség első említése Indiában. Azóta a betegség terjed, Kasmírban az 1990-es években intenzitása elérte a 87,62 százalékot (*Munshi et al.* [1991]).

## 1. A NEGATÍV BINOMIÁLIS ELOSZLÁS (NBD)

A negatív binomiális eloszlás (NBD) annak valószínűségét írja le, hogy  $r + x$  számú kétkimentelű (siker/kudarcc) független kísérlet esetén éppen  $r$  siker és  $x$  kudarc következik be. Ha  $X$ -szel jelöljük a véletlen változót, akkor a negatív binomiális eloszlású (NBD) változó valószínűségeloszlása

$$P(X = x) = \binom{x+r-1}{r-1} p^r q^x, \quad x = 0, 1, 2, \dots \quad 0 < p < 1 \quad /1/$$

<sup>5</sup> Modified Power Series Distribution (MPSD).

<sup>6</sup> Generalized Poisson Distribution (GPD).

Az NBD várható értéke és varianciája rendre  $rq/p$ , illetve  $rq/p^2$ . Az NBD általában jó illeszkedést biztosít olyan helyzetekben, ahol a várható érték kisebb, mint a variancia. Ez a kétparaméteres család talán leggyakrabban alkalmazott eloszlása, és sok alkalmazása van, egyebek közt a biológiai kutatásokban.

Az eloszlás két paraméterét leggyakrabban a momentumok módszerével szokták becsülni. A becslőfüggvények az alábbi egyszerű formát adják:

$$\hat{p} = \frac{\mu'_1}{\mu_2}, \text{ ahol } \mu'_1 = \frac{\sum fx}{\sum f}, \mu_2 = \frac{\sum fx^2}{\sum f} - \left(\frac{\sum fx}{\sum f}\right)^2 \text{ és} \quad /2/$$

$$r = \frac{p\mu'_1}{q}, \text{ ahol } q = 1 - p. \quad /3/$$

A módszer alkalmazása kényelmes, és a kapott becslés a momentum-módszer által biztosított jó tulajdonságokkal rendelkezik.

## 2. AZ ÁLTALÁNOSÍTOTT NEGATÍV BINOMIÁLIS ELOSZLÁS

Mivel a tanulmány elsősorban ezzel az eloszlással foglalkozik, először magát az eloszlást mutatjuk be, majd részletesen foglalkozunk paramétereinek becslésével.

### 2.1. Az eloszlás tulajdonságai

*Jain* és *Consul* [1971] az általánosított negatív binomiális eloszlást (GNBD) az alábbi valószínűségeloszlással definiálta:

$$P(X = x) = \begin{cases} \frac{n}{n + \beta x} \binom{n + \beta x}{x} \alpha^x (1 - \alpha)^{n + \beta x - x}, & x = 0, 1, 2, \dots \\ 0, & \text{ha } x \geq m, \text{ feltéve, hogy } n + \beta m \leq 0 \end{cases} \quad /4/$$

$$0 < \alpha < 1; n > 0 \text{ és } |\alpha\beta| < 1$$

Ez a valószínűségi modell a binomiális eloszlásra egyszerűsödik, ha  $\beta = 0$  és  $m$  egész, és a negatív binomiális eloszlásra vezet, ha  $\beta = 1$ . Meg kell említeni, hogy ha  $\beta = \frac{1}{2}$ , akkor annyiban hasonlít a Poisson-eloszlásra, amennyiben ilyen  $\beta$  mellett az eloszlás várható értéke és varianciája közelítőleg megegyezik.

A GNBD is eleme *Gupta* [1974] módosított hatványsor eloszlás-családjának (MPSD). Emellett tagja a *Consul* és *Shenton* [1972] által definiált Lagrange valószínűségeloszlás-családnak. *Jain* és *Consul* [1971] meghatározták a GNBD első négy momentumát, és vizsgálták az eloszlás különféle tulajdonságait.

A /4/ GNBD-modellnek egy sor fontos alkalmazása van különböző területeken, melyek közül kiemelkedően jelentős alkalmazások ismertek a sorbanállási és az elágazási folyamatok területén. Ugyancsak kiterjedten használják a kémiában, polimerizációs reak-

ciók modellezésekor. *Famoye és Consul* [1989] egy sztochasztikus urnamodellt állítottak a GNBD mögé, és feltárták egy sor további érdekes alkalmazását.

## 2.2. Az általánosított negatív binomiális eloszlás paramétereinek becslése

A paraméterbecslések közül először a két hagyományos módszert tekintjük át, majd bemutatunk másik két, kevésbé ismert eljárást.

### A momentumok módszere

*Jain és Consul* [1971] a momentumok módszerét használták a negatív binomiális eloszlás paramétereinek becslésére. Az eloszlás első három momentuma, nevezetesen a várható érték ( $\mu'_1$ ), a variancia ( $\mu_2$ ) és a harmadik centrális momentum ( $\mu_3$ ) rendre a következőképpen fejezhető ki a paraméterek segítségével:

$$\mu'_1 = \frac{n\alpha}{(1-\alpha\beta)}, \quad /5/$$

$$\mu_2 = \frac{n\alpha(1-\alpha)}{(1-\alpha\beta)^3} \quad \text{és} \quad /6/$$

$$\mu_3 = \frac{n\alpha(1-\alpha)}{(1-\alpha\beta)^5} [1 - 2\alpha + \alpha\beta(2-\alpha)]. \quad /7/$$

A momentumok módszerének értelmében a három elméleti (sokasági) momentum  $\mu'_1$ ,  $\mu_2$  és  $\mu_3$  helyébe mintából számított (empirikus) változataikat írva azt kapjuk, hogy

$$\mu'_1 = \frac{\sum fx}{N}, \quad N = \sum fx, \quad /8/$$

$$\mu_2 = \frac{N\sum fx^2 - (\sum fx)^2}{N(N-1)}, \quad N = \sum f \quad /9/$$

$$\mu_3 = \frac{\sum fx^3 - 3\mu_1(\sum fx^2) + 2N\mu_1^2}{N}, \quad N = \sum f. \quad /10/$$

Az /5-/7/, valamint a /8-/10/ egyenletek megoldásával  $\alpha$ ,  $\beta$  és  $n$  becslései megkaphatók.

### A maximum likelihood becslés

Vegyük egy  $N$  elemű véletlen mintát a /4/ GNBD-ből és jelöljük a megfigyelt gyakoriságokat  $f_x$ -szel, ahol  $x = 0, 1, 2, \dots, m$ ,  $\sum_{x=0}^m f_x = N$  és  $m$  a legnagyobb, nem nulla gya-

korisággal előforduló megfigyelt érték. A /4/ GNBD likelihood függvénye ekkor a következőképp írható fel:

$$L = \prod_{x=0}^m P(x; \alpha, \beta) = \frac{\left[ n^{(N-f_0)} \alpha^{N\bar{x}} (1-\alpha)^{nN+N(\beta-1)\bar{x}} \prod_{x=2j=1}^m \sum_{j=1}^{x-1} (n+\beta x-j)^{f_x} \right]}{\prod_{x=0}^m (x!)^{f_x}}, \quad /11/$$

a log-likelihood pedig

$$\begin{aligned} \log L = & (N-f_0) \log n + N\bar{x} \log \alpha + N[n+(\beta-1)\bar{x}] \log(1-\alpha) + \\ & + \sum_{x=2j=1}^m \sum_{j=1}^{x-1} f_x \log(n+\beta x-j) - \log K, \end{aligned} \quad /12/$$

ahol  $K = \prod_{x=0}^m (x!)^{f_x}$ .

A három likelihood egyenlet a következőképpen kapható:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = \frac{N\bar{x}}{\alpha} - \frac{N[n+(\beta-1)\bar{x}]}{(1-\alpha)} = 0, \quad /13/$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = N\bar{x} \log(1-\alpha) + \sum_{x=2j=1}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{x f_x}{n+\beta x-j} = 0, \quad /14/$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial n} = \frac{(N-f_0)}{n} + N \log(1-\alpha) + \sum_{x=2j=1}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{f_x}{n+\beta x-j} = 0. \quad /15/$$

/13/-ből az adódik, hogy

$$\alpha = \frac{\bar{x}}{n+\beta\bar{x}}, \quad /16/$$

ami azonos azzal, amit a momentunok módszerével kapunk, ha az  $\mu'_1$  első momentumba mintából becslőt párját,  $\bar{x}$ -ot helyettesítjük.

/14/-et és /15/-öt összerakva némi számítás után azt kapjuk, hogy

$$\frac{N\bar{x}}{n} = \sum_{x=2j=1}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{f_x}{n+\beta x-j} (x-\bar{x}). \quad /17/$$

Mivel ez az egyenletrendszer közvetlenül nem megoldható, a megoldáshoz ( $\alpha$ ,  $\beta$  és  $n$  becsléséhez) iterációs eljárást kell alkalmaznunk. Ehhez szükségünk lesz a  $\log L$  függvény második deriváltjaira.

A log-likelihood függvény másodrendű parciális deriváltjait a /13/, /14/ és /15/ formákból származtathatjuk:

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha^2} = -\frac{N\bar{x}}{\alpha^2} - \frac{N[n + (\beta - 1)\bar{x}]}{(1 - \alpha)^2}, \quad /18/$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta^2} = -\sum_{x=2}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{x^2 f_x}{(n + \beta x - j)^2}, \quad /19/$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial n^2} = -\frac{(N - f_0)}{n^2} - \sum_{x=2}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{f_x}{(n + \beta x - j)^2}, \quad /20/$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial \beta} = -\frac{N\bar{x}}{(1 - \alpha)}, \quad /21/$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial n} = -\frac{N}{1 - \alpha}, \quad /22/$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta \partial n} = -\sum_{x=2}^m \sum_{j=1}^{x-1} \frac{x f_x}{(n + \beta x - j)^2}. \quad /23/$$

Ezeknek a másodrendű parciális deriváltaknak az értékeit a megfelelő mátrixegyenletbe beírva a következőt kapjuk:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha^2} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial n} \\ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial \beta} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta^2} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta \partial n} \\ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \alpha \partial n} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta \partial n} & \frac{\partial^2 \log L}{\partial n^2} \end{bmatrix}_{\alpha_0, \beta_0, n_0} \begin{bmatrix} \hat{\alpha} - \alpha_0 \\ \hat{\beta} - \beta_0 \\ \hat{n} - n_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} \\ -\frac{\partial \log L}{\partial \beta} \\ -\frac{\partial \log L}{\partial n} \end{bmatrix}_{\alpha_0, \beta_0, n_0}, \quad /24/$$

ahol  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  és  $\hat{n}$  rendre az  $\alpha$ ,  $\beta$  és  $n$  ML becslőfüggvényei, továbbá  $\alpha_0$ ,  $\beta_0$  és  $n_0$  a paraméterek induló értékei. Kezdőérték gyanánt célszerű a momentum módszerrel kapott paramétereket tekinteni, de úgy is kaphatók kezdőértékek, hogy az első három megfigyelést szembeállítjuk a megfelelő elméleti valószínűségekkel, és ezekből becsülünk induló paraméterértékeket. Ezt a három egyenletből álló rendszert iteratív módon alkalmazva addig ismételjük, ameddig valamilyen megállási kritériumot alkalmazva  $\alpha$ ,  $\beta$  és  $n$  jó becslését nem nyerjük.

#### Becsülés a súlyozott eltérések (WD) módszerével

Jelölje  $f_x$  a megfigyelt gyakoriságokat;  $x = 0, 1, 2, \dots, K$ . Nyilvánvaló, hogy  $K$  jelöli a legnagyobb megfigyelést. Legyen továbbá  $N = \sum_{x=0}^K f_x$ , így a megfelelő relatív gyakoriságok:

$$n_x = f_x / N, \quad x = 0, 1, 2, \dots, K. \quad /25/$$

A /4/ GNBD log-likelihood függvénye az alábbi formában írható fel:

$$\log L = \sum_x N n_x \log P(x; \alpha, \beta, n), \quad /26/$$

a likelihood egyenletek pedig a következők lesznek:

$$\begin{aligned} \sum_{x=0}^K n_x \frac{\partial}{\partial n} \log P_x &= 0, \\ \sum_{x=0}^K n_x \frac{\partial \log P_x}{\partial \alpha} &= 0, \\ \sum_{x=0}^K n_x \frac{\partial \log P_x}{\partial \beta} &= 0, \end{aligned} \quad /27/$$

ahol az egyszerűség kedvéért  $P(x, \alpha, \beta, n)$ -et  $P_x$ -szel jelöltük. Kiindulva abból, hogy  $\sum_x P_x = 1$ , azt kapjuk, hogy

$$\begin{aligned} \sum_{x=0}^K P_x \frac{\partial}{\partial n} \log P_x &= 0, \\ \sum_{x=0}^K P_x \frac{\partial \log P_x}{\partial \alpha} &= 0, \\ \sum_{x=0}^K P_x \frac{\partial \log P_x}{\partial \beta} &= 0. \end{aligned} \quad /28/$$

A /27/ és /28/ alapján az adódik, hogy

$$\begin{aligned} \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \frac{\partial}{\partial n} \log P_x &= 0, \\ \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \frac{\partial \log P_x}{\partial \alpha} &= 0, \\ \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \frac{\partial \log P_x}{\partial \beta} &= 0. \end{aligned} \quad /29/$$

és behelyettesítve az /29/-be a /13/, /14/ és /15/-ből a megfelelő deriváltakat, kapható az alábbi egyenletrendszer:

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left[ \frac{(N - f_0)}{n} + N \log(1 - \alpha) \sum_{x=2}^K \sum_{j=1}^{x-1} \frac{f_x}{(n + \beta x - j)} \right] = 0, \quad /30/$$

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left[ \frac{N\bar{x}}{\alpha} - \frac{N(n + (\beta - 1)\bar{x})}{(1 - \alpha)} \right] = 0 \quad \text{és} \quad /31/$$

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left[ N\bar{x} \log(1 - \alpha) + \sum_{x=2}^K \sum_{j=1}^{x-1} \frac{xf_x}{(n + \beta x - j)} \right] = 0. \quad /32/$$

Annak érdekében, hogy megkapjuk a súlyozott eltérések módszerével a megfelelő becsléseket, az /30/-/32/ egyenletrendszerrel kell megoldani. Erre leginkább a Newton–Raphson iterációs módszer ajánlható. Az  $n$ ,  $\alpha$  és  $\beta$  paraméterek induló értékeinek ezen paraméterek bármely becslését választhatjuk.

*Becslés a minimális khi-négyszet<sup>7</sup> módszerével*

Ismeretes, hogy elég általános feltételek mellett a

$$\chi^2 = \sum_{x=0}^K \left( \frac{n_x - P_x}{P_x} \right)^2 \quad /33/$$

kifejezés közelítőleg khi-négyszet eloszlást követ. Annak érdekében, hogy minimalizáljuk ezt az értéket, differenciáljuk  $n$ ,  $\alpha$  és  $\beta$  szerint, így a minimális khi-négyszet becslés egyenletei az alábbiak lesznek:

$$\begin{aligned} \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \frac{\partial}{\partial n} \log P_x &= 0, \\ \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \frac{\partial}{\partial \alpha} \log P_x &= 0, \\ \sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \frac{\partial}{\partial \beta} \log P_x &= 0. \end{aligned} \quad /34/$$

Az előzőekhez hasonlóan ismét behelyettesítjük /34/-be a megfelelő deriváltakat, és így kapjuk a következő egyenletrendszerrel:

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \left[ \frac{N - f_0}{n} + N \log(1 - \alpha) + \sum_{x=2}^K \sum_{j=1}^{x-1} \frac{f_x}{(n + \beta x - j)} \right] = 0, \quad /35/$$

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \left[ \frac{N\bar{x}}{\alpha} - \frac{N(n + (\beta - 1)\bar{x})}{(1 - \alpha)} \right] = 0, \quad /36/$$

$$\sum_{x=0}^K (n_x - P_x) \left( 1 + \frac{n_x}{P_x} \right) \left[ N\bar{x} \log(1 - \alpha) + \sum_{x=2}^K \sum_{j=1}^{x-1} \frac{xf_x}{(n + \beta x - j)} \right] = 0. \quad /37/$$

<sup>7</sup> Minimum Chi-square (MC).



Akárcsak a súlyozott eltérések módszerénél kapott egyenletek, ezek az egyenletek sem oldhatók meg közvetlenül, ezért valamilyen iterációs megoldás, például a Newton–Raphson-módszer alkalmazása látszik célravezetőnek.

Vegyük észre, hogy a ML-módszer esetén a likelihood egyenletekben szereplő súlyok csak a megfigyelt gyakoriságoktól függenek, míg a súlyozott eltérések valamint a minimális khi-négyzet módszer esetén a súlyok mind a paraméterek, mind pedig a megfigyelt gyakoriságok függvényei.

*Becslés az empirikusan súlyozott változási ráták<sup>8</sup> módszerével*

Az eddigiekből látható, hogy a

$$\frac{\partial}{\partial \theta_j} \log P_x, \quad j = 1, 2, 3 \quad /38/$$

kifejezés, ahol  $\theta_1 = n$ ,  $\theta_2 = \alpha$  és  $\theta_3 = \beta$ , közös az /27/, /29/ és /34/ egyenletekben, melyek rendre a súlyozott eltérések (WD), valamint a minimális khi-négyzet módszer (MC) ML egyenletei. Ez a /38/ közös faktor úgy is tekinthető, mint a valószínűségekben bekövetkező relatív változás, amit az  $\alpha$ ,  $\beta$  és  $n$  paraméterek változásai indukálnak. Ezért a /38/ tényező egy olyan értékelő függvénynek tekinthető, amelyet a ML-becslés esetén a relatív gyakoriságokkal, míg a WD becslési módszer esetén a megfigyelt és a becslött gyakoriságok eltéréseivel súlyozunk. Annak érdekében, hogy még jobb tulajdonságú becsléseket kapjunk, természetesen adódik az ötlet, hogy kombináljuk ez a két becslési módszert. Ezért olyan súlyokat használunk, melyek a ML- és a WD-módszerek által használt súlyok szorzataként állnak elő. Ez a következő egyenlethez vezet:

$$\sum_{x=0}^K n_x (n_x - P_x) \frac{\partial}{\partial \theta_j} \log P_x = 0 \quad j = 1, 2, 3 \quad /39/$$

A /39/ megoldásaként kapott becslőfüggvényeket az empirikusan súlyozott változási ráták (EWRC) becslőfüggvényének fogjuk nevezni.

A WD- és az ML-módszer közös jellemzője, hogy a célfüggvényben nagyobb súlyt rendelnek azokhoz az  $x$  értékekhez, amelyek nagyobb gyakorisággal fordulnak elő. Az EWRC-módszer a deriváltakhoz az  $n_x (n_x - P_x)$  súlyokat rendeli, amelyek az eltéréseket egy további  $n_x$  faktoriall töltik meg. Ha nagy eltérések tapasztalhatók ritkán előforduló  $x$  értékek esetén, akkor a súlyok kicsik lesznek, ezzel szemben, ha nagy gyakoriságú  $x$  értékek nagy eltérések esetén fordulnak elő, akkor nagy súlyokat kell alkalmaznunk. Ezért ez a módszer a WD-módszer általánosításának is tekinthető. A tapasztalatok szerint az ezzel az új módszerrel kapott becslések hasonló tulajdonságúak, mint a ML, a MC és WD-ből kapottak, esetenként felül is múlják azokat.

<sup>8</sup> Empirical Weighted Rates of Change (EWRC).

### 3. EGY ALKALMAZÁS: AZ NBD ÉS A GNBD-MODELL ILLESZTÉSE

Az itt következő vizsgálatban eperfa ültetvények levél-foltosodás betegségét próbáljuk meg modellezni a tanulmányban vizsgált eloszlások segítségével. A kutatás a SKUAST (K) kutató intézet (Mirgund, Kasmír) szakmai segítségével folyt. Az intézet instrukciói alapján 4 eperfa fajtára (Ichinose, Goshherami, Rokokuyoso és Kokuso-20) gyűjtöttek adatokat, amely 4 fajta esetében a tapasztalatok szerint eltérő a vizsgált levélbetegség elterjedése.

Minden fajta esetében 3 fát választottak ki véletlenszerűen, majd minden fáról ugyancsak 3 ágat választottak ki véletlenszerűen, majd a kiválasztott ágak minden levélen regisztrálták a foltok számát. Azon leveket, amelyekeken nem találtak foltot, egészséges levélnek nevezték, és 0 fokozatúnak kódolták. Azok a levelek, ahol a foltok száma 1 és 5 közt volt, 1-es kódot, ahol 6 és 10 közt, 2-es kódot kaptak stb. A megfelelő kódok 11–15, 16–20, valamint a 20 feletti intervallumban rendre 3, 4, és 5 voltak.

Ezek alapján leszámolták fajtánként, hogy a mintába került levelek közül hány esett az egyes kategóriákba, azaz milyen volt az egyes fajták fertőzöttsége. Az így kapott eloszlást próbáltuk modellezni a NBD és a GNBD segítségével. A minta eredményeit, gyakoriságait és az illesztéseket az 1. és a 2. táblák mutatják:

1. tábla

*A fertőzöttség vizsgálata négy különböző fajta esetén:  
az NBD-modell illeszkedése*

Fertőzöttség mértéke	Eperfa fajta							
	Ichinose		Goshherami		Rokokuyoso		Kokuso-20	
	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD
	gyakoriság							
0	61	59	58	57	68	65	65	62
1	18	23	17	20	19	25	17	22
2	11	7	8	6	12	10	10	9
3	3	4	3	4	5	4	4	4
4	1	1	2	1	2	2	2	1
5	0	0	0	0	1	1	1	1
<i>Összesen</i>	<i>94</i>	<i>94</i>	<i>88</i>	<i>88</i>	<i>107</i>	<i>107</i>	<i>99</i>	<i>99</i>
Átlag	0,7764		0,7613		0,7570		0,7576	
$\hat{p}$	0,5560		0,5317		0,5480		0,4863	
$\hat{r}$	0,972		0,864		0,918		0,7172	
$\chi^2$	4,8		6,48		4,94		6,692	
$p$ -érték	0,03		0,01		0,03		0,009	

Az 1. és 2. táblákban a  $p$ -értékek alapján látható, hogy az általánosított negatív binomiális eloszlás minden esetben jobb illeszkedést biztosít, mint a negatív binomiális eloszlás. Az egyébként, hogy a GNBD-nek eggyel több paramétere van, mint a NBD-nek (ez a  $\beta$ ), önmagában is mutatja általánosabb alkalmazhatóságát.

2. tábla

A fertőzöttség vizsgálata négy különböző fajta esetén:  
a GNBD-modell illeszkedése

Fertőzöttség mértéke	Eperfa fajta							
	Ichinose		Gosherami		Rokokuyoso		Kokuso-20	
	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD	Megfigyelt	Várt NBD
gyakoriság								
0	61	65,15	58	63,37	68	74,90	65	71,73
1	18	15,17	17	12,04	19	16,70	17	14,37
2	11	6,62	8	5,88	12	7,80	10	6,01
3	3	3,86	3	2,94	5	4,38	4	3,03
4	1	2,10	2	1,92	2	1,92	2	1,74
5	0	0,56	0	1,05	1	1,30	1	1,32
Összesen	94	94	88	88	107	107	99	99
Átlag	0,7764		0,7613		0,7570		0,7576	
$\hat{\alpha}$	0,682		0,702		0,692		0,712	
$\hat{\beta}$	0,862		0,827		0,948		0,965	
$\hat{n}$	0,257		0,239		0,269		0,395	
$\chi^2$	2,762		1,318		1,629		1,665	
$p$ -érték	0,10		0,32		0,31		0,33	

Látható, hogy a GNBD illeszkedése a szokásos szignifikanciaszinteken a négy vizsgált eset mindegyikében elfogadható volt, ami legalábbis ezen a példán azt mutatja, hogy a GNBD jó magyarázó erővel bír ilyen és hasonló alkalmazások esetén.

## IRODALOM

- BUTLER, E. J. – SYDOW, H. [1916]: Fungi indiae orientalis pars V. *Annals of Mycology*. 14. sz. 630–631. old.
- CONSUL, P. C. – FAMOYE, F. [1989]: Confidence interval estimation in the class of modified power series distribution. *Statistics*. 20. évf. 1. 141–148. old.
- CONSUL, P. C. – JAIN, G. C. [1971]: A generalized negative binomial distribution. *SIAM Journal of Applied Mathematics*. 21. évf. 4. sz. 501–513. old.
- CONSUL, P. C. – JAIN, G. C. [1973]: A generalization of the Poisson distribution. *Technometrics*. 15. évf. 4. sz. 791–799. old.
- CONSUL, P. C. – SHENTON, L. R. [1972]: Use of Lagrange expansion for generating generalized probability distributions. *SIAMS J. Applied Mathematics*. 23. évf. 2. sz. 239–249. old.
- CONSUL, P. C. [1989]: *Generalized Poisson distributions. Properties and applications*. Marcel Dekker Inc. New York.
- FAMOYE, F. – LEE, C. S. [1992]: Estimation of generalized Poisson distribution. *Communication Statistics Simulation and Computation*. 21. évf. 2. sz. 173–188. old.
- GUPTA, R. C. [1974]: Modified power series distributions and its applications. *Sankhya*. 36. évf. 3. sz. 288–298. old.
- GUPTA, R. C. [1975]: Maximum likelihood estimation of a modified power series distribution and some of its applications. *Communication Statistics, Theory and Method*. 6. évf. 10. sz. 977–991. old.
- JANARDAN, K. G. – SCHAEFFER, D. J. [1977]: Models for the analysis of chromosomal aberrations in human leukocytes. *Biometrical Journal*. 19. évf. 8. sz. 595–612. old.
- KEMPT, A. W. [1986]: Weighted discrepancies and maximum likelihood estimation for distributions. *Communication Statistics, Theory and Method*. 15. évf. 3. sz. 783–803. old.
- LONE, A. H. – MUNSHI, N. A. – TANKI, T. N. – ZARGER, M. A. [1991]: Screening of some mulberry varieties against phloeoa spora leaf spot disease of mulberry under Kashmir conditions. *Sericologia*. 31. évf. 4. sz. 719–723. old.

## SUMMARY

The Generalized Negative Binomial distribution (GNBD) is a useful discrete distribution – particularly in some biological applications. Moreover, it should be the base of some models of the social and economic prac-

tice. The estimation of parameters of GNBD has been studied by the method of maximum likelihood. We have also studied its estimation by the method of weighted discrepancies and minimum Chi-square method which is based upon the differences between observed and expected frequencies. A new weighting technique, the empirical weighted rates of change, for estimating the parameters of the GNBD has also been studied. Negative binomial (NB) and Generalized Negative Binomial distribution have been fitted to same set of observed data and a comparison of the two distributions has been analyzed.

### A LAKÁSPIACI DINAMIZMUS NÉHÁNY JELLEMZŐJE MAGYARORSZÁGON\*

KOVÁCS ZOLTÁN – SZABÓ BALÁZS – SZÉKELY GÁBORNÉ

Már-már közhelyszerű megállapítás, hogy a kilencvenes évek elején a gazdaság átalakulásával párhuzamosan az egységes lakáspiac is létrejött. Megszűnt a lakásszektor széttagoltsága, eltűnt számos adminisztratív korlátozás, és megjelentek azok a lakáspiaci közreműködők is, amelyek lehetővé tették a szektor rugalmas alkalmazkodását, illetve amelyek már maguk is képesek a piaci körülményekhez való rugalmas alkalmazkodásra. A lakáspiac azonban természeténél fogva megőrizte sajátos jellegét: egyrészt továbbra is viszonylag nagy tere van az állami beavatkozásnak, másrészt egy területileg széttagolt piacról van szó, ahol a kínálat rugalmas alkalmazkodásának földrajzi és településföldrajzi gátjai is vannak. A tanulmány célja megvizsgálni, milyen tényezők, hogyan mozgatják napjainkban a magyar lakáspiacot, és hogy e tényezők kölcsönhatásának eredményeként milyen térbeli folyamatok figyelhetők meg. Vizsgálatunk tárgyául a lakáspiac egy jól mérhető vetületét választottuk ki: a lakásépítések piacát, mely – mint a jéghegy csúcsa – mutatja a lakáspiac mélyben zajló és jelenleg még statisztikai eszközökkel kellőképpen fel nem tárt folyamatait is.

