

# Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
TUDOMÁNYOS 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,  
DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA,  
DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ

84. ÉVFOLYAM 9. SZÁM

2006. SZEPTEMBER

*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!*

---

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  
4516 – Akadémiai Nyomda  
Martonvásár, 2006  
Felelős vezető: Reisenleitner Lajos

---

Szerkesztők: Polyák Andrea, 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@ksh.hu](mailto:statszemle@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 (1008 Budapest, Orczy tér 1).

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

További információ: 06-80-444-444

Előfizetési díj: fél évre 3000 Ft, egy évre 5400 Ft

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

## Tartalom

### Tanulmányok

A Földhasználati és földfelszín-borítottsági összeírás módszertani háttere – <i>Galambosné Tiszberger Mónika</i> .....	829
Mintaelemszám tervezése Likert-skálát alkalmazó lekérdezésekben – <i>Kehl Dániel – Dr. Rappai Gábor</i> .....	848
Befektetések kockázatának mérése – <i>Bugár Gyöngyi – Uzsoki Máté</i> .....	876
A társadalom és a gazdaság főbb folyamatai 2005-ben .....	899

### Fórum

Hírek, események .....	926
------------------------	-----

### Szakirodalom

#### Könyvszemle

Berzeviczy Gergely: A közgazdaságról – ( <i>Bekker Zsuzsa</i> ) .....	929
---	-----

#### Folyóiratszemle

Pfaff, H.: Egészségileg hátrányos helyzetű emberek 2003 – ( <i>Rettich Béla</i> ) .....	930
Ginter D.: Lakóépületek és lakások ellenőrző számlálása Németországban, 2001 – ( <i>Nádudvari Zoltán</i> ) .....	932
Kiadók ajánlata .....	936
Társfolyóiratok .....	937



## A Földhasználati és földfelszín-borítottsági összeírás módszertani háttere

---

**Galambosné Tiszberger  
Mónika,**

a KSH osztályvezetője

E-mail: monika.tiszberger@ksh.hu

A tanulmány az Európai Bizottság Mezőgazdaságért felelős Főigazgatósága és az Eurostat közös fejlesztésében készült LUCAS (Land Use/Cover Area frame statistical Survey – Földhasználati és földfelszín-borítottsági összeírás) szakmai hátterének, módszertanának, végrehajtásának lényegét, főbb vonásait és változásait mutatja be az első összeírástól, 2001-től 2005-ig, valamint a LUCAS jövőjére vonatkozó elképzeléseket. Az összeírás szakmai érdekessége a területi mintavételben rejlik, illetve abban, hogy a földfelszínre vonatkozó információkat úgynevezett terepi megfigyelés keretében gyűjtik be az összeírók, és a mintavételi egységek földrajzilag meghatározott „pontok”.

A LUCAS uniós szinten teljesen harmonizált összeírás, amelyet a tagországok azonos módszertani háttérrel, azonos nomenklatúrákkal és kérdőívvel hajtának végre, az Eurostat irányításával. A Központi Statisztikai Hivatal úttörő munkát végzett a LUCAS kialakításában: 2002-ben nagyobb mintán hajtotta végre az adatgyűjtést, és szakértőivel segítette a 2004-es módszertani fejlesztéseket.

TÁRGYSZÓ:  
Mezőgazdasági statisztika.  
Mintavétel.

Az Európai Unió legfontosabb közös politikáinak egyik területe a mezőgazdaság. Az uniós jogszabályok tetemes része foglalkozik a mezőgazdaság szabályozásával és a támogatási rendszerrel. Emellett természetesen a döntések előkészítéséhez, nyomon követéséhez szükséges statisztikai adatok összegyűjtésének és szolgáltatásának rendjét is széles körűen szabályozzák a különböző jogszabályok. Az uniós szintű statisztika területén állandó problémaforrás, illetve a fejlesztések állandó tárgya a harmonizáció. A különböző tagországok statisztikai hivatalai eltérő módszereket, nomenklatúrákat alkalmaznak a legtöbb területen, és a nemzeti sajátosságok, hazai hagyományok, illetve igények miatt az azonosnak tűnő adatok tartalma is lényegesen eltérő lehet. Az Eurostat amellet, hogy összegyűjti az Európai Bizottság döntéseire szükséges adatokat, irányítja a harmonizációs munkákat is.

A mezőgazdaság statisztikai szempontból is nagy múltra tekint vissza minden országban. Ezért a nemzeti statisztikai hivatalok már kialakult módszertanát kell egységes irányban terelni, hogy biztosítható legyen az azonos adattartalom. Ez sokkal nehezebb feladat, mint egy új terület egységes szabályozásának a kialakítása. A döntésekhez szükséges néhány fontosabb mezőgazdasági adatra vonatkozó, egységes, pontos, naprakész információ összegyűjtésének céljával kezdte meg az Eurostat a DG Agri (Directorate General responsible for Agriculture – Európai Bizottság Mezőgazdaságért felelős Főigazgatósága) közreműködésével a „Land Use/Cover Area frame statistical Survey (LUCAS)” elnevezésű kísérleti projekt kidolgozását,<sup>1</sup> magyarul a Földhasználati és földfelszín-borítottsági összeírást. Az Eurostat feladata alapvetően az adatok tagországi statisztikai hivataloktól való begyűjtése, validálása és publikálása, valamint a harmonizációs fejlesztések irányítása. Nem jellemző tehát, hogy „saját” összeírást szervezzen. A LUCAS talán az első olyan adatgyűjtés, ami EU-szinten teljesen egységes elvekkel, módszertannal, nomenklatúrákkal dolgozik, és ráadásul az összeírás koordinálását, az adatok feldolgozását, értékelését maga az Eurostat végzi. Ezek a szakmai szempontokon túl nyilvánvalóan pénzügyi megfontolásokon is alapulnak.

Az első összeírást 2001-ben hajtották végre az akkori 15 tagállamban. 2002-ben három csatlakozásra váró országban (Szlovénia, Észtország és Magyarország), majd 2003-ban újabb összeírásra került sor a tagországokban és Magyarországon. Magyarország 2002-ben, úttörő munkával, nagyobb mintán figyelte meg a földhasználat és földfelszín-borítottság jellemzőit a megbízhatóbb eredmények érdekében. Ezen kívül, az akkor még csatlakozásra váró országok közül, egyedül Magyarország hajtott végre a későbbiekben bemutatásra kerülő 2. fázist is (parcella-, illetve gazda-

<sup>1</sup> Az Európai Parlament és a Tanács 1445/2000/EC számú határozata (2000. 05. 22.).

ságszintű termelési, agrotechnikai adatokra vonatkozóan). Az eredeti elképzelések szerint 2003 után projektértékelő jelentést kellett volna készíteni az összeírás eredményeiről, tapasztalatairól, jövőbeli felhasználhatóságáról. A módszertan azonban javításra szorult, ezért meghosszabbították a kísérleti fázist. 2005-ben az új módszertant három új tagországban próbálták ki (Lengyelország, Litvánia, Lettország), és 2006-ban 10 tagországban fogják összegyűjteni az adatokat. Az Eurostat munkatársainak a végleges jelentést csak 2007-re kell elkészíteniük. Ezután születik döntés az összeírás további sorsáról.

## 1. A területi mintavételről

A magyar statisztikai hivatalban nem jellemző, de világszerte elterjedt módszer, hogy a földterület-borítottság és -használat adatainak meghatározásához területi mintavételen alapuló módszereket alkalmaznak. (A gyakorlatban mikroszintű termésbecslések készítésénél találkozhatunk területi mintavétellel.) A XXI. század fejlett technológiai ezt egyre inkább lehetővé teszik, megkönnyítik. (A magyar agrárstatisztika területén már a hatvanas években végeztek kísérleti számításokat – a Közgazdaságtudományi Egyetem Statisztika Tanszékének közreműködésével – a területi mintavételes eljárások felhasználhatóságának, hatékonyságának mérésére. Az eredmények akkor azt mutatták, hogy a magyar mezőgazdaság sajátosságait figyelembe véve a listás alapon történő mintavétel jobb eredményt hoz.)

A területi mintavétel a hagyományos mintavételekkel azonos módon „működik”. Ebben az esetben alapsokaságnak tekinthetjük az adott ország teljes területét, mintasokaságnak pedig a mintavétel során kiválasztott részeit. A mintavételi egység nem egy adatszolgáltató lesz, nem is egy gazdaság – ahogy azt a mezőgazdaságban megszoktuk – hanem a terület egy pontja. Mivel a pontnak matematikai értelemben véve nincsen kiterjedése, ezért helyesebb a területnek egy meghatározott méretű részéről beszélni. Az adatgyűjtés nem kikérdezésből, vagy postai úton való összeírásból áll, hanem terepi megfigyelésből. Az előre kialakított kérdőívnek megfelelő információt a helyszínen, a mintaelem beazonosítása után megfigyelés alapján gyűjtik össze az összeírók. Az adatszolgáltatói készség így nem befolyásolja a begyűjthető adatok mennyiségét és minőségét.

Mint minden mintavételes megfigyelés esetében, itt is nagyon fontos a mintaelemek számának meghatározása. Ehhez természetesen figyelembe kell venni, milyen területi szinten (megye, régió, ország, EU) szeretnénk megbízható adatokat nyerni. A másik fontos szempont az összeírás költségigénye, és esetleg a „gyorsaság” is lényeges tényező lehet. A hagyományos mintavételes eljárásoktól eltérően azonban területi minta

esetén a mintaelem nagysága sem adott, hanem azt is választani kell. Ezeknek a szempontoknak kell egyensúlyba kerülniük a területi mintavételi terv kialakításakor.

## 2. A LUCAS-projekt

A LUCAS-összeírás céljait eredetileg a következőkben határozták meg.

- EU-szinten (akkor még 15 tagország) egységes (harmonizált), megbízható területi és egyéb adatok összegyűjtése a főbb földhasználati és földfelszín-borítottsági kategóriákról, valamint azok változásairól.
- Korai becslések biztosítása a mezőgazdasági-politikai döntések előkészítéséhez.
- A felvétel kiterjesztése a mezőgazdaságon túlmenően környezeti, tájképi és a fenntartható fejlődéssel kapcsolatos szempontokra is (például zajok, természeti katasztrófák, lineáris elemek).<sup>2</sup>
- A terepen bekövetkező változások felmérése és figyelemmel kísérése hosszabb távon is.
- Közös mintavételi alap szolgáltatása a tagországok számára (mintavételi keret, nomenklátúra, adatok kezelése).
- A pontokban végrehajtott területi mintás felvétel – amely a jövőbeli agrárstatisztikai rendszer egyik pillére lehet – előnyeinek és hátrányainak értékelése.

A LUCAS-felvételt eleinte két fázisra tervezték:

1. *fázis*: területi összeírás tavasszal/nyáron földhasználati, földfelszín-borítottsági és környezeti adatok begyűjtésére.
2. *fázis*: az 1. fázis kiegészítéseként gazdaságok felkeresése öszszel a hozamokra és a mezőgazdasági termelés agrotechnikai jellemzőire vonatkozó kiegészítő információk összeírásához.

### 2.1. Az első fázis (2001–2003)

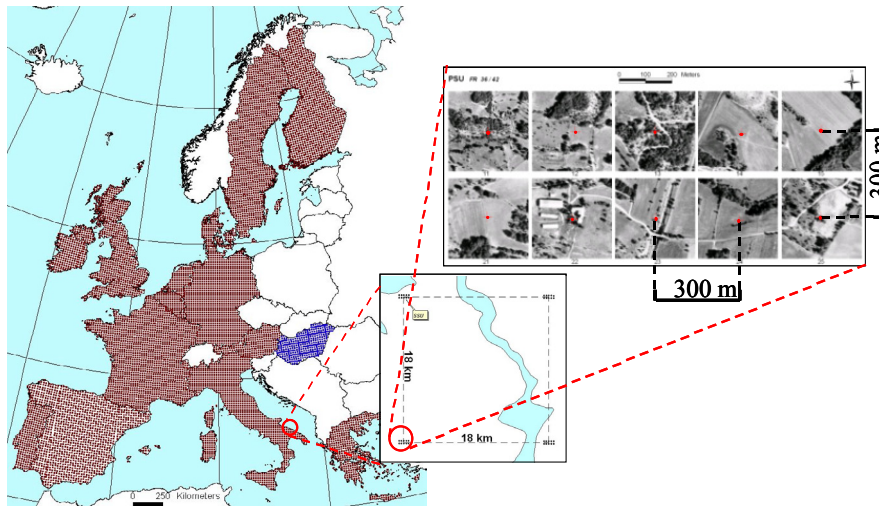
Az első fázis végrehajtásához a szisztematikus területi mintavételi módszert választották. Ez lehetőséget adott az EU teljes területének lefedésére, földhasználat és

<sup>2</sup> Lineáris elemek: a LUCAS nomenklatúrája szerint lineáris elemek az utak, vasutak, fű- és fasávok, villamos vezetékek, árkok, csatornák és folyók.

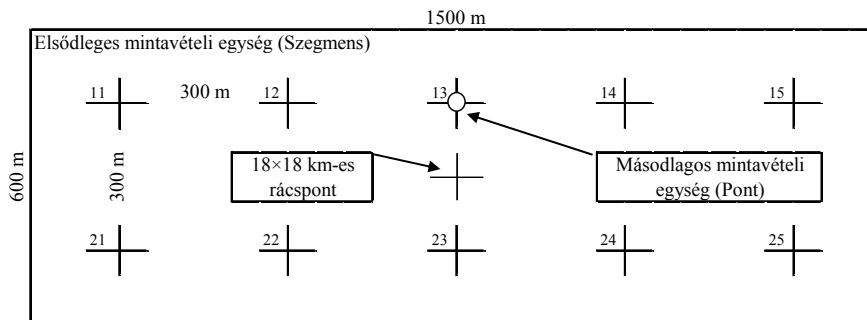


földfelszín-borítottság szerinti területi adatok számítására uniós szinten. Emellett az érdeklődő tagországok akár egyszerűen bővíthetik is a mintát, amennyiben nemzeti vagy regionális szintű adatokat szeretnének kapni. A már említett tényezők számbavétele azt eredményezte, hogy kétlépcsős mintavételi tervet dolgoztak ki. Az elsődleges mintavételi egység a „szegmens” (Primary Sampling Unit – PSU), a másodlagos mintavételi egység pedig a „pont” (Secondary Sampling Unit – SSU). A szegmensek egy szabályos, 18×18 kilométeres rácsnak a rácspontjaiban található, 600×1500 méteres oldalakkal rendelkező téglalap alakú területek. (Lásd az 1. ábrát, ahol a szegmenst és a pontokat egy ortofotón<sup>3</sup> ábrázoltam.)

1. ábra. A LUCAS kétlépcsős mintavételi egységei



2. ábra. A szegmens és a pontok

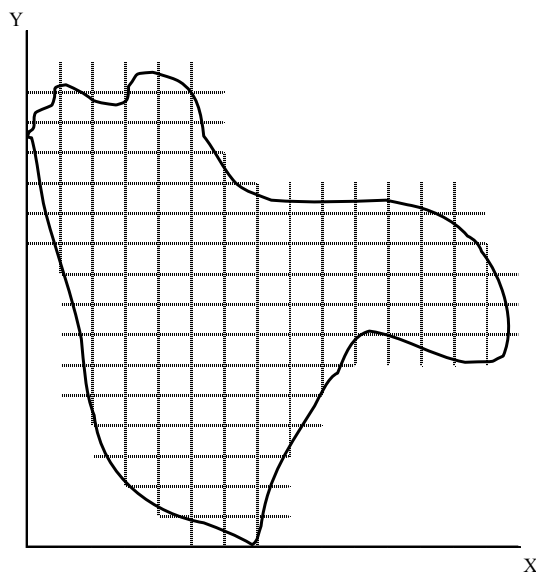


<sup>3</sup> Az ortofotó a távérzékelte perspektivikus kép perspektív torzulásuktól mentes képre átalakított változata.

A pontok a szegmenseken belül helyezkednek el. Minden szegmens 10 pontot tartalmaz, amelyek öt-öt pontból álló, nyugat-kelet irányú sorokban, szomszédjaiktól minden irányban 300 méteres távolságra fekszenek. (Lásd a 2. ábrát.) A pontok az elhelyezkedésüknek megfelelően (sor, oszlop) kaptak azonosító számot (első sor 11-15, második sor 21-25). A pontok valójában kis, 1,5 méter sugarú köröket jelentenek. Középpontjuk a kijelölt pont, területük ennek megfelelően körülbelül 7 négyzetméter.

A mintavételi keretet országonként kellett kialakítani, mivel egy EU-szintű egységes rács földrajzi szempontból nem állt rendelkezésre. Az országokra jellemző különböző UTM- (Universal Transverse Mercator – Transzverzális, metsző, szögtartó képzetes hengervetület)<sup>4</sup> zónákat használták fel a mintavételhez. Az UTM-rácsokat úgy definiálták, hogy az ország legdélebbi pontjába került az X koordinátatengely, és a legnyugatibb pontba pedig az Y tengely. (Lásd a 3. ábrát.) A keret kialakítása során Európa adminisztratív határainak és partszakaszainak hivatalos digitális földrajzi adatai kerültek felhasználásra (Eurostat GISCO – Geographic Information System of the European Commission – Az Európai Bizottság földrajzi információs rendszere).

3. ábra. A 18×18 kilométeres rács



Az EU15 szintjén körülbelül tízezer szegmens került bele a mintába, ami közel százezer másodlagos mintavételi pontot jelent. A minta megoszlását országok szerint az 1. táblázat mutatja.

<sup>4</sup> Referencia ellipszoidja a Hayford ellipszoid.

1. táblázat

*A mintaelemek számának alakulása*

Ország	Szegmensek száma	Pontok száma	Terület (km <sup>2</sup> )
Ausztria	255	2528	83 860
Belgium	100	989	30 520
Németország	1 102	10 981	356 970
Dánia	147	1 373	43 090
Spanyolország	1 268	12 670	504 790
Finnország	1 073	10 410	338 150
Franciaország	1 702	16 916	549 090
Görögország	419	4 051	131 960
Írország	218	2 163	70 290
Olaszország	941	9 275	301 280
Luxemburg	8	80	2 570
Hollandia	117	1 154	41 570
Portugália	277	2 731	91 910
Svédország	1 407	13 808	449 960
Egyesült Királyság	775	7 499	244 150
EU15	9 809	96 628	3 240 160

\* Azért nem egyezik meg a pontok száma a szegmensek tízszeresével, mert előfordul, hogy a szegmens egy része már nem tartozik egyik ország területéhez sem.