TÁRGYSZÓ: Lakásépítés. Lakáspiac. Területi egyenlőtlenségek.

A rendszerváltozást követő első népszámlálás adatainak birtokában egy korábbi átfogó tanulmányunkban (*Farkas–Kovács–Székelyné* [2004]) kísérletet tettünk a magyar lakáspiacon a 90-es években végbement területi folyamatok bemutatására. A sok tekintetben hiánypótló munka célkitűzése az volt, hogy összefoglalja és térképi formában is ábrázolja azokat a statisztikai mutatószámokat, amelyek valamilyen módon kapcsolódnak a lakásszektorban végbement átalakulási folyamatokhoz.

A publikáció rámutatott arra, hogy a magyar lakáspiacon lényegében visszaköszönnek azok a trendek, amelyek az ország egész térszerkezetét jellemezték az időszak során. Ezt röviden úgy lehet összegezni, hogy az ország térszerkezetén belül egyrészt kimutathatóak dinamikus térségek, ahol a lakásállomány gyarapszik, és viszonylag gyors ütemben modernizálódik (megújul). Másfelől természetesen akadnak olyan térségek is, ahol a lakásállomány stagnál, esetleg – a lakásmegszűnések révén – csökken, miközben az állomány belső modernizációja lassú, vagy ki sem mutatható.

Akkori, települési szintű népszámlálási adatokon alapuló elemzésünk csupán a főbb folyamatok megragadására irányult, célunk a lakásszektor területi folyamatainak feltárása

\* A tanulmány az OTKA T 042807 sz. kutatási projektje keretében készült.

volt; mélyebb ok-okozati összefüggések kimutatására, komplex mutatók alkalmazására nem nyílt lehetőségünk. Nyilvánvalónak tűnt ugyanakkor, hogy az egyes települések, illetve területek dinamikus lakáspiaci fejlődését többnyire a magasabb lakossági jövedelmek, vagy egyes demográfiai, migrációs (szuburbanizáció) folyamatok magyarázzák. Jelen tanulmány legfőbb célja, hogy tovább árnyalja az akkor felvázolt képet, kimutassa a dinamikus lakáspiaccal rendelkező térségeket, és magyarázza a dinamizmus hazai tényezőit a településhálózaton belül, illetve az egyes térségek között.

A rendszerváltozást követően a lakáspiac átalakulásának vizsgálata méltán keltette fel a kutatók érdeklődését, hiszen egy összetett, sok tényező által befolyásolt jelenségről van szó (az egyik jelentős tényező a politika). A témában eddig megjelent publikációk vizsgálják egyfelől a bérlakásszektor átalakulását (*Farkas–Szabó* [1994a], [1994b]; *Székelyné* [2001]), a lakossági lakásépítések és lakáskorszerűsítések időbeli alakulását (*Farkas–Székelyné* [2001]), valamint a nyomukban megjelenő lakásmobilitási trendeket (*Farkas–Hegedüs–Székelyné* [2004]; *Hegedüs* [2001]). A jelzett tanulmányok közös vonása ugyanakkor, hogy a lakáspiac területi aspektusával nem, vagy csak igen elnagyoltan (például Budapest-vidék relációjában) foglalkoznak.

Másfelől szép számmal jelentek meg olyan publikációk az elmúlt években, elsősorban a regionális tudomány és a területi statisztika képviselőinek tollából, amelyekben a szerzők a hazai társadalmi-területi egyenlőtlenségek mérése során bizonyos lakáspiaci mutatókat is figyelembe vettek (*Csatári* [2000], [2003]; *Faluvégi* [1995]; *Nemes Nagy* [1993]). Ezek a vizsgálatok nem kimondottan a lakáspiac átalakulására, a lakásállomány térbeli súlyponteltolódására koncentráltak, a rengeteg számításba vett mutató között a lakásindikátorok csak alárendelt szerepet játszottak. A közelmúltban megjelent tanulmányok között ugyanakkor csak elvétve találunk olyanokat (mint a már hivatkozott kötet: *Farkas–Kovács–Székelyné* [2004], vagy *Mokos* [2001]), ahol kimondott célként jelenne meg a lakáspiac területi dinamikájának feltárása, a megfigyelt folyamatok értelmezése. Jelen tanulmányunk ennek a gondolatnak a jegyében született, nem titkoltan hiánypótló céllal.

## A MAGYAR LAKÁSPIAC ÁTALAKULÁSÁNAK FELTÉTELEI 1990 UTÁN

Mielőtt a vizsgálatok konkrét eredményeit ismertetnénk, érdemes röviden áttekinteni, milyen körülmények között ment végbe a magyar lakáspiac fejlődése 1990 után, mely külső tényezők gyakoroltak hatást a lakásszektor területi átalakulására, a lakásépítések különbségeire. Meglátásunk szerint a központi és helyi lakáspolitiká mellett – amelyet itt most nem kívánunk értékelni – az alábbi öt tényező játszott megkülönböztetett szerepet a lakáspiac átrendeződésében:

- Csökkenő népességszám;
- A társadalom elöregedése;
- Gazdasági recesszió és jövedelmi polarizálódás;
- Gyors privatizáció és dereguláció a lakáspiacon;
- A külföldi tőke megjelenése.

A rendszerváltozás óta eltelt időszakban tovább folytatódott a népesség csökkenése hazánkban. Magyarország népességszáma az 1980-as népszámlálás idején érte el a II. vi-

lágháború utáni csúcspontját, 10 millió 709 ezer fővel, azóta folyamatos csökkenés figyelhető meg. Míg a népszámlálási adatok szerint 1990-ben 10 millió 375 ezer fő élt hazánkban, addig 2001-re a lakónépesség száma 10 millió 198 ezerre esett vissza. Mindez összesítve 21 év távlatában 511 ezer fős csökkenésnek felel meg. A csökkenő népességszám együttesen mérsékelte a lakáspiac keresleti oldalára nehezedő nyomást: a korábbi időszakok nagy lakáshiányaival szemben – amely főként a nagyvárosokat érintette – egyre inkább erősödött az állományon belüli üresedés. A 2001-es népszámlálás időpontjában már több mint 341 ezer lakás állt üresen az országban, vagy került nem lakáscélú hasznosításra. A nem lakott lakások (341 ezer) közül csaknem 250 ezer ténylegesen üresen állt, és 50 ezer volt az ún. második lakás. A népességfogyás az ország egészét érintette, ám a demográfiai helyzettel összefüggésben jelentős regionális különbségek alakultak ki.

Ugyancsak fontos jelenség a népesség elöregedése. Az elöregedő társadalmak lakáspiaci jellemzői sok tekintetben eltérnek a „normálistól”, tudniillik az időskorúak építkezési, költözési és felújítási hajlama erőteljesen csökken. A társadalom demográfiai jellemzőit tekintve lényeges eltéréseket fedezhetünk fel hazánk térszerkezetében. Korábbi vizsgálataink során kimutatható volt Északkelet-Magyarország átlagosnál kedvezőbb demográfiai összetétele (*Farkas–Kovács–Székelyné* [2004]).

Talán ennél is lényegesebb tényező a lakáspiac szempontjából a gyerekszám. Magyarország térszerkezetén belül két olyan típusú térség határolható le, ahol a tanuló gyermekek aránya jóval meghaladja az átlagot: Az egyik Kelet-Magyarország és a Dél-Dunántúl románok által nagyobb számban lakott, magasabb reprodukcióval jellemezhető falusi térségei; a másik a nagyvárosok, ezen belül is kivált Budapest elővárosi övezete.

Gazdasági szempontból a rendszerváltozást követő első évtizedre a recesszió volt a jellemző. Jóllehet a GDP növekedése 1997 után megindult, de ez regionálisan meglehetősen egyenlőtlen volt, és a recesszió egyes kisebb régiókra vetítve közel sem ért véget (egy példa erre a Borsodi-iparvidék). Másfelől az is közismert, hogy ahhoz, hogy a jövedelmek növekedése visszatükröződjön a lakáspiacon, jó néhány évnek kell eltelnie, így az 1997 után beköszöntő fellendülés a 2001-ig terjedő időszak során kevésbé éreztette hatását a lakáspiacon. Még fontosabb ennél, hogy a foglalkoztatási helyzet területi különbségeiből fakadóan a jövedelmek is nagymértékben polarizálódtak, mind a társadalmon belül, mind regionálisan. A jövedelemszint természetesen meghatározza a családok lakáspiaci mozgásterét, mobilitási lehetőségeit is.

A lakáspiac fejlődése szempontjából fontos volt még a kelet-közép-európai viszonyok között is feltűnően gyors privatizáció (*Kovács* [1992]). A lakásprivatizáció eredményeként az állam (az önkormányzatok) részesedése a 4 millió lakásból álló magyar lakáspiacon az 1990-es 22 százalékos szintről napjainkig minimálisra (4,4%) csökkent, és az állami (most már önkormányzati) tulajdonban lévő lakások a lakáspiacon földrajzi és társadalmi értelemben egyaránt erősen marginalizált helyzetbe kerültek. A lakásprivatizáció másik fontos hatásának tekinthető, hogy viszonylag rövid idő leforgása alatt nagy mennyiségű lakás került be a szabad lakáspiaci forgalomba. A lakásállomány eddig elzárt szegmensének felszabadulása hatással volt a népesség lakóhelyi mobilitására, és az evvel járó filtrációra (a filtráció fogalma a lakás és/vagy család lakásrendszeren belüli helyzetének változására vonatkozik). A lakáspiaci dereguláció nem merült ki a lakásprivatizációban, fontos változást hozott, hogy a lakással kapcsolatos döntések lekerültek a központi állami szintről a helyi szintre. Mindez decentralizálta a lakáspiaccal kapcsolatos döntéseket, mint például

hol és mit lehet építeni, és részben azt is, mely lakásépítési formák mekkora támogatásban részesülnek.

Nem utolsó sorban a dereguláció részeként, a határok megnyitásával, ha lassan is, de megjelent a külföldi tőke a hazai lakáspiacon. A külföldi tőke megjelenése kezdetben inkább az ingatlanpiac más területeit érintette (például irodai, kereskedelmi célú ingatlanok), de a kereskedelmi ingatlanok piacának fokozatos telítődése, a gazdaság konszolidációja, valamint az ország EU belépésének egyre közeledő dátuma nyomán egyre nagyobb számban jelentek meg a külföldi befektetők a magyar lakáspiacon. A külföldiek megjelenése különösen két területen volt érzékelhető, egyrészt tőkebefektetőként (főként Budapesten), másrészt lakások és nyaralók magánszemélyként fellépő vásárlóiként (itt a főváros mellett az idegenforgalmilag frekvenciált térségek, például a Balaton környéki települések is kiemelhetők). A külföldiek felbukkanásának fontos szerepet tulajdoníthatunk a minőségi lakásépítkezések erősödésében, a lakásárak egyre jelentősebb regionális különbségeiben.

A felsorolt tényezők együttesen oda vezettek, hogy a magyar lakáspiac területi differenciálódása 1990 után felgyorsult. Új lakásosztályok jelentek meg, melyek döntően a lakáspiac pólusain helyezkednek el (luxuslakóházak kontra rossz és egyre romló állagú épületekben lévő komfort nélküli lakások). A lakáspiac differenciálódása lenyomatát képezte az ország egészére jellemző társadalmi, demográfiai, jövedelmi polarizációnak, ezért ennek feltárása elengedhetetlen, másfelől izgalmas szakmai kérdés.

#### A MAGYAR TELEPÜLÉSEK LAKÁSPIACI DINAMIZMUSA

Vizsgálatunk során a már említett publikáció összeállításakor létrejött adatbázist használtuk fel (*Farkas–Kovács–Székelyné* [2004]). Az adatok mindegyike a 3135 hazai településre előállított mutatószám. Nagy többségük a 2001. évi népszámlálásból származik, de emellett az adatbázist kiegészítettük a lakásépítési statisztikai nyilvántartásból, illetve a T-STAR adatbázisból származó mutatószámokkal, a külföldiek ingatlanvásárlására vonatkozó adattal, valamint egy, az osztrák határtól számított távolságot mérő mutatóval. A felhasználható adatok körét korlátozta, hogy csak az ország összes településére rendelkezésünkre álló mutatószámok jöhettek számításba, illetve az a saját magunk által megfogalmazott feltétel, hogy csak eredeti mutatószámokkal dolgozunk. Így lemondunk az olyan komplex mutatószámok felhasználásáról, mint amilyen például a KSH-ban egyébként széles körben használt település-fejlettségi mutató, vagy a különböző elérési idexek (*Faluvégi* [2004]).

A települések lakáspiaci dinamizmusának mérésére egy összevont-változót hoztunk létre. A változó kialakításánál a rendelkezésünkre álló adatbázisból a következő információkra támaszkodtunk:

- Az 1990–2001 között épült lakások aránya (százalék);
- A lakott lakások számának változása 1990 és 2001 között (százalék);
- 1000 lakóra jutó lakásépítés 1988 és 2002 között;
- 1000 lakóra lakásépítési engedély 1988 és 2002 között.

A felsorolt változókat felhasználva főkomponens-elemzést végeztünk, melynek során az eredeti változók standardizált értékeivel dolgoztunk. A kapott főkomponensek közül

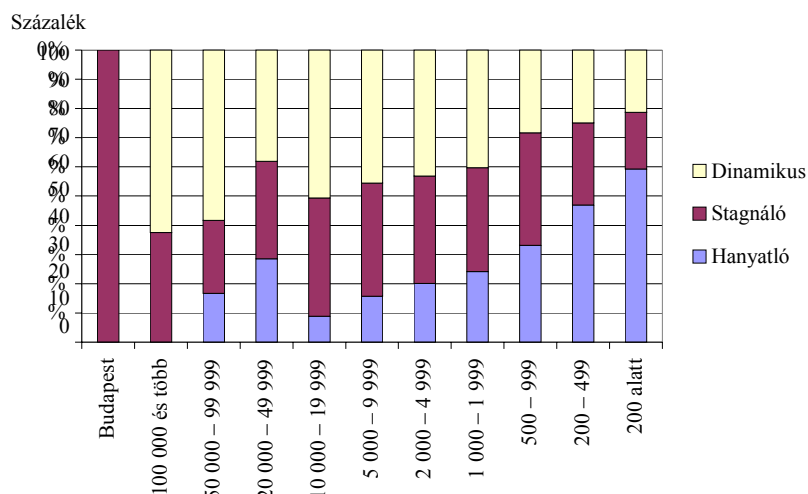


az első az eredeti változók heterogenitásának 69 százalékát megőrizte. (A további főkomponensek által képviselt variancia-hányadok rendre 19,3 százalék; 8,4 százalék és 3,4 százalék voltak. Az első főkomponens értékei -1,7 és 23,4 között voltak, az esetek (települések) 90 százalékában ez az érték -0,9 és 1,5 közé esett.) A továbbiakban az első főkomponens értékeiből képzett kategóriákkal mértük a települések lakáspiaci dinamizmusát.

A településeket a kapott pontérték alapján három, egyenként 1045 települést tartalmazó csoportba soroltuk: az első harmadba eső településeket a „hanyatló”, a másodikba esőket „stagnáló”, a harmadik harmadba került településeket pedig „dinamikus” lakáspiacú településeknek tekintjük.

A lakáspiaci dinamika szempontjából lehatárolt három csoport a településhierarchia és a földrajzi fekvés tekintetében is markáns jegyeket hordoz. Az, hogy a településméret kitüntetett szerepet játszik a települések lakáspiaci dinamizmusában, leszűrhető abból, hogy az 50 ezer főnél népesebb (megyei jogú) városok körében volt a legmagasabb a dinamikus települések aránya (60%), miközben „hanyatló” minősítést csupán két, volt szocialista város, Dunaújváros és Tatabánya kapott (lásd az 1. ábrát). A településhierarchián lefelé haladva egyre csökken a lakáspiaci szempontból dinamikusnak, és nő a hanyatlónak minősíthető települések száma, illetve aránya. Legkedvezőtlenebb a helyzet a 200 főnél kisebb települések körében, ahol a 314 település 60 százaléka (összességében 188 település) a hanyatló kategóriába került. Találunk azonban ebben az aprófalvas településkategóriában is dinamikusnak számító településeket, szám szerint 69-et, melyek között az élen a sorrend: Gosztola (16 fő), Ispánk (113 fő), Tornakápolna (12 fő), Ikladberény (41 fő), Pusztaberki (121 fő), Vágáshuta (83 fő), Darnó (156 fő) és Locs (129 fő). Esetükben a lakásállomány eleve szerény mérete miatt már alig néhány új lakás építése is rendkívüli dinamizmusként jelenik meg. A csoport összetételét tekintve azt is jó okunk van feltételezni, hogy esetükben az új lakásépítők elsősorban kívülről érkeznek (nyaralótulajdonosok).

1. ábra. A települések lakáspiaci dinamizmus szerinti megoszlása az egyes népességnagyság-kategóriákban

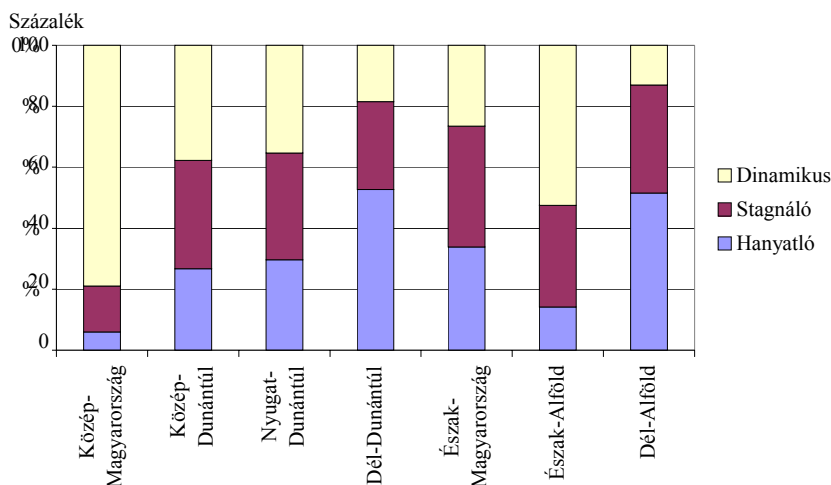


A lakáspiaci dinamizmus szempontjából a méret mellett ugyancsak fontos tényező a regionális helyzet. Ez esetben – ha durván és elnagyoltan is – felszínre kerülnek a gazdasági fejlettségben és a demográfiai szerkezetben fellelhető országos különbségek, illetve a Közép-Magyarország régióban a szuburbanizáció hatásai (lásd a 2. ábrát).

Legmagasabb a dinamikus települések aránya a Közép-Magyarország régióban. Az itt található 185 település csaknem nyolcvan százaléka (78,9%) sorolható ebbe a kategóriába. A lakáspiaci szempontjából hanyatlónak minősíthető települések száma viszont mindössze tizenegy. A központi régió településeinek kiugró lakáspiaci dinamizmusában Budapest kisugárzása, az országos átlagot jóval meghaladó helyi jövedelmek, valamint a fővárosból történő nagyszámú kiköltözés játszik közre.

A vidéki régiók közül az Észak-Alföld van a legkedvezőbb helyzetben, itt a régió településeinek több mint fele (52,4%) dinamikusnak volt minősíthető. Esetükben vélhetően a magasabb természetes szaporodási mutatók, a nagyobb gyermekszám és a nyomokban megjelenő nagyobb állami támogatás jelenti a lakáspiaci felhajtó erejét. Megfigyelhető az is, hogy a Nyugat- és Közép-Dunántúl értékei kiegyenlítették és viszonylag kedvezőek, esetükben a jó gazdasági teljesítmény, a külföldi tőke és az idegenforgalom (Balaton északi part) együttes hatásából indulhatunk ki (Kovács [2004]).

2. ábra. A települések lakáspiaci dinamizmus szerinti megoszlása régióként



### A DINAMIKUS LAKÁSPIACCAL RENDELKEZŐ TÉRSÉGEK HAZÁNKBAN

A 3. ábrán feltüntetettük hazánk dinamikus lakáspiacú 1045 települését. A további térképek alapját is ez képezi. Mint látni fogjuk, a dinamikus települések kontúrját végig megtartottuk, és ezek közül emeltük ki az éppen tárgyalt településkört.

Összességében megállapítható, hogy az 1045 település csaknem fele-fele arányban oszlik meg az ország nyugati és keleti fele között (választóvonal a Duna), 502 a Dunától keletre, 543 attól nyugatra található. Az is kivehető, hogy a Dunától keletre fekvő dina-

mikus lakáspiacú települések lényegében két nagy körzetbe (Észak-kelet Magyarország és Budapest régiója) tömörülnek.

3. ábra. Dinamikus lakáspiaccal jellemezhető települések Magyarországon 1990 után



Tudjuk azonban, hogy a dinamizmus mint minőségi kategória önmagában túlságosan tág, ezen belül vannak az országban lakáspiaci szempontból nagyon dinamikusnak számító és kevésbé dinamikus térségek, illetve települések. Ezért célszerű először azt megvizsgálni, hogy melyek voltak hazánkban a legdinamikusabb települések a vizsgált időszak során. Az esetleges torzítás miatt ez esetben az összesítésnél eltekintettünk a 100 főnél kisebb településektől.<sup>1</sup> (Lásd az 1. táblát.)

1. tábla

*Magyarország tíz legdinamikusabb lakáspiaccal rendelkező települése*

Sorszám	Település	Lakónépesség 2001-ben (fő)
1.	Telki	1 891
2.	Keszü	771
3.	Szántód	320
4.	Hévíz	4 270
5.	Zalakaros	1 333
6.	Tákos	445
7.	Cserszegtomaj	1 909
8.	Ispánk	113
9.	Bocskai kert	2 403
10.	Diósd	5 775

<sup>1</sup> Amennyiben eltekintünk a 100 fős korlátozástól, akkor Magyarország legdinamikusabb lakáspiaccal rendelkező települése a Lenti vonzáskörzetéhez tartozó Gosztola, 16 lakossal.

Már ez a tábla is önmagáért beszél, és mélyebb következtetésekre ad lehetőséget. A figyelembe vett négy mutató alapján 1990 után Telki volt az ország legdinamikusabb lakáspiacú települése, amely a budapesti agglomeráció, a főváros előterének „kirakat” községe, azt is lehet mondani, hogy a hazai szuburbanizáció „zászlóshajója”. A listán hasonlóan elővárosi településnek számít Pécs közelében Keszü, Debrecen mellett Bocskai kert, valamint a főváros közeli Diósd. A települések másik nagy csoportját a nyaraló-, illetve üdülőhelyek alkotják: Szántód, Hévíz, Zalakaros és Ispánk (Őrség) sorolható közéjük. Érdekes színfoltja a listának Cserszegtomaj, amely Hévíz „elővárosa”, esetében tehát a nyaraló-üdülő funkció (Balaton és Hévíz közelsége) mellett bizonyos mértékig a szuburbanizáció is kimutatható. A felsorolásból egyedül a Tisza menti Tákos lóg ki, amely az árvíz után állami segítséggel épült újjá, tehát külső tényezőknek köszönheti lakáspiaci dinamizmusát. A nagy dinamikával rendelkező települések listáját érezhetően a nagyváros környéki, valamint a turisztikai vonzerővel rendelkező kisebb települések uralják, melyek közül a legnagyobbak lélekszáma is alig pár ezer fő.

A vizsgálat további menete során arra próbáltunk választ keresni, vajon milyen tényezőkkel magyarázható a lakáspiaci dinamizmus. A főkomponens elemzés alapjául szolgáló négy mutató területi megoszlását külön-külön is vizsgálva hamar kitűnt, hogy a dinamikusnak tekinthető területek közé egyrészt az osztrák határ menti sáv, a Balaton térsége, Budapest tágabb agglomerációja (illetve a vidéki nagyvárosok környéke), valamint Észak-kelet Magyarország demográfiailag fiatalosabb, romák által jobban benépesített régiója tartozik. Nagyjából ezek a körzetek köszöntek vissza a négy mutató közül három esetében, és csupán az 1000 lakosra jutó lakásépítési engedélyek 1998 és 2002 közötti adatai mutattak eltérő térbeli jellemzőket. Itt ugyanis már eltűnt az észak-kelet magyarországi dinamikus övezet, mintegy jelezve napjaink és a következő évek tendenciáját, miszerint a demográfiai adottságokból fakadó lakáspiaci dinamizmus egyre inkább háttérbe szorul.

A vizsgálatok további pontosításához ez az előbbi felismerés szolgált alapul. A fentiek alapján ugyanis kijelölhető volt, hogy 1990 után hazánkban a lakáspiaci dinamizmusa a következő tényezőkkel állt szoros összefüggésben:

- a gazdasági tényező (hol mennyire sikeres a gazdaság, a foglalkoztatás és a bérek milyen szintet érnek el);
- a demográfiai tényező (a gyerekszám és az életkori jegyek alapján hol mutatkozik jelentős igény arra, hogy új lakások épüljenek);
- a szuburbanizációs tényező (a nagyvárosok környékén a kiáramló népesség jelentős lökést ad a lakásépítéseknek);
- az idegenforgalmi tényező (az idegenforgalom által frekvált térségekben – például a Balaton környéke – mind nagyobb súlyra tesznek szert a második-lakás építkezések, részben a külföldiek jóvoltából).

A vizsgálat következő lépéseként megpróbáltuk valami módon mérni, értékelni ezen tényezők erejét, illetve szerepét. Ezért valamennyi tényezőre kiválasztottunk 2-4 mutatót, amely alapján főkomponenseket készítettünk, ezáltal az adott tényező súlya mérhetővé vált. Az így kapott eredményt a könnyebb értelmezhetőség érdekében térképeken is ábrázoltuk.

### *Gazdasági tényező*

A gazdasági prosperitás a keletkező lakossági jövedelmek magasabb szintje révén hatással van a lakásépítések és a lakásmobilitás szintjére. A gazdaság dinamizmusa jól jel-

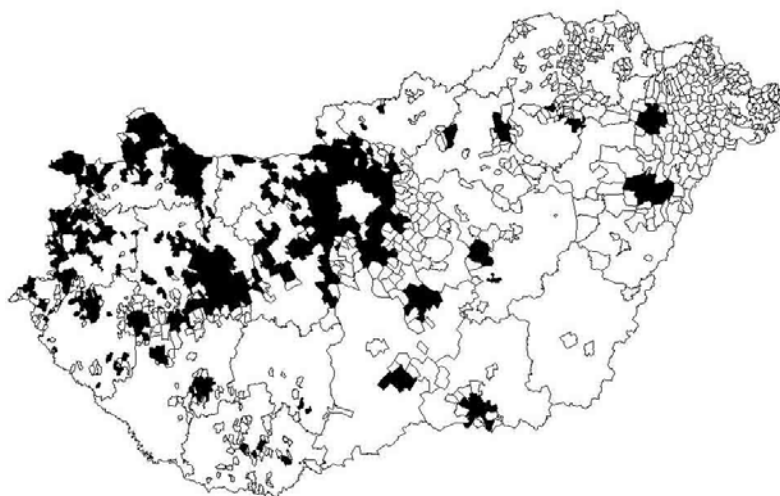
lemezhető a foglalkoztatási helyzettel, illetve az adózott jövedelem nagyságával, ezért a gazdasági tényezőnél a következő változókat vettük figyelembe:

- egy adózóra jutó adóalap (2001);
- adózók aránya a lakónépességben (2001);
- azon háztartások aránya, ahol a háztartásfő aktív kereső (2001);
- a Hegyeshalomtól mért távolság.

Ebben az esetben is az egyes változók standardizált értékeivel dolgoztunk. A Hegyeshalomtól mért távolság esetében a standardizált változó  $-1$ -gyel megszorozott értékével számoltunk, tehát az adott település annál magasabb értéket kapott, minél közelebb volt Hegyeshalomhoz.