Az első fázis lényege az, hogy az előbbieken bemutatott módszerrel kijelölt pontokban az összeírók összegyűjtsek a megfelelő adatokat. Emellett a 13-as és a 23-as pontokban fényképet is kellett készíteniük mind a négy égtáj szerint lehetőleg a pontban állva. Minden szegmenshez egy, mindössze 4 oldalas kérdőív tartozott. Ebből a két belső oldal csak arra szolgált, hogy a szegmens elérésének útvonalát megadja az összeíró, megjegyzéseit leírja, illetve a készített fényképekről nyilatkozzon. A külső oldalakra kellett feljegyezni mind a 10 pontra vonatkozó információt. A ponthoz a lehetőségekhez képest a legközelebb kellett kerülnie az összeírónak. Ez általában sikerült is (szántóföldi területeken). Voltak esetek, amikor akadályok gátolták a megközelítést: kerítés, mély völgy, árkok, stb. Ebben az esetben is kitölthető volt a kérdőív, ha az összeíró távolabbról ugyan, de „rálátott” a pontra. Ha ez sem volt megvalósítható (magas hegytető), akkor az ortofotó segítségével kellett a borítottságot és a használatot megállapítani. Ez utóbbi esetben legtöbbször erdős területekről volt szó. Összességében a pontok 90-95 százaléka belátható távolságra megközelíthető volt, legalábbis, ami a magyar viszonyokat illeti. A kérdőíven a követke-

ző adatok szerepeltek. Azonosító adatok (szegmensazonosító, összeíró azonosító, dátum, az összeírás kezdő és befejező időpontja).

Mind a 10 pontra vonatkozó információ.

– Technikai ismérvek (sikerült-e az adott pontra eljutni, az összeírás távolsága, sugara,<sup>5</sup> iránya).

– Elsődleges és másodlagos földfelszín-borítottság. (Egy 57 elemű nomenklatúrából kellett kiválasztani. A gyakorlatban legtöbbször csak egyféle borítottságot találunk, például B16: kukorica. Vannak azonban esetek, ahol ugyanazon a területen többféle borítottság is található. Például szőlőtőkék közé borsót vetettek: elsődleges borítottság a szőlő (B82) és másodlagos borítottság a borsó (B43).)

– Elsődleges és másodlagos földhasználat. (Egy 14 elemű nomenklatúrából kellett kiválasztani. A borítottsághoz hasonlóan itt is leggyakrabban egy kóddal leírható a használat, de lehetnek esetek, ahol többletinformációt ad a másodlagos használati kód. Például egy út esetében az elsődleges használat a szállítás (U312), de az összeíró azt is látja, hogy ez az út szántóföldi területeket köt össze, ezért a szállítás rajta alapvetően mezőgazdasági célú, így a mezőgazdaságot (U111) másodlagos használatnak felveszi.)

A szegmensen belüli első sorra (11-15) vonatkozó információk:

- öntözés,
- talajerózió,
- különálló fák,
- természeti csapások,
- zaj.

A 13-as és 23-as pontokban a készített fényképek kódja.

A 11-es, 15-ös és 23-as pontokban, amennyiben szántó művelési ágba eső terület-ről volt szó, jelölni kellett, hogy sikerült-e a gazdálkodót azonosítani, és fel is kellett venni az azonosító adatokat (név, cím, telefonszám).

Átmenet: a szegmensen belüli első sorban végig kellett haladni a pontok közötti szakaszon, feljegyezve a közben megfigyelt borítottságokat, illetve lineáris elemeket (folyó, fasáv, út, csatorna, vasút, elektromos vezeték stb.).

Az első fázis időzítését több szempont is meghatározta. Egyrészt a növényeket csak úgy lehet biztonságosan felismerni, ha már megfelelő méretet értek el. Ezért EU-

<sup>5</sup> A pont megfigyelésének sugara lehet a „normál” 1,5 méter, de bizonyos borítottság esetén (füves, bokros, fás terület) 20 méter sugarú kört kell megfigyelni a borítottság megállapításához.

szinten a május, június, július hónapok tűntek legkorábban alkalmasnak a terepi adatok begyűjtésére. Ez az északi országokban még így is problémát okozott a havas területeken. Lehetett volna egységesen későbbi időszakot is választani, de célként szerepelt az adatok, eredmények gyors előállítása is, ezért ez a kompromisszum született. Mivel kísérleti fázisban tartott még az összeírás, az időzítést is „tesztelni” kellett.

Az első fázisból begyűjtött adatokat az Eurostat munkatársai teljeskörűsítették. A felszorzás módszere abban állt, hogy az adott borítottsági vagy használati kategória adott földrajzi egységre (ország vagy a teljes Unió) jutó arányát vetítették ki a teljes alapterületre. Ehhez – ahol feljegyzésre került – a másodlagos borítottságot is figyelembe vették. Ha tehát felvett illet az összeíró, akkor az elsődleges és másodlagos borítottság is 0,5-ös súllyal szerepelt a felszorzásban az 1-es súly helyett. A hibaszámítást a külső és belső varianciák alapján végezték el

## 2.2. A második fázis

A második fázis során interjú-típusú adatgyűjtést hajtottak végre a kijelölt gazdálkodók körében. Az első fázis során, amennyiben a 11-es, 15-ös, 23-as pontok valamelyikén szántó művelési ágba tartozó területet talált az összeíró akkor feljegyezte a gazdálkodó adatait (ha sikerült a helyszínen begyűjtenie ezeket az információkat is). Az így összeírt gazdálkodók alkották a LUCAS második fázisának mintavételi keretét. A megfigyelés tárgya az így azonosított gazdaság, illetve a pont által meghatározott parcella volt. A második fázis összeírási időszaka az adott év ősze lett. A kérdőívre a következő információkat kellett feljegyezni.

Azonosító adatok (szegmensazonosító, település, összeíró, gazdálkodó neve, címe, gazdaság státusza).

A gazdaságra vonatkozó adatok:

- mezőgazdasági termeléshez használt épületeinek területe;
- fő tevékenységi típusa;
- istállózott állatállomány június 1-jei eszmei időpontban;
- szántóterület hasznosítása növényenként (vetés- és betakarított terület, termésmennyiség, nedvességtartalom, tervezett vetésterület következő évre);
- egyéb terület (ültetvények, egyéb mezőgazdasági terület, erdő).

A ponthoz tartozó parcellára vonatkozó adatok:

- a parcellán található növény;
- a parcella mérete, helyrajzi száma;

- drénezés;
- öntözés;
- a termelésre vonatkozó információk (hozam, téli takarónövény, borítottág előző és következő évben, talajművelések száma, vetési mód, biogazdálkodás, környezetvédelmi program);
- agrotechnika (szervestrágyázás, műtrágyázás, növényvédelem).

EU15-szinten összesen 5000 gazdaság megfigyelése volt a cél. A mintavétel módjának kidolgozásakor figyelembe vették az egyes országokra jellemző szántóterületi arányt, mint a szántóföldre eső pontok valószínűségét. Országoként meghatározásra került a szükséges mintanagyság, amelyhez szisztematikus kiválasztást alkalmaztak. Az alapvető cél az volt, hogy a szükséges mintaelemszám biztosított legyen, területileg ne koncentrálódjanak a mintaelemek, ugyanakkor véletlen mintát eredményezzen a kiválasztás. Első lépésként a szántóföldre eső pontokat kellett sorba rendezni. Előre kerültek a 11-es azonosítóval rendelkező pontok a szegmens sor szerinti számának sorrendjében. Ezt a listát meg kellett tisztítani azoktól a gazdaságoktól, akik többször is szerepeltek (egy gazdasághoz tartozó különböző területekre, vagy extrém esetben akár ugyanarra a parcellára is eshetett több pont). Ugyanígy kellett rendezni a 15-ös és a 23-as pontokhoz tartozó gazdaságokat is. Ebben a fázisban még figyelmen kívül hagyjuk azt a tényt, hogy bizonyos gazdaságokat nem sikerült azonosítani. A szisztematikus kiválasztáshoz a következő 3 lépést kell végrehajtani a mintavételi kereten.

1. Meg kellett határozni, hány gazdaságot találtak a 11-es pontokban. Ha ez nem fedezte a szükséges mintaelemszámot, akkor ki kellett választani az összes 11-es ponthoz tartozó gazdaságot, és tovább kellett haladni a 15-ös pontokra, illetve ha még ez sem volt elegendő, akkor a 23-asokra is.

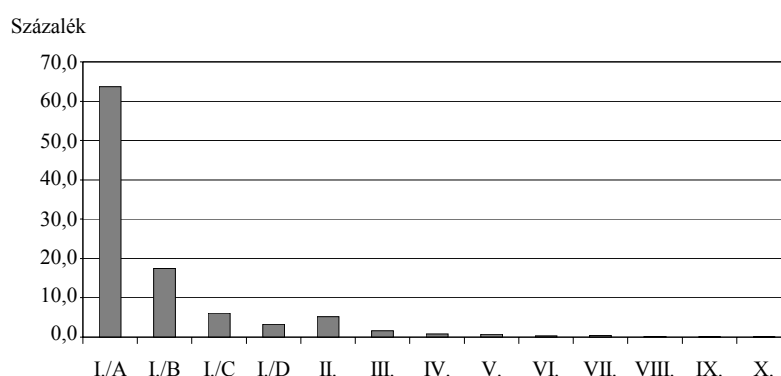
2. Lépésköz meghatározása: a rendelkezésre álló mintavételi keretet el kellett osztani a szükséges gazdaságok számával. Amennyiben ez egész szám ( $n$ ), akkor az első gazdaságtól kiindulva minden  $n$ -edik fog a mintába kerülni. Ha nem egész számot kaptunk, akkor az egészrésznek megfelelő egyenlő méretű csoportokra kellett felosztani a gazdaságokat (ezen túl maradt egy kisebb méretű „maradék” csoport). A csoportokból először minden első gazdaságot kellett kiválasztani, aztán haladni tovább a második, harmadik gazdaságokra, és így tovább, amíg el nem érjük a szükséges mintanagyságot.

3. A kiválasztással nyert gazdaságokat listába kellett rendezni. Az azonosítatlan gazdaságokat maximum a mintanagyság 15 százalékáig lehetett helyettesíteni a „megmaradtak” listájából az említett elvek szerint.

A második fázisból nyert minta meglehetősen torz képet fest az egyes országok, illetve az EU gazdaságszerkezetéről. Mivel az első fázis szegmensei, illetve pontjai határozták meg a mintába kerülő parcellákat/gazdaságokat, így sokkal nagyobb valószínű-

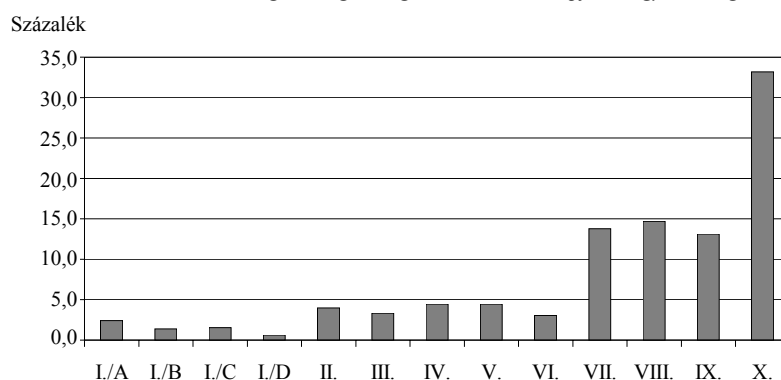
séggel kerültek bele „nagy” gazdaságok. Magyarországon – a mediterrán országokhoz és az új tagállamokhoz hasonlóan – jelentős a viszonylag kicsi, egyéni gazdaságok száma, mégis a termeléshez való hozzájárulásuk túl nagy ahhoz, hogy figyelmen kívül hagyjuk őket. A gazdaságok alap- és mintasokaságának alakulását (egyéni gazdaságok és gazdasági szervezetek együtt) mutatják be a 4. és 5. ábrák, az általuk képviselt EUME (Európai Méretegység – European Size Unit – ESU)<sup>6</sup> alapján:

4. ábra. Az alapsokaság megoszlása EUME alapján Magyarországon



*Megjegyzés.* A vízszintes tengelyen megjelenő méretkategóriák a következőket jelentik: I/A:  $0 < EUME \leq 0,5$ ; I/B:  $0,5 < EUME \leq 1$ ; I/C:  $1 < EUME \leq 1,5$ ; I/D:  $1,5 < EUME \leq 2$ ; II:  $2 < EUME \leq 4$ ; III:  $4 < EUME \leq 6$ ; IV:  $6 < EUME \leq 8$ ; V:  $8 < EUME \leq 12$ ; VI:  $12 < EUME \leq 16$ ; VII:  $16 < EUME \leq 40$ ; VIII:  $40 < EUME \leq 100$ ; IX:  $100 < EUME \leq 250$ ; X:  $250 < EUME <$ .

5. ábra. A mintába kerül gazdaságok megoszlása EUME alapján Magyarországon



<sup>6</sup> Európai méretegység: a gazdaságok ökonómiai méret (üzemméret) szerinti osztályozásának egysége. 1 EUME megfelel 1200 euró standard fedezeti hozzájárulásnak (az egyes jellemző mezőgazdasági tevékenységek esetében, adott régióban az átlagos helyzetnek megfelelő bruttó árrés értéke, amely a bruttó termelési érték és a közvetlen változó költségek különbsége).

Ezért a mintasokaság adataiból nyert teljeskörűsített eredmények nem írták le jól az adott ország mutatóinak alakulását. Nagyobb területeken a nagyobb gazdaságok méretükénél és felszereltségükénél fogva teljesen más művelési eljárásokat alkalmaznak, más a trágyázás, a növényvédőszer alkalmazásának gyakorisága és mennyisége, valamint, ebből kifolyólag más termésátlagokkal is rendelkeznek a kisebb, egyéni gazdaságokhoz képest.

A második fázist a torz eredményein túl is sok kritika érte. A gazdaságszerkezeti, illetve a rendszeres mezőgazdasági összeírások során a tagországok statisztikai hivatalai gyakorlatilag ugyanazokra a mutatókra gyűjtenek információt, amik a LUCAS második fázisában megfigyelésre kerültek. Nyilvánvaló, hogy azok az adatok sokkal pontosabbak, és duplán begyűjteni ugyanolyan információt semmilyen szempontból nem hatékony. Talán egyetlen „újdonsága” a második fázisnak az volt, hogy a konkrét parcellára vonatkozóan jelentek meg az információk, vagyis területileg egyértelműen ábrázolni lehet az eredményeket. A minta mérete és szerkezete miatt azonban ezt sem igazán lehet elemzési célokra felhasználni. Az eredmények, előnyök és hátrányok értékelése után végül az a döntés született, hogy a második fázist elhagyják, és az érdekesebb, ígéretesebb eredményekkel kecsegtető első fázissal kísérleteznek tovább a LUCAS keretein belül.

### 3. A LUCAS Magyarországon

Magyarország PHARE-projekt keretében 2002-ben hajtotta végre először az összeírást, EU-szinten példaértékű eredményekkel. A 18×18 kilométeres rács helyett sűrített, 9×9 kilométeres rácsot alkalmaztunk, hogy megbízhatóbb eredményeket kapjunk, teszteltük a hibaszámok változását (összehasonlítottuk a kétféle sűrűségből adódó hibaszámokat), és az időbeli végrehajthatóságot. Az eredmények azt mutatták, hogy önmagában a rács sűrűségét nemigen lehet annyira megnövelni, hogy az összeírás végrehajtható legyen az adott időszakon belül, és országos szinten is megbízható adatokat biztosítson. Többek között ez is szerepet játszott abban, hogy a mintavételi tervet újragondolásra került. 2002-ben még a második fázis is elkészült, ami az említett torzulásokat mutatta.

2003-ban az eredmények évek közötti összehasonlíthatóságának vizsgálatára az EU-szintű rácson (18×18 kilométer) újra elvégeztük az összeírást. A két év eredményei nemzeti szinten ugyan viszonylag magas hibaszámokkal rendelkeznek, de a főbb kategóriák tekintetében a földstatisztika fejlesztésére felhasználhatók.



### 3.1. Eredmények

Az első fázisból nyert adatok minőségének értékelését több szempontból is el kellett végezni. Egyrészt a becslés hibaszámait objektív mutatóként szolgálnak adott megbízhatósági szinten. A 2001 és 2003 közötti összeírások esetében a főbb kategóriák<sup>7</sup> pontossága közül csak néhány felelt meg az előzetes kitűzött célnak (maximum 2 százalékos relatív szórás EU-szinten). Másrészt azonban az összeírás minőségét nagyban befolyásolják szubjektív, nehezebben mérhető összetevők is:

- az összeíróknak mennyire sikerült helyesen beazonosítani, megtalálni a mintába kijelölt pontot,
- a terepen látottak lefordítása a nomenklátúra mutatóira mennyire tükrözi a valóságot, mennyire felel meg az összeírás alapelveinek, szabályainak.

Az ilyen jellegű minőségi mutatók mérésére szűrőpróbás összeírásokat hajtottak végre. Az összeírótól független ellenőr véletlenszerűen kiválasztott pontokban maga is elvégezte az összeírást. Duplán „vakon” történt mindez: az összeíró nem tudta, mely pontjait fogják ellenőrizni, illetve az ellenőr nem kapta meg az összeíró által kitöltött kérdőívet. A pontok 5-10 százalékán hajtották végre az ellenőrzést országonként. Az összeírói és az ellenőri adatokat mátrixban ábrázolva elemezhetővé váltak a hibák típusai, illetve az eltérések mértéke. Hiba alapvetően kétféle lehet: az összeíró nem a megfelelő pontot találta meg vagy a pont jellemzőit nem megfelelően azonosította. Az előbbi probléma az egyre megbízhatóbb GPS-készülékekkel<sup>8</sup> és az egyre jobb minőségű, naprakészebb ortofotókkal kivédhető. Az utóbbi hibaforrás szemléletesebb útmutató készítésével, hatékonyabb oktatással és terepi begyakorlással csökkenthető. Az eltérések mértéke mindkét típusú hiba előfordulásának arányát jelenti a szűrőpróbaszerűen ellenőrzött pontokban. A végső eredmények értékelésében ezt is figyelembe kell venni, valamint a következő összeírások során törekedni kell az ilyen jellegű hibák kiküszöbölésére, nagyobb hangsúlyt fektetve az útmutató pontosabb elkészítésére és az összeírók jobb oktatására.