Az eredeti változók varianciájának az első főkomponens által megőrzött hányada 66,0 százalék. A mutatók közül jellegét tekintve némileg kilóg a Hegyeshalomtól mért távolság. Ennek figyelembe vételét főként az indokolta, hogy a külföldi tőke szerepe az osztrák határtól kelet felé távolodva egyre csökken, másfelől halványulnak az esetleges külföldi munkavállalás esélyei is. Az egyes települések európai gazdasági centrumtól való távolságát a kistérségi központok Hegyeshalomtól mért közúti távolságával számszerűsítettük.

4. ábra. A legkedvezőbb gazdasági adottságú, dinamikus lakáspiaccaal rendelkező települések



Gazdasági szempontból 423 települést lehetett dinamikusnak minősíteni. A 4. ábrán sötéttel jelzett településeken, illetve térségeken volt a legerősebb a gazdasági élénkülés lakáspiaci felhajtó ereje. Jól látható, hogy ez az Észak-Dunántúlt, a budapesti agglomeráció térségét, és az osztrák határ menti övezetet öleli fel elsősorban. A nagyobb összefüggő körzetek kivétel nélkül az ország Dunától nyugatra eső felébe koncentrálnak. Az Alföld és Észak-Magyarország területén csak a megyeszékhelyek kontúrja bukkan elő. Ebből arra is következtethetünk, hogy amíg az ország nyugati részében a gazdasági fejlődés

dés térben és a településhierarchián belül viszonylag egyenletesen terítődik, addig keleten csak pontszerűen, a nagyobb városokban jelenik meg.

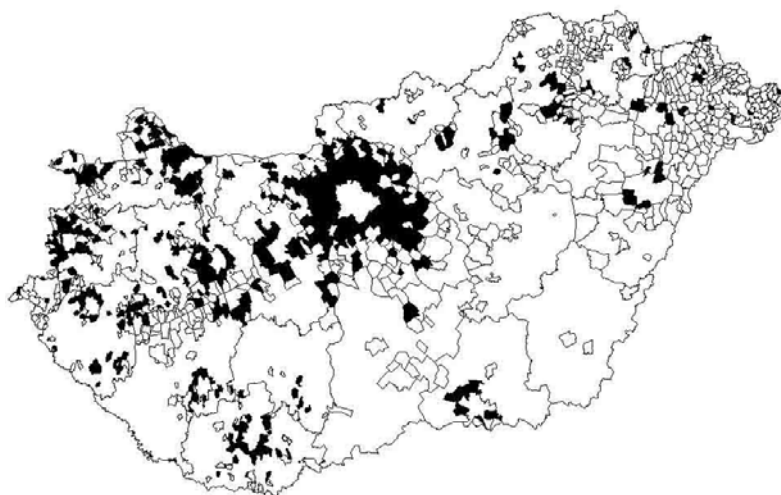
#### *Szuburbanizációs tényező*

Az 1990-es évek Magyarországnak talán leglátványosabb térfolyamata a szuburbanizáció. A nagyvárosokból kiáramló zömmel fiatal, jómódú, családos népesség dinamizálja a városkörnyéki területeket és az itt található, nagyrészt falusias településeket. Talán a legjellemzőbb hazai példa a szuburbanizációra a főváros környete. Budapest népességszáma 1990 és 2001 között 238 ezer fővel csökkent, ennek mintegy a felét tette ki a vándorlási veszteség. A szuburbanizációs tényezőnél figyelembe vett változók az alábbiak voltak:

- a vándorlási egyenleg népességszámhoz viszonyított aránya (1990-2001);
- a napi ingázó aktív keresők és tanulók aránya (2001);
- az 1-2 gyermekes háztartások aránya (2001).

Az eredeti változók varianciájának az első főkomponens által megőrzött hányada 49,1 százalék volt. Az ingázók nagy aránya, illetve a vándorlásból származó népességyereség egyértelműen a szuburbanizáció meglétére utal. A szuburbanizáció fölerősödése nyomán egy minőségileg új ingázási térkapcsolat megerősödésének lehettünk tanúi. Az 1-2 gyermekes háztartások számításba vételét pedig az tette indokolttá, hogy mind a korábbi elemzésünk, mind más empirikus vizsgálatok szerint is a szuburbán öv jellemző háztartásait az ilyen háztartások képezik (*Dövényi–Kok–Kovács* [1998]; *Dövényi–Kovács* [1999]).

5. ábra. A legmagasabb szuburbanizációs mutatójú, dinamikus lakáspiaccaal rendelkező települések



Az 1045 dinamikusnak minősített település közül a legtöbb, szám szerint 478 minősült a szuburbanizáció szempontjából dinamikusnak. (Lásd az 5. ábrát.) A szuburbani-

záció gerjesztette hatás (a térképen is jól láthatóan) elsősorban Budapest környékéhez köthető, a lehatárolt település közel egyharmada (130-140 település) a főváros közvetlen hatásának, a nagyszámú kivándorlónak köszönheti elsősorban lakáspiaci dinamizmusát. A szuburbanizáció kisebb mértékben, de megjelenik Szeged, Miskolc, Debrecen, Eger, Pécs, tehát a vidéki nagyvárosok körül is. Lényeges különbség ugyanakkor a Dunántúl és az ország keleti része között, hogy míg a dunántúli városok körül (köztük akadnak egészen kisvárosok is) jól fejlett szuburbán gyűrű figyelhető meg, addig keleten – részben a településfejlődés történelmi gyökereire visszavezethetően (mezőváros-tanyaövs együttese), másrészt a jól fizető, és nagyobb távolságú ingázást is lehetővé tévő munkahelyek aránylag kis tömegének köszönhetően – a központok elővárosi öve jóval fejletlenebb.

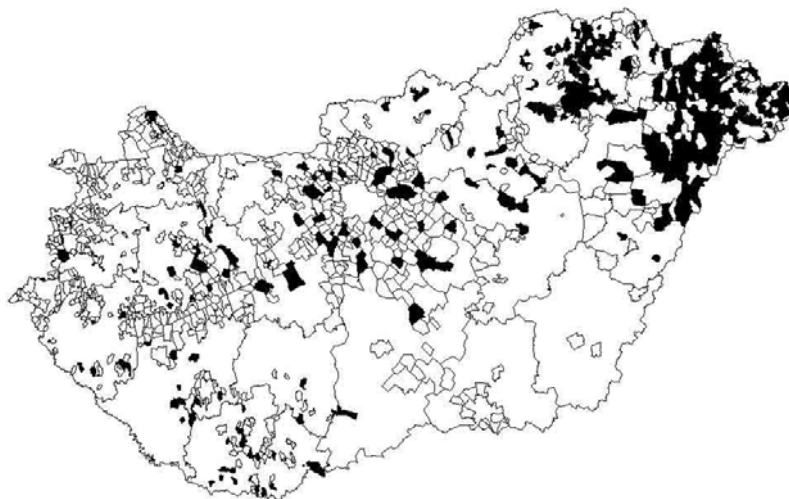
### *Demográfiai tényező*

A népesség demográfiai összetétele hatással van mobilitására, lakásigényeire és végső soron egész lakáspiaci viselkedésére. A demográfiai főkomponens számításánál az alábbi mutatókat vettük figyelembe:

- azon háztartások aránya, ahol a háztartásfő 40 év alatti (2001);
- azon háztartások aránya, ahol 3-4 eltartott gyermek van (2001).

Az eredeti változók varianciájának az első főkomponens által megőrzött hányada 78,6 százalék volt. A fiatal háztartásfő és a magyar viszonyok között kimagaslónak számító gyerekszám ugyanakkor együttesen elegendőnek tűnt a lakosság demográfiai helyzetének megragadásához.

6. ábra. A legkedvezőbb demográfiai adottságú, dinamikus lakáspiaccal rendelkező települések



A demográfiai „nyomás” hatása, ahol tehát a fiatalos társadalmi struktúra húzta a lakáspiacot a 90-es években 354 település esetében volt kimutatható. Többségük az ország

északkeleti részébe koncentráldott, közülük 207 (58,4%) két megyében, Szabolcs-Szatmár-Beregben és Borsod-Abaúj-Zemplénben található. Közismert, hogy az érintett területeken kimutatható a roma népesség hatása. Ugyanakkor nem feltétlenül csak a romáknak tulajdonítható a nagyobb vitalitás, hiszen tudjuk, hogy az Alföld észak-keleti részén a görög katolikus hagyományok, a nagycsaládos modell továbbélése a nem-roma népesség körében is erőteljesen jelen van, és serkentőleg hat a lakáspiacra. Ennek együttes eredményeként az ország észak-keleti részén jól kimutatható egy az ország többi régióhoz képest viszonylag juvenilis, fiatalos társadalmi szerkezet.

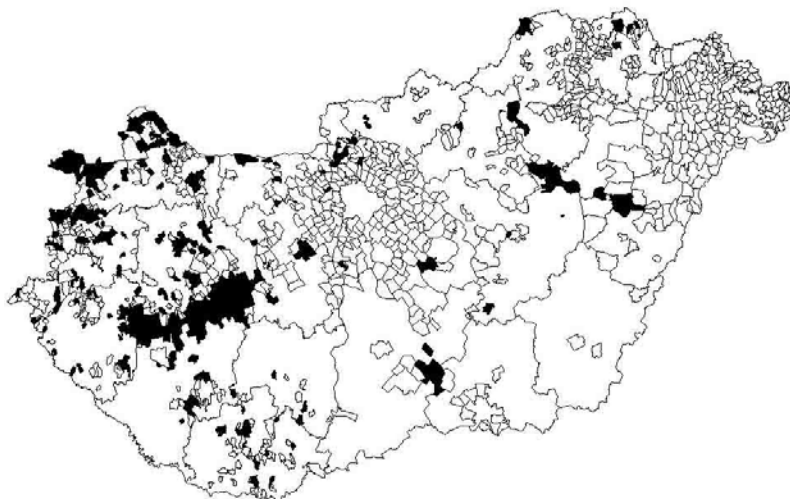
#### *Idegenforgalmi tényező*

Az idegenforgalmi tényezőnél egyrészt a hazai és a külföldi turisták jelenlétét, illetve a külföldiek ingatlanvásárlását tartottuk fontosnak. Megfigyelhető ugyanis, hogy egyrészt a táji, esztétikai szempontok mind hangsúlyosabb szerepet játszanak a hazai népesség lakóhelyválasztásában, másrészt a külföldiek egyre szabadabbá váló ingatlanszerzése (második lakásként) igen gyakran kapcsolódott üdülőhelyekhez hazánkban az elmúlt évek során. Az idegenforgalmi főkomponens létrehozásánál a következő mutatókat vettük figyelembe:

- a vendégéjszakák éves száma a népességszámhoz viszonyítva (2002);
- a külföldiek által 2001 és 2003 között vásárolt ingatlanok száma a lakásszámhoz viszonyítva.

Az eredeti változók varianciájának a főkomponens által megőrzött hányada 55,3 százalék volt. A két mutató együttes alkalmazásának egyik figyelemre méltó eredménye, hogy kimutathatóan az idegenforgalomnak a lakáspiaci dinamizmusra gyakorolt hatása volt a leggyengébb a négy tényező közül.

7. ábra. A legkedvezőbb idegenforgalmi adottságú, dinamikus lakáspiaccal rendelkező települések





Az idegenforgalom gerjesztette lakáspiaci dinamizmus 258 települést érintett. Nem elhanyagolható részük, kb. 25 százalékuk a legnagyobb hazai turisztikai vonzerő, a Balaton környékén helyezkedik el. A Balaton környékét leszámítva, kimutatható volt az idegenforgalom hatása a Dunántúlon az osztrák határ mentén is. A Dunától keletre csupán a Tisza-tó, valamint elszórt idegenforgalmi települések (például Aggtelek) tűnnek elő a 7. ábrán, olyan, egészen apró termáltelepülésekig bezárólag, mint például Cserkeszölő és Bogács. A térkép alapján nagy különbségek fedezhetők fel az ország nyugati és keleti részei között, a településeket jelző foltok a Dunától keletre megritkulnak. Ez az idegenforgalom számára szükséges alpinfrastruktúra hiánya, valamint a nyugati turisták számára kedvezőtlenebb elérhetőség együttes eredőjeként értelmezhető.

2. tábla

*A magyarországi települések száma az egyes főkomponensek negyedeiben a lakáspiac dinamikája szerint*

Negyed	Hanyatló	Stagnáló	Dinamikus	Összesen
	lakáspiaci település			
A gazdasági főkomponens negyedei				
1.	327	216	240	783
2.	371	267	146	784
3.	244	304	236	784
4.	103	258	423	784
<i>Összesen</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>3 135</i>
A demográfiai főkomponens negyedei				
1.	408	224	151	783
2.	276	307	201	784
3.	193	287	304	784
4.	168	227	389	784
<i>Összesen</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>3 135</i>
A szuburbanizációs főkomponens negyedei				
1.	386	239	158	783
2.	308	282	194	784
3.	248	321	215	784
4.	103	203	478	784
<i>Összesen</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>3 135</i>
Az idegenforgalmi főkomponens negyedei				
1.	372	319	333	1 024
2.	117	209	217	543
3.	260	287	237	784
4.	296	230	258	784
<i>Összesen</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>1 045</i>	<i>3 135</i>

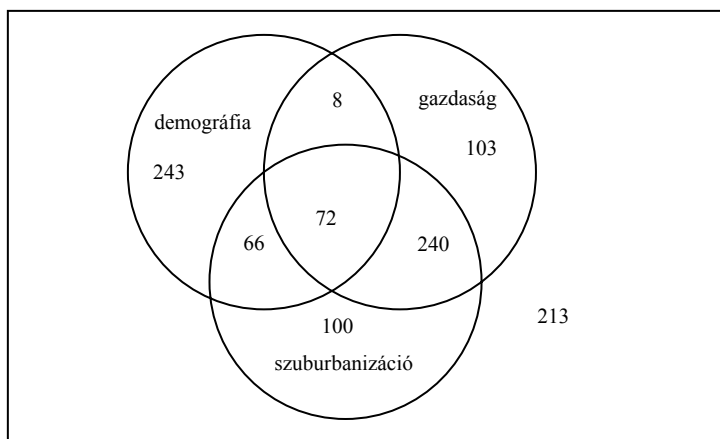
Már az elmondottakból is következik, hogy a figyelembe vett négy tényező között jelentős az átfedés. Ennek megfelelően nehéz elkülöníteni a lakáspiac oldaláról a vándorlás, a gazdasági (idegenforgalmi) prosperitás, vagy a demográfiai összetétel jelentette ha-

tásokat, ezek igen gyakran egymást erősítve vannak jelen a magyar településhálózatban. A 2. tábla összefoglalóan jelzi a dinamikus lakáspiacú települések megoszlását az egyes magyarázó tényezők főkomponens-értékeinek negyedeiben.

A 2. tábla adataiból kitűnik, hogy a gazdasági, a demográfiai és a szuburbanizációs tényezőt tekintve a dinamikus lakáspiacú települések száma az első negyedtől fokozatosan emelkedik, és mindenütt az utolsó negyedben (legdinamikusabb) éri el csúcspontját. Ezt a lakáspiaci dinamika és az adott tényező közötti kapcsolat megerősítéseként értelmezhetjük. Más a helyzet azokkal a településekkel, ahol az üdülőingatlanok iránti érdeklődés és az idegenforgalom számít húzóerőnek: a táblázatból látható, hogy ez a tényező a legtöbb dinamikus lakáspiacú településen nem játszik szerepet, illetve viszonylag kevés az olyan település, ahol a dinamikus lakáspiac és az idegenforgalmi hatás egyszerre van jelen. Ugyanakkor magas az olyan települések száma is, ahol kifejezetten dinamikus idegenforgalom mellett a lakáspiac stagnál, vagy egyenesen hanyatlik (296 település). Ez a jelenség a gazdasági és a szuburbanizációs tényező esetében sokkal ritkább (103 település mindkét tényezőnél), míg a demográfiai tényezőnél szintén kissé gyakoribb (178 település).

Természetesen a lakáspiaci dinamizmus tekintetében sokszor egyszerre figyelhető meg több hatás érvényesülése is, ezért röviden bemutatjuk a gazdasági, szuburbanizációs és demográfiai tényezők egybeeséseit. Az áttekinthetőség kedvéért a negyedik dimenzióról le kellett mondanunk, így az idegenforgalom, mely egyébként is kevesebb átfedést mutat a többi tényezővel, nem szerepel az ábrán.

8. ábra. A dinamikus lakáspiacú települések együttes előfordulása az egyes tényezők pontértékeinek felső negyedében



A dinamikus lakáspiacú települések között 72 olyan akad, amelyek gazdasági, demográfiai és szuburbanizációs szempontból egyaránt a legdinamikusabb legfelső negyedbe kerültek. Róluk tehát azt mondhatjuk, hogy a három említett tényező szorosan egybeesik, egymást erősíti. Érdekes földrajzi eloszlásukat is megvizsgálni. Kerekén egyharmaduk (26 település) Budapest tágabb agglomerációban helyezkedik el, a többiek pedig az Észak-Dunántúl nagyvárosai (Győr, Székesfehérvár, Sopron stb.) környékén fe-

szenek. A keleti országrészből csupán két település tudott helyet követelni magának ebben a csoportban, Ballószög és Kistokaj, előbbi Kecskemét, utóbbi Miskolc elővárosa.

A három tényező szempontjából dinamikusnak minősített 72 település között mindössze 10 olyan település volt, amely idegenforgalmi, üdülőforgalmi szempontból is dinamikusnak számított, azaz mind a négy tényező szempontjából a legfelső negyedbe került. Ezek sorrendjét, a lakáspiaci dinamika ereje alapján a 3. tábla tünteti fel. Ez a sorrend is beszédes, amennyiben Telki az abszolút első, és nincs a listán kelet-magyarországi település.

3. tábla

*Valamennyi magyarázó tényező szempontjából dinamikusnak minősített települések*

Település	A lakáspiaci dinamika komponense	Lakónépesség 2001-ben (fő)
Telki	11,06	1 891
Cserszegtomaj	6,77	1 909
Pilisjászfalu	4,07	993
Harka	2,77	1 518
Kőszegszerdahely	2,42	493
Fertőd	2,20	3 360
Eplény	1,33	469
Zalahaláp	0,72	1 058
Porva	0,66	502
Kimle	0,44	2 842

Az egyes lakáspiaci tényezők között természetesen eltérő mértékű volt az átfedés, azaz eltérő intenzitással kapcsolódtak össze. Legnagyobb volt a települések egybeesése a gazdasági és a szuburbanizációs tényezők között, 312 olyan települést találtunk, amelyek mindkét szempontból dinamikusnak voltak minősíthetők. Ez nem véletlen, hiszen a nagyvárosi periféria nem csak a népességvándorlás, de gazdasági szempontból is az ország legdinamikusabb területei közé tartozott, és ez nem csak Budapest környékére igaz. Második legerősebb összefüggést, bár az előzőnél jóval gyengébbet, a szuburbanizációs és a demográfiai tényezők között lehetett kimutatni. Összesen 138 olyan település akadt, amely mindkét szempontból átlag feletti dinamikával rendelkezett. Az összefüggés ez esetben is érthető, hiszen a szuburbanizációban, ha nem is kizárólag, de elsősorban a fiatalabb korösszetételű családok vesznek részt. Végül leggyengébb kapcsolatot a gazdasági és a demográfiai „prosperitás” között fedezhetünk fel: mindössze 8 olyan település volt, amely kizárólag e két tényező szempontjából volt dinamikusnak minősíthető.

Az 1045 dinamikus lakáspiaci település közül 130 esetben egyik magyarázó tényező sem bizonyult meghatározónak, vagyis egyik tényezőről sem állíthatjuk biztosan, hogy az áll a helyi lakáspiaci dinamizmus hátterében. Természetesen sok olyan tényező is hat a lakáspiacra, amelyeket a rendelkezésünkre álló eszköztárral nem tudunk felmérni: a helyi lakáspolitikát, a beépíthető telkek száma, a településfejlesztési intézkedések mind ilyen tényezők, de itt találjuk azokat a településeket is, amelyeken a 2001. évi árvizet követő újjáépítés miatt épült sok új lakás.

A továbbiakban röviden bemutatjuk, melyek azok a települések, ahol az általunk elkülönített és eddig vizsgált tényezők valamelyike ugyan jelen van, ennek ellenére lakáspiaci dinamizmusuk nem mutatható ki. Először azokat a gazdaságilag jó pozícióban levő településeket vizsgáljuk, melyeket a lakáspiaci dinamizmus szempontjából a hanyatlók közé soroltunk.

A 4. táblában közülük a legnagyobb népességszámúakat mutatjuk be.

4. tábla

*Gazdasági szempontból kedvező helyzetű,  
de hanyatló lakáspiaccú települések*

Település	A lakáspiaci dinamika komponense	Lakónépesség 2001-ben (fő)
Tatabánya	-0,65	70 630
Dunaújváros	-0,62	52 289
Salgótarján	-0,57	44 145
Gyöngyös	-0,43	32 470
Ajka	-0,52	31 320
Oroszlány	-0,70	19 922
Dorog	-0,61	12 549
Tolna	-0,48	12 085
Ács	-0,47	7 191
Lábatlan	-0,46	5 312

A 4. tábla listája tulajdonképpen már utal arra is, mi állhat a fenti ellentmondás hátterében. A felsorolt települések ugyanis nagyrészt ún. szocialista városok és néhány erősen iparosított kisváros (Gyöngyös, Tolna stb.), amelyek eddigi településfejlődése meglehetősen sajátos volt. Esetükben a kedvező gazdasági helyzet a foglalkoztatás átlag feletti szintjével, következésképpen az adózók magas arányával áll összefüggésben, míg a viszonylag magas adózott jövedelemszint az állami szektor dominanciájával és az informális gazdaság kisebb súlyával magyarázható. Tehát az összevont gazdasági mutató sokkal inkább a múltnak, mintsem napjaink gazdasági prosperitásának köszönhető. A kérdéses települések jelenlegi lakásállományának szerkezete alapvetően eltér a hasonló méretű településektől és ennek megfelelően feltehetően lakáspiacuk is egészen másként működik. További vizsgálatok mutathatják ki, hogy e jelenség hátterében a lakáspiaci kereslet hiánya, vagy éppen a településfejlődés valamilyen sajátos helyi akadály (például a beépíthető szabad telkek hiánya) áll.

Markáns térbeli megoszlás jellemzi a hanyatló lakáspiaccú, ugyanakkor szuburbanizáció által erőteljesen érintett települések körét is.

Az 5. tábla listáján található települések közül Nagyoroszi Budapest, Zagyvaszántó Lőrinci, Taszár Kaposvár, Kazár Salgótarján, Vámosgyörk Gyöngyös, Nádásdladány Székesfehérvár, Szepetnek Nagykanizsa, Egerbakta pedig Eger vonzáskörzetéhez tartozik, vagyis valóban jelentkezhetne lakáspiacukon valamiféle szuburbanizációs hatás. Azt, hogy a lakáspiaci élénkítése esetükben miért marad el, azt szintén csak egy mélyebb, a helyi körülmények alaposabb felmérésére is képes vizsgálat állapíthatná meg. (Csupán a Tolna megyei Gyöngyös és Vámosmikola esik távolabbra valamely várostól.)

5. tábla

*Szuburbanizációs szempontból dinamikus,  
de hanyatló lakáspiacú települések*

Település	A lakáspiaci dinamika komponense	Lakónépesség 2001-ben (fő)
Nagyoroszi	-0,51	2 278
Zagyvaszántó	-0,56	2 087
Taszár	-0,66	2 076
Kazár	-0,49	1 912
Vámosgyörk	-0,45	1 902
Gyönk	-0,57	1 891
Nádasdladány	-0,47	1 853
Szepetnek	-0,42	1 789
Vámosmikola	-0,63	1 551
Egerbakta	-0,45	1 536

A demográfiai szempontból dinamikus, de hanyatló lakáspiacú települések köre is beszédes. A tíz legnépesebb település többségére ugyanis a roma népesség magas aránya a jellemző, például Farkaslyuk, Kömlő, Nógrádmegyer. Ebből a szempontból csupán a Kaposvár melletti Taszár, és a Fejér megyei Kisláng (Enying vonzáskörzete) számít kivételnek, esetükben kevésbé a romák, sokkal inkább a szuburbanizációból származó fiatalodás járult hozzá a demográfiai mutató magas értékéhez.

6. tábla

*Demográfiai szempontból dinamikus,  
de hanyatló lakáspiacú települések*

Település	A lakáspiaci dinamika komponense	Lakónépesség 2001-ben (fő)
Putnok	-0,56	7 203
Jászládány	-0,60	6 036
Kengyel	-0,57	4 341
Sajókaza	-0,57	3 374
Kisláng	-0,61	2 645
Taszár	-0,66	2 076
Farkaslyuk	-0,61	2 023
Kömlő	-0,46	1 866
Nógrádmegyer	-0,44	1 748
Kurityán	-0,42	1 747

Végezetül, a hanyatló lakáspiaccal, ugyanakkor dinamikus idegenforgalommal és a külföldi ingatlanvásárlók fokozott jelenlétével jellemezhető települések között visszaköszönnek a falusi turizmus által érintett községek (például Ozora, Jászkarajenő), határ közeli és részben jelentős tranzitforgalmat lebonyolító települések (például Battonya, Dombegyház), a borkultúrával és pincefaluval rendelkező (például Császártöltés, Döbrököz), illetve a Balaton tágabb vonzáskörzetéhez tartozó települések (például Karád).

Összegzésként elmondható, hogy a hazai lakáspiac fejlődése 1990 után rendkívül markáns regionális egyenlőtlenségeket mutat. A vizsgálatok bizonyították, hogy bár szoros az összefüggés, mégsem tehető egyenlőségjel a lakáspiaci dinamika és a gazdasági dinamika közé. Jóllehet, a gazdaság növekedése, a rendelkezésre álló jövedelem fontos és meghatározó tényező a lakáspiac dinamizmusában, mellette azonban számos más tényező is hat, például a külföldiek megjelenése (akár gazdasági befektetőként, akár ingatlanpiaci szereplőként), a demográfiai helyzet, a szuburbanizációs folyamatok, vagy éppen az állami lakáspolitikai, a helyi településfejlesztés.

Vizsgálataink arra is rávilágítottak, hogy a lakáspiaci indikátorok a területi folyamatok érzékeny barométerei, amelyeket eddig kevésbé alkalmaztak az ország regionális folyamatainak elemzésénél. Dolgozatunkkal arra is szeretnénk felhívni a figyelmet, hogy a lakáspiaci vizsgálatok tapasztalatainak felhasználása, a lakáspiaci hatások figyelembe vétele nélkülözhetetlen a területfejlesztési döntések megalapozásánál, országos, vagy régió szintű koncepciók készítésénél.