Fontos szempont az is, hogy az eredmények időben rendelkezésre álljanak. A LUCAS-felvételtől eredeti célja szerint korai becsléseket vártak a szántóföldi növények vetésterületére vonatkozóan. Az első kampányok során ennek az elvárásnak nem felelt meg az összeírás, mert gyakorlatilag csak július végére, augusztus elejére készültek el a végeredmények. Ekkorra már a tagországok „hagyományos” adatgyűjtéseiből is előállnak a vetésszerkezetre vonatkozó területi adatok. A gyorsaságon és

<sup>7</sup> Főbb kategóriák: gabonafélék, szántóföld, füves terület, ültetvények, erdő, mesterséges terület, állóvíz.

<sup>8</sup> GPS – Global Positioning System – Globális Helymeghatározó Rendszer. Helyzet meghatározására alkalmas rendszer, amely az egész Földön azonos koordináta-rendszerben működik.

az adatok minőségét objektíven mérő mintavételi hibaszámokon feltétlenül javítani kellett ahhoz, hogy az eredeti célkitűzéseknek megfeleljen a kísérleti projekt. Ezt a mintavételi módszer módosításával igyekeznek elérni a szakértők.

### 3.2. Az új mintavételi terv (2005–2006)

A Bizottság 2066/2003/EC számú határozatával<sup>9</sup> meghosszabbította 2007-ig a LUCAS kísérleti fázisát. Emellett a 786/2004/EC számú határozat<sup>10</sup> kiterjesztette a projektet a tíz csatlakozó országra is. A mintavétel változtatásához az eredményeket alaposan elemezni kellett. A kétlépcsős mintavétel esetén a szegmensen belüli (pontok közötti) szórás csak elenyésző részét tette ki a teljes szórásnak, ezért a szegmensen belüli pontok számának további növelése értelmetlen lett volna. A külső szórás, tehát a szegmensek közötti eltérés, meghatározó volta miatt arra a megoldásra jutottak az Eurostat, a JRC (Joint Research Center – Ispra, Olaszország)<sup>11</sup> és néhány tagország szakértői, hogy egylépcsősre változtatják a mintavétel módját. Így lehetőség nyílik a minta elemszámát növelni a pénzügyi kereteken belül úgy, hogy a hibaszámok ezzel együtt jelentősen csökkenjenek.

Új, EU-szinten egységes vetületi rendszert alkalmaztak 2005-ben és 2006-ban, az ún. Lambert-féle azimutális területtartó vetület (Lambert Azimuthal Equal Area). Az új koncepció szerint egy 1×1 kilométeres rácsból indulunk ki (base sample). Ebből EU-szinten a 2×2 kilométeres rács (master sample) képezi a mintaválasztás alapját, a mintavételi keretet (körülbelül 1 millió pont EU 25-szinten). A mintavételi keretnél sűrűbb rácsra azért van szükség, hogy nemzeti vagy regionális szintű adatgyűjtésre is fel lehessen használni a rendszert, amennyiben erre igény van. Az egylépcsős mintavétel szellemében tehát a rács által meghatározott pontok adják a mintavételi egységeket. A LUCAS munkacsoport-ülések során több tagország (köztük Magyarország is) hangot adott annak a minőségjavító ötletnek, hogy rétegezni kellene a mintavételi keret pontjait, és rétegzett mintaválasztással javítani az eredmények pontosságán. Így ugyanis lehetőség nyílna a változékonyabb, sokszínűbb mezőgazdasági terület nagyobb arányú megfigyelésére, míg a viszonylag állandó erdő, vizes és mesterséges területeken kisebb minta is elegendő volna. A javaslatokat figyelembe véve az új mintavételi módszer legnagyobb újdonsága a rétegzés bevezetése volt. Mivel a pontokról az összeírás előtt konkrét információ nem áll rendelkezésre, viszont a rétegbe sorolást még a minta kiválasztása előtt meg kell tenni, ezért valamilyen áthidaló

<sup>9</sup> Az Európai Parlament és a Tanács 2066/2003/EC számú határozata (2003. 10. 11.).

<sup>10</sup> Az Európa Parlament és a Tanács 786/2004/EC számú határozata (2004. 04. 21.).

<sup>11</sup> Az Európai Bizottság független kutatóközpontja, amelynek célja, hogy tudományos és technikai segítséget nyújtson az EU-politikák kialakításához, fejlesztéséhez, ellenőrzéséhez.

megoldás kellett a pontok előzetes „azonosításához”. Ma már – bizonyos minőségben, bizonyos időpontra vonatkozóan – minden országban rendelkezésre állnak ortofotók vagy műholdról készült képek, amelyek lehetővé teszik az előzetes rétegzést.

A 2005-ös próbafelvétel során a 2×2 kilométeres rács pontjait 6 rétegbe soroltuk. A rétegeket és a hozzájuk tartozó kiválasztási arányt a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

*Rétegelnevezések és kiválasztási arány*

Réteg	Kiválasztási arány (százalék)
Szántóföld	50
Ültetvények	50
Füves terület	40
Fás illetve bokros terület	10
Vizes területek, kopár föld	10
Mesterséges terület	10

A kiválasztási arány a céloknek megfelelően alakult. A növényekkel borított mezőgazdasági terület nagyságára szeretnénk elsősorban és nagyobb részletességben megbízható eredményeket kapni. Ezek elhelyezkedése, mérete évről évre változó, és a fotókról nehezebb a beazonosításuk. Ennek megfelelően ezekben a rétegekben magasabb a kiválasztási arány. A fás, bokros, vizes, kopár és mesterséges területek nagyobb biztonsággal azonosíthatók a képek alapján, valamint ezek alakulása időben is stabilabb, így ott elegendő a kisebb kiválasztási arány is. Természetesen előzetes számítások alapozták meg a pontos arányok kialakítását. Az a tény is közrejátszott a döntésben, hogy 250 ezer pont megfigyelésére van anyagi fedezet 2006-ban EU 25-szinten, így ezt a mintanagyságot kellett optimálisan elosztani.

A fotók alapján természetesen teljes pontossággal nem lehet elvégezni a besorolást. Nehézséget okoz az ortofotók gyenge minősége. A litván és lett fotók csak fekete-fehérben álltak rendelkezésre, így a színek semmilyen mértékben nem tudták segíteni a besorolási munkát. Ettől függetlenül a képek felbontásának köszönhetően még a kisebb házak is felismerhetők voltak. Nehézséget elsősorban a gondozott füves terület és a szántóföld elkülönítése okozott, hiszen mindkét esetben láthatók a művelés szabályos nyomai. A végső besoroláshoz a parcellák széleinek formája, illetve a „környék” elemzése adott segítséget. Kritikus még a kétféle borítottság határára eső pontok rétegbe sorolása. A rétegzés – az említett okok miatt – természetesen nem lehet teljesen pontos. A felismerés nehézségein túl az is befolyásolja a pontosságát,

hogy mennyire frissek az adott ortofotók. A lett és litván esetben 5-6 éves képek álltak csak rendelkezésre. Tehát amennyiben sikeres is a besorolás, előfordulhat az is, hogy az eltelt évek alatt megváltozott az adott pont borítottsága. A rétegzés összes hibájával együtt is jótékonyan befolyásolja a végső eredmények hibaszintjének alakulását, hiszen homogénebb csoportokhoz jutunk általa, és mivel az összes réteg megfigyelésre kerül, ezért arra is lehetőség van, hogy a téves besorolások hatását megvizsgáljuk.

A minta kiválasztása a rétegzés végrehajtása után országos szinten a következő lépésekben zajlott. A rácspontokat  $9 \times 9$ -es blokkokba soroltuk. A blokkon belül a pontok közül véletlenszerűen kiválasztásra került egy, amelyik az 1. sorszámot kapta. Ezután a többi pont sorrendje úgy alakult, hogy az egymás utáni sorszámmal következő pontok távolsága maximális legyen, minden oldalról (nem csak a blokkon belül, de figyelembe véve azt is, hogy minden blokk körül is blokkok helyezkednek el). Ezzel a módszerrel adunk sorszámot minden pontnak a blokkon belül. Az adott sorszám minden blokkban nagyjából ugyanott helyezkedik el.

3. táblázat

*A mintaelemek sorszámozása*

		Oszlop →								
Sor ↓		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	↓	43	30	4	54	61	19	81	22	52
2		8	58	74	46	14	75	2	56	34
3		35	39	13	36	62	21	57	24	47
4		45	27	41	67	6	65	15	73	5
5		28	40	26	49	55	17	53	50	77
6		33	1	80	11	59	32	38	9	64
7		20	79	18	72	78	3	31	63	70
8		71	12	69	25	51	29	60	37	7
9		23	66	44	68	10	48	16	42	76

A blokkokon belül ugyanazzal a relatív pozícióval rendelkező pontok ugyanazt a sorszámot kapják.

A pontok közül úgy választunk rétegenként, hogy először az adott rétegen belül az összes 1-es sorszámút választjuk ki, aztán az összes 2-es sorszámút, és így tovább,

egészen addig, amíg a szükséges mintanagyságot el nem érjük. Amennyiben a következő sorszámra lépés már túl sok pontot tartalmaz, akkor ott egyszerű véletlenül választjuk ki a kívánt mennyiségű mintaelemet.

Azért ezt az eljárást választottuk, mert így biztosítható, hogy a minta, ezen belül a különböző rétegek is, arányosan lefedjék az egész országot, illetve az egész Unió területét. A blokk méretének kiválasztásában az játszott szerepet, hogy hány elemet kell kijelölni a legkisebb mintaelemszámú réteghez. Ha ugyanis túl „kicsi” lett volna a blokk, akkor a kis elemszámú rétegnél előfordulhatott volna az a helyzet, hogy csak az ország egyik feléből kerülnek be mintaelemek, mert a kiválasztás során már korán elérjük a szükséges elemszámot.

2005-ben a már említett 3 új tagországban (Lettországban, Litvániában és Lengyelországban) került végrehajtásra a LUCAS az új módszertannal. Lengyelországban nem került sor mintaválasztásra. Ott 2 régiót figyeltek meg az összeírás során a 2×2 kilométeres rács összes pontjában. Ezzel párhuzamosan a rendelkezésre álló ortofotókkal a rétegzést is elvégezték. A cél az volt, hogy a rétegzés minőségét értékeljék az összeírás eredményei alapján. Mivel az ortofotók alapján az esetek 15-20 százalékában szubjektív a besorolás, ezért magának a rétegbe sorolásnak a minőségét is ellenőrizni kell. A lengyel kísérleti projekt keretében került erre sor. A képek alapján történő besorolást összevetették a terepen összeírt eredményekkel.

A mintavételi terv mellett a tagországi javaslatok alapján a nomenklatúrák is némileg módosultak. Az egyszerűsítés kedvéért a kérdőív is rövidebb lett. A környezeti mutatók kikerültek, a fényképek kivételével, hiszen azokat minden pontból el kellett készíteni a 4 égtáj szerint, illetve magát a pontot is le kellett fényképezni. Az előzetes számítások szerint biztatónak ígérkeztek az új mintavétel eredményei. EU-szinten tarthatónak tűnik a főbb kategóriákra (gabonafélék, szántóföld, füves terület, ültetvények, erdő, mesterséges terület, állóvíz) vonatkozóan a területi becslések maximum 2 százalékos relatív szórása.

#### 4. A LUCAS jövője

2006-ban, a pályázati kiírással az előzetes terv az volt, hogy az Unió (23 ország, mivel Cipruson és Máltán nem volt összeírás) egész területén hajtsák végre a LUCAS-t. A pályázat eredményei alapján azonban csak 10 tagországban végzik el a kísérleti fázis utolsó összeírását. Az új módszertan tesztje ez, illetve néhány új tagország is kipróbálhatja magát az összeírás megszervezése, lebonyolítása tekintetében. A végeredmény pedig elviekben teljesen harmonizált adathalmaz lesz a földfelszín borítottságára és használatára vonatkozóan, sajnos az EU területét csak részlegesen lefedve.

A kísérleti projekt a jogszabályban meghatározottaknak megfelelően 2007-ben lezárul. Ez azt jelenti, hogy az Eurostatnak el kell készítenie a LUCAS zárójelentését. Ennek a jelentésnek minden fontos tényezőt tartalmaznia kell. Értékelnie kell az elért eredményeket a célkitűzések tükrében, vagyis az adatok megbízhatósága, az összeírás végrehajthatósága, a harmonizált nomenklatúra alkalmazhatósága szempontjai szerint. Országoként a nemzeti szintű adatokkal is össze kell hasonlítniuk a kapott eredményeket, hiszen a földfelszín-borítottságra vonatkozóan a nemzeti hivatalok statisztikai adatai a legmegbízhatóbbak. Ez sok esetben nehéz feladat lesz, mert a LUCAS-nomenklatúrához igazodó statisztikai adatok kevés esetben állnak rendelkezésre. Néhány kategóriát így csak megközelítőleg lehet összehasonlítni. A kimunkált módszertan – tehát a mintavétel, a kijelölt pontok száma, a rétegzés hatékonysága, a rétegenkénti kiválasztási arány – előnyeit és hátrányait is értékelni kell. Az összeírás finanszírozásának kérdése is fontos szerepet játszik a LUCAS jövőbeli szerepének meghatározása során. Végül pedig javaslatokat kell tenni a LUCAS bevezetéséről az Európai Statisztikai Rendszerbe, ha az eredmények ezt lehetővé teszik. Válaszolni kell arra a kérdésre is, hogy a DG Agri igényeinek kielégítésére ez a felvétel lehet-e használható eszköz. Kérdés még, hogy egyáltalán van-e lehetőség az összeírás EU-szintű, kötelező és rendszeres végrehajtásának bevezetésére. Ha igen, akkor mindezt milyen formában, milyen mutatókra kell terjeszteni, és milyen időközönként kellene végrehajtani.

\*

A LUCAS módszertani és összeírási szempontból egyaránt érdekes adatgyűjtés. Nincs adatszolgáltatói teher, nincs hiányzó adat, imputálás, illetve nem kell az adatszolgáltató szavahihetőségét vizsgálni. A technika fejlődésével egyre megbízhatóbb GPS-ek állnak rendelkezésre elérhető áron, ami a LUCAS minőségét leginkább befolyásoló tényezőt, a pontok beazonosítását tökéletesíti. Jelenleg a legdrágább és legnehezebben elérhető eszköze egy területi összeírásnak az ortofotó. Vannak ugyan olyan országok, ahol ezek ingyenesen rendelkezésre állnak, de a legtöbb helyen nem ez a jellemző. Az ortofotók frissessége is nagyon fontos, mert minél régebbi, annál bizonytalanabb az információtartalma.

Véleményem szerint a közeljövőben a LUCAS-összeírásnak a környezeti mutatók gyűjtésére kellene koncentrálnia, mivel ez az a témakör, amire szinte semmilyen más forrás nem áll rendelkezésre, ugyanakkor a környezeti indikátorok számítására egyre nagyobb szükség van. Hosszabb távon, a földfelszín-borítottság és földhasználat témakörökben akkor lehet jövője, ha a nemzeti adatgyűjtések rendszerét sikerül átalakítani. Vagyis a statisztikai adatgyűjtési programba belekerül a LUCAS, kiváltva ezzel más, ugyanolyan tartalmú adatgyűjtéseket. Jelenleg ugyanis, ha nem is teljesen a LUCAS-nomenklatúra szerinti bontásban, de rendelkezésre állnak a nemzeti

statisztikák, ezért nehéz lesz egy új összeírás bevezetését elfogadtatni a tagországokkal. A fenntartható fejlődés vizsgálatának szempontjából a LUCAS kétségtelen előnye ugyanakkor, hogy a táj változását időben nyomon lehet vele követni, a fotók pedig egyedülálló, értékes adatbázist jelenthetnének a jövő és a kutatók számára.

## Summary

The paper describes the main characteristics and changes of the professional background, methodology and implementation of LUCAS (Land Use/Cover Area frame statistical Survey), which was prepared by the Directorate General responsible for Agriculture and Eurostat, from the first survey campaign (2001) until 2005, and the plans about LUCAS in the future. The survey is particularly interesting because of the special sampling design (area frame sample) and because of the information on land is collected through the so called field work by surveyors. Moreover, sampling unit is a geographically identified "point".

LUCAS is fully harmonised at EU level, and implemented by the Member States with the same methodology, nomenclature and questionnaire, under the guidance of Eurostat. The Hungarian Central Statistical Office has done pioneer work in the implementation and development of the survey, using larger sample size in 2002 and providing experts to the methodological improvement in 2004.

## Mintaelemszám tervezése Likert-skálát alkalmazó lekérdezésekben

---

**Kehl Dániel,**

a Pécsi Tudományegyetem  
Közgazdaságtudományi  
Karának PhD-hallgatója

E-mail: keda05pg@ktk.pte.hu

**Dr. Rappai Gábor,**

a Pécsi Tudományegyetem  
Közgazdaságtudományi  
Karának egyetemi docense

E-mail: rappai@ktk.pte.hu

Jelen tanulmányukban a szerzők a mintavétel tervezésének egyik sarkalatos pontjával, a mintaelemszám meghatározásával foglalkoznak. A hagyományos – az aránybecslés standard hibájából kiinduló – metódust kiegészítve olyan módszert mutatnak be, mely a Likert-skálát tartalmazó lekérdezések esetén alkalmazható. A tanulmányban elsőként olyan tipikus eloszlásokat határoznak meg – a teljesség igénye nélkül – melyek véleményük szerint jól reprezentálják a gyakorlatban előforduló eseteket. Majd különböző hibahatárok mellett közlik az ezekhez kiszámított mintaelemszámokat, illetve a meghatározásukhoz szükséges formulákat. A szükséges mintanagyságok meghatározása után a szerzők kísérletet tesznek a kapott, és a hagyományos módszer segítségével meghatározott eredmények összehasonlítására az ún. relatív hibahatár bevezetésével.

TÁRGYSZÓ:

Mintavétel. Klasszikus módszertan.



A gyakorlati statisztikai munka egyik legfontosabb részét kétségtelenül a kutatók előkészítése, illetve ennek egyik központi eleme, a mintavétel megtervezése jelenti. A gyakorlatban dolgozók (közvélemény-kutatók, egyéb megrendelők) gyakran fordulnak az elméleti statisztikushoz azzal a nehezen (vagy egyáltalán nem) megválaszolható kérdéssel, hogy mekkora mintát kell venni ahhoz, hogy egy felmérés eredménye megbízható és pontos legyen. Nem kívánunk fejtegetésekbe bocsátkozni arról, hogy megbízhatóság és pontosság – adott mintanagyság és mintavételi mód mellett – csak egymás rovására javítható mértékek, ugyanakkor nem akarjuk kicsinyíteni sem e valóban fontos kérdést. Amikor a mintavétel tervezője és megrendelője egy gyakorlati probléma megoldása során egymással „szembekerül”, gyakorlatilag ellentétes „érdekek” vannak: a megbízhatóság és pontosság együttes növelése érdekében. A minta tervezője minél nagyobb elemszámú részsokaság kiválasztásra törekszik, a lekérdezés költségeit minimalizálni kívánó megrendelő – általában – a lehető legkisebb minta mellett érvel. A probléma megoldását az elméleti statisztikától várják (várjuk), ám e tekintetben a módszertudomány is elég kevés kézzelfogható választ kínál.

Jelen tanulmányunkban annak bemutatására törekszünk, hogy az általánosan alkalmazott (*igen-nem típusú* feleletválasztásos kérdésből kiinduló) mintanagyságmeghatározásnál – bizonyos esetekben és feltételek mellett – hatékonyabb (vagyis azonos eredményeket kisebb elemszámmal garantáló) megoldások is léteznek.

## 1. A mintanagyság tervezésének általános módja

A reprezentatív mintavétel alapján történő kutatások tervezésének egyik legfontosabb problémája a minta nagyságának (mintaelemszám) meghatározása. A közismert statisztikai gyakorlat a minta nagyságának meghatározása során az aránybecslés standard hibájából indul ki, ennek során ugyanis különböző – előre adott – hibahatárok esetén meghatározható a szükséges mintaelemszám. Az egyszerűség kedvéért független azonos eloszlású (FAE-) mintát feltételezve, a hibahatár<sup>1</sup>

$$\Delta = z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}},$$

<sup>1</sup> A  $z$ -vel – a szokásoknak megfelelően – a standard normális eloszlás megfelelő kvantiliséjét jelöljük (lásd például *Hunyadi-Vita* [2004]).

ahol a leggyakrabban alkalmazott 95,5 százalékos megbízhatósági szint  $(1 - \alpha)$  és a „legrosszabb eset”<sup>2</sup> feltételezése mellett a mintaelemszám felírható:

$$\Delta = z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = 2 \times \sqrt{\frac{0,5(1-0,5)}{n}} = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad n = \frac{1}{\Delta^2}.$$

Néhány „kitüntetett” hibahatár mellett szükséges elemszámokat mutatja az 1. táblázat.

1. táblázat

*Szükséges mintaelemszámok, 95,5 százalékos megbízhatósági szint és különböző hibahatárok esetén*

$\Delta$ (százalékpont)	$n$
0,5	40 000
1,0	10 000
2,5	1 600
5,0	400

Az 1. táblázat értelmezése szerint, ha egy eldöntendő kérdésre adott válasz esetén az *igen* válasz aránya  $100p$  százalék, és a felmérés végzője törekszik arra, hogy 95,5 százalékos megbízhatósággal azt állíthassa: az alapsokaság  $100p \pm 1$  százaléka válasszolna igennel, akkor 10 000 elemű FAE-mintát kell vennie. Ha ugyanezen a megbízhatósági szinten de kisebb pontossággal kívánja állítását megfogalmazni, például a becült érték 2,5 százalékpontos környezetében kíván maradni, akkor 1600 elemű mintára van szükség stb.<sup>3</sup>

Az igen-nem típusú feleletválasztós kérdések vonatkozásában a legfontosabb alapstatisztika a korábban már vizsgált arány. Ugyanakkor gyakran fordul elő, hogy egy kétkimenetelű kérdésre adható feleletet 1-gyel, illetve 2-vel jelöljük, és ezt követően nem az arányra, hanem a válaszok várható értékére vagyunk kíváncsiak. Ekkor az 1. táblázatban feltüntetett, százalékpontban felírt hibahatárok helyett használhatunk „pontértékben” mért  $\Delta$ -t is, vagyis a szükséges mintaelemszám a következők szerint alakul:<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Beláthatóan a  $p(1-p)$  kifejezés maximuma, vagyis a szórás szempontjából „legrosszabb eset”  $p=0,5$ -nél áll elő, akkor a kifejezés értéke 0,25.

<sup>3</sup> A képet némiképpen árnyalja az egyszerű véletlen (EV-) mintavétel, illetve a maximálisnál kisebb variancia feltételezése, ám mindez a továbbiak megértését nem érinti.

<sup>4</sup> Vegyük észre, hogy a mintanagyságot meghatározó képlet „látszólag” azonos, ám tartalmában gyakorlatilag egészen más. A továbbiakban ezt a mintanagyságot tekintjük viszonyítási alapnak, ezért a megkülönböztető jelzés.

$$\Delta = 2\sqrt{\frac{0,5(1-1,5)^2 + 0,5(2-1,5)^2}{\tilde{n}}} = \frac{1}{\sqrt{\tilde{n}}} \quad \tilde{n} = \frac{1}{\Delta^2}.$$

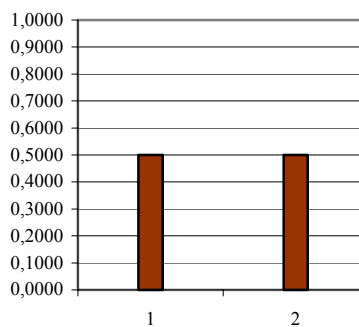
2. táblázat

Szükséges mintaelemszámok, 95,5 százalékos megbízhatósági szint és különböző hibahatárok esetén

$\Delta$ (pontérték)	$n$
0,005	40 000
0,010	10 000
0,050	400
0,100	100

A 2. táblázat eredményei – az előzők analógiájára – tehát úgy interpretálhatók, hogy ha egy konkrét válaszra adott feleletek átlaga esetében a második tizedes helyi értékben „biztos” akarok lenni, akkor 40 ezer elemű; ha csak az első tizedes „fontos” a számomra, akkor 400 elemű mintára van szükség. Összességében tehát kijelenthetjük, hogy az előző „hüvelykujj-szabállyal”, viszonylag kevés statisztikai előképzettséggel rendelkező felhasználó számára is egyszerűen meghatározható a szükséges mintanagyság; a problémát inkább az jelenti, hogy a felhasználó által elvárt (még értelmezhető) hibahatár általában olyan kicsi, hogy az túlságosan „drágává” teszi a közvélemény-kutatást.

1. ábra. Teljesen megosztott válaszadók, kétkimenetelű kérdés esetén



Az alternatív ismerv esetén történő mintanagyság bemutatása során ki kell térnünk arra a tényre is, hogy az általunk vizsgált „legrosszabb eset” ( $p = (1 - p) = 0,5$ ) tulaj-

donképpen – a későbbi szóhasználattal élve – *szimmetrikus* megítélésű kérdés, vagyis a válaszadók fele az egyik, másik fele a másik alternatívát fogadja el. A későbbiekben alkalmazandó jelöléseket használva a válaszok empirikus eloszlását az 1. ábra szemlélteti.

Ugyanakkor szintén nem elhanyagolható probléma, hogy egy felmérés kérdéseinek jelentős része (zöme) nem eldöntendő, hanem többkimenetelű feleletválasztós (diszkrét), illetve mért adat (folytonos). Az előbbi kérdéstípus esetén a társadalomtudományokban elterjedt az ún. *Likert-skála*, amely 5-7-9 stb. fokozatú ordinális skálának felel meg. Tanulmányunk további részében a mintanagyság tervezésének kérdéseivel foglalkozunk Likert-skálán mért válaszokat tartalmazó kérdőívek esetén.

## 2. A szükséges mintaelemszám meghatározása Likert-skálán vizsgált kérdések esetén

A Likert-skálát első alkalmazójáról, *Rensis Likert*-ről nevezték el.<sup>5</sup> Létrehozásának célja adott egyén adott tevékenységekkel, illetve fogalommal kapcsolatos attitűdjének vizsgálata volt. Szerkezetét tekintve ezen attitűdskála két végpontján kijelölünk két „extrém” értéket, ezek testesítik meg a kérdőíven megfogalmazott állítással kapcsolatos totális ellenkezést (minimum érték), illetve teljes azonosulást (maximum érték); a skálát úgy kalibrálják, hogy középpontjában (a medián értéknél) az állítással kapcsolatos semleges érzület fejeződik ki. A skálát általában az 1–5, illetve 1–7 intervallumban szokás felállítani (vegyük észre, hogy a páratlan számú kimenetel választása lehetővé teszi, hogy a neutrális válasz is megfeleltethető legyen egy konkrét értéknek); bizonyos extrém esetekben használnak 9 fokozatú, illetve páros kimenetelű skálát is. Manapság a Likert-skálás megkérdések nagy népszerűségnek örvendenek. A skála előnye, hogy elkészítése gyors és könnyű, valamint az, hogy akár telefonos, elektronikus úton is egyszerűen kitöltethető. (A skálát manapság nagyon gyakran alkalmazzák kérdéscsoportok formájában is, vagyis egy-egy vizsgálandó területre vonatkozóan nem egy, hanem több – estenként 20, sőt 100 – állítást fogalmaznak meg, és az ezen állításokra adott összegzett válaszártékkal dolgoznak tovább. Ez az eset távol esik tanulmányunk tárgyától, így ezzel a továbbiakban nem foglalkozunk.)

A Likert-skálás lekérdezések, vagyis a kettőnél több, páratlan<sup>6</sup> számú válaszlehetőséget tartalmazó kérdések esetén, a mintanagyság meghatározásának problémája azonos a korábban tárgyalttal: meg kívánjuk határozni a szükséges mintaelemszámot,

<sup>5</sup> *Rensis Likert* (1903–1981), a róla elnevezett skála első kifejlesztését tartalmazza *Likert* [1932].

<sup>6</sup> Tanulmányunkban csak a páratlan kimenetelű skálákat elemeztük alaposabban. A páros számú válaszlehetőséget tartalmazó lekérdezésekhez hasonló képletek határozhatók meg, de ez nem képi dolgozatunk témáját.

előre adott hibahatár és rögzített megbízhatósági szint mellett. Ebben az esetben a hibahatár általános képlete a következőképpen módosul:

$$\Delta = z_{1-\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}},$$

ahol  $\sigma$  a kérdésre adott válaszok elméleti (alapsokasági) szórása.<sup>7</sup> A későbbiek során látni fogjuk, hogy az eljárás eredményeképpen keletkező mintaelemszámok elégségesen nagyok ahhoz, hogy az átlagbecslés standard hibája esetén a normális eloszlás kielégítően alkalmazható legyen. Ebből kifejezhető a szükséges mintaelemszám (a korábban már említett, leggyakrabban alkalmazott feltevések mellett):

$$n = \left( \frac{z_{1-\alpha/2} \sigma}{\Delta} \right)^2 = \left( \frac{2\sigma}{\Delta} \right)^2.$$

Láthatjuk, hogy a minta nagysága az előre adott feltételektől, valamint az alapsokasági varianciától függ. Ez utóbbi Likert-skála esetén nyilvánvalóan a – viszonylag kevés számú – válaszlehetőségekből tulajdonképpen könnyen kifejezhető abban az esetben, ha az alapsokasági eloszlás bizonyos feltételeknek megfelel. Tanulmányunkban éppen azzal foglalkozunk, hogy milyen típusú alapsokasági eloszlások feltételezése lehet reális, illetve melyik eloszlástípus, milyen alapsokasági varianciát eredményez, áttételesen mekkora mintaelemszámot tesz szükségessé. Gondolattmenetünk tehát a következő: különböző eloszlástípusokat definiálunk, majd ezek esetében meghatározzuk az elméleti (adott típusú eloszlást követő alapsokaság esetén az alapsokasági) szórást, majd ennek felhasználásával felírjuk a standard hibát, és ebből kiszámítjuk a szükséges mintaelemszámot.

Annak érdekében, hogy szórás nagyságát könnyebben meg tudjuk határozni, a továbbiakban kétféle alapsokasági eloszlástípust különítünk el:

### 1. szimmetrikus eloszlások, vagyis amikor

$$p_1 = p_k; p_2 = p_{k-1}; \dots; p_{\frac{k-1}{2}} = p_{\frac{k+3}{2}}; p_{\frac{k+1}{2}} = 1 - 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j;$$

### 2. aszimmetrikus megítélésű kérdések.

<sup>7</sup> Rendkívül érdekes, ám általunk jelen tanulmányban nem tárgyalandó kérdés, hogy hány kimenettel kell rendelkezni egy válasznak ahhoz, hogy a diszkrét kimenetek szórásának legyen tárgyi értelme. Jelen írásban úgy gondoljuk, hogy akár egy ötfokozatú skála, vagyis 1, 2, 3, 4, 5 kimenetel esetén a szórás a szokásos módon értelmezhető.

## 2.1. Szimmetrikus eloszlású válaszadások

Könnyen belátható, hogy a *szimmetrikus eloszlások* esetén a kérdésekre adott válaszok átlaga megegyezik a neutrális értékkel (mediánnal), vagyis – páratlan kimenevelt feltételezve – meghatározása a következő képlettel történik:

$$\bar{x} = \frac{k+1}{2}.$$

Hasonlóan többször fogjuk használni a későbbiekben az első  $k$  szám (ahol  $k$  páratlan) átlagtól való eltéréseinek négyzetösszegét, ezért vezessük be a következő jelöléseket:<sup>8</sup>

$$SS^{(k)} = \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \left(2 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2 = \frac{(k-1)k(k+1)}{12},$$

illetve az egyes válaszlehetőségekre adott válaszok relatív gyakoriságaival súlyozva, az átlagos eltérés-négyzetösszeg (vagyis a variancia):

$$MSS^{(k)} = p_1 \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + p_2 \left(2 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + p_k \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2 = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j \left(j - \frac{k+1}{2}\right)^2.$$

Vegyük észre, hogy  $MSS^{(k)}$  értéke maximális, ha

$$p_1 = p_k = \frac{1}{2} \text{ és } p_2 = p_3 = \dots = p_{k-1} = 0,$$

vagyis az eloszlás extrém kétmódusú. Ekkor a variancia:

$$0,5 \times (1 - \bar{x})^2 + 0,5 \times (k - \bar{x})^2,$$

ami a következő szórást eredményezi:

$$s = \sqrt{0,5 \times \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + 0,5 \times \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2} = \frac{k-1}{2}.$$

<sup>8</sup> Bizonyítását lásd a Függelékben.

A hibahatár ezután a korábbi megkötésekkel (FAE-minta, és  $1 - \alpha = 0,955$ ):

$$\Delta = \frac{k-1}{\sqrt{n}},$$

ebből

$$n^{EKM} = \frac{(k-1)^2}{\Delta^2}.$$

Vagyis képezhető a 2. táblázat „analógiája”, különböző méretű Likert-skálák esetére.<sup>9</sup> (Lásd a 3. táblázatot.)

3. táblázat

Szükséges mintaelemszámok extrém kétmódusú sokaságok esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	640 000	1 440 000	2 560 000	$n = \left(\frac{k-1}{0,005}\right)^2 = 40000 \times (k-1)^2$
0,010	160 000	360 000	640 000	$n = \left(\frac{k-1}{0,010}\right)^2 = 10\,000 \times (k-1)^2$
0,050	6 400	14 400	25 600	$n = \left(\frac{k-1}{0,025}\right)^2 = 400 \times (k-1)^2$
0,100	1 600	3 600	6 400	$n = \left(\frac{k-1}{0,050}\right)^2 = 100 \times (k-1)^2$

*Megjegyzés.* Itt és a következő táblázatokban 95,5 százalékos megbízhatósági szint és különböző hibahatárok mellett.

Láthatjuk, hogy a 3. táblázat alapján, Likert-skála alkalmazása során mindig lényegesen nagyobb mintára van szükségünk, mint a korábban feltételezett. Ne feledjük azonban, hogy az előző értékek extrém eloszlású válaszadást feltételeznek, vagyis vélelmezhetően túlbecsülik a szükséges mintaelemszámot.

A tanulmány további részében néhány könnyen beazonosítható empirikus eloszlás feltételezésével határozzuk meg a kívánatos mintaelemszámokat, majd megkísér-

<sup>9</sup> Vegyük észre, hogy a korábban tárgyalt alternatív (kétkimenetelű) ismérv a következő eset speciális esete.

lünk felírni néhány összefüggést, melyek a szükséges mintanagyságok, illetve a kérdésekre adott válaszok eloszlása között mutathatók ki. A tárgyalt empirikus eloszlások nem fedik le az összes elképzelhető megítéléstípust, ám az alapeseteket bemutatjuk.

Az előzőekben tárgyalt maximális variancia mellett, nyilvánvalóan felírható a minimális  $MSS^{(k)}$  is, ami a következő esetben áll elő:

$$p_1 = p_2 = \dots = \frac{p_{k-1}}{2} = \frac{p_{k+3}}{2} = \dots = p_{k-1} = p_k = 0$$

$$\frac{p_{k+1}}{2} = 1 - 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j = 1,$$

ilyenkor  $MSS^{(k)}$  értéke 0.