#### IRODALOM

- CSATÁRI B. [2000]: Kísérlet a magyarországi kistérségek komplex fejlődési típusainak meghatározására. In: *Dövényi Z. (szerk.): Alföld és nagyvilág. Tanulmányok Tóth Józsefnek.* MTA FKI. Budapest. 151–167. old.
- CSATÁRI B. [2003]: Az alföldi városok átalakulásának összetevői. In: *Süli-Zakar I. (szerk.): Várossiker alföldi nézőpontból.* Békéscsaba–Budapest. 55–77. old.
- DÖVÉNYI Z. – KOK H. – KOVÁCS Z. [1998]: A szuburbanizáció, a lokális társadalom és a helyi önkormányzati politika összefüggései a budapesti agglomerációban. In: *Illés S. – Tóth P. P. (szerk.): Migráció. I. kötet.* KSH Népeségstudományi kutató Intézet. Budapest. 229–237. old.
- DÖVÉNYI Z. – KOVÁCS Z. [1999]: A szuburbanizáció térbeni-társadalmi jellemzői Budapest környékén. *Földrajzi Értesítő.* 48. évf. 1–2. sz. 33–57. old.
- FALUVÉGI A. [1995]: Az elmaradott térségek lehatárolásának módszerei. *Statisztikai Szemle.* 73. évf. 7. sz. 571–590. old.
- FALUVÉGI A. [2004]: Kistérségeink helyzete az EU küszöbén. *Területi statisztika.* 7. évf. 5. sz. 434–458. old.
- FARKAS E. J. – SZABÓ M. [1994a]: Az önkormányzati bérlakásban élők lakásviszonya I. *Statisztikai Szemle.* 72. évf. 3. sz. 197–213. old.
- FARKAS E. J. – SZABÓ M. [1994b]: Az önkormányzati bérlakásban élők lakásviszonya II. *Statisztikai Szemle.* 72. évf. 4–5. sz. 285–297. old.
- FARKAS E. J. – SZÉKELY G.-NÉ [2001]: A lakosság lakásépítési és -korszerűsítési tevékenysége. *Statisztikai Szemle.* 79. évf. 12. sz. 970–983. old.
- FARKAS E. J. – KOVÁCS Z. – SZÉKELY G.-NÉ [2004]: *A magyar lakáspiac jellemzői az ezredfordulón.* Központi Statisztikai Hivatal – MTA Földrajztudományi Kutatóintézet. Budapest.
- FARKAS E. J. – HEGEDŰS J. – SZÉKELY G.-NÉ [2004]: Lakáshelyzet, lakástámogatások 1999–2003. *Társadalmi Riport 2004.* TÁRKI. Budapest. 176–192. old.
- HEGEDŰS J. [2001]: Lakásmobilitás a magyar lakásrendszerben. *Statisztikai Szemle.* 79. évf. 12. sz. 934–954. old.
- KOVÁCS Z. [1992]: A budapesti bérlakásszektor privatizációjának társadalmi- és városzerkezeti hatásai. *Tér és Társadalom.* 6. évf. 3–4. sz. 55–73. old.
- KOVÁCS, Z. [2004]: Socio-economic transition and regional differentiation in Hungary. *Geographical Bulletin.* LIII. évf. 1–2. sz. 33–49. old.
- NEMES NAGY J. [1993]: Adalékok a térbeliség társadalmi magyarázó erejéhez. In: *Enyedi Gy. (szerk.): Társadalmi-területi egyenlőtlenségek Magyarországon.* Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest. 23–38. old.
- MOKOS B. [2001]: Lakáshelyzet a XX. század végén. *Területi Statisztika.* 4. évf. 4. sz. 394–401. old.
- SZÉKELY G.-NÉ [2001]: Az önkormányzati bérlakásszektor privatizációja. *Statisztikai Szemle.* 79. évf. 12. sz. 955–969. old.

#### SUMMARY

The paper investigates the regional dynamics of the housing market and aims to analyse the factors lying behind its differences in Hungary. According to the authors' concept, housing construction reflects the more general processes of the whole housing sector. Therefore the paper concentrates on the construction market and takes it as an indicator of the overall housing market dynamism. By means of principal component analysis, authors identify the Hungarian settlements of which the housing market can be regarded as dynamic.

---

Four groups of factors are identified that are deemed to have an influence on the construction market, namely: demographic factors, economic factors, the process of suburbanisation and the impact of tourism. Relying on the data of the 2001 Hungarian census which is supplemented with data on dwelling construction, household incomes and geographical indicators of accessibility, authors try to explain the main driving forces of the dynamism of housing market. The results, which are also shown by maps demonstrate, that different components of housing market dynamism are linked to well-defined geographical locations within the country.

## INTERJÚK, BESZÉLGETÉSEK

---

### BESZÉLGETÉS RÁCZ ALBERTTEL

*Rác Albert* 76 éves közgazdász, a KSH tanácsadója. A közgazdasági egyetem elvégzése után 1952-től 1958-ig az egyetem Statisztika tanszékén oktatott, majd a KSH Iparstatisztikai főosztályára került. 1978-ig a KSH-ban különböző vezető posztokat töltött be, majd munkaügyi államtitkár, és ezt követően az Állami Bér- és Munkaügyi Hivatal (ÁBMH) elnöke volt. 1987 és 1990 között a Társadalombiztosítás főigazgatója, majd nyugdíjazása után, hét évig a Társadalombiztosítás, majd 1997-től a KSH tanácsadója lett. Rác Alberttel hosszú és sokoldalú pályafutásáról beszélgettünk.

*Pályáját, mint sokan mások, az oktatásban kezdte. Szeretnénk valamit hallani erről az időszakról!*

Már egyetemista koromban megszerettem a statisztikát, így harmadéves koromtól, 1950-től demonstrátorként dolgoztam a Statisztika tanszéken. Az egyetem elvégzése után, 1952-ben – bár talán jobban szerettem volna elmenni egy jól fizető ipari nagyvállalathoz – a Statisztika tanszéken maradtam tanársegédként. Azt hiszem, jól döntöttem, hiszen ez az időszak a szakma kiváló képviselőivel való találkozás és szoros együttműködés szempontjából fontos volt számomra, meghatározta és megalapozta további tevékenységemet. A tanszék vezetője abban az időben *Péter György*, a KSH akkori elnöke volt. Kollégáim a tanszéken olyan neves közgazdászok és statisztikusok voltak, mint *Huszár István*, *Köves Pál*, *Drechsler László*, *Kupcsik József* vagy *Ollé Lajos*, és még sokan mások.

*Milyen volt az akkori egyetem? Hogy érezte magát ebben a munkakörben? Mai szemmel milyen volt a statisztika oktatása?*

Hamar megszoktam, és megszerettem azt a munkát. Az életben talán nem először, szerencsém volt azokkal, akikkel együtt kellett dolgoznom: a kollégákkal és a hallgatókkal. A rövid ideig létező statisztikai szak felelőssévé neveztek ki, ami nagy kihívás, de egyben nagy lehetőség is volt. A szaknak komoly presztízse volt az egyetemen, és kiváló hallgatók jöttek hozzánk, elég a neves statisztikus *Ay Jánosra*, vagy az ugyancsak kiváló, jelenleg külföldön élő demográfusra, *Demény Pálra* emlékeztetnem, és ezen a szakon tanult *Markó Istvánné* (aki, egyebek közt, a GÉS főszerkesztője is volt), valamint *Juhász János*, a KSH Gazdaságkutató Intézetének volt vezető munkatársa.

Akkoriban becsülete volt a tanulásnak, a hallgatók közt valamiféle egészséges, de olykor nagyon kemény rivalizálás folyt. Szerencsére nekem sikerült megnyernem a hallgatóságot, és ennek következtében nemcsak a saját előmenetelük érdekében, de egy kicsit értem is tanultak. Ez nagyon jó érzés volt, és még ma is az, és sokat lendített mindannyiunk munkáján. Meg kell említenem, hogy ezt a hallgatói hozzáállást



nagyon hiányoltam jóval később. 1981-ben kinevezetek címzetes egyetemi tanárrá, ám az oktatás később már korántsem nyújtotta azt az élményt, mint korábban. Ezért azután az 1990-es évek elején abba is hagytam.

*Térjünk vissza arra az időre, amikor még fiatal tanársegédként dolgozott! Ha ilyen sikeres volt, miért váltott viszonylag korán, és miért adta fel a sikeresnek induló karriert? Anyagi gondjai voltak talán?*

Nem, erről szó sem volt. Éppen ellenkezőleg: a nem túl magas tanársegédi fizetés mellett elég szép jövedelmem származott abból, hogy részt vettem másutt sikereket elért, de kellő végzettséggel nem rendelkező szakemberek továbbképzésében. Az akkori viszonyokhoz képest jól kerestem, nem anyagi természetű okok távolítottak el az egyetemről. Mondhatnánk azt, hogy 1958-ban „leépítettek”, hiszen a tanszéknek takarékosági okokból le kellett adnia egy fél státust, és éppen én lettem a kiválasztott. De valójában nem erről volt szó. A Statisztika tanszék akkori vezetője – mint már említettem – az a Péter György volt, aki ugyanakkor a KSH elnöki tisztét is betöltötte, és ő irányította át egyik birodalmából a másikba. Talán ő meglátta azt, amit akkor én még nem is sejtettem, hogy kellő tapasztalatszerzés után gyakorlati, sőt irányító munkakörben is meg fogom állni a helyem.

*Ettől az időtől kezdve Ön 20 éven át a KSH-nál dolgozott. Ezt az időszakot méltán tekinthetjük a KSH egyik aranykorának, és tekintve, hogy igen fontos helyeken dolgozott, tevékeny részese, egyik központi szereplője volt ennek a fellendülésnek.*

Amikor a KSH-ba kerültem, először az Iparstatisztikai főosztály lett a munkahelyem, ahol Nyitrai Ferencné dr. vezeté-

sével, Lukács Ottó mellett kezdtem dolgozni. Első nagyobb feladatomban – ami azután szinte a mai napig végigkísért pályámon – az ágazati kapcsolatok mérlegének (ÁKM) magyarországi meghonosítása volt. Akkor Magyarországon nagyon kevesen és keveset tudtak az ÁKM-ről. Nem voltak hazai tapasztalatok, nem volt hazai előzmény, de szakirodalom is csak idegen nyelven állt rendelkezésre, és nem mindig volt könnyű hozzájutni. Így kellett, morszánként összeszedve, egymástól tanulva, sokszor kirakós játékként összeillesztve megérteni egyes elemeit, megtanulni ezt a szakmát, majd elkészíteni az első magyar ÁKM-et, és bemutatni azokat a lehetőségeket, amelyeket ez az eszköz tárt fel az elemzések terén. Nem szabad elhallgatni azt sem, hogy ebben a munkában sokszor igen nagy nehézséget jelentett az, hogy a kételkedőket meggyőzzük, a hagyományos elemzéseken túllátni nem tudóknak, vagy nem akaróknak bemutatassuk e módszer adta lehetőségeit. Szerencsére a KSH vezetése következetesen kiállt az ügy mellett, így, ha nehezen is, de sikerült elérni, hogy a 60-as évek vége felé az ÁKM már a statisztika, az elemzés és a tervezés általánosan elfogadott eszközévé vált.

*E közben pályája töretlenül ívelt felfelé a KSH-ban.*

Igen, és ez kétségkívül szorosan kapcsolódott az ÁKM-mel kapcsolatos munkámhoz. Előbb osztályvezető, majd főosztályvezető-helyettes lettem az Iparstatisztikai főosztályon, végül 1969-ben kineveztek a Közgazdasági főosztály vezetőjévé, amely posztot tíz éven keresztül töltöttem be.

Erre az időszakra nagyon szívesen emlékezem. Ismeretes, hogy az 1968-as reformokkal a magyar gazdaság új pályán

indult meg, amit a korábnál jóval decentralizáltabb irányítás, a tervutasításos rendszer rugalmasabbá válása, a vállalati önállóság fokozódása, egyáltalán egy kicsit szabadabb gazdálkodás, sőt mondhatjuk, hogy a szó eredeti értelmében vett gazdálkodás indult meg az országban. Erre az időszakra esik a modern informatika térnyerése is, amikor a számítógépek már nem csak ígéretet jelentettek, de konkrét segítséget is nyújtottak a gazdasági nyilvántartások és számítások terén. Ez nagymértékben hozzájárult a statisztika fejlődéséhez, hiszen mind az igények, mind a lehetőségek ugrásszerűen megnöttek.

A Közgazdasági főosztály ekkor központi, koordináló szerepet játszott a gazdaságstatisztikai munkában, hiszen itt futott össze minden szál, innen át lehetett tekinteni a KSH munkájának szinte minden területét. Az előbb említett pezsdülés emellett lehetőséget teremtett arra, hogy egy sor olyan munkát elindítsunk, amelyekkel a KSH – nyugodtan állíthatom – megelőzte a Kelet-Európában hasonló utat bejáró országok statisztikáját. Akkoriban olyan munkákat és területeket sikerült megalapoznunk, létrehoznunk, illetve fel erősíteni, amelyek ma természetes részét képezik a Hivatalnak. Az ÁKM-ről már beszéltem. Alapfeladatunk a népgazdasági mérlegek összeállítása volt, amelyek kidolgozása során az akkori MPS-rendszeren alapuló mutatók mellett más, az SNA-nek megfelelő mutatók (például a GDP) számítását is megkezdjük. Ekkor kezdtünk el dolgozni a pénzügyi statisztika kialakításán, erre az időszakra esik a létminimum-számítások beindítása, és erre az időszakra esett a nemzetközi összehasonlítások fénykora is. Részben éppen azért, mert mindkét makroszintű elszámolási rendszerben számoltunk mutatókat, lehetőségünk adódott mind a keleti, mind a nyugati országokkal való összehasonlí-

tásra. Persze az összehasonlítások más területekre is kiterjedtek, és valóban megalapozták azt a gyakran üresnek tűnő mondást, miszerint a statisztikában Magyarország a híd szerepét töltötte be a két társadalmi-gazdasági rendszer közt.

*Az ilyen hatalmas feladatokhoz megfelelő szakembergárda is szükségeltetett. Hogyan álltak ezen a téren abban az időben?*

Mondhatom, kiválóan. Olyan nagyszerű munkatársakra találtam, akik szakmaik legkiemelkedőbbjei közé tartoztak, ma pedig nevük szinte legendává vált. A főosztályvezető-helyettesi és osztályvezetői posztokon olyan kollégákkal dolgozhattam együtt, mint *Árvay János, Zafir Mihály, Drechsler László, Szilágyi György, Horváth Piroska, Csepinszky Andor, Baranyai István, Somogyi Miklós, Láng György* vagy *Éltető Ödön*.

Ez a remek csapat jól tudta a dolgát, ezért a főosztályvezető feladata elég gyorsan átalakult. Ezeket az embereket nem kellett vezetni, hanem sokkal inkább szervezni, összehangolni kellett a munkájukat. Bár az ÁKM mindvégig kedvenc területem maradt, ahol szakmai munkát is végeztem, a feladatom egyre inkább a külső és a belső menedzselés volt, amit szívesen, és remélem megfelelő hatékonysággal végeztem.

*Milyenek voltak kapcsolatai a KSH-n belül, és kívül?*

Ami a belső kapcsolatokat illeti, szintén nagyon jó partnerekkel voltam körülvéve, elegendő, ha *Nyitrai Ferencnére, Barta Barnabásra, Klinger Andrásra, Fazekas Bélára, vagy Tar József*re utalok. A külső kapcsolataink is kiterjedtek és tartalmasak voltak. Az Országos Tervhiva-

tallal, bár olykor volt némi rivalizálásunk, korrekt munkakapcsolatunk volt, és hasonlóan jó viszonyt alakítottunk ki az ágazati és funkcionális minisztériumokkal is. Ezen túlmenően egyre bővülő rendszer jellemezte a nemzetközi kapcsolatainkat is. Ez részben következett a korábban említett híd szerepkörből, de kétségtelen sokat számítottak azok a személyes kapcsolatok is, amiket a nemzetközi szerveknél dolgozó (vagy korábban ott dolgozott) kollégák személyesítettek meg. Azt is ki kell emelni, hogy mivel néhány területen módszertanilag komoly haladást értünk el, sok akkori szocialista országból jöttek ide statisztikusok a módszertani tapasztalatok (például az ÁKM kidolgozásakor szerzett tapasztalatok) megismerése céljából. Ez a pezsgés azután a mi munkánkra is visszahatott, és további munkára serkentett bennünket. Jó volt azokban az időkben a KSH-ban dolgozni, és jó volt olyan területet irányítani, ahová szinte minden szál összefutott.

*Őn 1979-ben mégis pályát változtattott, és a Munkaügyi Minisztérium államtitkára lett. Mi volt ennek az oka?*

Ez jogos kérdés. A változtatásnak több oka volt. Egyfelől *Huszár István*, az akkori miniszterelnök-helyettes (akivel, mint említettem, a Statisztika tanszéken korábban együtt dolgoztam) kért fel erre a feladatra. Őt nagyon tiszteltem és becsültem, a személye bizalommal töltött el, és garanciát jelentett számomra arra nézve, hogy nyugodt körülmények közt, hasznos és hatékony munkát végezhetek. Természetesen van ennek a döntésnek egy emberi oldala is, hiszen ki ne szeretne magas pozícióba kerülni, kiváltképp úgy, hogy ez ne jelentsen semmiféle szakmai megalkuvást vagy visszalépést. És végül kihívás volt számomra ez a munka, hiszen so-

kan mondogatták, hogy „Rácz Albert, te aki statisztikusként oly gyakran elemezted, kritizáltad a népgazdasági tervezést, az irányítást, a szabályozást, a foglalkozáspolitikát, most gyere, és inkább csináld!” Mentem, és csináltam kilenc évig.

*Az ÁBMH vezetőjeként a legmagasabb politika közelébe került. Hogyan tudott szót érteni az akkori politikával?*

Azt hiszem jól. Az ÁBMH első embekeként tagja voltam az Országos Tervbizottságnak, ahol a gazdaság legfontosabb kérdései eldőlték. A foglalkoztatási és bérkérdések akkoriban kényesnek számítottak; ezekért én voltam felelős. A korábbi hosszú statisztikus múltam nagymértékben hozzájárult ahhoz, hogy álláspontomat szabatosan, szakmailag jól alátámasztottan, statisztikákra alapozva fejtessem ki. Emellett nyilvánvalóan az is sokat nyomott a latban, hogy a KSH-s időkben széles körű és jó személyes kapcsolatokat alakítottam ki számos területen. Ezért azután sok esetben képes voltam álláspontomat sok egyéb érv és érdek ellenében is megvédeni. Hozzá kell tennem, hogy a nyolcvanas években a gazdasági és politikai vezetők jó része már meglehetősen toleráns volt, és többnyire meggyőzték őket a szakmai érvek. Természetesen az akkori társadalmi-politikai és gazdaságirányítási rendszer keretei és lehetőségei behatárolták munkánkat, de állíthatom, hogy már a nyolcvanas évek első felében voltak a munkaügyi politikának olyan elemei, melyek előre mutattak, s amelyeket korábban szóba se lehetett volna hozni. Ilyen volt például 1984-ben az ún. újraelhelyezkedési (valójában munkanélküliségi) segély bevezetése, a foglalkoztatást segítő beruházások támogatása, vagy a vállalati vezetők jutalmánál és prémiumánál a első korlát eltörlése.

*Tíz év munkaügyi vezetői munka után egy újabb váltás, ezúttal a Társadalombiztosítási Főigazgatóság vezetése. Ez a fordulat mivel magyarázható?*

Mindenekelőtt ekkor én már 59 éves voltam (a nyugdíjkorhatár akkor 60 év volt), akár nyugdíjba is küldhettek volna. Azt is figyelembe kell venni, hogy mint az ÁBMH vezetőjének elég sok közöm volt a társadalombiztosításhoz, hiszen például a kormány részéről a szükséges egyeztetéseket én végeztem. 1984-ben, amikor a társadalombiztosítás irányítása a szakszervezetektől a kormányhoz került, a kormány részéről engem jelöltek ki a társadalombiztosítás és a szakszervezetek évtizedeken keresztül összefonódott vagyónának szétválasztására. Végül ez nem egyszerűen egy innen-oda kerülés volt, ugyanis a feladatom az volt, hogy a kormánypolitikát érvényesítsem a társadalombiztosításban. Ez pedig akkor (1988-1989-ben) igen jelentős lépés volt, hiszen azt a munkát kellett – a kijelölt kormánybiztossal együttműködve – megvalósítani, hogy a társadalombiztosítás váljon ki a költségvetésből, és az államháztartás önállóan gazdálkodó része legyen. Ez 1989-ben meg is valósult.

*A jól megérdemelt nyugdíj után tanácsadás a Társadalombiztosításban, majd visszatérés a KSH-ba. Hogyan tudott újra beilleszkedni egy megváltozott Hivatalba, a korábbtól eltérő munkakörbe?*

Nyugdíjazásom után (1990-től) a Társadalombiztosítás mindenkori vezetőjének voltam a tanácsadója, majd 1997-ben kerültem ismét vissza a KSH-ba, ahol jelenleg a KSH Szolgáltatásstatisztika főosztályán vagyok tanácsadó, és munkám elsősorban az idegenforgalomhoz kötődik. Ez nagyon érdekes terület,

és az immáron 8 éve itt töltött idő alatt jól megbarátkoztam ezzel a szakmával is. Kiváltképp érdekessé vált a munkám azóta, mióta a turizmus szatellit-számlájával kezdtem behatóan foglalkozni. Aligha kell mondanom, hogy ezen a területen jól tudom hasznosítani mindazokat az ismereteket, amelyeket a nemzeti számlák területén korábbi munkám során összegyűjtöttem, hiszen a szatellit-számlák éppen a központi számlarendszer egy-egy specifikus terület felé történő kinyújtózkodását jelentik. Az is természetes, hogy az ÁKM-et mint hasznos eszközt ezen a területen is jól fel tudom használni, hiszen egy sor olyan mélyebb elemzést tesz lehetővé, amelyek e nélkül elmaradnának. Persze, a Hivatal is sokat változott, de mi is változunk. Egyesek talán furcsának tarthatják, hogy ilyen vezetői múlt után és a nagy átfogó területeken való mozgás után egy speciális területen szakmai munkát végzek, de számomra ez nem az. Jól érzem magam, hiszen úgy érzem, hasznos munkát tudok végezni, és külön öröm számomra az, hogy sok fiatalal vagyok körülveve, akik gyakran kérik ki véleményemet, tanácsaimat szakmai és olykor még azon túlmutató kérdésekben is.

*Mindig visszatér az ÁKM, hiszen alighanem ez az Ön legkedvesebb szakmai területe. Mi a véleménye arról, hogy az ÁKM jelentősége – talán a központi tervgazdálkodás megszűnésével – lényegesen visszaszorulni látszik?*

Nem vagyok teljesen tájékozott a más területeken folyó elemzések módszertanát, illetőleg az oktatás jelenlegi helyzetét illetően, de ha valóban így lenne, bizony nagyon sajnálnám. Amint hallom, az ÁKM oktatása az egyetemeken marginalizálódott, szakfolyóiratokban alig talál-

kozni ilyen témájú tanulmányokkal. Az ÁKM – bár kétségtelenül a tervezdálkodás és a központi árszabályozás egyik hatékony eszköze volt – ennél sokkal több. Az ÁKM koordinációs séma, gondolkodást fegyelmező eszköz, mérlegmódszer, modell, nevezze bárki, aminek akarja. Az azonban nem vitatható, hogy a gazdasági elemzések szinte minden szintjén alkalmazható, ezért lenne fontos, hogy minél többen megismerjék. Itt a KSH-ban azt tapasztalom, hogy a fiatal munkatársak, kiváltképp azok, akik valamely ágazati főosztályon dolgoznak, nem ismerik elég mélyen ezt a módszert, és nem is igazán érdekeltek megismerésében és alkalmazásában. Ez pedig nagy baj, hiszen hosszabb távon alighanem a szakmai munka rovására megy.

*Végezetül egy utolsó kérdés: Ön ma is számos tanulmányt készít, amelyek, ismerve szaktudását és igényességét, bizonyára megérnének valamiféle szélesebb nyilvánosságot. Nem szándékozik az utóbbi években készített tanulmányait publikálni, például a Statisztikai Szemlében?*

Nem. Úgy gondolom, ez a feladat már nem rám vár. Nem szeretném annak látszatát sem kelteni, hogy az utánam jövők elől elírom a jó témákat. Legyen ez már az ő feladatuk. Annyit azonban szívesen megteszek, hogy ebben minden segítséget megadok nekik.

*Köszönöm a beszélgetést, és további erőben és egészségben eltöltött munkás éveket kívánok.*

## SZEMLE

---

### A STATISZTIKAI TÁJÉKOZTATÁS EURÓPAI KÖVETELMÉNYEI

A KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat „Statistikai tájékoztatás, európai követelmények” címmel szakmai napot szervezett 2005. március 22-én. A szakmai ülést, melyen számos érdeklődő statisztikus is megjelent, *Nemes Erzsébet*, a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója elnökölte.

A délelőtti ülészak elsősorban a statisztikáé volt: a Központi Statisztikai Hivatal vezető szakemberei bemutatták a statisztikai munka néhány fontos kapcsolódását a könyvtárosszakmához. A nyitó előadást *Pukli Péter*, a KSH elnöke tartotta. Előadásában szólt a KSH küldetéséről, arról, hogy a társadalomról és a gazdaságról szóló statisztikák elkészítése mellett igen fontos a nyilvánosság megfelelő tájékoztatása, és az adatvagyonhoz való hozzáférés megkönnyítése. Sorra vette a tájékoztatás csatornáit és a statisztikai kiadványok fajtáit, majd részletesen elemezte azt a kérdést, hogy vajon az elektronikus tájékoztatás kiszoríthatja-e a hagyományos papíralapú kiadványokat. Értékelése szerint bizonyos esetekben igen, de mindig lesznek olyan kiadványok (és ezek között első helyen az évkönyveket említette), amelyek eredeti funkciója megmarad, és amelyek hasonló vagy korszerűsített formában még sokáig a tájékoztatás gerincét fogják alkotni. Ezt követően rátért a könyvtár szerepére, kiemelve, hogy a KSH nem csupán adatgyár, hanem a statisztikai tudás és ismeretanyag előállításának egyik legjelentősebb műhelye, ezeknek az ismereteknek, ennek a tudásvagyonnak pedig a könyvtár a letéteményese és felelős gazdája. A könyvtár azonban nemcsak szakkönyvtár, hanem tudományos intézmény is, a KSH munkájának és általában a statisztikának szolgálója és népszerűsítője. Ez utóbbi minőségében a public relation (PR) funkcióját is betölti, így a statisztikai munka fontos szereplője. Hangsúlyozta, hogy a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat mindezek mellett egyéb, a statisztikán túl mutató közkönyvtári szolgáltatásaival a többi nagy, nem szakosodott könyvtárral is versenyképes.

A második előadást *Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese tartotta „A magyar statisztika csatlakozása az európai statisztikai rendszerhez” címmel. Az előadás célja elsősorban az volt, hogy megismertesse a könyvtáros szakmával a hivatalos statisztikának az utóbbi években elért talán legnagyobb vívmányát, azt ugyanis, hogy napjainkra a magyar hivatalos statisztika az európai rendszer teljes értékű tagjává vált. Az európai közösség felismerte, hogy a közösségi politikák végrehajtásához és értékeléséhez megbízható, a tagországok között összehasonlítható információkra, statisztikai adatokra van szükség. A felismerést tett követte. Az előadó bemutatta az európai statisztikai rendszer jogi kereteit biztosító törvényi háttérrel, majd azokat az alapelveket (pártatlanság, megbízhatóság, objektivitás, szakmai függetlenség, költséghatékonyság, adatvédelem), amelyek a közösségi statisztikát vezérlik. Az előadás ezt követően röviden kitért az EU statisztikai hivatala, az Eurostat működésének néhány vonatkozására, majd sorra vette a magyar felzárkózás fontosabb állomásait: 1992-től a PHARE-program segítette a rendszerváltó országok harmonizációs törekvéseit, 1994-ben létrejött az együttműködési megállapodás az Eurostattal, 1998-ban került sor a magyar hivatalos statisztika átvilágítására, majd 1999-ben, a csatlakozási tárgyalások korai szakaszában, a Statisztika fejezet lezárására. Ezt követően a 2002-es Országjelentés már azt a véleményt tükrözte, hogy a KSH-ban folyó adatgyűjtések összességükben megfelelnek az Európai Unió normáinak, kielégítik az európai minőségi követelményeket.

A közeledés, illetve a csatlakozás természetesen egy sor belső változást, és főleg kiterjedt jogharmonizációt követelt. Ezek közt említette az előadó a Statisztikai Törvény kétszeri (1993. és 1999. évi) módosítását, az osztályozások harmonizálását és a regiszterfejlesztést. Ezek a változások kiemelten érintették a makrogazdasági statisztikákat (nemzeti számlák, költségvetési-államháztartási statisztika, fogyasztóiárindex-számítás). Ezzel kapcsolatban az

előadó hangsúlyozta, hogy az európai integráció egyrészt a gazdaság területén erősebb, mint társadalmi téren, másrészt ezek a mutatók fontos közössiégi politikai döntéseket (befizetések, GMU-kritériumok stb.) alapoznak meg, ezért kiemelten fontos ezek harmonizációja. A harmonizációs folyamat kapcsán szólt a kereskedelmi és fizetési mérleg statisztikák fontosságáról, az ágazati statisztikákon belül pedig az éves és évközi gazdaságstatisztikáról, a konjunktúrafigyelésről, egyebek közt, a támogatások kapcsán sok kényes kérdést felvető agrárstatisztikáról, valamint az utóbbi időkben erősen fellendülő turizmus-statisztikáról. Melyek a csatlakozás fő hatásai? – tette fel a kérdést az előadó. A felhasználók részére a fő előny az, hogy a nemzetközileg szokásos időpontokban jó minőségű, összehasonlítható adatok hatalmas tömegéhez juthatnak hozzá. Az adatszolgáltatás rendje ugyanakkor az EU-standardokhoz igazodik, így az adatszolgáltatóknak szintén (csak) a nemzetközileg szokásos terheket kell vállalniuk. Mi várható a csatlakozás után? – hangzott el az előadás záró kérdése. Az előadó válasza szerint a magyar statisztika aktív résztvevője lesz a közösségi statisztika fejlesztésének, aminek fő feladata továbbra is a közösségi politikák igényeinek minél teljesebb kielégítése.