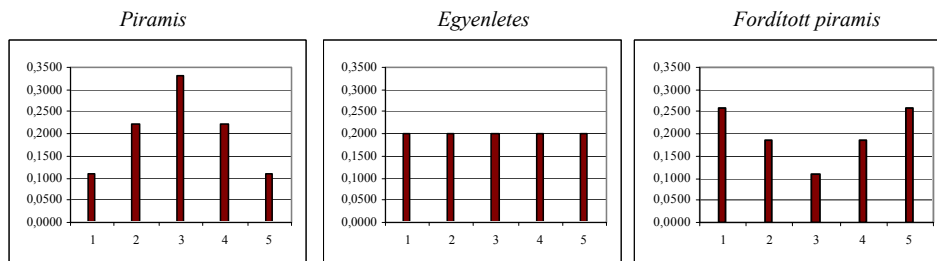
Mindez tehát azt jelenti, hogy Likert-skálás lekérdezés esetén a szükséges mintaelemszám 0 és  $\left(\frac{k-1}{\Delta}\right)^2$  intervallumban mozog. Célunk, hogy ennél a tág intervallumnál szűkebb intervallumot határozzunk meg a szükséges mintanagyság tervezésénél, annál is inkább, hiszen egyik eset sem túl valószínű. Az extrém kétmódusú esetben nehezen érthető, hogy miért van szükség 5, vagy 7 fokozatú skálára, hiszen a válaszadók csak két kimenetelt használnak; az extrém egymódusú esetben pedig mintavételre sincs szükség, hiszen feltételeztük, hogy mindenki semlegesen viseltetik a megfogalmazott állítással szemben. Ebből következően a továbbiakban olyan válaszadási megoszlásokkal foglalkozunk, melyeknek statisztikai szempontból jó tulajdonságaik vannak, és emellett az extrém eseteknél életszerűbbek. A következőkben a szimmetrikus eloszlástípusok két csoportját mutatjuk be, az ún. lépcsős és a *normálison alapuló* eloszlásokat.

### Lépcsős eloszlások

A lépcsős eloszlások jellemzője, hogy alapvetően a piramis típusú eloszlásra épülnek, mely úgy képződik, hogy a különböző lehetőségekre adott válaszok gyakoriságai egymás többszörösei<sup>10</sup> egészen a móduszig, majd ezt követően a gyakoriságok folyamatosan csökkennek. A különböző lépcsős eloszlásokat jól szemlélteti a 2. ábra.

<sup>10</sup> Vegyük észre, hogy relatív gyakoriságok ilyen elven képzése meglehetősen önkényes feltételezés, alkalmazását az indokolja, hogy ilyenkor viszonylag egyszerű a variancia meghatározása.



2. ábra. Lépcsős eloszlások  $k=5$  esetén

A lépcsős eloszlásokat alapvetően az ún. piramiseloszlás (lásd a 2. ábrát) segítségével határoztuk meg, melyet a következő módon képeztünk. Legyenek a válaszadások relatív gyakoriságai rendre:

$$p; 2p; 3p; \dots; \left(\frac{k-1}{2}\right)p; \left(\frac{k+1}{2}\right)p; \left(\frac{k-1}{2}\right)p; 3p; 2p; p.$$

Mivel a súlyok összege 1, ezért adódik:

$$p = \frac{1}{\left(\frac{k+1}{2}\right)^2}.$$

Ismert, hogy az átlag:

$$\bar{x} = \frac{k+1}{2}, \text{ ekkor } p = \frac{1}{\bar{x}^2}, \text{ és } \frac{k-1}{2} = \bar{x} - 1.$$

Ilyen esetben a szórásnégyzet a következőképpen adódik:<sup>11</sup>

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} \frac{j}{\bar{x}^2} (j - \bar{x})^2 = \frac{(k-1)(k+3)}{24}$$

$$\Delta = \sqrt{\frac{(k-1)(k+3)}{6n}}$$

$$n^{PIR} = \frac{(k-1)(k+3)}{\Delta^2}.$$

<sup>11</sup> Bizonyítását lásd a Függelékben.

4. táblázat

Szükséges mintaelemszám piramis típusú eloszlások esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általános
	5	7	9	
0,005	213 333	400 000	640 000	$n = \frac{(k-1)(k+3)}{(0,005)^2} = 40\,000 \times \frac{(k-1)(k+3)}{6}$
0,010	53 333	100 000	160 000	$n = \frac{(k-1)(k+3)}{(0,01)^2} = 10\,000 \times \frac{(k-1)(k+3)}{6}$
0,050	2 133	4 000	6 400	$n = \frac{(k-1)(k+3)}{(0,05)^2} = 400 \times \frac{(k-1)(k+3)}{6}$
0,100	533	1 000	1 600	$n = \frac{(k-1)(k+3)}{(0,1)^2} = 100 \times \frac{(k-1)(k+3)}{6}$

Amennyiben az eloszlás az egyenletes eloszlás felé közelít, úgy a szórás egyre nagyobb lesz változatlan átlag mellett. Az egyenletes eloszlás esetén a variancia a következő módon határozható meg:

$$MSS^{(k)} = \frac{1}{k} \times \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \frac{1}{k} \times \left(2 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + \frac{1}{k} \times \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2 = \frac{SS^{(k)}}{k} = \frac{(k-1)(k+1)}{12},$$

ebből felírható a hibahatár:

$$\Delta = \sqrt{\frac{k^2 - 1}{3n^E}},$$

majd a szükséges mintaelemszám:

$$n^E = \frac{k^2 - 1}{\Delta^2}.$$

Ebből következően a szükséges mintaelemszámok az 5. táblázatba rendezhetők.

5. táblázat

Szükséges mintaelemszámok egyenletes eloszlású sokaságok esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	320 000	640 000	1 066 667	$n = \frac{k^2 - 1}{3(0,025)^2} = 40\,000 \left[ \frac{k^2 - 1}{3} \right]$
0,010	80 000	160 000	266 667	$n = \frac{k^2 - 1}{3(0,05)^2} = 10\,000 \left[ \frac{k^2 - 1}{3} \right]$
0,050	3 200	6 400	10 667	$n = \frac{k^2 - 1}{3(0,1)^2} = 400 \left[ \frac{k^2 - 1}{3} \right]$
0,100	800	1 600	2 667	$n = \frac{k^2 - 1}{3(0,25)^2} = 100 \left[ \frac{k^2 - 1}{3} \right]$

Amennyiben a szélsőséges válaszok felé történő átrendeződés folytatódik, egyre nagyobb lesz a szórás. A gondolatmenetünkben a következő sarkalatos eloszlás az ún. fordított piramis eloszlás. Az eloszlást a következő képlet alapján határoztuk meg:

$$p_j = \frac{1 - 2 \times p_j^{(k)}}{k - 2},$$

ahol  $p_j^{(k)}$  a megfelelő tagszámú piramis típusú eloszláshoz tartozó valószínűség.

A képlet biztosítja, hogy

$$p_1 > p_2 > \dots > p_{\frac{k+1}{2}} < \dots < p_{k-1} < p_k$$

$$p_1 = p_k; \quad p_2 = p_{k-1}; \quad \dots$$

vagyis az eloszlás két azonos valószínűséggel előforduló, különböző nagyságú maximummal rendelkező, mégpedig a két szélső, extrém értéknél, valamint azt is, hogy a súlyok összege 1 legyen. (Lásd a 6. táblázatot.)

Ekkor a szórásnégyzet a következőképpen adódik:<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Bizonyítását lásd a Függelékben.

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \frac{1 - \frac{2j}{k-1}}{k-2} (j - \bar{x})^2 = \frac{(k-1)(k^2-3)}{12(k-2)}$$

$$\Delta = \sqrt{\frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2) \times n}}$$

$$n^{FPIR} = \frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2)\Delta^2}.$$

6. táblázat

Szükséges mintaelemszámok fordított piramis eloszlású sokaságok esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	391 111	736 000	1 188 571	$n = 40\,000 \times \frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2)}$
0,010	97 778	184 000	297 143	$n = 10\,000 \times \frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2)}$
0,050	3 911	7 360	11 886	$n = 400 \times \frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2)}$
0,100	978	1 840	2 971	$n = 100 \times \frac{(k-1)(k^2-3)}{3(k-2)}$

Vegyük észre, hogy az előző három lépcsős eloszlástípus felírható a következő módszer segítségével:

$$p_j = \frac{1 - a \times p_j^{(k)}}{k - a},$$

mely  $a \rightarrow \pm\infty$  esetén a piramis-,  $a = 0$  esetén az egyenletes, míg  $a = 2$  esetben a fordított piramis eloszlást mutatja. Vegyük észre azt is, hogy különböző  $a$  értékek esetén eltérő lesz az eloszlások „lapultsága”. Ennek megfelelően különböző értékei segítségével is kifejezhető lenne a szórás. Mivel azonban a lekérdezés tervezésekor még

nem állnak rendelkezésünkre ezen információk, az előzetes mintaelemszám-tervezés esetére megelégszünk az előzőekben részletesebben bemutatott esetek tárgyalásával. Úgy gondoljuk, hogy ezek az esetek jó támpontot nyújthatnak a mintatervezés folyamán. Ráadásul az  $a$  paraméter nem minden értéke esetén értelmezhető ez az eloszlás, hisz némely értékek esetén negatív relatív valószínűségeket eredményez.

### Normalitáson alapuló eloszlások

A társadalmi, gazdasági élet sok jelenségét írja le közelítőleg a széles körben ismert normális eloszlás. Emiatt, valamint a némileg eltérő szórás és mintaelemszámok miatt vezetjük be a következő eloszlásokat.<sup>13</sup>

- fordított normális (U-alakú) (FNORM),
- „kvázi” normális (NORM),
- normális eloszláson alapuló extrém egymódusú („nagyon csúcsos”) eloszlás (EEM).

Mivel ezen csoport összes tárgyalt alelete a „kvázi normális” eloszláson alapul, ez utóbbi eloszlástípushoz némi magyarázat tartozik. A tömegjelenségek esetén sokszor feltételezhető, és a mintavétel megrendelői körében is viszonylag széles körben ismert normális eloszlás – mint tudjuk – folytonos. Tanulmányunkban, a továbbiakban „kvázi-normálisnak” nevezzük azt a  $k$  darab diszkrét kimenetelhez tartozó eloszlást, amely a legjobban illeszkedik a normális eloszláshoz. Ezen empirikus eloszlás tulajdonképpen  $k$  darab valószínűségből álló sorozat, mely sorozat  $j$ -edik elemét a következő elven képezzük:

$$p_j = \Phi_j^{(k)} = \frac{\Phi\left(-z + j \frac{2z}{k}\right) - \Phi\left(-z + (j-1) \frac{2z}{k}\right)}{1 - 2 \times \Phi(-z)},$$

ahol  $\Phi(x)$  a standard normális eloszlás eloszlásfüggvény értéke az  $x$  helyen; és  $[-z; z]$  az az intervallum, ahol a standard normális eloszlást értelmezzük.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Nem tárgyaljuk ismét az egyenletes eloszlást, hiszen ennek elemzése az előző alpontban megtörtént, ám – könnyen beláthatóan – az egyenletes eloszlás éppen úgy levezethető lenne a normálison alapuló eloszláscsaládból is.

<sup>14</sup> Természetesen a standard normális eloszlás a  $(-\infty; \infty)$  intervallumon értelmezett, ám a kezelhetőség érdekében ezt az intervallumot szűkíteniünk kell. Nyilvánvalóan olyan  $z$  értéket kell választanunk, hogy  $\Phi(-z)$  minimális legyen, valamint – annak érdekében, hogy valószínűségek összege 1-et adjon – korrigálnunk kell. A továbbiakban mindvégig a  $[-3; 3]$  intervallummal számolunk, ekkor a nevezőben szereplő korrekciós faktor  $1 - 2 \times \Phi(-3) = 0,9973$ .

Látható, hogy a bevezetésben említett alternatív ismérv esetén, ez

$$p_1 = \varphi_1^{(2)} = \frac{\Phi(0) - \Phi(-3)}{1 - 2 \times \Phi(-3)} = p_2 = \varphi_2^{(2)} = \frac{\Phi(3) - \Phi(0)}{1 - 2 \times \Phi(-3)} = 0,5$$

értékeket jelenti.

A fordított normális eloszlást a lépcsős kétmódusú eloszláshoz hasonlóan határoztuk meg. Az U-alakú eloszlások esetén az egyes kimenetekhez tartozó valószínűségeket (vélelmezett relatív gyakoriságokat) tehát a következő képlettel határoztuk meg:

$$p_j = \frac{1 - 2\varphi_j^{(k)}}{k - 2}.$$

A lépcsős eloszlásokhoz hasonlóan az előző képlet biztosítja, hogy

$$p_1 > p_2 > \dots > p_{\frac{k+1}{2}} < \dots < p_{k-1} < p_k,$$

$$p_1 = p_k; \quad p_2 = p_{k-1}; \quad \dots$$

vagyis azt, hogy az eloszlás két azonos valószínűséggel előforduló, különböző nagyságú maximummal rendelkezzen.

Az extrém egymódusú eloszlástípus igényel némi kifejtést. Előre kívánjuk bocsátani, hogy ez a típus sem definiálható úgy, hogy csak egy eloszlás legyen hozzárendelhető; ám törekedtünk arra, hogy olyan eloszlásokat határozzunk meg, melyek a korábban ismertettek alapján általánosíthatók. Egymódusú eloszlásokat a következő elven képeztünk: származzanak az egyes kimenetekhez tartozó valószínűségeket a következő formulából:

$$p_j = \begin{cases} j \times \varphi_1^{(k)}, & \text{ha } j < \frac{k+1}{2} \\ 1 - 2 \sum_{i=1}^{j-1} p_i, & \text{ha } j = \frac{k+1}{2} \\ (k+1-j) \times \varphi_1^{(k)}, & \text{ha } j > \frac{k+1}{2} \end{cases}.$$

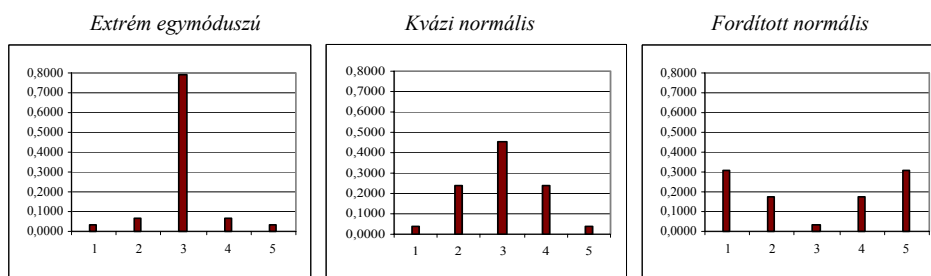
Az eljárás alapján keletkező valószínűségekre igaz, hogy:

$$p_1 < p_2 < \dots < p_{\frac{k+1}{2}} > \dots > p_{k-1} > p_k,$$

$$p_1 = p_k; \quad p_2 = p_{k-1}; \quad \dots$$

és – könnyen beláthatóan – a kvázi normális eloszlásnál csúcsosabb empirikus sűrűségfüggvény keletkezik. (Természetesen érdemes megjegyeznünk, hogy az általunk előbb képzett „extrém csúcsos” eloszlás nem a maximális csúcsosságot jelenti.) Vegyük észre, hogy a lépcsős eloszlások esetén a hasonló elven képezhető eloszlás megegyezik a piramiseloszlással, így ott ezt az eloszlást nem emeltük ki külön. A normálison alapuló eloszlások sematikus képe a 3. ábrán látható.

3. ábra. Normálison alapuló eloszlások  $k=5$  esetén



A korábban meghatározott „kvázi-normális” eloszlás esetén a mintaelemek varianciája a következő módon írható fel (kihasználva az átlagos eltérés-négyzetösszegekről korábban írottakat):

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{k-1} p_j \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2.$$

A hibahatár ebből következően:

$$\Delta = \sqrt{\frac{8 \times \sum_{j=1}^{k-1} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2}{n^{NORM}}},$$

amiből kifejezhető a szükséges mintanagyság:

$$n^{NORM} = \frac{8 \times \sum_{j=1}^{k-1} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2}{\Delta^2}.$$

Ismét képezhető ebből a 7. táblázat.

7. táblázat

*Szükséges mintaelemszámok „kvázi normális” eloszlású válaszadás feltételezésével*

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	120 852	224 636	363 049	$n = 40\,000 \left( 8 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 \right)$
0,010	30 213	56 159	90 762	$n = 10\,000 \left( 8 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 \right)$
0,050	1 209	2 246	3 630	$n = 400 \left( 8 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 \right)$
0,100	302	562	908	$n = 100 \left( 8 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \varphi_j^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 \right)$

Láthatjuk, hogy „kvázi normális” eloszlás feltételezése mellett, a mintanagyság – akárcsak korábban – függ a lehetséges kimenetek számától, valamint a válaszlehetőségek számával párhuzamosan növekszik.

A korábban leírt fordított normális eloszlás esetén a szórás a következő képlettel határozható meg:

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} \frac{1 - 2\varphi_j^{(k)}}{k-2} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2.$$

A variancia alapján megállapítható a szükséges mintaelemszám (mivel a gondolatmenet azonos a korábbiakkal, ezért csak a mintanagyságokat közöljük).

8. táblázat

*Szükséges mintaelemszámok fordított normális eloszlású sokaságok esetén*

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )		
	5	7	9
0,005	452 765	806 145	1 267 700
0,010	113 191	201 536	316 925
0,050	4 528	8 061	12 677
0,100	1 132	2 015	3 169



A korábban definiált extrém egymódusú eloszlás (EEM) esetén a variancia a következő képlettel határozható meg:<sup>15</sup>

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j \times \varphi_1^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{96}.$$

A szórás alapján megállapítható a szükséges mintaelemszám:

$$n^{EEM} = \frac{\varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{24}}{\Delta^2}.$$

Ebből felírható a szükséges mintanagyságok táblázata. (Lásd a 9. táblázatot.)

9. táblázat

Szükséges mintaelemszámok extrém egymódusú sokaságok esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	66 574	94 413	135 812	$n = 40\,000 \left( \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{24} \right)$
0,010	16 643	23 603	33 953	$n = 10\,000 \left( \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{24} \right)$
0,050	666	944	1 358	$n = 400 \left( \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{24} \right)$
0,100	166	236	340	$n = 100 \left( \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2(k+3)}{24} \right)$

Fel kell hívnunk a figyelmet arra tényre, hogy a normálison alapuló eloszlások esetén nem tudjuk a mintanagyságot csupán a válaszlehetőségek száma, valamint a hibahatár alapján kifejezni, ezen esetekben szükséges a standard normális eloszlás bizonyos kvantiliseinek ismerete. Ezek azonban ma már könnyen meghatározhatók,

<sup>15</sup> Bizonyítás lásd ismét a Függelékben.

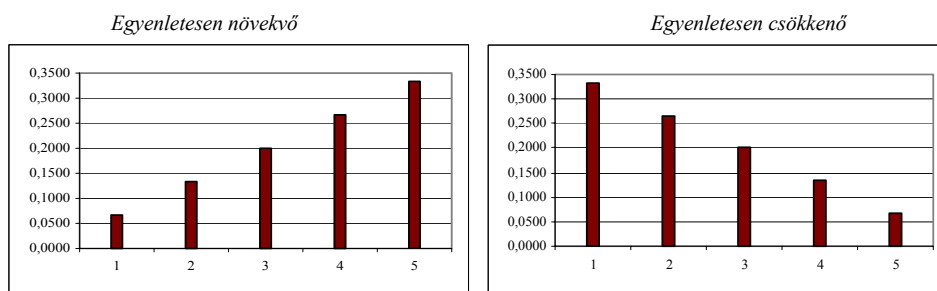
akár valamely kézikönyv táblázatainak, akár valamelyik statisztikai programcsomag használatával.

## 2.2 Aszimmetrikus eloszlású válaszok

Természetesen egy, a gyakorlatban végrehajtandó mintavétel esetén nem garantálható, hogy a válaszadók véleménye a semleges megfontolásra szimmetrikusan alakuljon ki. Éppen ezért célszerű megvizsgálni az aszimmetrikus vélemények esetén kialakuló eloszlások esetét is. A következőkben – a korábbinál nem kevésbé vitathatóan egyszerűsített – két esetet vizsgálunk meg:

1. az egyenletesen növekvő valószínűséggel adott válaszok esetét; valamint
2. az egyenletesen csökkenő eloszlások esetét.

4. ábra. Aszimmetrikus eloszlások



Elsőként vizsgáljuk meg azt az esetet, melyben a Likert-skála válaszlehetőségeinek előfordulási gyakorisága a teljes elutasítástól a teljes azonosulásig egyenletesen növekszik. (Az esetre a továbbiakban, mint aszimmetrikus egyenletesen növekvő eloszlásra, az AEN-kóddal hivatkozunk.) Ekkor az egyes osztályzatokra adott válaszok előfordulásának relatív gyakorisága:

$$p; 2p; \dots; (k-1)p; kp.$$

Mivel

$$p + 2p + \dots + (k-1)p + kp = \frac{k(k+1)p}{2} = 1, \text{ ezért}$$

$$p = \frac{2}{k(k+1)}.$$

Az aszimmetrikus eloszlások esetén korábbi fejtegetéseinket az a tény is bonyolítja, miszerint ebben az esetben a válaszok átlagértéke nem a középső (semleges) válasz, hanem attól eltér. Egyenletesen növekvő arányban adott válaszok esetén a válaszértékek átlaga:

$$\begin{aligned}\bar{x} &= 1 \times \frac{2}{k(k+1)} \times 1 + 2 \times \frac{2}{k(k+1)} \times 2 + \dots + k \times \frac{2}{k(k+1)} \times k = \\ &= \frac{2 \sum_{j=1}^k j^2}{k(k+1)} = \frac{2k(k+1)(2k+1)}{6k(k+1)} = \frac{2k+1}{3}\end{aligned}$$

A variancia ebből a következőképpen adódik:<sup>16</sup>

$$MSS^{(k)} = \sum_{j=1}^k \frac{2j}{k(k+1)} \left( j - \frac{2k+1}{3} \right)^2 = \frac{(k-1)(k+2)}{18}$$

Amiből a szokásos módon

$$\Delta = \sqrt{\frac{4(k-1)(k+2)}{18n^{AEN}}} \quad n^{AEN} = \frac{\frac{2}{9}(k-1)(k+2)}{\Delta^2}$$

A szükséges mintaelemszámokra lásd a 10. táblázatot.

10. táblázat

Szükséges mintaelemszámok egyenletesen növekvő valószínűségi válaszok esetén

$\Delta$	Válaszlehetőségek száma ( $k$ )			Általánosan
	5	7	9	
0,005	248 889	480 000	782 222	$n = 40\,000 \left[ \frac{2}{9}(k-1)(k+2) \right]$
0,010	62 222	120 000	195 556	$n = 10\,000 \left[ \frac{2}{9}(k-1)(k+2) \right]$
0,050	2 489	4 800	7 822	$n = 400 \left[ \frac{2}{9}(k-1)(k+2) \right]$
0,100	622	1 200	1 956	$n = 100 \left[ \frac{2}{9}(k-1)(k+2) \right]$

<sup>16</sup> A variancia meghatározása a Függelékben megtalálható. Köszönetet mondunk a bizonyításért *Hunyadi Lászlónak*, aki az általunk eredetileg használt, meglehetősen nehézkes levezetés helyett az itt bemutatottat javasolta.

Az egyenletesen csökkenő arányban adott válaszok esetén sok, az előbbi (AEN-) esettel analóg megállapítást tehetünk. Az egyes válaszlehetőségek relatív gyakorisága:

$$kp; (k-1)p; \dots; 2p; p,$$

vagyis azonos számsor, csak fordított sorrendben. Ebből következően  $p$  értéke nem változik. Változik ugyan a mintaátlag:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= k \times \frac{2}{k(k+1)} \times 1 + (k-1) \times \frac{2}{k(k+1)} \times 2 + \dots + 1 \times \frac{2}{k(k+1)} \times k = \\ &= \frac{2}{k(k+1)} \sum_{j=1}^k (k+1-j)j = \frac{2}{k(k+1)} \left[ (k+1) \sum_{j=1}^k j - \sum_{j=1}^k j^2 \right] = \frac{k+2}{3}, \end{aligned}$$

ám az átlagos eltérés-négyzetösszeg (variancia) triviálisan azonos az egyenletesen növekvő esettel. Ebből adódóan a hibahatár, illetve a szükséges mintaelemszámok megegyeznek az előbb bemutatottakkal.

### 3. A szükséges mintaelemszámok összehasonlítása

A folytatásban a korábban említett eseteket kíséreljük meg összevetni, ezáltal néhány gyakorlati tanácsot kívánunk adni a következtetési statisztika alkalmazóinak. „Eталonnak” a bevett gyakorlat szerint az alternatív ismérven alapuló mintanagyságmeghatározást alkalmaztuk, ezzel vetjük össze a tanulmányban bemutatott további eloszlások feltételezésével nyert eredményeket. Ugyanakkor érdekes kérdést vet fel annak a vizsgálata, hogy milyen módon vethető össze a hagyományos, valamint a Likert-skálán mért adatok hibahatára. (A korábbiakban 8 esetet mutattunk be, ám ezek – mint bizonyítottuk – lényegileg csak 7 különböző típusnak tekinthetők, hiszen az egyenletesen növekvő, illetve csökkenő valószínűségek esete ekvivalens.)

Például az 1 százalékpontos hibahatár egészen más jelentéssel bír, amennyiben a 0–1 intervallumon belülre esik a pontbecslés, és akkor, ha az  $1-k$  intervallumba. Emiatt a hibahatár megfelelő transzformációjára van szükség ahhoz, hogy a két érték összehasonlítható legyen. Amennyiben például a skála teljes terjedelmének 1 százaléka a „megcélzott” hibahatár, akkor – különböző fokszámú Likert-skálák esetén – felírhatjuk  $\Delta$  általunk elvárt értékét:

$$\Delta_{0,01}^{(k)} = 0,01(k-1).$$

A tanulmány elején említett, bináris változó ( $k=2$ ) esetén a terjedelem 1 százaléka értelemszerűen 0,01, így könnyen felírható az összefüggés, mellyel az eredeti, illetve a transzformált hibahatárok megfeleltethetők egymásnak:

$$\Delta^{(k)} = \frac{\Delta(k-1)}{100},$$

ahol  $\Delta$  a kétkimenetelű kérdés esetén elvárt hibahatár százalékpontban kifejezett értéke. A transzformációval előállított relativizált hibahatár természetesen függ  $k$  értéktől. A 11. táblázatban a különböző Likert-skálák esetén alkalmazandó hibahatárok és az eredeti hibahatárok szerepelnek:

11. táblázat

*Hibahatárok összehasonítása különböző terjedelmű Likert-skálák esetén*

$\Delta$ (százalékpont)	$\Delta^{(5)}$	$\Delta^{(7)}$	$\Delta^{(9)}$
0,5	0,02	0,03	0,04
1,0	0,04	0,06	0,08
2,5	0,1	0,15	0,2
5,0	0,2	0,3	0,4

Az előző képlet alapján természetesen bármilyen fokszámú Likert-skálához meghatározható a relativizált hibahatár. Felvetődik a kérdés, hogy ezen új, „relatív” hibahatárok mellett milyen elemszámú minták szükségesek a különböző, feltételezett eloszlástípusok esetén?

A továbbiakban az ötfokozatú Likert-skálára kiszámított értékeket mutatjuk be; a nagyobb terjedelmű skálákhoz tartozó eredmények könnyedén számíthatók, és a bemutatotthoz hasonlóan értelmezhetők.

12. táblázat

*Szükséges mintaelemszámok ötfokozatú Likert-skála, relatív hibahatár és különféle eloszlástípusok esetén,  $1-\alpha=0,955$*

$\Delta^{(5)}$	Extrém kétmódusú	Fordított normális	Fordított piramis	Egyenletes	Piramis	Kvázi normális	Extrém egymódusú
0,02	40 000	28 298	24 444	20 000	13 333	7 553	4 161
0,04	10 000	7 074	6 111	5 000	3 333	1 888	1 040
0,1	1 600	1 132	978	800	533	302	166
0,2	400	283	244	200	133	76	42

A 12. táblázat alapján jól látható, hogy az extrém kétmódusú esetben a szükséges mintaelemszámok megegyeznek a bináris esetben számítottakkal (lásd az 1. táblázatot). Mindez természetesen nem lep meg minket, hisz a relatív hibahatár mellett teljesen mindegy, hogy a válaszadók csupán a 0, 1 lehetőségek valamelyikét választják (hisz csak ez megengedett), vagy az 1-es és 5-ös válaszlehetőségeket. A táblázat alapján jól láthatók a szükséges mintaelemszámokban mutatkozó különbségek is. A két extrém eloszlás esetén a különbség közel tízszeres a szükséges mintaelemszám tekintetében, de normális eloszlást feltételezve is a szükséges elemszám csak mintegy ötöde a maximálisnak. Dolgozatunk legfontosabb eredményeit tulajdonképpen a 12. táblázat értelmezésével nyerhetjük. Láthatjuk, hogy abban az esetben, ha valamilyen szakértői információ, vagy előzetes eredmény alapján jól meg tudjuk határozni az adott kérdésre adott válaszok eloszlásának típusát, akkor egy előre adott hibahatár, előre adott megbízhatósági szinten történő elérése az általánosan alkalmazottnál jóval kisebb mintával is megvalósítható.

Az aszimmetrikus megítélésű kérdések vizsgálata meglehetősen bonyolult, hisz míg a szimmetrikus megítélésű kérdések esetén – a feltételezett módusz és a szimmetria segítségével – könnyen tudunk „tipikus” eseteket megnevezni, addig az aszimmetrikus eloszlások esetén a lehetséges változatok olyan nagy számával találkozunk, ami nem, vagy csak korlátozottan ad lehetőséget a kategorizálásra. Általánosságban azonban elmondható, hogy az esetek jelentős része a kvázi normális és az egyenletes eloszlás esetén szükséges mintaelemszámok közé esik, ami jó támpontot nyújt a továbbiakban. Az eddig is részletesebben bemutatott ötfokozatú skálán a különböző hibahatárokhoz tartozó elemszámok a 13. táblázatban szerepelnek. A 13. táblázatban feltüntettük az összehasonlíthatóság érdekében az egyenletes, valamint a kvázi normális eloszláshoz szükséges elemszámokat is. A szükséges minta nagysága jól láthatóan bármely hibahatárérték esetén az egyenletes és a kvázi normális eloszlás esetén szükséges közé esik.

13. táblázat

*Az aszimmetrikus, illetve néhány szimmetrikus eloszlás esetén szükséges mintaelemszámok,  $1-\alpha = 0,955$*

$\Delta^{(5)}$	Egyenletes	Egyenletesen növekvő	Kvázi normális
0,02	20 000	15 556	7 553
0,04	5 000	3 889	1 888
0,1	800	622	302
0,2	200	156	76

Természetesen tisztában vagyunk azzal, hogy az egyenletesen növekvő/csökkenő eloszlások nem fedik le az aszimmetrikus eloszlások teljes körét, az azonban jól lát-

ható, hogy a szórás, és ezzel együtt a szükséges minta nagysága a kvázi normális és az egyenletes eloszlás közé esik. Az empirikus megfigyelések azt mutatják, hogy a valamilyen szempontból extrém eloszlásokon kívül valamennyi aszimmetrikus eloszlás ebbe az intervallumba esik, amely megállapítás jó támpontot nyújt a szükséges mintanagyság megtervezéséhez általános esetben.

\*

A Likert-skálás felmérések egyre elterjedtebbek az attitűdvizsgálatokban, társadalomtudományi felmérések során. A minta nagyságának tervezése ezekben vizsgálatokban is kulcsfontosságú, hiszen az eredmények pontossága, illetve megbízhatósága jelentős részben ettől függ. Tanulmányunkban bemutattuk, hogy amennyiben létezik előzetes feltevésünk a vizsgált jelenség (válaszok) eloszlása tekintetében, akár tizedrészére tudjuk csökkenteni a szükséges mintanagyságot. Természetesen felmerülhet a kérdés, hogy mi értelme a mintavételnek, ha ilyen pontosan ismerjük a „leendő” válaszadók véleményét. Megítélésünk szerint a dolgozat fejtegetései egy kétfázisú mintavételi eljárást sugallnak: először egy kisebb elemszámú (például a kvázi normális eloszlás feltételezésével meghatározott) minta alapján meghatározzuk a válaszok várható eloszlását; majd ennek ismeretében – szükség szerint – kiegészítjük a korábbi mintavételt.

Természetesen a dolgozatban megfogalmazott eredmények semmiképpen sem tekinthetők a téma teljes „körüljárásának”. Az általunk felvázolt eloszlástípusok csak egy részét képezik a viszonylag jól meghatározható, könnyen számszerűsíthető varianciával kecsegtető eloszlásoknak. Kétségtelenül érdekes lenne megvizsgálni, hogy mi történne akkor, ha egy általunk vázolt eloszlás (például az egyenletes) nem teljesen pontosan, hanem csak sztochasztikus jelleggel alakul ki. Ugyanilyen érdekes lenne összefüggéseket keresni az eloszlást jelző aszimmetria együttható(k), és a variancia nagysága között. Tanulmányunkban – úgy érezzük – a mintavétel tervezése és a nemparaméteres (eloszlásmentes) statisztikai módszerek érdekes kapcsolódási pontját is bemutattuk.

Összességében úgy gondoljuk, hogy a mintavételi eljárás bonyolultabbá válását messzemenően ellensúlyozza az a költségcsökkenés, amit az elégséges méretű minta kiválasztásával elérhetünk, ezért a dolgozatban bemutatott eredmények gyakorlati alkalmazása célszerűnek látszik.

## Függelék

1. Az első  $k$  szám ( $k$  páratlan) átlagtól mért „súlyozatlan” eltérés-négyzetösszege:

$$\begin{aligned} SS^{(k)} &= \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \left(2 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2 = \\ &= (1^2 + 2^2 + \dots + k^2) - (1+2+\dots+k)(k+1) + k\left(\frac{k+1}{2}\right)^2 = \\ &= \frac{k(k+1)(2k+1)}{6} - \frac{k(k+1)^2}{2} + \frac{k(k+1)^2}{4} = \\ &= \frac{(k-1)k(k+1)}{12}. \end{aligned}$$

2. Az átlagos (relatív gyakoriságokkal súlyozott) eltérés-négyzetösszeg:

$$MSS^{(k)} = p_1 \left(1 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + p_2 \left(2 - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + p_{\frac{k+1}{2}} \left(\frac{k+1}{2} - \frac{k+1}{2}\right)^2 + \dots + p_k \left(k - \frac{k+1}{2}\right)^2,$$

mivel

$$\begin{aligned} p_1 = p_k; p_2 = p_{k-1}; \dots \\ \left(1 - \frac{k+1}{2}\right) = \left(k - \frac{k+1}{2}\right); \left(2 - \frac{k+1}{2}\right) = \left((k-1) - \frac{k+1}{2}\right); \dots \end{aligned}$$

és a „középső” tag 0, ezért

$$MSS^{(k)} = 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} p_j \left(j - \frac{k+1}{2}\right)^2.$$

3. Variancia piramiseloszlás esetén

$$\begin{aligned} MSS &= 2 \times \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} \frac{j}{\bar{x}^2} (j - \bar{x})^2 = 2 \times \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} \left(\frac{j^3}{\bar{x}^2} - \frac{2j^2}{\bar{x}} + j\right) = \\ &= \frac{2}{\bar{x}^2} \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} j^3 - \frac{4}{\bar{x}} \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} j^2 + 2 \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} j. \end{aligned}$$



Ismeretes, hogy

$$\sum_{j=1}^n j^3 = \left( \frac{n(n+1)}{2} \right)^2,$$

ebből

$$\begin{aligned} MSS &= \frac{2}{\bar{x}^2} \left( \frac{(\bar{x}-1)^2 \bar{x}^2}{2^2} \right) - \frac{4}{\bar{x}} \frac{(\bar{x}-1)\bar{x}(2\bar{x}-1)}{6} + 2 \frac{(\bar{x}-1)\bar{x}}{2} = \\ &= \frac{(\bar{x}-1)^2}{2} - \frac{2(\bar{x}-1)(2\bar{x}-1)}{3} + (\bar{x}-1)\bar{x} = \\ &= \frac{(\bar{x}-1)}{6} [3(\bar{x}-1) - 4(2\bar{x}-1) + 6\bar{x}] = \frac{(\bar{x}-1)(\bar{x}+1)}{6}, \end{aligned}$$

az átlagot visszahelyettesítve

$$MSS = \frac{(\bar{x}-1)(\bar{x}+1)}{6} = \frac{\left( \frac{k+1}{2} - 1 \right) \left( \frac{k+1}{2} + 1 \right)}{6} = \frac{(k-1)(k+3)}{24}.$$