A következő előadó *Szabó István*, a KSH főosztályvezetője volt, aki „Ingyenes adatok, nyilvános adatok” címmel tartott előadást a Hivatal tájékoztatáspolitikájáról. Bevezetőjében különböző forrásokból származó idézetek segítségével illusztrálta azt a tézist, miszerint a KSH-nak minél több információt kell korlátozás nélkül a felhasználók rendelkezésére bocsátania. Az ingyenes adatok körének meghatározását a statisztikai és az adatvédelmi törvényekre támaszkodva kísérelte megadni. Elmondta, hogy a nevezett két törvényben megtestesülő jogalkotói szándék egyértelmű: hozzáférhetővé kell tenni a társadalom legszélesebb csoportjai számára a közérdekű adatokat. Ugyanakkor – mint oly sok más esetben – a jogi szabályozás nem rendelkezik egyértelműen arról, hogy ez a tájékoztatási kötelezettség milyen módon valósuljon meg, és a tájékoztatás költségeit ki viselje. A KSH gyakorlata ebben a kérdésben az, hogy teljesen ingyenes hozzáférést nem tud minden adathoz biztosítani, ezért mind a kiadványokban megjelenő adatokért, mind bizonyos, elektronikus formában terjesztett adatokért maximum a költségek erejéig díjat számít fel. Hangsúlyozta azonban az előadó, hogy ez a díj nem az adat ára, hanem az adathordozó, illetve az előállításé.

Az Európai Unió új tájékoztatási politikája minél több ingyenes adatot, sok metaadatot, a felhasználói igények egyenlő kielégítését és a médiával va-

ló hatékonyabb kapcsolatot sürget. Részben ezeknek megfelelően, részben a korábban említett törvényi szabályozás kereteinek figyelembe vételével a KSH fejlesztési koncepciója a tájékoztatás területén határozottan meg kíván különböztetni tájékoztatási és szolgáltatási funkciókat, és a tájékoztatási tevékenységet fokozatosan egyre szélesebb körben ingyenessé kívánja tenni. Ez azt jelenti, hogy amennyiben egy adat a honlapon, illetve a tájékoztatási adatbázisban megtalálható, azt a felhasználó ingyenesen használhatja, amennyiben nem, attól függően, hogy mennyi munkát jelent a KSH számára annak előállítása, illetve előkeresése, megfelelő költségértéítés ellenében kaphatja meg. A telefonos információszolgáltatás ingyenes. A statisztikai adatszolgáltatásnak – legyenek az adatok ingyenesek vagy költségértéítésesek – teljesítenie kell a relevancia, a tárgyilagosság, az érthetőség, az összehasonlíthatóság, a pontosság a gyorsaság és az egyidejű hozzáférés követelményeit, hiszen ezek a minőség legfőbb jellemzői. Mindez együtt a tájékoztatásnak azt a legfőbb célját szolgálja, miszerint a felhasználói igényeket a lehető legnagyobb mértékben és a lehető legjobb minőségben kell kielégíteni. Végezetül az előadó összefoglalta a felhasználók hozzáférési pontjait, nevezetesen a KSH-honlapot, a Tájékoztatási főosztályt és az annak alárendelt osztályokat, valamint kiemelten a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatot.

A délelőtti utolsó előadását *Németh Eszter* a KSH osztályvezetője tartotta „Az Eurostat szervezete, tevékenysége, kapcsolatai” címmel. Az előadás célja az volt, hogy megismertesse az Európai Unió statisztikai hivatala sokak számára átláthatatlan szervezetét és tevékenységét. A kezdetek 1953-ra, az alapítás évére nyúlnak vissza, majd az 1997-es évet említette az előadó mint a jogi szabályozás szempontjából hosszú idő után lényeges időpontot.

Az Eurostat jelenlegi munkája leginkább a 2003. és 2007. közötti időszakra kiterjedő 5 éves program alapján ismerhető meg. Az Eurostat feladata adatok gyűjtése a tagállamok statisztikai hivatalaitól, ezeknek az adatoknak elemzése, és összehasonlíthatóvá tétele a politikai és gazdasági döntéshozók számára nemzeti és régiós szinten, emellett információk szolgáltatása a legszélesebb érdeklődő közönség számára. (Hangsúlyozni kell, hogy az Eurostat maga primer adatfelvételt, adatgyűjtést nem végez!)

Ezt követően az előadó bemutatta az Eurostat szervezetét (a hét igazgatóságot) és fontosabb kapcsolatait a tagállamokkal, a nemzetközi szervezetekkel (OECD, ENSZ, IMF stb.), valamint a különféle csoportokba tömörült, az EU-n kívüli országokkal. Részletesebben szólt a tagállamokkal fenntartott kapcsolatokról: arról, hogy ennek két oldala van: az

adatgyűjtés és a tájékoztatás. Ami az adatgyűjtést illeti, az Eurostat részben közvetlen szakértői kapcsolatokat alakít ki, részben pedig koordinátorokon keresztül érvényesíti befolyását. A tájékoztatás területén az a feladata, hogy tájékoztatást nyújtson mind az EU-ról, mind pedig annak bármely tagállamáról. A tájékoztatás a 70-es évekig szinte kizárólag kiadványok készítését és terjesztését foglalta magába. Azóta a helyzet lényegesen megváltozott, és az új formák itt is felvetették azt a kérdést, hogy a statisztikai adat magán-, avagy közjóság. Az Eurostat bizonyos racionális korlátok mellett egyre inkább arra hajlik, hogy adatainak minél szélesebb körét tegye nyilvánosan és ingyenesen elérhetővé az interneten. Az előadás foglalkozott az Eurostat jelenlegi vizsgálódási témáival (az előadó ezek közül tizet említett), majd bemutatta termékeit a gyorsjelentésektől az átfogó kiadványokon át a speciális, egy-egy területre kiterjedő, részletes táblázatokat is tartalmazó munkákig, módszertani, kutatási eredményekig, munkanyagokig. Külön említette az elektronikus termékeket, elsősorban a több mint 300 millió (!) statisztikai adatot tartalmazó, tematikus felépítésű, többdimenziós, lekérdezhető táblákból álló adatbázisát, amely teljessége, összetettsége és jó hozzáférhetősége mellett még aktualitásával is büszkélkedhet, hiszen napi két alkalommal frissítik. Végezetül az előadó felhívta a figyelmet az ESDN-re (European Statistical Data Support), amely magas színvonalú szolgáltatás statisztikai információk használatához. Ez a szolgáltatás nem más, mint az Eurostat és a nemzeti statisztikai hivatalok hálózata, amely egy felhasználóbarát on-line rendszeren keresztül könnyíti meg a statisztikai adatok nem mindig egyszerű értelmezését és elemzését.

Míg a délelőtti előadók statisztikusok voltak, az előadások pedig a statisztikáról szóltak, jórészt könyvtárosok részére, a délutáni program szereplői maguk a könyvtárosok voltak. Az első előadást „A könyvtári statisztika helyzete, kezdeményezések és várható változások” címmel *Fehér Miklós* a Könyvtári Intézet osztályvezetője tartotta. Az előadás legfontosabb mondanivalója az volt, hogy a könyvtári statisztikában lényegi változások következnek be, amelyek egyrészt tartalmi, másrészt formai okokra vezethetők vissza. A tartalmi okok közt említette a könyvtári rendszer és tevékenység átalakulását, az ágazati irányítás valamint a könyvtári igények változását. A változásokat előmozdító – általa formainak nevezett – fő ok az új adatszolgáltatási rendszer bevezetése volt. Az ISO 2789-es európai szabvány 2003 januárja óta van életben, és a jövőben ez a nemzetközi könyvtári statisztikai rendszer lesz a nemzeti szabvány is. Ez a rendszer hivatott abban

segíteni, hogy az ágazat irányítását megfelelő információkkal lássa el, mérje és értékelje a könyvtárak tevékenységét, ugyanakkor mindezt európa-kompatibilis környezetbe helyezze.

Az új rendszerre való áttérés nem mentes egy sor problémától, melyek legfontosabbika a fogalmak eltérő értelmezése, a szükséges adatok hiánya, és a könyvtárak nagy leterheltsége. Az előadó világos és közismert példákat mutatott be a fogalmak eltérő értelmezése, valamint az adatmérés hiányosságaira a szabványban és a jelenlegi magyar gyakorlatban. Az eltérések olykor egy másfajta megközelítés (filozófia) eredői. Erre példa az, hogy a jelenlegi gyakorlatban a könyvtár fenntartója fontos jellemző, míg az európai szabványban a felhasználó áll a középpontban, a fenntartóra rá sem kérdeznek. Nehézséget okoz a gyűjtött adatok körének esetenként lényeges eltérése. Az előadás részletes táblázatban mutatta be az érvényben levő magyar jelentés és az új szabvány kategóriáinak eltérő kérdéseit, és azok eltérő súlypontjait. Az eddigiekhez hasonlóan ebből is az derült ki, hogy az új szabvány egyébként is jóval több kérdés közül sokkal több irányul a gyűjteményre és a használókra, míg a jelenleg érvényben levő arányaiiban és abszolút számokban is nagyobb hangsúlyt ad a könyvtári személyi állományt érintő kérdéseknek. Érdemes megemlíteni azt is, hogy az új rendszer a korábbinál fontosabbnak tartja a gazdálkodási (kiadási/bevételi) kérdéseket.

Ezt követően az előadó részletesen bemutatta az új szabvány egységes paneljének kérdéseit, nem titkolva, hogy az adatszolgáltatók panaszkodnak a túl terjedelmes, és a korábbinál jóval több kérdést tartalmazó (197 a mostani 108-cal szemben) adatlapra, ami felveti azt a kérdést, hogy lehetne egyszerűsíteni a panelt, más, illetve kevesebb kérdést feltenni. Az is felmerült, hogy bizonyos adatok ritkább megfigyelése is segíthetne ezen a problémán.

Az új adatlap az egységes panelen túlmenően további paneleket is tartalmaz; ilyenek a közkönyvtári panel, a mozgókönyvtári panel, a szakkönyvtári panel, és a panelek száma tetszés szerint növelhető (például iskolai könyvtári panel). Az előadó példaként kitért a szakkönyvtári és a mozgókönyvtári ellátást végző könyvtári panel kérdéseire is. Az új szabvány hazai alkalmazásának bevezetését hosszabb idő, várhatóan, több éves közös gondolkodást követően, a fokozatosság jellemzi majd.

Ez után következett a rendezvény talán legfontosabbnak tekinthető előadása, melyet *Nemes Erzsébet* a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat főigazgatója tartott „A KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat a statisztika szolgálatában” címmel. Az előadás történeti áttekintéssel kezdődött: *Keleti*



Károly kezdeményezésére a hivatalos statisztikai szolgálat megszervezésével egy időben, már 1867-ben létrejött az első önálló statisztikai szakkönyvtár, és már igen korán, ugyancsak az alapító elnök kezdeményezte, hogy a könyvtár a statisztikai műveket köteles példányokként megkapja, megvetve ezzel a mai könyvtár alapjait. A könyvtár a XIX. században már virágzóan működött: működését, belföldi és külföldi kapcsolatait, valamint kötelespéldány-gyűjtési jogát már az 1874. évi, első statisztikai törvény biztosította, illetve szorgalmazta. Már 1872-ben elkészült az első kézi katalógus, 1885-ben az első nyomtatott szakkatalógus. 1897-től a könyvtár nyilvános, és 1898-ban kapott helyet az akkor felépült és máig a KSH központját alkotó épületben. A XX. században folytatódott a fejlődés, amit egyebek közt az is mutat, hogy 1956 óta szervezeti önállóságot nyert. 1972-ben nyerte el mai nevét, és az 1997-es statisztikai törvény országos statisztikai szakkönyvtárként nevezte meg.

A könyvtár gyűjtőköre igen tág: a magyar és külföldi statisztikai és demográfiai szakirodalom mellett valamennyi tudományág statisztikai vonatkozású szakirodalmára kiterjed. Emellett egy sor gazdaság- és társadalomtudományi, jogi, történeti, politikai és néprajzi terület a gyűjtőkör, amely a klasszikus és kortárs magyar- és világirodalomra is kiterjed. A könyvtár gyűjteményei a könyvek és folyóiratok mellett tartalmaznak térképeket, kéziratokat, ún. MÉD-anyagokat (1867 előtt kiadott muzeális értékű dokumentumok), miniatűr dokumentumokat és újabb elektronikus kiadványokat. A könyvtár állománya dinamikusan fejlődött és fejlődik ma is. Jelenleg (a 2005. év elején) az állomány 756 044 egységet számlált, ami a legnagyobb magyar könyvtárak sorába emeli. Érdekes grafikonokat mutatott be az előadó, amelyek az állomány megoszlását és időbeli felfutását voltak hivatottak ábrázolni. Részletes táblázatok számoltak be a különböző időszakok gyarapodásáról és annak forrásairól. Ezek a számok részletesebb tudományos elemzés alapját is képezhetik, bár ezúttal erre nem volt idő és lehetőség.<sup>1</sup>

Egy könyvtár fejlődése jól lemérhető könyvkatalógusain keresztül. A kezdetektől egészen 1990-ig a cédulakatalógusok uralkodtak, ennek 1960-tól része volt a tartalmi feltárást szolgáló szakkatalógus, az ETO (Egyetemes Tizedes Osztályozás). 1989-től kezdődött a gépesítés a TEXTAR kísérleti telepíté-

<sup>1</sup> Megjegyzendő, hogy a könyvtár történetét bemutató néhány adat és szám, a hozzájuk kapcsolódó értékeléssel együtt megjelent a *Statisztikai Szemle* 2004. évi 3. számában: *Nemes Erzsébet – Rettich Béla: A könyvtári tájékoztatás eszközei – a könyvrajstromtól az integrált könyvtári rendszerig.* (280–295. old.)

sével, illetve alkalmazásával. 1990 és 2002 között ez a rendszer üzemelt, melynek szerepét 2002-ben vette át a korszerű, internetes elérhetőségi igényeket is kielégítő OLIB rendszer.

Ez utóbbi már átmenet volt a XXI. század könyvtára felé. Az OLIB bevezetésének legfontosabb állomásai az alábbiak voltak: 2001 decemberében született döntés az integrált számítógépes rendszerre való áttérésről, 2002 a fejlesztés, a tanulás, a konverzió éve volt, majd 2002 novemberében megindult a feldolgozási munka az OLIB rendszerrel. 2003 januárjától a beiratkozás és a kölcsönzés is számítógépes rendszerrel történik, 2003 februárjától pedig megkezdődött a folyóiratok és időszaki kiadványok OLIB rendszerű feldolgozása; 2003 márciusától valamennyi könyvtári munkafolyamat fokozatosan integrálódik az OLIB rendszerébe. Az OLIB teljes körű bevezetése indokolta és tette lehetővé 2003 decemberére a könyvtár megújult honlapjának közzétételét, amely már a legszélesebb felhasználói kör számára is elérhetővé tette a könyvtár 1990 után beszerzett állományát.

A könyvtár tervei között szerepel a szolgáltatások bővítése, növekvő szerepvállalás az Országos Dokumentumellátási Rendszerben (ODR) és egyéb területeken, a könyvtári minőségfejlesztés és minőségbiztosítás rendszerének fokozatos kiépítése, szerepvállalás a Magyar Országos Közös Katalógus (MOKKA) rendszerében, és nem utolsósorban az állomány minél nagyobb hányadának digitalizálása. Ezáltal kívánják elérni a történeti és szakmai értékek minél teljesebb megőrzését, a rongálódások csökkentését, valamint a hozzáférési lehetőségek bővülését. Digitalizálni szándékozzák, egyebek közt, a Hivatal által kiadott helységnévtárakat és azok előzményeit, a statisztikai szakfolyóiratokat, statisztikai közleményeket, bibliográfiákat, adatközlő kiadványokat, valamint a népszámlálások anyagait. A könyvtár a digitalizált és digitalizálандó dokumentumokat CD-n és DVD-n tárolja, és az internetes hozzáférést is biztosítani kívánja.

Végül az előadó röviden összefoglalta a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat azon tevékenységeit, amelyek túlmutatnak a klasszikus könyvtári feladatokon. A Szolgálat adatbázisokra fizeszt elő és azokból szolgáltat, például a JSTORE, OBSERVER és ECONLIT elnevezésű adatbázisok. Emellett az ott folyó kutató- és feltárásmunka eredményeit saját kiadványaikban mutatják be. Ezek közül a főigazgató asszony a Történeti statisztikai füzetek, Statisztikai módszerek (témadokumentáció), A Statisztikai Hivatal elnökei, Közgazdasági Nobel-emlékdíjasok, a Statisztikai adatforrások, a Nagy magyar statisztikusok műveinek válogatott bibliog-

ráfíja és a Magyarország történeti helységnévtára című kiadványokra hívta fel a figyelmet.

A konferencia záró előadását *Bátynyi E. Viola* a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatának főigazgató-helyettese tartotta „Fejlesztések és pályázatok a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tevékenységében” címmel. Az előadó a korábbiakhoz kapcsolódóan elsősorban a könyvtár jövőjét érintő fejlesztésekkel foglalkozott. Kiindult a könyvtár távlati feladataiból („küldetésnyilatkozat”), majd bemutatta a szervezeti és munkamódszerbeli változások fő okait: a nemzedékváltást, a technológia változását, az igények átalakulását és a pénzügyi korlátokat. A legfontosabb folyamatban levő, illetve a jövőben megvalósítandó fejlesztések közt említette a régiós központokban is az integrált rendszer kiépítését, és a könyvtár ODR-, valamint MOKKA-tagságából adódó feladatokat. A nemzeti rendszerekhez való csatlakozással növekszik a könyvtárközi kölcsönzés szerepe, az OLIB adatbázisban való bibliográfiai feldolgozás felgyorsul és a könyvtár katalógusai egyre nagyobb mértékben lesznek elérhetők az interneten.

A fejlesztések mellett pályázati pénzből valósult meg a minőségbiztosítás-teljesítményértékelés projekt is. Ennek egyik része egy kérdőíves felmérés volt, amelyre 301 külső könyvtárhasználó és 140 kölcsönzési jogosultsággal rendelkező KSH-olvasó válaszolt. A kérdések elsősorban a könyvtárhasználatról, a könyvtár szolgáltatásaival való elégedettségről szóltak. A válaszok alapján a látogatók döntő többsége eredményesen használta a könyvtárat, elégedett volt annak szolgáltatásaival, de bizonyos hiányosságokra is rámutattak az értékelések (például a könyvtár ismertsége). Az elégedettség egyik eleme a minőségnek, ám a könyvtári minőség ennél jóval összetettebb fogalom. A vizsgálat másik részében az Országos Széchényi Könyvtár (OSZK) Könyvtári Intézete ajánlásai alapján összeállították a teljesítménymutatók egy olyan rendszerét, amely már komplex módon képes mérni a könyvtári tevékenység minőségét. Ezt figyelembe véve megfogalmazták azokat a feladatokat, amelyeket végre kell hajta-

ni annak érdekében, hogy a tevékenység minősége érezhetően javuljon. Ezen feladatok közt szerepel az új marketing stratégia kidolgozása, az információs rendszer további javítása, a folyamatos belső továbbképzés és felhasználóképzés az OLIB használatához, az adatbázisok továbbépítése, a rekatalogizálás, a régebbi, jelentős statisztikai értékeket őrző kiadványok digitalizálása, a beléptető rendszer korszerűsítése, büfé létrehozása, a világítás javítása stb. A minőségbiztosítási rendszer kiépítésének második lépcsőjében hasonló típusú és adottságú partnerkönyvtárakkal (Országos Mezőgazdasági Könyvtár és Dokumentációs Központ, Országos Pedagógiai Könyvtár és Múzeum, OSZK Könyvtári Intézet Szakkönyvtára) együttműködve, egymás munkáját és legfontosabb mutatószámait összehasonlítva töreksznek az objektív könyvtári minőség megfogalmazására. A fejlesztések nagy súlyt helyeznek a felhasználók minél jobb tájékoztatására. Ezt szolgálják a promóciós kiadványok, az egyre fejlődő könyvtári információs rendszer (például megállító és információs táblák, szóróanyagok, feliratok, kiállítások stb.) elkészítése. Mindezek a fejlesztések igen nagy munkamennyiséget kötnek le, és szükségképp háttérbe szorulnak bizonyos szakmai feladatok, amelyek sokáig a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat tevékenységének lényeges részét képezték. Ilyen, legalábbis átmenetileg visszaszoruló terület a kutatás, a kiadói tevékenység, valamint a régi kiadványok restaurálása. Remény van azonban arra, hogy az itt vázolt fejlesztések hosszabb távon munkakímélők lesznek, így ezek a hagyományos, munkaigényes tevékenységek ismét tér nyernek a könyvtár tevékenységén belül – fejezte be előadását a főigazgató-helyettes asszony.

A sikeres rendezvényt követően a hallgatóság egy része, mintegy negyven, többnyire könyvtáros szakember tapasztalatcsere céljából látogatást tett a Könyvtár helységeiben, ahol a Szolgálat munkatársai mutatták be a működő rendszereket, illetve válaszoltak a felvetett kérdésekre.

*H. L.*

## SZEMÉLYI HÍREK

**Felmentés – Kinevezés.** Gyurcsány Ferenc miniszterelnök Helt Ferencet – saját kezdeményezésére – a Központi Statisztikai Hivatal elnökhelyettesi

tisztségéből 2005. március 31-i hatállyal felmentette, és dr. Balogh Miklóst, 2005. április 1-jei hatállyal, a KSH elnökhelyettesévé nevezte ki.

## SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

**Éves programértekezlet a KSH-ban.** 2005. április 21-én egész napos éves programértekezletre került sor. Az értekezlet helyszíne a Corinthia Hotel Aquincum volt, ahová a KSH valamennyi vezető munkatársa meghívást kapott. Az értekezleten a KSH felső vezetése tartott részletes beszámolót a 2004. év eredményeiről, a területi apparátus átszervezéséről, a hivatal gazdasági-pénzügyi helyzetéről, a modernizációs programról, a programtervezésről, a 2005-ös év feladatairól, kiemelten az adatgyűjtési programról. Az értekezletről következő számunkban részletesen beszámolunk.

**Az Európai Népesedési Bizottság 9. ülése és az Európai Népesedési Konferencia.** Az Európa Tanács Európai Népesedési Bizottsága (European Population Committee – CAHP) 2005. április 5–6. között tartotta 9. ülését Strasbourgban. Az ülésre valamennyi (45) tagállam képviselőjét meghívták (költségtérítéssel), amelyből 35 tagállam képviseltette magát. Megfigyelőként részt vett még további három ország képviselője. Képviseltette magát a Helyi és Regionális Szervezetek Kongresszusa (CLRAE). Az Európa Tanács két társbizottsága is küldött megfigyelőt. Magyarországot Klinger András, a KSH ny. elnökhelyettese képviselte. A Bizottság ülése után került sor – április 7-8-án – az Európai Népesedési Konferenciára (European Population Conference), amelyen a Népesedési Bizottság tagjai is részt vettek.

Az ülést Charlotte Höhn (Németország), a Bizottság elnöke vezette, és a Bizottság titkára Adrian Evuhovici segítette munkájában. A Bizottság napirendjén a következő kérdések szerepeltek: 1. A napirend és az előző ülés jegyzőkönyvének elfogadása;

2. A Bizottság legutóbbi és jövőbeni kiadványai; 3. A 2005. évi Demográfiai Évkönyv; 4. Az Európai Népesedési Konferencia; 5. A 2005. évi aktivitási program; 6. A Bizottság jövőbeni „Terms of Reference”-éről szóló első véleménycsere; 7. A 2006. évi aktivitási program; 8. Az Európa Tanács technikai segítségnyújtási aktivitása és népszámlálási segítségnyújtás; 9. A Titkárság beszámolója; 10. A Bizottság elnökének és alelnökének megválasztása, ugyanis a Bizottság vezetőinek mandátuma egy év után lejárt. De miután még egyszer újra választhatók, a Bizottság újra Charlotte Höhn-t (Németország) választotta elnökévé és Reno Camilleri-t (Málta) alelnökévé. A Bizottság 10. ülésére 2005. november 30. és december 2. között kerül sor.

\*

Az Európai Népesedési Konferencia megrendezésére – a Népesedési Bizottság előkészítésében, a Parlamenti Közgyűléssel együttműködve – 2005. április 7-8-án került sor. A Konferencia célkitűzése az volt, hogy megvitassa a „Népesedési kihívások a társadalmi kohézióban” kérdéskörét. E cél érdekében az Európa Tanács két Bizottsága (Népesedési és Szociális Kohéziós) mellett részt vettek a Migrációs és Népesedési Bizottság tagjai. A Helyi és Regionális Önkormányzatok Kongresszusát ötven képviselték. Jelen volt az Európai Unió, az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága, az ENSZ Népesedési Alapja képviselője.

A Konferencia megnyitó ülésének fő előadását Charlotte Höhn tartotta „A demográfiai kérdések áttekintése és hatásai a szociális kohézióra” címmel. A három ülés témája: 1. A változó családfor-

mák politikai vonatkozásai (fő előadó: *L. Hantrais* – Egyesült Királyság); 2. A népesség öregedése és a szociálpolitikai kihívásai (fő előadó: *R. Schoenmaeckers* – Belgium); 3. A vándorlás hatása a társadalomra és a politikára (fő előadó: *J. Salt* – Egyesült Királyság).

A kerekasztal-megbeszélés a népesedési kérdések és szociális kohézió: akciókra vonatkozó prioritásokról szól. A záróülésen a demográfiai trendek szociálpolitikára történő hatását tárgyalták meg.

Az egyes ülészakok előadásai igen magas színvonalúak voltak. Mindegyikhez még 2-3 háttéranyag szolgált, a Népesedési Bizottság elmúlt évi anyagából. A panelek részvevői kevésbé érintették a demográfiai kihívásokra adódó döntéshozói-politikusi képviselői-kormányzati válaszokat, hanem inkább saját országuk demográfiai helyzetének részletezésével foglalkoztak. Sajnálatosan – néhány panel tag kivételével – a Közép- és Kelet-Európa képviselői nem kaptak helyet a programban és a résztvevők között is csak néhány ország mutatott valamelyes érdeklődést. A Konferencia anyagait az Európa Tanács a 2005. év végéig publikálni kívánja, de Interneten jelenleg is hozzáférhetők.

**Az ENSZ Népesedési és Fejlődési Bizottsága (CPD) 38. ülése.** A CPD 2005. április 4–8. között tartotta 38. ülését New York-ban. A Bizottság a Gazdasági és Szociális Tanács egyik funkcionális testületként működik, és évente tartja ülését. Fő feladata a világ népesedési helyzetének áttekintése, a népesedés és fejlődés kapcsolatának átfogó bemutatása, az ezzel kapcsolatban felmerülő aktuális problémák feltárása, elemzése, és irányelvek, cselekvési programok megfogalmazása a gondok enyhítése, illetve megoldása céljából. Az éves üléseken áttekinthetik az akciótervek megvalósításának helyzetét, amelyet részben a Bizottság Titkársága által készített átfogó jelentések, részben az egyes országok beszámolóí alapján értékelnek. Mindig szerepel egy előre meghatározott speciális témakör, amelyet a résztvevők részletesen áttekinthetnek, és határozati javaslatokat fogalmaznak meg, illetve fogadnak el a további feladatok kijelölése és a felmerülő problémák megoldása érdekében. A 38. ülés kiemelt témaköre a „Népesedés, fejlődés és a HIV/AIDS, különös tekintettel a szegénységre” címet viselte.