#### 4. Variancia fordított piramis eloszlás esetén

$$\begin{aligned} MSS^{(k)} &= 2 \times \sum_{j=1}^{k-1} p_j \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = 2 \times \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} \frac{1-2p^{(k)}}{k-2} \times j (j-\bar{x})^2 = \\ &= \frac{2}{k-2} \times \left[ \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} (j-\bar{x})^2 - 2 \times \sum_{j=1}^{\bar{x}-1} p^{(k)} \times j \times (j-\bar{x})^2 \right] = \\ &= \frac{2}{k-2} \times \left[ \frac{(\bar{x}-1)\bar{x}(2\bar{x}-1)}{6} - \frac{(k-1)(k+3)}{24} \right] = \frac{(k-1)(k^2-3)}{12(k-2)}. \end{aligned}$$

## 5. Variancia extrém egymódusú eloszlás esetén

$$\begin{aligned}
MSS &= 2 \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j \times \varphi_1^{(k)} \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = 2\varphi_1^{(k)} \times \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j \left( j - \frac{k+1}{2} \right)^2 = \\
&= 2\varphi_1^{(k)} \left[ \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j^3 - (k+1) \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j^2 + \left( \frac{k+1}{2} \right)^2 \sum_{j=1}^{\frac{k-1}{2}} j \right] = \\
&= 2\varphi_1^{(k)} \left[ \left( \frac{\left( \frac{k-1}{2} \right) \left( \frac{k+1}{2} \right)}{2} \right)^2 - (k+1) \frac{\left( \frac{k-1}{2} \right) \left( \frac{k+1}{2} \right) k}{6} + \left( \frac{k+1}{2} \right)^2 \frac{\left( \frac{k-1}{2} \right) \left( \frac{k+1}{2} \right)}{2} \right] = \\
&= 2\varphi_1^{(k)} \left[ \frac{(k-1)^2 (k+1)^2}{64} - \frac{(k-1)k(k+1)^2}{24} + \frac{(k-1)(k+1)^3}{32} \right] = \\
&= 2\varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2}{192} [3(k-1) - 8k + 6(k+1)] = \varphi_1^{(k)} \frac{(k-1)(k+1)^2 (k+3)}{96}.
\end{aligned}$$

## 6. Variancia egyenletesen növekvő valószínűségekre esetén

$$MSS = \sum_{j=1}^k \frac{2j}{k(k+1)} \left( j - \frac{2k+1}{3} \right)^2,$$

ismeretes, hogy

$$\sigma_x^2 = \frac{\sum x^2}{n} - \bar{x}^2,$$

a tanulmányban alkalmazott jelölésekkel

$$\begin{aligned}
MSS &= \frac{2 \sum_{j=1}^k j^3}{k(k+1)} - \left( \frac{2k+1}{3} \right)^2 = \frac{k(k+1)}{2} - \frac{4k^2 + 4k + 1}{9} = \\
&= \frac{k^2 + k - 2}{18} = \frac{(k-1)(k+2)}{18}.
\end{aligned}$$

## Irodalom

- HUNYADI L. [2001]: *A mintavétel alapjai*. Számalk Kiadó. Budapest.
- HUNYADI L. – VITA L. [2004]: *Statisztika közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- KISH, L. [1989]: *Kutatások statisztikai tervezése*. Statisztikai Kiadó. Budapest.
- LIKERT, R. [1932]: *A technique for the measurement of attitudes*. McGraw-Hill. New York.
- PINTÉR J. – RAPPAI G. [2001]: A mintavételi tervek készítésének néhány gyakorlati megfontolása. *Marketing & Menedzsment* 35. évf. 4.sz. 4–10. old

## Summary

In this paper the authors deal with one of the fundamental questions of sampling, the determination of the sampling size. Besides the conventional method (based on the standard deviation of the proportion estimation) the paper introduces an other technique, which can be used in surveys containing Likert scales. In this essay typical distributions are defined that – in the authors' opinion – give a good representation of the practical cases professionals may encounter. The requested sample sizes and the necessary formulas to determine them at various levels of errors are also introduced. After determining the requested sample sizes the paper attempts to compare their own results with the results given by the conventional method using the introduction of the so called “relative level of error”.

## Befektetések kockázatának mérése\*

---

### **Bugar Gyöngyi**

PhD, a Pécsi Tudomány-  
egyetem egyetemi docense

E-mail: [bugar@ktk.pte.hu](mailto:bugar@ktk.pte.hu)

### **Uzsoki Máté,**

a Budapesti Műszaki Egyetem  
hallgatója

E-mail: [uzsoki.mate@gmail.com](mailto:uzsoki.mate@gmail.com)

A tanulmány célja a befektetéselemzés területén hagyományosnak számító és újonnan bevezetett kockázati mérőszámok legfontosabb tulajdonságainak áttekintése, elemzése és használatuk bemutatása. Tanulmányunkban kiemeljük a hagyományosnak mondható kockázati mutatók lényegesebb hibáit és azt, hogy milyen helyzetekben vezethetnek a kockázat jelentős alulbecsléséhez. Emellett ismertetünk olyan mutatókat is, amelyek ezekre a hibákra részleges megoldást nyújtanak. Tanulmányunkban foglalkozunk a közelmúltban elért eredményekkel is, köztük az egyik legígéretebbnek tűnő kockázati mutató, a feltételes kockázattal érték (CVaR – Conditional Value at Risk) használatának előnyeivel.

TÁRGYSZÓ:

Pénzügyi alkalmazások, pénz- és értékpapírpiaç.

---

\* *Bugar Gyöngyi* köszönetet mond a Magyar Tudományos Akadémiának a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj formájában nyújtott támogatásáért. A szerzők megköszönik továbbá az OTKA (T046371 KGJ) pénzügyi támogatását. Köszönet illeti *dr. Rappai Gábort*, a Pécsi Tudományegyetem dékánját, a tanulmány lektorát és *dr. Hunyadi Lászlót*, a *Statisztikai Szemle* főszerkesztőjét hasznos észrevételeikért.

A pénzügyi befektetések értékelésében a jövedelmezőség becslése mellett döntő jelentőségű a kockázat megfelelő felmérése. Ezt a célt szolgálják a különféle kockázati mutatók, amelyek lehetővé teszik egy befektetési alternatíva, illetve befektetés-kombináció, azaz portfólió kockázatának egyetlen mérőszámmal történő kifejezését. Annak ellenére, hogy a kockázat mérésére szolgáló mutató megválasztásának döntő jelentősége van, mind a mai napig nem ismeretes olyan kockázati mérőszám, amely egyöntetűen elfogadott a szakirodalomban.

A kockázatelemzés témakörében íródott legújabb tanulmányok kétféle megoldást kínálnak: a kutatók egyik része a „legjobb” kockázati mutató megalkotására, illetve kiválasztására törekszik. Erre *Ogryczak–Ruszczyński* [1997], *Jorion* [1999], *Fusai–Luciano* [2000], *Rockafellar–Uryasev* [2002a, 2002b] és *Inui–Kimija* [2005] említhető példaként. A kutatók másik része a releváns kockázati mutatók jellemzésére szolgáló axiómarendszer létrehozására, azaz a kockázati mutatóktól elvárható tulajdonságok és sajátosságok megfogalmazására összpontosít. Ezt a törekvést fémjelzik *Artzner et al.* [1999], *Riedel* [2004] és *Giorgi* [2005] munkái.

A téma iránti folyamatos és élénk érdeklődést valószínűleg az tartja ébren, hogy a kockázat klasszikusnak számító mérőszámairól – mint például a *Markowitz* [1952] által javasolt variancia – bebizonyosodott, hogy bizonyos körülmények között nem megfelelők. Hogy csak a legfontosabb problémát említsük, a befektetések hozamának eloszlása nem szükségképpen szimmetrikus vagy éppen normális, amely számos kockázati mutató korrekt alkalmazásának szükségszerű feltétele.

A kockázati mérőszám megválasztása nagymértékben befolyásolja a létrehozandó befektetési portfólió összetételét, és közvetett módon hatással van az adott befektetés-kombináció kimutatott teljesítményére is. *Jorion* [1999] egy sor pénzügyi katasztrófáról számol be, amelyek a kockázat megfelelő felmérésének hiányából fakadtak. Napjainkra nyilvánvalóvá vált, hogy a *Jorion* [1999] által javasolt kockázati mutató, a kockázatosított érték (VaR – Value at Risk) sem tekinthető bizonyos esetekben megfelelőnek.

A jelen tanulmány célja, hogy áttekintse néhány – szám szerint nyolc – általunk kiválasztott kockázati mutató használatának/használatosságának és kiszámításának módját. A mutatók kiválasztásánál három szempontra voltunk tekintettel: a kockázati mutatók történeti fejlődésében betöltött fontosság, a korábban használt mutatókkal szembeni problémák kiküszöbölésének képessége és a naprakészség. Az egyes mérőszámok használatával járó előnyök bemutatása mellett igyekszünk feltárni az alkalmazásukkal járó problémákat is. Ugyanakkor szeretnénk megmutatni, hogy a számítástechnika mai fejlettségi fokán még a legbonyolultabbnak tűnő kockázati mutatók

kiszámítása sem tekinthető ördögös feladatnak. A szándékunk az, hogy a gyakorlati alkalmazás lehetőségeire irányítsuk a figyelmet. Tapasztalataink szerint ugyanis a hazai brókercégek és befektetési alapok gyakorlatában még mindig nincs jelen a kockázat elméleti szempontból kifinomult, ugyanakkor a korrekt és érthető befektetői tájékoztatásnak is eleget tevő elemzése és számítása.

## 1. A kockázat jelentése, a kockázati mutatók csoportosítása

A *kockázat* – az adott probléma természetétől függően, amelyre a fogalmat alkalmazni kívánjuk – többféle módon definiálható. Egy lehetséges általános meghatározás például a következő: „A kockázat az a potenciális kár, amely valamely jelenlegi folyamatból vagy jövőbeli eseményből származik.”<sup>1</sup> Egy speciálisabb, pénzügyi nézőpontból történő megfogalmazás: „A kockázat egy befektetés lehetséges, mérhető vesztesége. Kockázatról akkor beszélhetünk, ha a befektetés eredménye a befektetés kezdetén bizonytalan. Bár bizonytalan az eredmény, de mérhető.”<sup>2</sup> A definíciók alapján a kockázat jelenlétének két döntő sajátossága:

- valamilyen *bizonytalan* jövőbeli eredmény,
- valamilyen *kedvezőtlen* esemény bekövetkezésének a lehetősége.

A pénzügyi megfogalmazás szerint az említett kedvezőtlen esemény valamilyen mérhető veszteségben ölt testet. Emellett elképzelhető azonban, hogy egy befektető nemcsak a negatív eredményt, azaz a veszteséget, hanem valamilyen előre várt/várható nyereségnél kisebb eredményt is kedvezőtlennek tekint.<sup>3</sup>

A *kockázati mutatók* használatának célja a kockázat számszerűsítése, azaz egyetlen mérőszámmal történő kifejezése. *Albrecht* [2003] a kockázati mutatók két típusát különbözteti meg.

*1. Relatív mérőszámok:* ezek a kockázatot egy *adott célértéktől való eltérés nagyságaként* értelmezik. Ebben az esetben nem a célérték vagy önmagukban a megfigyelési értékek elhelyezkedése, hanem az utóbbiaknak az előbbihez viszonyított „helyzete”<sup>4</sup> játszik szerepet a kockázat

<sup>1</sup> A meghatározás forrása: <http://en.wikipedia.org/wiki/Risk> (fordítás a szerzőktől).

<sup>2</sup> Forrás: [https://selco.org/consumer/glossary\\_savings+investing.asp](https://selco.org/consumer/glossary_savings+investing.asp) (fordítás a szerzőktől).

<sup>3</sup> A kockázati mérőszámok egy része éppen ez utóbbit veszi alapul.

<sup>4</sup> Ezt a kifejezést használja *Pflug* [1999, 1. old.], amikor „szóródási mérőszámok”-ról (mint például a variancia) és „helyzetmutatókról” (mint például a várható érték) beszél.

nagyságának meghatározásában. Az előzők alapján a relatív mérőszámokra „helytől független” kockázati mutatókként is szokás hivatkozni.<sup>5</sup>

2. Abszolút mérőszámok: egy adott befektetés megvalósításához vagy adott pénzügyi pozíció megteremtéséhez *szükséges tőkenagysággal* mérik a kockázatot (lásd például *Artzner et al.* [1999] meghatározását). Ebben az esetben a kockázat mértékének meghatározásában döntő szerepet játszik a megfigyelési értékek abszolút nagysága/helyzete, ezért azt mondhatjuk, hogy a mutatók „helyfüggők”.

Tanulmányunkban a következő kockázati mutatókkal foglalkozunk: variancia ( $V$  – Variance), szemivariancia ( $SV$  – Semi-Variance), átlagos abszolút eltérés ( $MAD$  – Mean Absolute Deviaton), Gini-féle átlagos differencia ( $GMD$  – Gini’s Mean Difference), kockázatotott érték ( $VaR$  – Value at Risk), feltételes kockázatotott érték ( $CVaR$  – Conditional Value at Risk), átlagos többletveszteség ( $CVaR^+$  – Upper Conditional Value at Risk) és a kockázatotott értéket elérő, átlagos veszteség ( $CVaR^-$  – Lower Conditional Value at Risk).<sup>6</sup> Az első négy mérőszám a relatív, míg a második négy az abszolút kockázati mutatók csoportjába tartozik. Természetesen elképzelhető – és valójában létezik is – a kockázati mérőszámoknak ettől eltérő szempontok szerinti csoportosítása. Erről majd még a későbbiekben említést teszünk.

## 2. Relatív kockázati mutatók

A relatív kockázati mutatók csoportjába a variancia, a szemivariancia, az átlagos abszolút eltérés, valamint a Gini-féle átlagos differencia mutatói tartoznak.

### 2.1. Variancia ( $V$ )

A varianciának a kockázat mértékeként történő használata *Markowitz* [1952] nevéhez fűződik, tehát a modern portfólióelmélet kialakulásával azonos múltra tekint vissza (*Markowitz* [1999]). *Eftekhari–Pedersen–Satchell* [2000] szerint a variancia a pénzügyi világban a legáltalánosabban használt kockázati mutató.

<sup>5</sup> Fontosnak tartjuk kiemelni, hogy a relatív kockázati mérőszámok nem feltétlenül százalékban fejezik ki a kockázat nagyságát, adhatnak eredményül abszolút számot (dollár, forint) értéket is. E mérőszámok „relatív” mivolta abban jut kifejezésre, hogy a megfigyelési értékeknek a célértékhez *viszonyított* helyzetét vesszük alapul a mutató kiszámításánál.

<sup>6</sup> A továbbiakban a mutatókra történő hivatkozásként – a megfelelő helyeken – rövidítéseket használunk. A  $CVaR$  és a  $CVaR^+$  esetében a *Rockafellar–Uryasev* [2002a] által használt kifejezések magyar megfelelőit alkalmazzuk.

A variancia kiszámítása a jól ismert:

$$V(X) = E(X - E(X))^2 \quad /1/$$

összefüggéssel, illetve a vele diszkrét esetben ekvivalens

$$V(X) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n} \quad /2/$$

formulával történik. Az előzőekben  $X$  a befektetés értékének vagy hozamának megfelelő valószínűségi változót jelenti,  $X_i$  az  $X$  egy realizált értéke,  $n$  pedig  $X_i$  lehetséges értékeinek száma (a minta elemszáma).  $E(X)$  és  $\bar{X}$  az  $X$  várható értékét, illetve átlagát jelölik. Gyakran a variancia négyzetgyökét, a szórást használják a kockázat mérésére. Mivel a variancia és a szórás használata az egyes befektetési lehetőségeknek a kockázat szerinti rangsorolásában ugyanarra az eredményre vezet, e két mutatót nem tekintjük különbözőnek.

A variancia kockázati mutatóként történő használatának a legfőbb előnye, hogy segítségével a különböző befektetés-kombinációk, azaz portfóliók kockázata visszavezethető az egyedi befektetések kockázatára. Ezzel a portfólióoptimalizálás, azaz a bizonyos sajátosságoknak megfelelő portfólió összetételének meghatározása analitikusan könnyen lehetséges, egy kvadratikus programozási feladat megoldásával (*Elton-Gruber* [1995]). A variancia előnyei között fontos hangsúlyozni, hogy a vele történő kockázatmérés támogatja a diverzifikációt. Az előzők abban jutnak érvényre, hogy egy portfólió varianciával mért kockázata nem lehet nagyobb az alkotórészeit képező befektetések kockázatának összegénél.<sup>7</sup> A variancia alkalmazásának hátránya ugyanakkor, hogy nincs összhangban a befektetők által a kockázatról alkotott intuitív képpel, miszerint csak azoknak az értékeknek a bekövetkezése „kedvezőtlen” a befektető számára, amelyek a várható értéknél kisebbek. Az /1/ formula szerint a várható értéket meghaladó értékek éppúgy szerepelnek a kockázat mértékének meghatározásában, mint az előbb említett „kedvezőtlen” értékek.

*Markowitznak* az ún. átlagvariancia-hatékony portfóliók meghatározására szolgáló modelljét<sup>8</sup> sok kritika érte amiatt, hogy alkalmazása csak abban az esetben tekint-

<sup>7</sup> Az alapelv szubadditivitási axiómaként ismert a szakirodalomban (lásd *Artzner et al.* [1999]). Mint ahogy a későbbiekben erről említést teszünk, ez egyáltalán nem magától értetődő tulajdonság, például a VaR kockázati mutató esetében ez a követelmény nem teljesül.

<sup>8</sup> Markowitz ennek kifejlesztéséért kapta meg 1990-ben a közgazdasági Nobel-díjat. A Nobel-díj átvételkor tartott előadása megjelent a *Journal of Finance* hasábjain (lásd *Markowitz* [1991]). Ebben Markowitz beszámol annak a több, mint két évtizedes kutatómunkának az eredményeiről, amellyel az előző – meglehetősen problematikus – érveken túl újabb, empirikusan is alátámasztható érveket sikerült felhozni a modellje használhatóságának igazolása érdekében. Az említett érvek mögött meghúzódó alapgondolat a befektető hasznossági függvényének másodfokú polinommal való közelítése.



hető elméletileg korrektnek, ha a befektető hasznossági függvénye kvadratikus vagy a befektetés hozama normális eloszlású. *Eftekhari–Pedersen–Satchell* [2000] a normális eloszlás helyett egy általánosabb eloszláscsaládot, az ún. elliptikus eloszláscsaládot<sup>9</sup> említik annak feltételeként, hogy a kockázat a variancia segítségével egzakt módon mérhető legyen. *Szegő* [2005] kimutatta, hogy a hozamok elliptikus eloszlása minden olyan kockázati mutató alkalmazhatóságának alapfeltétele, amely a hozamok közötti kapcsolat mérésére a lineáris korrelációs együtthatót használja. *Szegő* [2005] az elliptikus eloszlású valószínűségi változóra példaként a normális eloszlás mellett a véges varianciával rendelkező  $t$ -eloszlást hozza fel.