Az egyes napirendi pontok tárgyalása párhuzamos üléseken, a különböző országcsoportok által alkotott bizottságokban egyidejűleg folyt. Az üléseken Magyarországot *Kamarás Ferenc*, a KSH osztályvezetője képviselte. A plenáris ülések melletti munka-ülések fő feladata az egyes napirendi pontokhoz tartozó határozati javaslatok szövegének megvitatása

volt. Az ülés fontos tanulsága volt az, hogy a HIV/AIDS témaköre főleg a fejlődő országokat érinti. A CPD 2006. évi 39. ülésének kiemelt témaköre a „Nemzetközi vándorlás és fejlődés” a 2007. évi 40. ülésé pedig „A népesség változó korösszetétele és a fejlődés” kérdésköre lesz. Magyarország CPD-tagsága, az elfogadott új választási rendnek megfelelően, nem a 2006. év végén, hanem a 2007. évi ülés végén jár le. Más szóval az elkövetkező két ülésen még lehetőség kínálkozik aktívan részt venni, mivel ezek a témakörök Magyarországot is sokoldalúan érintik.

**Megjelent a Foglalkoztatottság és munkanélküliség sorozat 3. és 4. kötete.** A *Munka nélkül* című 3. kötet a rendszerváltás óta igen időszerű és fontos problémát tárgyal, hiszen Magyarországon 1990 után igen rövid idő alatt mintegy másfélmillió ember került ki a foglalkoztatottak köréből. A kötet a nyílt munkanélkülieken kívül a szélesebb kört lefedő inaktív csoportjával is foglalkozik. A főbb demográfiai jellemzőkön, valamint a munkanélküliek volt foglalkozási jellemzőin túl hangsúlyt kap a regionális elemzés, az egyes területi egységek közötti érdemi különbségek feltárása. A sorozat 4. kötete, a *Területi mobilitás a munka világában* röviden összefoglalja a lakosság, ezen belül a foglalkoztatottak lakóhely-változtatásának főbb jellemzőit, a napi munkába járás jellegzetességeit, a közlekedés módját és idejét. Az utóbbi jelenségről a kötet részletes és vizs-zatekintő adatokat is szolgáltat az ingázók helyzetéről, a munkaerőpiacon betöltött szerepükről. A kötet táblázatainak jelentős hányada foglalkozik a főváros, Budapest kerületeinek, valamint a budapesti agglomeráció elemzésével.

(*Dr. Fóti János – Dr. Lakatos Miklós*: Foglalkoztatottság és munkanélküliség (Információk a magyarországi censusok eredményeiből.) 3. Munka nélkül. 4. Területi mobilitás a munka világában. Készült az Országos Foglalkoztatási Alapítvány támogatásával. Budapest. 2004. 128, illetve 140 old.)

**Évkönyvek.** A 2003. évi Háztartás-statisztikai évkönyv összefoglaló adatai tízéves (1993–2002) idősorban mutatják be az összes háztartás adatait, majd a 2003. évi adatokat – egy főre jutó éves bevételek, lakással kapcsolatos adatok, az éves kiadás főbb csoportok szerint, kiadások részletezése, éves élelmiszer-fogyasztás mennyisége, kiadások részletezése COICOP-csoportosítás szerint – tartalmazza jövedelmi tizedenként, az eltartott gyermekek száma és taglétszám, régiók, valamint a háztartásfő korcsoportja szerint. A kiadvány kétnyelvű (magyar-angol) táblákban közli teljes részletezettséggel az össznépesség decilisenkénti és régiós adatait, a többi feje-

zet összevontabb kategóriákat tartalmaz. A kiadványhoz CD-melléklet is járul, mely az adatokat teljes részletettséggel közli, és lehetővé tesz nemzetközi összehasonlítást is.

(Háztartás-statisztikai évkönyv, 2003. Központi Statisztika Hivatal. Budapest. 2005. 153 old.)

\*

A Nemzetközi statisztikai évkönyv a 2003. évre vonatkozóan, nem egy esetben 1990-ig visszamenőleg, hús fő fejezetben foglalja össze a világ harminckét országának adatait a népességről, népmozgalomról és a területről. Megismerhetjük az országok foglalkoztatottsági és munkanélküliségi, jövedelmi és fogyasztási, környezeti, egészségügyi, baleseti, oktatási, kulturális adatait. A nemzeti számlákról, a külkereskedelmi termékgazdálkodásról éppúgy tájékozhatjuk, mint a pénzügy, az energiagazdálkodás, a mezőgazdaság, az ipar, építőipar, az idegenforgalom, a szállítás, a távközlés, számítástechnika, a kutatás és a hadászat helyzetéről.

(Nemzetközi statisztikai évkönyv. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 359 old.)

\*

Az Egészségügyi statisztikai évkönyv 2003 című kötet összefoglaló fejezete 1970-ig visszamenőleg mutatja be a népesség egészségi állapotának, valamint az egészségügyi intézményeknek legfőbb adatait. A további főbb fejezetek a következők: a népesség főbb demográfiai jellemzői, egészségügyi alapellátás, járó betegek szakellátása, gondozóintézeti ellátás, otthoni szakápolás, sportegészségügy, fogászat, fekvőbeteg-gyógyintézeti ellátás, országos mentőszolgálat, vérellátás, laboratóriumi ellátás, gyógyszerellátás, közegészségügy és járványügy, balesetek, öngyilkosságok, rokkantak, járadékosok, fogyatékosok, az egészségügyi ellátás személyzete, egészségügyi képzés, továbbképzés, egészségügyi kiadások, árak, keresetek és tárgyi eszközök. A kiadványt a nemzetközi adatok táblacsoportja zárja.

(Egészségügyi statisztikai évkönyv 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 480 old.)

\*

A 2003. évi Külkereskedelmi statisztikai évkönyv az alapvető adatok grafikonos megjelenítését követően négy fő fejezetben közli táblákban a külkereskedelmi adatait: 1. Összefoglaló, idősoros táblák; 2. A külkereskedelmi forgalom adatai; 3. Külkereskedelmi árindexek; 4. Nemzetközi adatok. A forgalom-adatokon belül külön táblázatok foglalkoznak az Európai Unióval lezajlott kereskedelmi forgalommal. A kétnyelvű (magyar-angol) táblákat, és a

közel 400 oldalnyi adatot közlő kiadvány módszertani megjegyzésekkel zárul.

(Külkereskedelmi statisztikai évkönyv 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 414 old.)

\*

A 2003. évi Szociális statisztikai évkönyv részletes adatokat közöl a 2003. évi népességszámról, gazdasági aktivitásról, családtámogatásról, gyermekjóléti ellátásról és gondoskodásról, a szociális támogatásokról és egyéb ellátásokról, a rehabilitációs foglalkoztatásról, a táppénzről, a nyugdíjakról, és a szociális és gyámügyi igazgatásról. A részletes módszertannal megjelenő kiadvány egy bővített CD-mellékletet is tartalmaz, kiegészítő információkkal.

(Szociális statisztikai évkönyv. Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 183 old.)

\*

Az Ipari és építőipari statisztikai évkönyv Összefoglaló táblák című fejezetét egy 32 grafikonból álló áttekintő rész előzi meg, mely felhívja a figyelmet az ágazat legfőbb eredményeire és jellemzőire. A módszertani megjegyzéseken túl egy Függelék is található a kiadványban, mely éves deviza-átlagárfolyamokat és angol nyelvű jegyzékeket tartalmaz.

(Ipari és építőipari évkönyv, 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 419 old.)

\*

A Történeti Demográfiai Évkönyv 2004. évi kötetének tanulmányai között a következők jelentek meg. *Anna Loutfi*: Patriarchal legalist utopia in late nineteenth century Hungary. A discussion of processes of „national selection” at work in the 1877 law on guardianship; *Faragó Tamás*: Szolga- és cselédnépesség a történeti Magyarországon a számok tükrében az első világháború előtt; *Elter András*: Járványhalandóság, házasság és piacosság Dunabogdányban a 19. században; *Pozsgai Péter*: II. József népszámlálása Abauj és Torna megyében I. A forrásközlés, a forráskritika és a feldolgozás szempontjai; *Sohajda Ferenc*: Zala megye népességtörténetének irodalma. Hangsúlyok, hiányok, hipotézisek; *Veres Valér*: A 16-18. századi Bihar vármegye történeti demográfiai irodalmának kritikai elemzése; *Őri Péter*: Pest-Pilis-Solt vármegye történeti demográfiai irodalmának összefoglalása. Eredmények, lehetséges kutatási irányok. Az Ismeretéseik rovatban *Faragó Tamás* az Arcanum Adatbázis DVD-ROM-on megjelent „Az 1715. évi országos összeírás” című adatközlését; *Buskó Tibor László* Turai Tünde: Az életút végén. Szilágyborzasi öregek társadalmi helyzetének vizsgálata című munkáját; *Pakot Levente*: Ch. Duhamelle –

J. Schlumbohm: Házasságkötések a 18. és 19. századi Európában. Minták és stratégiák című német nyelvű munkáját; *Elter András* pedig D. Oxley: A halál és rettegés színhelye. Urbanizáció, növekedési hátrány, himlő című angol nyelvű művét mutatja be.

(A Központi Statisztikai Hivatal Népeségtudományi Kutatóintézetének 2004. évi Történeti Demográfiai Évkönyve. Készült az MTA-NKI Demográfiai Módszertani Kutatócsoport Közreműködésével. Központi Statisztikai Hivatal. Népeségtudományi Kutatóintézet. Budapest. 2004. 281 old.)

A Területi statisztikai évkönyv 2003 a következő fejezeteket tartalmazza. Megyei és regionális adatok, Kistérségi adatok, Településhálózati adatok, Nemzetközi adatok, Módszertan és Függelék. A kiadvány elején 24 színes térkép ábrázolja a legfontosabb adatokat. A kiadványt CD-ROM-melléklet egészíti ki.

(Területi statisztikai évkönyv 2003. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 2004. 434 old.)

Megjelent a *Gazdaság és Statisztika* című folyóirat 2005. évi 2. száma.

#### MŰHELY-ELEMZÉSEK

A nemzeti számlák rendszerének újabb felülvizsgálata – *Pozsonyi Pál*

Kibocsátási jogok és emisszió-kereskedelem – *Hajdú Viktória*

Az Európai Unió Bizottságának jelentése a Kohéziós Alap 2003. évi felhasználásáról –  
*Mogyorósy Eszter Réka*

#### MÓDSZERTAN – STATISZTIKAI GYAKORLAT

A kis- és középvállalatok és a vállalkozás-statisztika helyzete – *Román Zoltán*

## KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

### A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

HOLZ, C. A.:

#### KÍNA ÁTALAKULÓ STATISZTIKAI RENDSZERE

(China's statistical system in transition: challenges, data problems, and institutional innovations.) – *Review of Income and Wealth*, 2004. 3. sz. 381–409. p.

Kína gazdasági átalakulása erősen hatott a hivatalos statisztikai adatok kidolgozásának folyamatára is. A hagyományos adatgyűjtési módszerek alkalmatlanná váltak arra, hogy közvetlen megfigyelés keretében követni tudják a termelőegységek számának rendkívül gyors gyarapodását. Új statisztikai koncepciókat és mutatószámokat kellett meghonosítani. Fontossá vált a korábbi adathamisítások felszámolása, a különböző adatszolgáltatói szinteken végzett tudatos torzítások kiküszöbölése.

A kínai statisztikai adatok minőségéről a külföldi elemzők korábban elég nagy fenntartásokkal nyilatkoztak. A nyolcvanas évek vége felé például kifogásolták, hogy a termelékenységi vizsgálatokhoz szükséges ipari állóeszközadatok nem tartalmazzák a nemtermelő állóeszközöket, és az árváltozások hatását nem szűrik ki az értékeléskor. Az évezredforduló táján közzétett tanulmányaikban *Thomas Rawski* és mások is megkérdőjelezték Kína bruttó hazai termékének (GDP) közelmúltbeli, főleg az 1998 utáni alakulását. *Albert Keidel* (2001) egyebek között azokra az eltérésekre hívta fel a figyelmet, amelyek a GDP reálértékének növekedési üteme között mutatkoztak, attól függően, hogy a számítás a termelési, vagy a felhasználási adatokon alapult-e. A tanulmány szerzője nem részletezi az egyes statisztikai területek problémáit, az adathamisítások kérdését is főleg ab-

ból a szemszögből tárgyalja, hogy mi volt Kína hivatalos statisztikai szolgálatának válasza ezekre a kihívásokra.

A Kínában 1978-ban megkezdett gazdasági reformok eredményeként jelentkező gyors gazdasági növekedés és a bekövetkezett szerkezeti változások a hivatalos statisztika területén súlyos krízishelyzetet idéztek elő. A reform előtt a statisztikai rendszer a mezőgazdasági kommunák, továbbá az ipar, az építőipar, a kereskedelem és a szállítás-hírközlés állami, illetve szövetkezeti tulajdonú termelőegységeinek rendszeres jelentésein alapult. A változások örösi méreteire jellemző, hogy az 1978-ban működő és statisztikai jelentést szolgáltató 53 ezer kommunát 1985-re közel egy millió településen 191 millió mezőgazdasági tevékenységet folytató háztartás váltotta fel. Az egyéni vállalkozás lehetőségének fokozatos elfogadása 1982-ben még csak az egyénileg vagy nyolcnál kevesebb fővel dolgozó kisiparosokat jelentette, majd 1993-tól létrejöttek az ennél nagyobb magánvállalatok is. 1978 és 1985 között a vidéki személyi tulajdonú vállalkozások száma megtízszereződött és 1985-re megközelítette a 12 milliót. Ezzel párhuzamosan ment végbe a nyitás a külföld felé is. Ezt 1979–1980-ban a négy speciális gazdasági zóna létrehozása, majd 1984-ben a tizennégy tengerparti város külföldi beruházók részére történő megnyitása jelentette, ami gyors növekedést idézett elő a külföldi alapítású vállalatok számában is.

Az új körülmények között az országos statisztikai rendszer több százmillió farmergazdaság és több mint ötmillió ipari kisvállalat számbavételének feladatával szembesült. 1985-ben például az egyéni tulajdonú ipari vállalkozásoktól a teljes ipari termelés

*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 folyóiratszemlét* tartalmaz.

1,85 százaléka származott, ugyanakkor az összes iparvállalatok számának 64,56 százalékát képviselték. Számuk 1987-re megkétszereződött, és bár ez a szám a következő években már nem változott jelentősen, a termelésben elfoglalt arányuk 1999-re 18,18 százalékra nőtt.

A kisvállalatoknak csak kis része tud közvetlenül jelentést adni a statisztikai hatóságoknak termelésük és foglalkoztatottaik adatairól, viszont mérlegbeszámolóit és nyereségkimutatást is készítenek. Jól jellemzi a helyzet gyökeres átalakulását, hogy az 1980 előtti, csaknem 100 százalékos teljes körű megfigyelés helyett a közvetlen adatszolgáltatók aránya 1998-ban már csak 2,07 százalékot képviselt. Egyértelművé vált, hogy más megoldásokat kell keresni a megfelelő minőségű adatok megszerzésére.

Ezekre a kihívásokra az Országos Statisztikai Hivatal (National Bureau of Statistics – NBS) a statisztikai adatok összeállítási folyamatának gyökeres átalakításával válaszolt. Az 1996-ban felülvizsgált Statisztikai Törvény drámaian csökkentette a hagyományos adatgyűjtések szerepét, a hangsúlyt ezek helyett a bázisul szolgáló összeírásokra (cenzusokra), illetve a mintavételes megfigyelésekre helyezte.

Korábban a statisztika elsősorban természetes mértékegységben számba vett input-output adatokat, a gépesítés és a technikai színvonal jellemzésére szolgáló mutatókat szolgáltatott a nemzetgazdasági tervezés céljaira. A piacorientált gazdaság viszont olyan makroökonómiai mutatókat igényelt, mint a bruttó hazai termék (GDP), az országos szintű foglalkoztatottság, illetve a munkanélküliségi mutatók, az árindexek és a szociális biztonság különböző jelzőszámai.

Az új statisztikai mutatószámok közül leg sürgetőbb a GDP-koncepció érvényesítése volt, mivel a korábbi nemzetijövedelem-számítások a szolgáltatásoknak csak szűk körét vették figyelembe, lényegében csak az anyagi termelés körébe sorolt ágazatokban. Az NBS 1985-től végzett termelésen alapuló kísérleti GDP-számításokat (ezeket néhány ágazatban még jelenleg is a jövedelmeken alapuló közelítéssel helyettesítik). Az ENSZ Nemzeti Számlarendszerének (SNA) megfelelő áttérést 1993-tól hajtották végre. A korábbi évekre is visszatekintő GDP-adatokat a termelési megközelítéssel először az 1978 és 1984 közötti időszakról, majd az 1952 és 1977 évekről, a felhasználási megközelítéssel pedig 1978-tól kezdődően tettek közzé.

Az áttérésnél főleg a tercier szektor hozzáadott értékének meghatározása jelentett szinte megoldhatatlan nehézségeket. Itt – az 1992-93-ról végrehajtott cenzus eredményeit figyelembe véve – az 1978 és 1993 közötti évek közzétett adatait is korrigálták. Az

1993. évet érintő – pozitív irányú – korrekció mértéke megközelítette a 10 százalékot. Néhány hazai szakértő véleménye szerint azonban a tercier szektorban végzett szolgáltatások adata még jelenleg is alábecsült. Ezen a területen a 2003-ra tervezett, de 2004-re halasztott gazdasági cenzustól várják a kérdés végleges tisztázását.

Az NBS Nemzeti Jövedelem Számlák főosztályának vezetője 2000-ben, illetve 2002-ben a kínai GDP-számítások öt olyan területére mutatott rá, ahol az adatok még távolról sem tekinthetők kifogástalannak. Ide értendők a lakberek imputált adatai, a fiskális támogatások kezelése, a termelő egységek által nyújtott jóléti szolgáltatások értékelése, a vidéki ipar bruttó termelési érték túlbecslése, illetve az állatállomány alulértékelése. Az SNA felfogása és a kínai gyakorlat között egyébként még további tizenegy témában észlelhetők számottevő különbségek. Az NBS például az illegális tevékenységek értékének figyelembe vételére nem tud vállalkozni.

Az SNA adaptálásához az új számviteli rendszer 1993. évi, valamint az új adórendszer 1994. évi bevezetése társult, és ezeknek szintén voltak fontos statisztikai vonatkozásai. Olyan új változókat vezettek be, mint a hosszú távú beruházások, az eszmei vagyonrészek stb. Problémát okozott az is, hogy a pénzügyminisztérium a mérlegbeszámoló és eredménykimutatások fogalmainak átértelmezésénél nem vette figyelembe a statisztikai idősorok folytonosságának követelményét. Ezeket a területeken 1993/94 óta már nem történtek jelentősebb változások, bár a reformok egyes lépéseit (mint például a földingatlanok tényleges értékének megállapítását) csak több év alatt lehet végrehajtani.

Komoly erőfeszítéseket igényelt a tudatos adathamisítások, elsősorban a területi irányító szervezetek által „felvizezett adatok” kiküszöbölése. Ezekre az átfogó cenzusok bevezetése nyújtott lehetőséget. Az első áttérést az 1995. évi ipari összeírás jelentette, ennek adataira támaszkodva az NBS visszamenőleg mintegy 25 százalékkal csökkentette a társadalmi, valamint egyéni tulajdonú gazdaságok 1991 és 1994 közötti bruttó termelésének értékét. Kína Kommunista Pártjának Központi Bizottsága is nagy jelentőségű feladattá tette a kérdés megoldását. Miuután 1999-től az alsóbb szintektől kezdődően valamennyi illetékes állami szerv vezetőjét egyénileg tették felelőssé a GDP-adatok helyességéért, a kínai sajtóban már nem találhatók utalások adathamisításokra.

A kilencvenes évek közepétől nagy erőfeszítéseket fordítottak arra, hogy megmagyarázzák az adatfelhasználók részére, mit is jelentenek az új mutatószámok, és a gazdasági egységek milyen körére



vonatkoznak. Például az NBS 1997-ben hat könyvből álló sorozatban számolt be az SNA bevezetéséről, 1999-ben egy-egy kiadványt tett közzé az iparstatisztikáról, illetve a statisztikai egységek tulajdonosi viszonyainak meghatározásairól, 2000-ben pedig a GDP számítási eljárásairól.

Az adatgyűjtések fő bázisát 1996 óta a következő – tíz-, illetve ötvenkénti – összeírások képezik: 1. a népszámlálások (a 0 számjegyre végződő években); 2. a tercier szektorban végrehajtott censzusok (a 3-ra végződő években); 3. az ipari összeírások (az 5-re végződő években); 4. a mezőgazdasági összeírások (a 7-re végződő években); 5. a statisztikai egységek összeírásai (az 1-re és a 6-ra végződő években). Utóbbiak szolgáltatják a mintavételi keretet a reprezentatív megfigyelések végrehajtásához.

Az adatgyűjtések jelenlegi rendszerét 1998-ban vezették be. Azóta több censzusra már kétszer is sor került, így ezek kezdenek statisztikai rutinfeladatokká válni. Kína új statisztikai rendszerének legfontosabb fejlesztési területe a megbízható mintavételes megfigyelések kiterjesztése.

Az adatösszeállítási módszerek megújításának eredményeként Kína országos szintű adatainak megbízhatósága számottevően javult ugyan, de a 2000. évi GDP részletes elemzése lényeges különbségekre hívta fel a figyelmet. Legmegbízhatóbbnak a GDP mintegy 45 százalékát képviselő közvetlen jelentést teljesítők adatai bizonyultak. A mintegy 11 százalékos réteg adatai még eléggé jó minőségűnek értékelhetők, de a maradék közel 44 százalékos rétegnél számos bizonytalansági tényező észlelhető. Összességében a GDP hibahatára megközelítheti a 15 százalékot. Ezen belül a mezőgazdasági és az ipari teljesítmények némileg felülértékelték, míg az ingatlangazdálkodás adatai valószínűsíthetően lefelé torzítanak. A számítási módszerek stabilitásának köszönhetően viszont a GDP évenkénti növekedési rátájának hibahatára legfeljebb 1 százalékpont körül mozoghat. A problémák jobb megértéséhez nagy szükség lenne az NBS módszertani dokumentációinak mielőbbi teljes körűvé tételére.

(Ism.: *Tűű Lászlóné dr.*)

## TÁRSADALOMSTATISZTIKA – DEMOGRÁFIA

BONGAARTS, J.:

### A NÉPESSÉG ÖREGEDÉSE ÉS AZ ÁLLAMI NYUGDÍJAK KÖLTSÉGÉNEK NÖVEKEDÉSE

(Population Aging and the Rising Cost of Public Pensions.) – *Population and Development Review*, 2004. 1. sz. 1–23. p.

A tanulmány az állami nyugdíjrendszerek költségeinek növekedését előidéző tényezők számbavételére vállalkozik annak érdekében, hogy ismertesse a döntéshozók és a szakmai nyilvánosság számára a költségek további növekedését visszafogó, ellensúlyozó megoldási javaslatokat. A népesség öregedése miatt veszélybe került a felosztó-kirovó rendszerben finanszírozott állami nyugdíjrendszerek fenntarthatósága. A felosztó-kirovó rendszerben az állami nyugdíjakat és nyugdíjszerű ellátásokat a járulékot fizetők aktuális befizetéseiből fedezik azok számára, akik jogosultak az ellátásokra. Amennyiben egy adott népességre jellemző öregkori eltartási arány jelentősen megnő, úgy az adott ország felosztó-kirovó állami nyugdíjrendszere finanszírozhatatlanná válik.

A felosztó-kirovó rendszerben finanszírozott állami nyugdíjrendszerek túlterheltségét két indikátorral szokás illusztrálni: az öregkori eltartási aránnyal és a munkavállalókra jutó nyugdíjasok arányával.

Közülük az utóbbi fejezi ki pontosabban az állami nyugdíjbiztosítási rendszerek finanszírozhatóságának problémáit.

A szerző állítása szerint az állami nyugdíjbiztosítási rendszerek költségeinek gyors növekedését több tényező együttesen idézi elő. Ilyen az ellátások értékének növekedése, a nyugdíjkorhatár csökkenése és a népesség öregedése is. Az állítás bizonyítására a szerző újabb indikátorokat sorakoztat fel. Az állami nyugdíjbiztosítási rendszer kiadásainak volumenét a nyugdíjrendszer adott évi teljes kiadásainak és a munkavállalók ugyanazon évi teljes adózás előtti jövedelemösszegének segítségével fejezi ki. Az állami nyugdíjbiztosításból fedezett ellátások értékét az átlagos nyugdíj és az átlagos munkajövedelem függvényében írja le.

Az állítások tesztelését a hét legjelentősebb OECD-ország (Kanada, Franciaország, Németország, Olaszország, Japán, Egyesült Királyság, Egyesült Államok) népesedési és foglalkoztatási adatainak, valamint a felsorolt országok nyugdíjrendszereire vonatkozó információk elemzésével végzi el a szerző. Az elemzésbe bevont országok adatainak vizsgálata alapján megállapítható, hogy az állami nyugdíjrendszerek kiadásai ott magasak, ahol a kifizetett nyugdíjak értéke magas, az öregkori eltartási arány különösen kedvezőtlen, viszonylag magas a

nyugdíjasok aránya a népességen belül, míg a munkavállalóké relatíve alacsony. A hét legjelentősebb OECD-ország közül ebbe a kategóriába tartozik például Olaszország. Az állami nyugdíjrendszerek kiadásai viszonylag ott alacsonyak, ahol az ellátások értéke alacsonynak mondható, a nyugdíjasok aránya ugyancsak alacsony, míg a munkavállalóké magas. A vizsgált országok közül ilyen például az Egyesült Királyság.

Az állami nyugdíjrendszerek kiadásainak növekedését előidéző tényezők és az azokat számszerűsítő indikátorok jövőbeni alakulására (2000–2050) nézve is végez számításokat tanulmányában a szerző. Véleménye szerint az *öregkori eltartási arány* alakulását részben meghatározó fertilitás érzékelhetően javulni fog az alacsony termékenyséű országokban. A mortalitási viszonyok javulása a továbbiakban is megfigyelhető lesz. A migráció mértékében jelentős változásra nem utal semmi. E három népesedési folyamat eredményeként mind a hét vizsgált OECD-országban megfigyelhető lesz a továbbiakban is a népesség öregeedésének tendenciája. A termékenység és a halálozás javulása által meghatározott öregezési folyamat csak kis mértékben fog lassulni. A szerző számításai szerint Olaszországban és Japánban lesz a változás a legintenzívebb, melynek eredményeként 2000 és 2050 között e két országra jellemző öregkori eltartási arány megháromszorozódása valószínűsíthető.

A *munkavállalók népességen belüli arányának* jövőbeni alakulását ugyancsak három tényező együttes hatása fogja meghatározni *Bongaarts* szerint: a nők foglalkoztatásának növekedése, a munkaerőpiacra viszonylag későn belépők számának csökkenése és a nyugdíjkorhatár csökkenése. E három tényező együttes hatásának eredményeként a vizsgált hét országban a munkát vállalók népességen belüli aránya jelentős mértékben nem fog változni.

A *nyugdíjasok népességen belüli arányának* változását a nyugdíjkorhatár alakulása, a foglalkoztatás volumene és a népesség korösszetételének módosulása fogja meghatározni a tanulmányban olvasható prognózis szerint. Az előrejelzés szerint a három tényező együttes hatása csak mérsékelten fog változást előidézni a vizsgált országokban.

A prognózisban az állami nyugdíjrendszerek kiadásait meghatározó negyedik tényezőként a *nyugdíjak értékének alakulására* vonatkozó várakozások olvashatók. Az előrejelzés szerint a nyugdíjak értéke a munkabérekhez történő indexálással változatlan marad 2000 és 2050 között.

A hét legjelentősebb OECD-ország népesedési, foglalkoztatási viszonyait tükröző adatokból, valamint az állami nyugdíjrendszerre vonatkozó infor-

mációkból kiderül, hogy 2000 és 2050 között ezen országok állami nyugdíjrendszereinek kiadásait a lényegében változatlan foglalkoztatási szint, a nyugdíjasok aránya és a nyugdíjérték nem fogja számottevően befolyásolni. Az állami nyugdíjrendszerek kiadásainak jövőbeni alakulását a demográfiai folyamatok fogják meghatározni: az öregkori eltartási arány növekedése és a népesség korösszetételében várhatóan bekövetkező változások.

A tanulmány záró része az állami nyugdíjrendszerek költségeinek növekedését korlátozó intézkedésekre vonatkozóan tartalmaz ajánlásokat. A költségcsökkentés javasolt irányai a költségek növekedését előidéző, korábban tárgyalt tényezőkkel összefüggésben kerülnek bemutatásra.

A *népesség öregeedésének* ellensúlyozására az intézkedések két irányát szorgalmazza a szerző: a termékenység ösztönzését és a bevándorlók nagyobb számban való fogadását a vizsgált országokban. A termékenység növekedésével a népesség fiatalabb korosztályainak aránya az idősebb korcsoportokhoz viszonyítva javul, aminek következtében csökken az öregkori eltartási arány, és kedvező irányban változik a népesség nyugdíjas korú és munkavállaló korú csoportjainak egymáshoz viszonyított aránya is. A bevándorlás ösztönzése mellett szól az az érv, hogy a befogadó népesség átlagos életkorához viszonyítva alacsonyabb átlagéletkorú bevándorló népesség életkora csökkenti a befogadó népesség átlagéletkorát, valamint javítja annak öregkori eltartási arányát.

A *foglalkoztatási szint növelése* közvetlen módon képes javítani a népesség nyugdíjas korú és munkavállaló korú csoportjainak egymáshoz viszonyított arányát, amely az állami nyugdíjrendszerek finanszírozhatóságát alapvetően meghatározza. Mivel a nők foglalkoztatottsága a férfiakénál számottevően kisebb mértékű, a munkavállalók számának növekedését elsősorban a nők körében ésszerű ösztönözni.

A *nyugdíjkorhatár emelése* ugyancsak direkt módon képes csökkenteni az állami nyugdíjrendszerek költségeit azzal, hogy szűkíti az ellátást igénybe vevők körét.

A *nyugdíjak értékének csökkentése* a nyugdíjrendszer szabályozásának változtatásával képzelhető el. Ez az intézkedés is könnyen belátható, közvetlen hatást tud kifejteni az állami nyugdíjrendszerek kiadásainak csökkentésére.

A szerző tapasztalatai szerint az állami nyugdíjrendszerek reformjának során a népesedési folyamatok befolyásolásában rejlő lehetőségeket ódzkodnak kihasználni a döntéshozók. A gyermekvállalás ösztönzését egyesek úgy fogják fel, mint amely korlátozza, csorbítja az egyén szabadságát annak eldöntésében,

hogyan hány gyereket szeretne vállalni. A migránsok számának növekedését lehetővé tevő befogadóbb bevándorlási politika érvényesítése pedig a befogadó népesség egyes csoportjainak gazdasági, szociális és kulturális ellenérdekeltségével ütközik. Mindennek ellenére Bongaarts a demográfiai folyamatok irányíthatóságára hívja fel a figyelmet dolgozatában, az állami nyugdíjrendszerek sikeres reformja érdekében.

(Ism.: *Debreceni Erzsébet*)

NYESZTYEROV, L. I.:

AZ ÉLETSZÍNIVONAL EMELÉSÉNEK PERSPEKTÍVÁI  
OROSZORSZÁGBAN

(Perspektivi povisenija urovnja zszny v Rosszii.) –  
*Voproszi sztatyisizyiki*, 2004. 8. sz. 66–71. p.

Az új évszázad kezdetén Oroszország kilépett az elhúzódott szociális-gazdasági válságból és megélnéknült az üzleti-gazdasági tevékenysége. A GDP 1999-hez viszonyítva növekedni kezdett: 2000-ben 8, 2001-ben 14, 2002-ben 19 százalékkal nőtt. A növekedés üteme változatlan áron 2002-ben 3,7, 2003-ban 7,0 százalékot tett ki. A 2004. évi várt növekedési ütem 6,4 százalék, míg a következő három évre előrelátható éves növekedés 4,8 és 4,9 százalék közötti.

Az ENSZ szakértői szerint a világ egészére számítva az egy főre jutó GDP 2001-ben 7 376 dollár volt. E mutató értéke Oroszországban 7 100, az Egyesült Államokban 34 320, Németországban 25 350, Svédországban 24 180 dollárt tett ki. Oroszország közeledett a világtátlaghoz, de a korábbiakhoz hasonlóan alacsonyabb az európai országok átlagánál és az amerikaiénál. Nemzetközi összehasonlításban az orosz gazdasági fejlettségének színvonala nem javult lényegesen. Sőt Oroszország még a gazdasági fejlettség válság előtti szintjét sem érte el, jelenleg az 1990. évi színvonal mintegy 80 százaléknál tart.

Az orosz közgazdászok körében felvetődött, hogy a GDP volumenének megkétszerezését javasolják a kormánynak a lakosság életszínvonalának fel-emelése céljából. A GDP évi 5-6 százalékos növekedése mellett a GDP volumenének megkétszerezése 12-14 évet vehet igénybe, hogy egy főre vetített körülbelül 15 ezer dolláros szint (Görögország, Barbados és a Bahama-szigetek mai színvonala) elérhető legyen. A Nemzetközi Valutaalap értékelése szerint a GDP átlagos évi növekedése 3-4 százalék volt a világ egészében 2001 és 2004 között, az ütem 2-3 százalék volt a fejlett országokban (az eurozónában

körülbelül 2 százalék), a fejlődő országokban 5-6 százalékot (Kínában 7-8 százalékot) ért el. Az átmeneti-átalakuló gazdaságokban évi 4-5 százalék, közöttük Oroszországban mintegy 5 százalék volt a növekedési ütem. A magas világgiazi kölajárak fennmaradására épülő hivatalos orosz előrejelzések a Nemzetközi Valutaalapéhoz közeli, átlagos évi GDP-növekedésből indulnak ki. A különféle variánsok szerint Oroszország GDP-jének átlagos évi növekedése 2002 és 2007 között nem haladja meg az 5-6 százalékot. Az ilyen növekedési ütem az adott évtizedben nem teszi lehetővé az egy főre jutó GDP megkettőzését még a lakosság számának csökkenése mellett sem. Látható, hogy az egy orosz lakosra jutó GDP-t legalább háromszorosára kell növelni, hogy az európai országok mai szintje, azaz az egy főre jutó több mint 20 ezer dollár elérhető legyen, de ebben az esetben is elmarad az orosz szint a magas jövedelmű országokétól.

Az előbbiekkal összefüggésben a következő kérdések vetődnek fel: milyen források révén biztosítható az orosz gazdaság növekedésének és az egész lakosság életszínvonalának ilyen mértékű emelése; mindez megvalósítható-e az előttünk álló évtizedben.

Az utóbbi években számításokat végeztek Oroszországban, a dollárban és vásárlóerő-paritáson kifejezett bruttó regionális termékkel (GRP) kapcsolatban. E mutató nagysága egy tizeddel alacsonyabb a GDP-nél, mert nem tartalmazza a védelemre, a szövetségi szintű intézmények fenntartására és az országos szociális programokra fordított kiadásokat, amelyek nem oszthatók fel Oroszország régiói között. A GRP alkalmas a regionális különbségek megállapítására.

2001-ben az egy főre jutó GDP 7,1 ezer dollár volt, a GRP pedig 6,7 ezer dollárt tett ki. Oroszország régióinak többségében az egy főre jutó GRP alacsonyabb az országos átlagnál. Oroszország lakosságának többsége a világtátlagnál alacsonyabb jövedelmet élvez.

A létminimum 2002-ben Oroszországban 1808 rubel volt havonta. A munkaképes lakoságnál ez az érték 1967 rubelt tett ki, míg a nyugdíjasok és a gyermekek esetében 1379, illetve 1799 rubelt. Hivatalos adatok szerint az orosz lakosság mintegy egyharmadánál az átlagos egy főre jutó jövedelem kisebb a számított létminimumnál, ez a lakosági hányad a „szegényekhez” tartozik. A teljes lakosság több mint egynegyedénél jelentősen emelni kell az életszínvonalat, ennél a népességi hányadnál a munkabér képezi az alapvető jövedelmi forrást. Az orosz lakosság munkabére valamelyest növekedett 2001-2002-ben, ez némileg mérsékelte a szociális feszültséget, de nem kellő mértékben, mert az országban

igen nagy számban fennmaradtak az olyan munkahelyek, ahol a munkabér alacsonyabb a létminimumnál, sőt a minimálbérnél is.

A hivatalos orosz statisztika a bérből élők reálbérszínvonalának jelentős csökkenését regisztrálta: az 1990. évi szinthez viszonyítva a 2000. évre több mint 50 százalékkal csökkent a reálbér, bár 2002-ben valamelyest emelkedett. A dolgozók létszámának a különféle tulajdonformákhoz tartozó vállalatok és szervezetek közötti megoszlása gyökeresen megváltozott. Az állami és az önkormányzati vállalatok dolgozói létszáma az 1990. évi 62,2 milliőről a 2001. évre 24,2 millió főre csökkent. Ugyanezen időszak alatt a magánvállalatok dolgozói létszáma 9,4 milliőről 30,8 millióra nőtt. Az állami-magán vállalatoknál 3,1 milliőről 9,3 millióra emelkedett a dolgozói létszám.

A privatizáció eredményeként a vállalatok mérete kisebb lett, a munka társadalmi termelékenysége csökkent, nagyszámú közvetítő jelent meg, az árak és szolgáltatások előállításának költségei növekednek az ország egész gazdaságában, drágult a termelés. Egyidejűleg erősödött a bérből élők bérszínvonalának differenciálódása, ami nem szolgálja a lakosság többségének életszínvonal-emelkedését.

1998 után valamelyest növekedtek az orosz lakosság – minimálisan szükséges kiadások és megtakarítások fölötti, valamint a valutavásárlásra szánt – szabad pénzeszközei. Oroszország lakossága jövedelmének mintegy egyhatodát kezdte felhalmozni.

Az orosz milliomosok összes jövedelme a kőolaj-, gáz-, kohászati és pénzügyi üzletágakkal kapcsolatos. Megfigyelhető, hogy egyre több üzletember lép ki a „szürke gazdaságból” és dönt úgy, hogy bevallja jövedelmét és adót fizet utánuk. 2003-ban az előző évekhez képest a 10 millió rubel feletti személyes vagyonnal rendelkező, adózni kívánó orosz lakosok száma 64 százalékkal nőtt. A személyes pénzügyi aktívákkal rendelkező lakosok számának ilyen ütemű növekedésével a hivatalosan regisztrált milliomosok száma több tízezret fog elérni.

Az elmúlt évtizedben, az egymillió amerikai dollárt meghaladó személyes pénzügyi vagyonnal rendelkező üzletemberekről nemzetközi tájékoztatás jelent meg. A világ leggazdagabb személyei között 1997-től oroszok is megjelentek. A legnagyobb befektetési bank, a *Merill Lynch* és a *Capgemini Consulting* cég szerint 2003 végén a világban 7,7 millió olyan ember volt, akiknek a vagyona meghaladta az egy millió dollárt és személyes vagyonuk 28,8 trillió dollárra rúgott. A főbb érintett országok: az Egyesült Államok több mint 2 millió fő (az összes lakosság 0,8 százalékával), Nagy-Britannia – 383 ezer fő (0,6%), Kínai Népköztársaság (Hong Konggal) 236 ezer fő (0,02%),

Oroszország 84 ezer fő (0,06%). A valutaátszámítási és az érintett személyek milliomosokhoz vagy milliárdosokhoz sorolási kritériumainak bizonytalanságai miatt az említett adatok eltérnek az ilyen információkat régóta összesítő, tekintélyes amerikai *Forbes* folyóiratétól.

A bankok különleges érdeklődést tanúsítanak a milliárdosok iránt, akiknek a száma sok országban gyorsan növekszik, egyidejűleg rendkívüli módon nő személyes tőkéjük, különösen Oroszországban. A *Forbes* és a *Világbank* speciális és részletes megfigyelést végeztek az orosz és számos más országbeli milliárdos személyi vagyonáról. A *Forbes* 1986 óta rendszeresen közzéteszi a világ leggazdagabb embereinek részletes listáját, amelyben 1997 óta az oroszok is szerepelnek. A milliárdosok klubjába való felvétel kritériuma minimum 1 milliárd dollár személyi tőke megléte. Az említett folyóirat szerint 2002 végén Oroszországban 17 milliárdos volt, 36,6 milliárd dolláros, átszámítva 1 trillió rubeles összvagyonnal. A folyóirat 2003 végére vonatkozóan is közölt hasonló adatokat, ezek szerint az orosz milliárdosok száma 25-re emelkedett, személyes vagyonuk 79,4 milliárd dollárra nőtt. A 36 orosz milliárdos osztókéje 2004 elején 110,2 milliárd dollárt tett ki, és az Oroszország 100 leggazdagabb üzletemberének rendelkezésére álló személyes tőke 137 milliárd dollár volt.

Figyelemre méltó, hogy az orosz milliárdosok személyes vagyonának növekedése csupán 2003-ban – a *Forbes* pontosított adatai szerint – több mint 73 milliárd dollárt tett ki, azaz mintegy 2,2 trillió rubelt. Az említett adatok szemléletesen kifejezik azoknak a jövedelmeknek az újraelosztási folyamatát, amelyek alapvetően a természeti erőforrások kiaknázásának világpiaci termékkereskedelméből származnak. 2003-ban a Világbank az orosz gazdaság 45 ágazatában megfigyelt 2,5 ezer vállalatot, bankot, üzleti csoportot és állami intézményt. A vizsgálat célja a magántulajdonnak és a gazdasági növekedésre gyakorolt hatásai méreteinek feltárása volt. Az összegyűjtött adatokból 23 ipari-pénzügyi csoportot emeltek ki, ezek ellenőrzik az előállított ipari termelés több mint egyharmadát és a banki aktívák egyhatodát. E csoportok legnagyobb részvényesei birtokolják az ellenőrző paketteket, akik nemcsak a legbefolyásosabb, hanem a leggazdagabb emberek is. A Világbank vonatkozó anyagai bővítik annak lehetőségét, hogy az oroszországi ipari-pénzügyi csoportok működésének eredményeit elemezzék, különös tekintettel a profit elosztására a stratégiai és a legjövődmezőbb ágazatokban. A Világbank szakértői arra a következtetésre jutottak, hogy más országokhoz képest a magántulajdon koncentrációja rendkívül nagy

az orosz gazdaságban. Sok esetben az említett csoportok ellenőrzése alatt álló vállalatok kevésbé hatékonyak, mint a nem nagyméretű vállalkozások. Oroszország gazdasági fejlődésének fékezését elkerülendő a Világbank beszámolójában azt ajánlja, hogy korlátozzák az orosz pénzügyi oligarchák befolyását a törvényhozási szervek dokumentumaival kapcsolatos lobbizásban, ami nemcsak a saját ipari-pénzügyi csoportjaik érdekeihez, hanem a saját személyes tőkékhez is kapcsolódnak

Az orosz milliárdosok „klubjában” többnyire azok az üzletemberek szerepelnek, akik természeti erőforrásokat dolgoznak fel. Termékeiket nemzetközi piaci árakon értékesítik, ez lehetővé teszi számukra, hogy saját hasznukra elsajátítsák gyakorlatilag az egész abszolút járadékot és a különbözeti járadék egy részét, amelyek többszörösen felülmúlják az Oroszországban bevezetett természethasznosítási adók mértékét. Az abszolút járadékot és a különbözeti járadék egy részét az országok többségében adók formájában vonják el, amelyek az állami költségvetésbe folynak be, és azokat a különféle szociális szükségletek finanszírozására használják fel, beleértve a természeti erőforrások újratermelésével kapcsolatos ráfordításokat is. Az ilyen kiadások különösen szükségesek az oktatási, egészségügyi programok megvalósítására, a társadalmi juttatások kifizetésére stb. A szociális programok finanszírozásának ilyen forrását számos ország (Nagy-Britannia, Norvégia, Finnország és egyéb országok, nem beszélve az olajtermelő országokról) kormánya bevezette. Oroszországban azonban az ilyen programok szükülnek a finanszírozáshoz szükséges források hiánya miatt.

Oroszországban a természeti erőforrások felhasználói gyakran hivatkoznak arra, hogy a természet helyreállítása, a geológiai feltárás, az új lelőhelyek kiaknázása vállalataikat veszteségesé teszik. Ezzel szemben az energiahordozók világpiaci árszintje nemcsak fedezi a természeti erőforrások hasznosításának költségeit, hanem jelentős profit is realizálható. Az orosz milliárdosok saját hasznukra sikeresen elsajátítják a természeti járadékot. Személyes vagyontuk

2001-ben 2,4 milliárd dollárral növelték, 2002-ben 21,8 milliárd dollár, 2003-ban pedig már 73,6 milliárd dollár volt ez a növekmény. Nyilvánvaló, hogy az orosz adóztatás jelenlegi mechanizmusa az ő hasznukat és nem a társadalom javát szolgálja.

Az Orosz Föderáció kormánya adóreform végrehajtását javasolja a következő években. Az előirányzott intézkedések között szerepel a „többletprofit” elvonási mechanizmusának kidolgozása, a természeti erőforrások kiaknázásából származó nyereség adóinak felemelése és az exportvámok növelése. Elhatározták a részvényesek osztaléka adójának 6-ról 9 százalékra emelését is. Ezzel megteremtődik a lehetőség a költségvetés bevételeinek növelésére, valamint a szociális programok stabilizációs alapjának feltöltésére. Lehetővé válik az állótőkeberuházások növelése és olyan szociális programok realizálása is, amelyek javítják a lakosság széles rétegei életminőségét.

A nemzetközi tapasztalatok arról tanúskodnak, hogy az életszínvonal állami szabályozásának, azaz a nélkülözők száma csökkentésének és a „középosztály” fejlesztésének fontos eszköze a progresszív adóskála alkalmazása. Ilyen gyakorlat számos országban megfigyelhető. Oroszországban az ilyen adóskálát széleskörűen alkalmazták, különösen az 1970-es években, amikor a 70 rubel alatti havi jövedelemmel rendelkezők nem fizettek adót. Ekkor a havi átlagos munkabér 150-200 rubelt tett ki. Nyilvánvaló, hogy a szegénység elleni harccal kapcsolatos intézkedések között szerepelnie kell olyannak is, mint az orosz lakosok jelentős részének mentesítése az adózás alól

Oroszországban egyelőre hiányzik a „középosztály”, amelynek kialakulását akadályozza a jövedelmek kivételes differenciálódása és a létminimumnál alacsonyabb jövedelmű lakosság nagy száma. Ez az egyik oka annak, hogy Oroszország mindeddig az olyan országok sorában szerepel, ahol az életszínvonal a világátlag és a fejlett országoké alatt helyezkedik el.

(Ism.: Balogh András)

## GAZDASÁGSTATISZTIKA

HARTMANN, N.:

GYORSTÁJÉKOZTATÓ NÉMETORSZÁG 2004. ÉVI NEMZETI SZÁMLÁJÁRÓL

(Bruttoinlandsprodukt 2004.) – *Wirtschaft und Statistik*, 2005. 1. sz. 13–24. p.

A német Szövetségi Statisztikai Hivatal a nemzeti számlák előzetes éves mutatóit röviddel a tárgy-

évet követően jelenteti meg. A szövetségi kormány ennek alapján állítja össze parlamenti beszámolóját az ország gazdasági helyzetéről. (A cikk az „*Erste Ergebnisse der Inlandproduktsberechnung 2004*” című gyorstájékoztató 2004. évi éves adatait értéke-li.) A negyedik negyedév adatai előzetes becslések, amelyek támpontot adnak a költségvetés adóbevételeinek számításaihoz.

A cikk első része a jövedelmek 2004. évi rendelkezésének alakulását mutatja be. A németországi foglalkoztatottak 2004. évi száma (38,4 millió fő) 0,3 százalékkal haladja meg az előző évit, ami kedvező, mivel a termelésben részt vevők száma 2002-ben 0,6 százalékkal, 2003-ban 1,0 százalékkal csökkent az előző évihez képest. A szerző kifejti azokat a munkaerő-piaci tényezőket, amelyek elősegítették a foglalkoztatási mutató javulását. A munkanélküliek száma 2004-ben mintegy 3,9 millió fő volt, ez 2,1 százalékkal haladja meg az előző évit, és a munkanélküliségi ráta 9,1-ről 9,3 százalékra nőtt.

Az egy foglalkoztatottra jutó GDP volumene (1995. évi áron) az előző évihez képest 1,3 százalékkal, az egy munkaóra jutó GDP 1,2 százalékkal nőtt 2004-ben. A két adat eltérését főleg a részmunkaidőben foglalkoztatottak számának növekedése magyarázza. A szerző utal olyan (ki-egyenlítő jellegű) hatásokra is, amelyek a tárgyévben például a munkanapok nagyobb számából, a betegség miatti távollétek csökkenéséből, a mellékfoglalkozások munkamennyiségének növekedéséből erednek.

A másik lényeges termelési tényező a rendelkezésre álló eszközállomány. A cikk az eszközök tárgyévi állományának átlagos értékét 2002., 2003. és 2004. évi adatokkal (1995. évi áron) hasonlítja össze, továbbá viszonyítja a GDP volumenéhez és a foglalkoztatottak számához. Az állóeszközök volumene 2003-ban 1,6 százalékkal, 2004-ben 1,5 százalékkal haladta meg az előző évit, az 1991. évi szinthez képest a 2004. évi eszközállomány 35,4 százalékkal nagyobb (újrabeszerzési értéken). Az összes eszközérték, újrabeszerzési értéken 10 845 milliárd euró, egy foglalkoztatottra 2004-ben mintegy 282 ezer euró értékű állóeszköz jutott (1995. évi áron).

Az eszközök termelékenységére (az állomány egységnyi bruttó hazai termékre vonatkoztatott új értéke) 2004-ben mintegy 0,2 százalékkal, az egy foglalkoztatottra jutó eszközállomány 1,1 százalékkal nőtt a 2003. évihez viszonyítva. Az eszközhatékonyság 1991. óta másodszor javult (előzőleg 2000-ben), és ez arra utal, hogy 2004-ben nőtt a termelőkapacitások kihasználása.

A szerző a 2002., 2003. és 2004. évi folyó áras, valamint változatlan áras mutatókkal szemlélteti a termelő, valamint a szolgáltató ágak hozzájárulását a német gazdaság bruttó hazai termékéhez. Az agrártermelés 2004-ben 3 százalékkal nagyobb bruttó hozzáadott értékű, mint az előző évben (2003-ban 0,7 százalékos volt a csökkenés). A feldolgozóipar teljesítménye 2003-ban csak 0,2 szá-

zalékkal, 2004-ben sokkal dinamikusabban, 5,1 százalékkal nőtt.

Ugyanakkor az építőipar bruttó hozzáadott értéke 2003-ban 4,4 százalékkal, 2004-ben 2,4 százalékkal volt kisebb, mint az előző évben. Az összes szolgáltató ág bruttó hozzáadott értéke 2003-ban 0,4 százalékkal, 2004-ben 1,3 százalékkal nőtt.

A cikk második része a jövedelem elosztásának 2002., 2003. és 2004. évi adatait elemzi.

2004-ben az előző évinél 5,7 százalékkal több volt a behozatal és 8,2 százalékkal nagyobb a kivittelt (1995. évi áron), a külkereskedelmi mérleg egyenlege ennek megfelelően (folyó áron +116,8 milliárd euró) 24,6 százalékkal (változatlan áron 23,7 százalékkal) javult 2003-hoz képest.

A bruttó állóeszköz-beruházás volumene 2003-ban 2,2 százalékkal, 2004-ben 0,7 százalékkal volt kisebb, mint az előző évben, amit alapvetően az építési beruházások visszaesése okozott. A fogyasztás gyakorlatilag stagnált, ezen belül a lakosság fogyasztási kiadásai (1995. évi áron) 2004-ben 0,3 százalékkal csökkentek, az államé 0,4 százalékkal nőttek. A cikk kifejti a jövedelemfolyamatokat és azok nemzetgazdasági hatásait. Külön táblázat részletezi a háztartások fontosabb kiadási csoportjai szerint felmért 2002., 2003. és 2004. évi mutatókat, folyó áron. Az ország egy lakosára jutó 2004. évi fogyasztási kiadás (15 400 euró/fő) az előző évinél 1,3 százalékkal volt nagyobb.

Az állami szektor fogyasztása (1995. évi áron) 2003-ban 0,1 százalékkal, 2004-ben 0,4 százalékkal nőtt az előző évihez képest, ezen belül a nem katonai kiadások értéke (folyó áron) 2003-ban 0,9 százalékkal nőtt, 2004-ben viszont 0,3 százalékkal csökkent. A szerző részletesen bemutatja a kormányzat fogyasztási kiadásainak szerkezetét és az értékváltozások tényezőit.

A cikk táblázatban foglalja össze a bruttó állóeszköz-beruházás 2002., 2003. és 2004. évi alakulását, anyagi-műszaki összetétel, állami és nem állami szektor szerint, valamint a külkereskedelmi forgalom alakulását folyó áron és 1995. évi áron.

A rendelkezésre álló nemzeti jövedelem felhasználását elemzi a cikk harmadik része. A GDP 2,3 százalékkal, a bruttó nemzeti jövedelem (GNI) 2,6 százalékkal haladta meg 2004-ben az előző évit, a nettó nemzeti jövedelem (értékcsökkenések nélkül) 2,8 százalékkal (2003-ban 1,4 százalékkal) nőtt, és ez megfelel a rendelkezésre álló jövedelem alakulásának is. A szerző elemzi Németország fizetési mérlegének alakulását.

A 2004. évi GDP (2178,2 milliárd euró) és GNI (2168,8 milliárd euró) az elsődleges jövedelmek külfölddel szembeni elszámolásainak egyenlegével tér

el egymástól. A tárgyévben mintegy 321,9 milliárd euró az elszámolt értékcsökkenés, így 2004-ben a nettó nemzeti jövedelem 1864,9 milliárd, a rendelkezésre álló jövedelem 1819,4 milliárd euró.

Rendelkezés szerint a fogyasztási kiadások összes értéke 2004-ben 1677,8 milliárd, a megtakarításoké 141,6 milliárd euró. A nettó beruházás értéke (a bruttó állóeszköz-beruházás és az értékcsökkenés különbségeként) összesen 61,7 milliárd euró, folyó áron 14,6 százalékkal több, mint az előző évben.

A jövedelemtulajdonosok költségvetési kapcsolatainak egyenlegét figyelembe véve 2004-ben 1616,4 milliárd euró jövedelem keletkezett, ebből 1132,3 milliárd euró jutott a belföldi munkaerő személyi költségeire és 484,0 milliárd euró a vállalkozói, valamint vagyoni jellegű jövedelmekre.

A szerző a munkavállalói jövedelem 2004. évi (az előzetes adatok alapján nulla százalékos) változását az 1999 és 2004 közötti időszak éves ütemeivel összehasonlítva értékeli.

A nem munkavállalói jövedelmek 0,7 százalékkal nőttek 2004-ben, ez visszafogottabb, mint az előző évben volt (+3,5% a 2002. évi jövedelemhez viszonyítva). A munkajövedelmek és azok munkaadók által megfizetett közterheinek együttes aránya 2002-ben 72,8, 2003-ban 72,1, 2004-ben csak 70,1 százalék volt. Ez az eltolódás nem csupán az eszköztulajdonnal és vállalkozói tevékenységgel kapcsolatos jövedelmek viszonylag gyors növekedéséből ered, hanem a háztartások osztalék- és kamatbevételeit is tartalmazza.

A szerző ismerteti a munkajövedelmek 2002., 2003. és 2004. évi közterheinek alakulását. A 2004. évi összesen 1132,3 milliárd euró személyi költségből a bérek munkaadók által megfizetett közterhei összesen 221,6 milliárd euró értékűek. A bruttó munkajövedelem 910,7 milliárd, a nettó kereset 600,2 milliárd euró, ezek az értéke az előző évinél 0,1 százalékkal, illetve 1,6 százalékkal nagyobb. A munkavállalók által fizetett társadalombiztosítási járulékok 2003-ban 2,1 százalékkal, 2004-ben további 0,7 százalékkal nőttek, viszont a béreket terhelő adók 2004-ben 5,7 százalékkal csökkentek, így a munkajövedelem 2004. évi összes közterhe 2,8 százalékkal csökkent az előző évihez képest.

A cikk negyedik része a háztartások és nem piaci tevékenységet folytató szervezetek bevételeinek és kiadásainak alakulását elemzi. A rendelkezésre álló összes jövedelem (1407,7 milliárd euró) az előző évinél 1,3 százalékkal nagyobb értékű, a 2003-as növekmény 1,2 százalékos volt. A szerző értékeli a bevételek fontosabb tényezőit, ezen belül a munkavállalói jövedelmeket, az önálló tevékenységekből

és a vagyomból származó jövedelmet, a pénzbeni szociális juttatásokat, továbbá a német jogszabályok szerinti és az ESA '95 nemzetgazdasági elszámolásaiban előírt csökkentő tételeket.

A háztartások és a háztartásokat segítő nonprofit szervezetek összes fogyasztása 2003-ban 1,1 százalékkal, 2004-ben 1,3 százalékkal nőtt (értéke 2004-ben 1271,0 milliárd euró). A megtakarított rész (155,1 milliárd euró), a háztartások és a nonprofit szervezetek 2004. évi bevétele 10,9 százalékának felel meg (2002-ben 10,5, 2003-ban 10,7 százalék volt).

Az állam bevételeit és kiadásait elemzi a cikk befejező, ötödik része. A 2002., a 2003. és a 2004. évi előzetes éves mutatók alapján elemzi a szerző az államháztartás bevételei (949,8 milliárd és 957,5 milliárd és 952,1 milliárd euró) fontosabb tételeit, és ezek 2004. évi százalékos változásait. Az államháztartás kiadásai (1027,2 milliárd, 1038,9 milliárd és 1036,6 milliárd euró) mindhárom évben meghaladták a bevételeket, így egyenleg (-77,5 milliárd, -81,3 milliárd és -84,5 milliárd euró) nem csökkenő deficitet mutat. A cikk részletezi az állami bevételek és kiadások fontosabb összetevőinek hatását a bevételek 0,6 százalékos és a kiadások 0,2 százalékos csökkenésére.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

HAUSER, R.:

#### A GAZDASÁGI JÓLÉT SZEMÉLYEK KÖZÖTTI ELOSZLÁSA NÉMETORSZÁGBAN

(The personal distribution of economic welfare in Germany – how the welfare state works.) – *Social Indicators Research*, 2004. 1. sz. 1–25. p.

A gazdasági növekedés mellett a jóléti államnak természetesen vannak más céljai is, például a szegénység megelőzése, a társadalmi kockázatok – öregség, betegség stb. – mérséklése, szélesebb értelemben pedig az egyenlőség, a társadalmi integráció és a politikai stabilitás elősegítése. Ezeknek a céloknak az elérésére alapvetően két intézménytípus szolgál: a társadalombiztosítási intézmények és a társadalmi csoportok közötti transzferek. A jóléti állam azonban negatív hatásokat is gerjeszt a gazdasági folyamatok hatékonysága terén, miközben az említett célok elérésére törekszik.

A tanulmány a német jóléti állam működésével foglalkozik, többek között azzal, hogy mi történt a közelmúlt két nagy sokkoló hatás eseménye következtében. A 70-es évek közepén az olajválság miatt

megnövekedett a munkanélküliség, Németországot pedig 1990-ben egyesítették. A szerző ebben az írásban csak a gazdasági jólét egyének közötti eloszlását vizsgálja, ami közeli kapcsolatban áll a rendelkezésre álló jövedelem személyek közötti eloszlásával.

A jövedelmek elosztása több szinten keresztül valósul meg. Az elosztási folyamat *első szintje* a piaci jövedelmek elosztása az egyének között. A *második szint* a piaci jövedelmek háztartások közötti elosztása. A személyi jövedelemadó és a társadalombiztosítási hozzájárulások levonása, illetve a kapott transzferek eredménye a háztartás rendelkezésére álló jövedelem.

A szerző ismertet a Németország egyesítését követő változásokat. Célszerűnek tűnik a jövedelem-eloszlás változását külön vizsgálni az egyesítés előtt és az egyesítés után. Az egyesítés kétféle hatással járt: egyrészt, a gazdasági aktivitás rövid ideig tartó fellendülésével Nyugat-Németországban, másrészt Kelet-Németország iparának összeomlásával.

Az egyesítés előtt Nyugat-Németországban a piaci jövedelmek 1973 és 1989 között 141 százalékkal növekedtek. 1973 és 1978 között a transzferek a piaci jövedelmek 22 százalékaról 28 százalékára növekedtek, majd 1982-ben a Kohl-kormányzat megszorító intézkedései hatására 27 százalékra csökkentek. Az egyesítést követő első három év a fizetett és a kapott transzferek enyhe növekedésével jellemezhető. Kelet-Németországban a kifizetett transzferek körülbelül megegyeztek a nyugat-németországi szinttel, a kapott transzferek azonban sokkal magasabbak voltak. Az egyesült Németországban a kapott transzferek körülbelül 4,5 százalékponttal növekedtek és ugyanilyen nagyságú volt a befizetett transzferek növekedésének mértéke is 1991 és 1998 között.

A szerző a személyi jövedelmek vizsgálatakor háromféle forrást vett figyelembe: a bruttó kereseteket, a magánvállalkozásból származó jövedelmeket és a befektetési társaságoktól (wealth holding) származó jövedelmeket. A jövedelemeloszlás egyenlőségét a Gini-együtthatóval mérte. E mutató vizsgálata alapján megállapította, hogy Nyugat-Németországban a befektetési társaságoktól kapott és az önálló jövedelmek sokkal egyenlőtlenebb eloszlást mutattak, mint a bruttó keresetek. A strukturális változások és a munkanélküliség növekedése ellenére, a foglalkoztatott személyek esetében a bruttó keresetek eloszlásának egyenlőtlensége csak igen kismértékben növekedett 1973 és 1988 között. Ez a tendencia folytatódott 1998-ig. 1993-ban a keresetek eloszlása kevésbé volt egyenlőtlen Kelet-Németországban, mint Nyugat-Németországban. Ez a ko-

rábbi szocialista kereseti struktúra hatása miatt lehetséges.

Az elemzés ezt követően a piaci jövedelmek háztartásonkénti eloszlását vizsgálta a személyek ekvivalens piaci jövedelme segítségével. Ebben a tekintetben 1993 és 1998 között a Gini-együttható az egyesült Németországra vonatkozóan nem növekedett, hanem csökkent. Ez kétféle változás eredménye: egyrészt az egyenlőtlenség növekedett, ha csak Kelet-Németországot vesszük figyelembe, másrészt, Kelet-Németországban a keresetek átlagos növekedése sokkal magasabb volt, mint az átlagos növekedés Nyugat-Németországban, és ezért a keletnémetek közelebb kerültek az egyesített Németország átlagához, ez pedig csökkentette az egyenlőtlenséget.

A szerző a gazdasági jólét indikátoraként végül az ekvivalens rendelkezésre álló jövedelmek eloszlásának egyenlőségét vizsgálja. A Gini-együtthatókat összehasonlítva Nyugat-Németországban 1973-ban azt látjuk, hogy a rendelkezésre álló ekvivalens jövedelem együtthatója körülbelül 35 százalékkal alacsonyabb, mint az ekvivalens piaci jövedelem együtthatója. Ez azt jelenti, hogy a német jóléti államnak meglehetősen erős volt a kiegyenlítő hatása. A kérdés az, hogy vajon ez a kiegyenlítő hatás fenntartható volt-e az első olajárrobbanást követően. Az adatok azt mutatják, hogy a német jóléti állam kiegyenlítő hatása még nőtt is a növekvő munkanélküliség időszakai alatt. Ahhoz, hogy a gazdasági terheket egyenletesebben tudják elosztani, a munkanélküliségi biztosítást emelni kellett. Németországban ez a hozzájárulás az 1973-as 1,7 százalékról 1988-ra 6,5 százalékra emelkedett. Ez azt is jelenti, hogy a takarékoság retorikája mellett valójában keveset változott a német jóléti állam működése.

A Németország egyesítését követő időszakban azt látjuk, hogy összességében Nyugat-Németországban enyhe növekedés tapasztalható az ekvivalens rendelkezésre álló jövedelemre vonatkozó Gini-mutató esetében. Úgy tűnik, a nyugatnémet jóléti állam lehetőségeinek határán egyensúlyozott.

Kelet-Németországban az ekvivalens piaci jövedelmek egyenlőtlensége nagyobb volt, mint Nyugat-Németországban, az ekvivalens rendelkezésre álló jövedelmek egyenlőtlensége azonban kisebb annál.

A szerző a továbbiakban a középrétegek csökkenésére vonatkozó hipotézist vizsgálta. Az eloszlás szélén elhelyezkedő értékekre a Gini-együttható nem túlságosan érzékeny, ezért nem tudjuk pontosan, hogy a szegénység vagy a magas jövedelmek eloszlása miként változott 1973 és 1998 között. A szerző,



annak érdekében, hogy többet tudjon meg erről a kérdéstről, két mérési szintet határozott meg. Jövedelmi szegénynek nevezte azt a személyt, akinek a rendelkezésre álló ekvivalens jövedelme a rendelkezésre álló ekvivalens jövedelem átlagának fele alatt volt. Jövedelmi gazdagnak nevezte azt a személyt, akinek a rendelkezésre álló ekvivalens jövedelme a rendelkezésre álló ekvivalens jövedelem átlagának kétszerese fölött volt.

Ami a gazdagokat illeti, a szerző definíciója szerint a gazdagnak tekinthetők száma kismértékű növekedést mutat. Nem szabad azonban elfelejteni, hogy az igazán gazdagokra vonatkozó adatok nem álltak rendelkezésre, mivel őket nem tudta elérni a felvétel. 1973 és 1988 között Nyugat-Németországban csökkent a középrétegek aránya, és ez a tendencia 1998-ig tovább folytatódott.

Ha ugyanezeket a számításokat elvégezzük Kelet-Európára vonatkozóan, azt látjuk, hogy a jövedelmi szegények és a jövedelmi gazdagok aránya sokkal kisebb volt, mint Nyugat-Németországban, de gyorsabban növekedett. Ugyanez igaz a szociális segélyben részesülők esetén. Kelet-Németországra is azt mondhatjuk, hogy a középrétegek aránya csökkent. Megállapítható, hogy a 90-es években Kelet-Németországban emelkedtek a jövedelmek, de ugyanakkor növekedett az egyenlőtlenség és a szegénység is.

A vizsgált kérdésekkel szorosan összefügg a jövedelmi mobilitás. A szerző ennek elemzéséhez a longitudinális háztartási panelfelvételen alapuló adatokat vette figyelembe. Ahogyan az várható volt, az egyesítés után a piaci jövedelmek területén volt a legna-

gyobb a mobilitás Kelet-Németországban, jóval nagyobb, mint Nyugat-Németországban. Azután a jövedelmi mobilitás Kelet-Németországban is a nyugat-németországihoz hasonló szintre csökkent. Azok közül, akik jövedelmi szegények voltak 1995-ben, az egyesült Németországban, csak 46 százalék volt szegény három évvel később is, azonban a szegények közül csak 5 százaléknak sikerült a jövedelmét az átlagos rendelkezésre álló jövedelem fölé emelni. Az 1995-ben jövedelmi gazdagok 63 százaléka maradt ebben a kellemes helyzetben, miközben 37 százaléka a 200 százalékos szint alá esett, de csak 2,4 százalékuk került az átlag alá. Ez azt jelenti, hogy a jövedelmi mobilitás nagy része rövid távú volt.

A szerző azt a következtetést vonja le, hogy a német jóléti állam meglehetősen nehéz körülmények között is képes volt ellátni feladatát. Hosszú távon azonban egyes következmények politikai problémákhoz vezethetnek. Ilyen például az, hogy Németország adósságállománya olyan mértékben megnőtt, hogy féltő, nem tudja teljesíteni a maastrichti kritériumot. Ez a jövőben csökkenti a politikai cselekvés mozgásterét, mivel szükségszerűvé válik egy erős takarékosági politika bevezetése. A politikusok számára nehéz feladat megtalálni az egyensúlyt a jóléti állam időnként egymásnak is ellentmondó céljai, továbbá a rövid és a hosszú távú következmények között. A szerző némileg szarkasztikusan jegyzi meg az írás végén, hogy az állampolgárok csak reménykedhetnek abban, hogy a politikusok jó döntéseket fognak hozni.

(Ism.: *Földházi Erzsébet*)

## 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

Anuario estadístico de la República Argentina, 2004 / Instituto Nacional de Estadística y Censos. - Buenos Aires : INDEC, 2004. - 492 p.

*Argentína statisztikai évkönyve, 2004.*

I 080 B 0050/2004

Czech Republic in figures, 2004 / Czech Statistical Office. - Praha: CSU, cop. 2004. - 39 p.

*Csehország statisztikai évkönyve, 2004.*

I 020 C 0071/2004

Explore Korea through statistics, 2004 / Korea National Statistical Office. - [Seoul]: NSO, cop. 2004. - 142 p.

*Dél-Korea statisztikai évkönyve, 2004.*

I 145 C 0009/2004

Italian statistical abstracts, 2002 / National Statistical Institute of Italy. - Rome: ISTAT, 2004. - 3007 p.

*Olaszország statisztikai évkönyve, 2002.*

I 032 C 0254/2002

Japan statistical yearbook, 2005 / Ministry of Internal Affairs and Communications. Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications. Statistical Research and Training Institute. - Tokyo: Stat. Bureau, 2004. - XLIII, 931 p.

*Japán statisztikai évkönyve, 2005.*

I 051 C 0013/2005

Lietuvos statistikos metraštis, 2004 / Statistikos departamentas. - Vilnius : Stat. departamentas, 2004. - 661 p.

*Litvánia statisztikai évkönyve, 2004.*

I 042 C 0268/2004

- Rossijskij statisticeskij ezegodnik, 2004 / Goskomstat Rossii. - Moskva : Goskomstat, 2004. – 725 p.  
*Oroszország statisztikai évkönyve, 2004.*  
I 042 B 0286/2004
- Rossijskij statisticeskij ezegodnik, 2004. Prilozenie / Goskomstat Rossii. - Moskva: Goskomstat, 2004. – 67 p.  
*Oroszország statisztikai évkönyve, 2004. Kiegészítés.*  
I 042 B 0286/2004/M
- Statistical yearbook of Armenia, 2004 / National Statistical Service of the Republic of Armenia. - Yerevan: NSS of the Republic of Armenia, 2004. – 582 p.  
*Örményország statisztikai évkönyve, 2004.*  
I 042 B 0300/2004
- Statistical yearbook of Greece, 2003 / Ethniké Statistiki Ypéresia tés Ellados. - Athena: ESYE, 2004. – 601, [6] p.  
*Görögország statisztikai évkönyve, 2003.*  
I 049 B 0050/2003
- Statisticki godisnak Beograda, 2003 / Grad Beograd Zavod za informatiku i statistiku. - Beograd: GZS, 2004.  
*Belgrád statisztikai évkönyve, 2003.*  
I 046 C 0022/2003
- Statistichnij soricnik Ukraini za 2002 rik / Derzavnij Komitet Statistiki Ukraini. - Kijiv: Vid. Konsul'tant, 2003. – 663 p.  
*Ukraina statisztikai évkönyve, 2002.*  
I 042 C 0152/2002
- Türkiye istatistik yilligi, 2003 / Devlet Istatistik Enstitüsü. - Ankara: DIE, 2004. – VII, 374 p.  
*Törökország statisztikai évkönyve, 2003.*  
I 050 B 0005/2003
- Ukraina u cifrah u 2003 roci / Derzavnij Komitet Statistiki Ukraini. - Kijiv: Vid. Konsul'tant, 2004. – 271 p.  
*Ukraina statisztikai évkönyve, 2003.*  
I 042 D 0062/2003
- ÁLTALÁNOS STATISZTIKAI MUNKÁK**
- Plan estadístico nacional, 2005-2008 / Instituto Nacional de Estadística. - Madrid: INE, 2004. - 317 p.  
*Spanyolország statisztikai adatgyűjtési terve, 2005–2008.*  
473921/2005-2008
- GAZDASÁGSTATISZTIKA**
- Annual report of the Ministry of Finance, 2002-2003. - Zagreb : Min. of Finance, 2004. – 217 p.  
*A horvát pénzügyminisztérium éves jelentése, 2002–2003.*  
480142/2002-2003
- Balance of payments statistics yearbook, 2004. Pt. 1. Country tables / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2004. - XXVIII, [49], 1033 p.  
*Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 2004. 1. r. Ország táblák.*  
I 072 B 0091/2004/1
- Balance of payments statistics yearbook, 2004. Pt. 2-3. World and regional tables; Methodologies, compilation practices, and data sources / International Monetary Fund. - Washington, D.C.: IMF, 2004. 490 p.  
*Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 2004. 2-3. r. Világ-és régiós táblák. Módszertan, összehasonlítási gyakorlat, adatforrások.*  
I 072 B 0091/2004/2
- Banque nationale de Belgique. Rapports. Rapports, 2004. Tom. 1. Évolution économique et financière / Banque nationale de Belgique. - Bruxelles: BNB, 2005. - 203 p.  
*A Belga Nemzeti Bank éves jelentése, 2004. 1. köt.*  
I 038 B 0104/2004/1
- Banque nationale de Belgique. Rapports. Rapports, 2004. Tom. 2. Activités et comptes annuels / Banque nationale de Belgique. - Bruxelles: BNB, 2005. - 141 p.  
*A Belga Nemzeti Bank éves jelentése, 2004. 2. köt.*  
I 038 B 0104/2004/2
- Buchhaltungsergebnisse schweizerischer Unternehmen, 2001-2002 / Bundesamt für Statistik. - Neuchâtel : BFS, 2005. - 74 p.  
*Svájc termelési és termelésiérték-statisztikája, 2001–2002.*  
I 031 B 0274/2001-2002
- Bulletin on Asia-Pacific perspectives, 2004/2005. Asia-Pacific economies: living with high oil prices? / Economic and Social Commission for Asia and the Pacific. - New York, N. Y.: UN, 2004. - IX, 129 p.  
*Ázsia és a Csendes-óceáni térség távlatainak hivatalos jelentése, 2004–2005. Ázsia és a Csendes-óceáni térség gazdasága: élet magas olajárakkal?*  
473704/2004-2005
- Construction et logement, 2003. - Bruxelles: INS, cop. 2004. – 175 p.  
*Belgium építőipari és lakásstatisztikája, 2003.*  
I 038 B 0248/2003
- Economic survey of Europe in 2005. no. 1. / Economic Commission for Europe. - New York, N. Y.: UN, 2005. - XIII, 144 p.  
*Európa gazdasági áttekintése, 2005. 1. köt.*  
I 031 B 0134/2005/1
- FAO yearbook. Production, 2003. - Rome: FAO, 2004. - LIII, 259 p.  
*A FAO termelésstatisztikai évkönyve, 2003.*  
I 072 C 0263/2003
- Inflation report, 2005. 1. / Sveriges Riksbank. - Stockholm : Sveriges Riksbank, 2005. – 64 p.  
*A Svéd Nemzeti Bank inflációs jelentése, 2005. 1.*  
480126/2005/1
- International trade statistics, 2004 / World Trade Organization. - Geneva: WTO, cop. 2004. - XI, 229 p.  
*Nemzetközi kereskedelmi statisztika, 2004.*  
I 031 B 0314/2004
- Kennis en economie, 2004 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.]: CBS, cop. 2005. - 253 p.  
*A tudás a gazdaságban. Kutatás és fejlesztés Hollandiában, 2004.*  
I 037 C 0077/2004
- Natural gas information, 2004 with 2003 data / International Energy Agency. - Paris: OECD IEA, cop. 2004. - XXVIII, [551] p.  
*Nemzetközi földgázstatisztikai információk, 2004 a 2003. évi adatokkal.*  
I 033 B 0523/2004
- Pankit pankkikohtaiseesti, 2003. - Helsinki: Tilastokeskus, 2005. – 88 p.  
*Finnország bankstatisztikája, 2003.*  
I 043 B 0240/2003
- Samferdselsstatistikk, 2003 / Statistisk Sentralbyrå. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2005. - 101 p.  
*Norvégia közlekedési és hírközlési statisztikája, 2003.*  
I 040 B 0073/2003

Schweizer Aussenhandel. Statistik nach Waren und Ländern, 2004 / hrsg. von der Eidg. Oberzolldirektion. - Bern: Eidg. Oberzolldirektion, [2005]. - 909 p.

*Svájc külkereskedelmi statisztikája. Részletes adatok, 2004.*

I 031 B 0325/2004

Schweizer Aussenhandel. Statistik nach Ländern und Waren, 2004 / hrsg. von der Eidg. Oberzolldirektion. - Bern: Eidg. Oberzolldirektion, [2005]. - 229 p.

*Svájc külkereskedelmi statisztikája, 2004.*

I 031 B 0324/2004/[1]

Schweizer Aussenhandel. Statistik nach Ländern und Waren, 2004. Warenverzeichnis / hrsg. von der Eidg. Oberzolldirektion. - Bern: Eidg. Oberzolldirektion, [2005]. - 28, 28 p.

*Svájc külkereskedelmi statisztikája. Részletes adatok, 2004. Árjegyzék.*

I 031 B 0324/2004/[2]

Skogstatistikk, 2003 / Statistisk Sentralbyrå. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2005. - 66 p.

*Norvégia erdőgazdálkodási statisztikája, 2003.*

I 040 B 0098/2003

Statistik der Körperschaftsteuer, 2000 / hrsg. von Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2004. - 173 p.

*Ausztria társaságiadó-statisztikája, 2000.*

I 002 B 0247/2000

Steuerbelastung in der Schweiz. Natürliche Personen nach Gemeinden, 2004 / Eidg. Steuerverwaltung. - Bern: Eidg. Steuerverwaltung, 2005. - 65 p.

*Svájc adórendszere. Magánszemélyek adóügyi községként, 2004.*

I 031 B 0234/2004

Suomen kauppalaivasto ja kalastusaluksset, 2005 / Merenkululaitos. - Helsinki : Merenkululaitos, 2005. - 293 p.

*Finnország kereskedelmi flottája, 2005.*

470193/2005

World Bank atlas, 2004. - Washington, D.C.: World Bank, 2004. - 64 p.

*A World Bank statisztikai évkönyve, 2004.*

I 072 B 0290/2004

#### TÁRSADALOMSTATISZTIKA – EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA

Infektionskrankheiten in der Schweiz, 2002 / Hrsg. Bundesamt für Gesundheit. - Bern: BAG, 2003. - 59 p. + mell.: Suppl. V., 11 p.

*Fertőző megbetegedések vizsgálata Svájcban, 2002.*

I 031 B 0308/2002

Jaarboek onderwijs in cijfers, 2005 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg [etc.]: Kluwer, cop. 2004. - 251 p.

*Hollandia oktatási statisztikája, 2005.*

I 037 C 0076/2005

Jahrbuch der Gesundheitsstatistik, 2003 / Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2005. - 433 p.

*Ausztria egészségügyi statisztikai évkönyve, 2003.*

I 002 B 0283/2003

Oppilaitostilastot, 2004. - Helsinki: Tilastokeskus, 2005. - 183 p.

*Finnország oktatási intézményei, 2004.*

I 043 B 0250/2004

Österreichische Verkehrsstatistik, 2003 / Hrsg. von Statistik Austria. - Wien : Stat. Austria, 2005. - 125 p.

*Ausztria közlekedési statisztikája, 2003.*

I 002 B 0309/2003

Rechtspraak in Nederland, 2003 / Centraal Bureau voor de Statistiek. - Voorburg: CBS, cop. 2005. - 133 p.

*Hollandia igazságügyi statisztikája, 2003.*

I 037 C 0081/2003

Social trends, 2005 / Office for National Statistics. - London : Palgrave Macmillan, cop. 2005. - 222 p.

*Nagy-Britannia társadalomstatisztikai trendjei 2005-ben.*

I 036 B 0166/2005

Statistical abstracts on health and welfare in Japan, 2004 / Ministry of Health, Labour and Welfare. - Tokyo: MHW, 2005. - 240 p.

*Japán egészségügyi és jóléti jelzőszámai, 2004.*

I 051 C 0103/2004

Statistiche culturali, 2000-2001 / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma: ISTAT, 2004. - 236, [4] p.

*Olaszország kultúrstatistikája, 2000-2001.*

I 032 B 0189/2000-2001

#### DEMOGRÁFIA

Demographic trends, 2004 / Department of Statistics. - Wellington : Dept. of Stat., 2005. - XI, 207 p.

*Új-Zéland demográfiai trendjei, 2004.*

I 095 B 0047/2004

Demographisches Jahrbuch, 2003 / Statistik Austria. - Wien: Stat. Austria, 2005. - 398 p.

*Ausztria demográfiai évkönyve, 2003.*

I 002 B 0230/2003

Censos de población y viviendas, 2001. Espana al comienzo del siglo XXI / Instituto Nacional de Estadística. - Madrid: INE, [2004]. - 56 p.

*2001. évi spanyol népszámlálás. Spanyolország a 21. század kezdetén*

I 034 B 0185/[03]

Cizinci v České Republice, 2004 / Cesky statisticky úrad. - [Prah]: Scientia, 2004. - 227 p.

*Külföldiek a Cseh Köztársaságban, 2004.*

I 020 C 0075/2004

Framskrivning av folkemengden, 2002-2050. - Oslo [etc.]: SSB, cop. 2004. - 63 p.

*Norvégia népességelőrejelzése, 2002 és 2050 között.*

I 040 B 0155/2002-2050

Mikrozensus, 2003. - Wien: Statistika Austria, 2005. - 322 p.

*Mikrocenzus Ausztriában, 2003.*

I 002 B 0231/2003

Mortalité en 2002 / Institut National de Statistique. - Bruxelles: INS, 2005. - 207 p.

*Belgium halandósági statisztikája, 2002.*

I 038 B 0224/2002

Population étrangère au 1. 1. 2004. / Institut National de Statistique, Ministère des Affaires Économiques. - Bruxelles: INS, cop. 2004. - 293 p.

*Belgium bevándorlási statisztikája, 2004. jan. 1.*

I 038 B 0240/2004

Population totale et belge au 1. 1. 2004. / Institut National de Statistique. - Bruxelles: INS, cop. 2004. - 275 p.

*Belgium népességi statisztikája, 2004. jan. 1.*

I 038 B 0239/2004

- Report on vital statistics, 2002 / Department of Health.  
- Dublin: CSO, 2005. - 183 p.  
*Írország népmozgalmi statisztikája, 2002.*  
I 036 B 0352/2002
- Rocznik demograficzny, 2003 / Główny Urząd  
Statystyczny. - Warszawa: GUS, 2003. - LX, 451 p.  
*Lengyelország demográfiai évkönyve, 2003.*  
I 022 C 0022/2003
- Vital statistics of Japan, 2003. Vol. 1. / Ministry of  
Health, Labour and Welfare. - [Tokyo]: MHW, [2004]. -  
514 p.  
*Japán népmozgalmi statisztikája, 2003. 1. köt.*  
I 051 C 0024/2003/1
- Vital statistics of Japan, 2003. Vol. 2. / Ministry of Health,  
Labour and Welfare. - [Tokyo]: MHW, [2004]. - 518 p.  
*Japán népmozgalmi statisztikája, 2003. 2. köt.*  
I 051 C 0024/2003/2
- Volkszählung 2001. Berufspendler / hrsg. von Statistik  
Austria. - Wien : Stat. Austria, 2004. - 664 p.  
*Ausztria 2001. évi népszámlálása. Ingázók.*  
I 002 B 0304/[13]
- World population monitoring, 2002. Reproductive  
rights and reproductive health. - New York, N. Y.: UN,  
2003. - XI, 177 p.  
*A világ népességének felmérése, 2002.*  
I 072 B 0486/2002