## 2.2. Szemivariancia (SV)

A variancia kockázati mutatóként történő használatának egyik hátulütője, hogy az átlagtól számított pozitív eltéréseket ugyanolyan hátrányosnak tekinti, mint a várható értéknél alacsonyabb hozamokat. A szemivariancia erre a problémára nyújt megoldást, ugyanis a szemivariancia kiszámításánál az átlag feletti értékeket figyelmen kívül hagyjuk.

$$SV(X) = E[(X_{sv})^2], \quad /3/$$

ahol  $X_{sv}$  a következőképpen értendő:

$$X_{sv} = \begin{cases} X - E(X) & \text{ha } E(X) > X \\ 0 & \text{ha } E(X) \leq X \end{cases}. \quad /4/$$

Az előzők alapján a szemivariancia kiszámítása diszkrét valószínűségi változó<sup>10</sup> esetén a következőképpen történik:

$$SV(X) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_{i,sv})^2}{n}, \quad /5/$$

$$X_{i,sv} = \begin{cases} X_i - \bar{X} & \text{ha } \bar{X} > X_i \\ 0 & \text{ha } \bar{X} \leq X_i \end{cases} \quad /6/$$

<sup>9</sup> Az elliptikus eloszlás részletes leírása megtalálható *Embrechts–Mcneil–Straumann* [2002] munkájában.

<sup>10</sup> A tanulmányban az egyes kockázati mutatók meghatározásánál a gyakorlati alkalmazásokban fontos szerepet játszó diszkrét esetekre koncentrálnak.

A varianciánál említettekhez hasonlóan a szemivariancia négyzetgyökét, a szemiszórást nem tekintjük a szemivarianciától különböző kockázati mutatónak. Ezen a ponton fontosnak tartjuk megemlíteni, hogy a kockázati mutatók csoportosítása történhet annak alapján is, hogy egy adott célértéknél (amely speciális esetben a várható érték) csak kisebb értékeket vesznek-e figyelembe a kockázat kiszámításánál. Eszerint beszélhetünk egyoldali és kétoldali kockázati mutatókról.<sup>11</sup> Az előzők alapján a szemivariancia az egyoldali, míg a variancia a kétoldali mutatók csoportjába tartozik.

### 2.3. Átlagos abszolút eltérés (MAD)

*Eftekhari et al.* [2000] a variancia és a szemivariancia alkalmazásának hátrányaként róják fel, hogy ezek a mutatók nagyon érzékenyek a szélsőséges értékekre. Ennek oka, hogy mindkét mérőszám az átlagtól való eltérés *négyzetével* számol. Az említett problémát a tapasztalatok szerint nem oldja meg az sem, ha a kockázat kiszámítását a variancia helyett annak négyzetgyökére, a szórásra alapozzuk. A szórás esetében is igaz ugyanis, hogy egyetlen szélsőséges érték számottevően képes megnövelni a kockázatot. A probléma kiküszöbölhető, ha kockázati mutatóként az átlagos abszolút eltérést használjuk, amelynek kiszámítása diszkrét esetben a következőképpen történik:

$$\text{MAD}(X) = \frac{\sum_{i=1}^n |X_i - \bar{X}|}{n} \quad /7/$$

A /7/ összefüggésben szereplő változók jelentése megegyezik a korábban leírtakkal. Mivel az átlagos abszolút eltérés az egyes értékek átlagtól való eltérésének abszolút értékét veszi tekintetbe a kockázat mértékének meghatározásánál, ezzel a befektető számára kedvezőtlen (átlagosnál kisebb) és kedvező (átlagosnál nagyobb) értékeket egyaránt magába foglalja. Így a MAD – a varianciához hasonlóan – kétoldali kockázati mutató.

Véleményünk szerint kétségbe vonható *Eftekhari–Pedersen–Satchell* [2000] e mutatónak a varianciával és a szemivarianciával szembeni előnyét hangsúlyozó álláspontja. A MAD azon tulajdonsága, hogy a szélsőséges értékekre kevésbé érzékenyen reagál, mint a korábbiakban említett két mérőszám, inkább tekinthető hátrá-

<sup>11</sup> Az egyoldali kockázati mutatók többféle néven (one-side/shortfall/downside risk measures) ismertek az angol nyelvű szakirodalomban. A kétoldali kockázati mutatókra ugyanakkor a szimmetrikus jelzővel szoktak hivatkozni (two-side/symmetric measures).

nyosnak, mint előnyösnek. Bizonyos befektetési modelleket napjainkban ugyanis erős kritika ér amiatt, hogy krízishelyzetekben teljességgel használhatatlanok, mert alábecsülik a rendkívüli veszteségek bekövetkezésének valószínűségét. Ilyen esetekben a MAD kockázati mutatóként történő használatára épülő modell különösen megbízhatatlannak bizonyul. Fontos megemlíteni ugyanakkor, hogy a kockázat nagyságának túlértékelése sem szerencsés, hiszen felesleges óvatosságra intheti a befektetőt. A kockázati mutatók sokszínűsége és tulajdonságaik ismerete éppen az említett két szélsőséges eset közötti „egyensúlyozásban” jelenthet megfelelő támpontot.

## 2.4. Gini-féle átlagos differencia (GMD)

A Gini-féle átlagos differencia vagy a Gini-koefficiens különféle statisztikai alkalmazásokból – mint például a jövedelmek egyenlőtlenségének vizsgálata – ismert.

E szóródási mérőszám a következő összefüggéssel számítható:

$$\text{GMD}(X) = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n |X_j - X_k|}{n^2}. \quad /8/$$

Itt  $X_i$  és  $X_j$  az adott befektetés értékének/hozamának megfelelő valószínűségi változó ( $X$ ) két realizációja,  $n$  pedig a (diszkrét) valószínűségi változó lehetséges értékeinek száma.

A /8/ összefüggésből kitűnik, hogy a Gini-mutató kiszámításánál nem az átlagra mint általános viszonyítási értékre támaszkodunk, hanem a lehetséges értékek páronkénti különbségét (illetve ennek abszolút értékét) vesszük alapul. Ily módon a mérőszám nem sorolható sem az egyoldali, sem a kétoldali kockázati mutatók csoportjába. A relatív mutatók közé tartozik azonban annyiban, hogy értékének meghatározásánál bizonyos értékek *eltérését* vesszük számításba.

A Gini-féle átlagos differencia kockázati mutatóként történő használatát támogató érv, hogy egy olyan befektetés kockázatát, amely domináns egy másik befektetéssel szemben a másodfokú sztochasztikus dominancia szabálya<sup>12</sup> alapján, alacsonyabbnak mutatja, mint a másik befektetését. Tekintve, hogy a másodfokú sztochasztikus dominancia szabálya kockázatkerülő befektetők esetében releváns döntési kritérium, ennek teljesülése jogos kíváncsi. Azért hangsúlyozzuk ezt mégis a GMD erényeként, mert bizonyos kockázati mutatók (például ilyen a variancia) esetében ez nem teljesül. A legfrissebb kutatások eredményei alapján a GMD eredményesen alkal-

<sup>12</sup> Ennek részleteit illetően lásd *Giorgi* [2005] és *Shalit–Yitzhaki* [2005. 61. old.]. Ezeket a jelen munka keretei között terjedelmi korlátok miatt nem tárgyaljuk.

mazható a kockázat mértékeként a portfólióoptimalizálásban. Az ún. átlag-Gini-portfólió kiválasztási modell leírása és működésének bemutatása megtalálható *Shalit–Yitzhaki* [2005] tanulmányában.

### 3. Abszolút kockázati mutatók

A következőkben a kockázatotott értéket és a feltételes kockázatotott értéket mutatjuk be.

#### 3.1. Kockázatotott érték (VaR)

A kockázatotott érték fogalmának megalkotása *Philippe Jorion* nevéhez fűződik (*Jorion* [1999]). Ez egy széles körben használt kockázati mutató, amelyet 1993-ban a Bázeli Bizottság kifejezetten ajánlott bankok kockázatvállalásának mérésére. A VaR mérőszám megmutatja egy adott időintervallum alatt az esetek egy adott, a konfidenciaszint által meghatározott százalékában várható legnagyobb veszteséget. *Frey és McNeil* [2002] a következő képlettel definiálja a kockázatotott értéket:

$$VaR = \inf \{ L_i \in R \mid P(L > L_i) \leq 1 - \alpha \}, \quad /9/$$

ahol  $\alpha$  a konfidenciaszint,  $L$  pedig egy adott befektetés veszteségét jelentő valószínűségi változó. A korábban használt  $X$  értékek a befektetés hozamát jelentik, így veszteséggé a következő azonossággal alakíthatók:  $L = -X$ .<sup>13</sup>

1. táblázat

A VaR kiszámításának szemléltetése diszkrét esetre

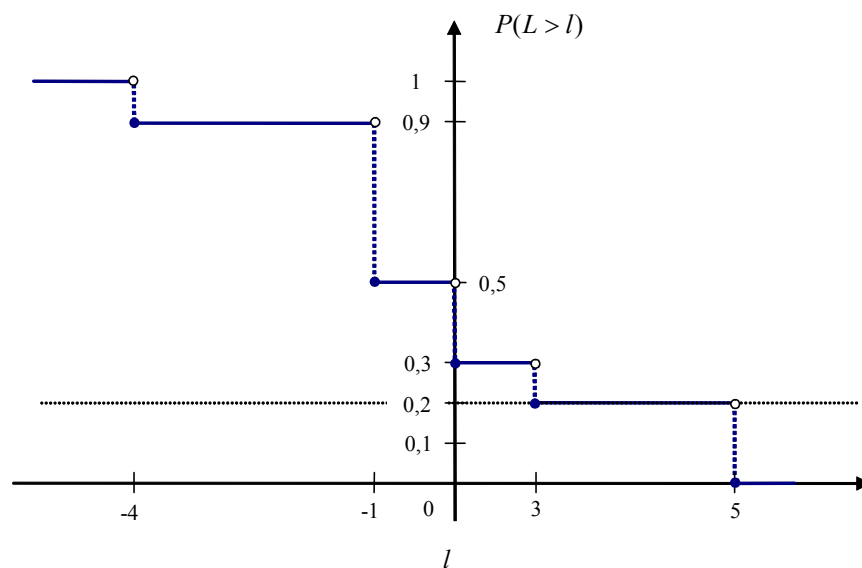
$L_i$	$P(L_i)$
5	0,2
3	0,1
0	0,2
-1	0,4
-4	0,1

<sup>13</sup> A VaR és a CVaR típusú mutatók használatakor a veszteségekre kerül a hangsúly, ezért kézenfekvő a hozamsorok helyett veszteségsorokkal dolgozni.

A /9/ képlet használata könnyen illusztrálható a következő példával. Legyenek az  $L_i$  értékek egy adott befektetés lehetséges veszteségei,  $P(L_i)$  pedig az  $L_i$  veszteség bekövetkezésének valószínűsége.

Az 1. táblázatban megadott értékekhez tartozó kockázatos érték (VaR) meghatározását 80 százalékos konfidenciaszint ( $\alpha = 0,8$ ) mellett az 1. ábra mutatja.

1. ábra. A VaR kiszámításának szemléltetése diszkrét esetre



Az 1. ábrán megfigyelhetjük, hogy a  $P(L > l) \leq 1 - \alpha$  egyenlőtlenségnek megfelelő  $L_i$  értékek az 5 és a 3. Az előző értékekből álló számhalmaz legnagyobb alsó korlátja (infimuma) 3, ezért  $\text{VaR} = 3$ .

A kockázatos érték különböző számítási módszerei lényegében az eloszlásfüggvény meghatározásának/bebecslésének módjában térnek el egymástól. A jelen tanulmányban két módszert mutatunk be: a történeti szimulációs és a Monte-Carlo-szimulációs módszert. Mindkét módszer jól alkalmazható diszkrét esetekben.

A történeti szimuláció során a különböző  $L_i$  értékek egyszerű múltbeli idősorok (minták) elemei. Ebből adódik a módszer egyik legfőbb előnye: mivel a történeti szimuláció empirikus eloszlást használ, nem támaszkodik az  $L$  eloszlásával kapcsolatos feltételezésre. A Monte-Carlo-szimuláció esetében  $L$  eloszlásfüggvényét szimulált  $L_i$  értékek empirikus eloszlásaként kapjuk meg. A módszer használata előtt néhány paramétert meg kell választani. Ezek a paraméterek a következők.

- VaR időintervallum: megadja, hogy a várható legnagyobb veszteség milyen periódusra vonatkozik (például egy év).

- Alperiódusok száma ( $t$ ): a számításokhoz a választott intervallumot alperiódusokra kell osztani (például 365 alperiódus / év).
- Sodródás ( $\mu$ ): a befektetés értékének várható százalékos változása a választott időintervallum alatt.
- Szórás ( $\sigma$ ): a befektetés értékének szórása az adott intervallumon.
- Szimulált  $L_i$  értékek száma.
- A befektetés kezdőértéke ( $W_0$ ).

*Jorion* [1999, 223. old.] az értékmozgások szimulálásához geometriai Brown-mozgást használ, az általa adott összefüggésből megkaphatjuk, hogy:

$$W_t = W_{t-1} \left( 1 + \mu \frac{1}{t} + \sigma \varepsilon \sqrt{\frac{1}{t}} \right). \quad /10/$$

A /10/ képletben  $W_{t-1}$  a befektetés előző alperiódusbeli értékének jelölésére szolgál, az  $\varepsilon$  egy standard normális eloszlású valószínűségi változó.  $1/t$  és  $\sqrt{1/t}$  elemekre azért van szükség, hogy a teljes VaR időintervallumra vonatkozó sodródás- és szórásértékeket az alperiódusokra vonatkozó értékekké alakítsuk.<sup>14</sup>

A szimulált  $L_i$  értékek meghatározása a /10/ képlet és az előző paraméterek megadásával történik. A befektetés értéke  $W_0$ -ból kiindulva alperiódusonként változik. Minden új befektetési érték függ az előző alperiódus záróértékétől. A befektetés értéke az alperiódusok számának megfelelő számban változik. Végül megkapjuk a befektetés záróértékét, melyből már könnyen számolható az időintervallum alatt elért veszteség. Így hozzájutunk egy szimulált  $L_i$  értékhez. A folyamat tetszőleges számban megismételhető, így az  $L_i$  értékek alapján számított empirikus eloszlás egyre inkább kisimul. Ez könnyen értelmezhető a gyakorlatban is: ha egy olyan egyéves befektetést szimulálunk, amelynek az értéke minden nap változik, akkor VaR intervallumnak egy évet, az alperiódusok számának 365-t kell választani. A  $\mu$  értéke a szimulálni kívánt befektetés becsült éves hozama, míg  $\sigma$  a szórása. Az  $L_i$  adatok számát érdemes magasnak választani (például 1000 vagy 10 000). Egy 10 százalék éves átlaghozamú és 2 százalék éves szórású befektetés éves VaR értéke 365 alperiódus használatával a következőképpen számítható (lásd a /10/ formulát).

A Monte-Carlo-szimuláció bemenő paraméterei: VaR intervallum 1 év; alperiódusok száma ( $t$ ): 365;  $\mu_{\text{éves}} = 0,1$ ;  $\sigma_{\text{éves}} = 0,02$ ;  $W_0 = 1$ ;  $\varepsilon_0 = 0,2741$ ;  $\varepsilon_1 = 1,8465$  (az  $\varepsilon_0$  és  $\varepsilon_1$  értékek standard normális eloszlás alapján generált véletlen számok).

<sup>14</sup> Ebből következik, hogy ezek az elemek elhagyhatók, ha az alkalmazott sodródás- és szórásértékek az alperiódusra vonatkoznak.

Egy szimulált éves hozam kiszámításának lépései a következők:

$W_1$	$1 \left[ 1 + (0,1) \frac{1}{365} + (0,02) \frac{0,2741}{\sqrt{365}} \right] = 1,0006$
$W_2$	$(1,0006) \left[ 1 + (0,1) \frac{1}{365} + (0,02) \frac{1,8465}{\sqrt{365}} \right] = 1,0028$
$\vdots$	
$W_{365}$	1,0934

Az előző számítás alapján a szimulált éves hozam  $= W_{365} - W_0 = 0,0934 = X_0$ , a veszteség ennek mínusz egyszerese.

A szimuláció megismétlésével létrehozható bármekkora  $L_i$  adatsor, ez a feladat számítógéppel könnyen automatizálható. A  $L_i$  értékek normális eloszlásúak lesznek, átlaguk egy  $-\mu_{\text{éves}}$ -hez közeli értéket vesz fel, ha a felhasznált szimulált veszteségek száma elég nagy. A szimulált  $L_i$  értékekből ezután meghatározható az empirikus eloszlásfüggvény. Miután  $L$  eloszlása rendelkezésre áll, a történeti szimulációs módszer és a Monte-Carlo-szimulációs módszer alapján történő számítások folyamata azonos.

A kockázatos érték számításának következő lépéseként a /9/ képletnek megfelelően megkeressük azt a legkisebb  $L_i$  elemet, amelyre igaz, hogy  $P(L > L_i) \leq 1 - \alpha$ , azaz annak valószínűsége, hogy a veszteség  $L_i$ -nél nagyobb értéket vesz fel, kisebb  $1 - \alpha$  értéknél vagy egyenlő azzal. Ez az  $L_i$  elem lesz az adott befektetés kockázatos értéke.

A VaR számos hasznos tulajdonsággal rendelkezik, de a szakirodalomban egyre több, a mérőszám gyengéit feltáró és a VaR használatát ellenző publikáció jelenik meg. A mutató legfőbb előnye, hogy eredménye közérthető, ugyanis a kockázat mértékegysége ebben az esetben a befektetés pénzneme.<sup>15</sup> Ennek a jellemzőnek nagy jelentősége van a gyakorlati felhasználásban, ugyanis az érthetőség a befektetők oldaláról nagyobb bizalmat eredményez a mutató alkalmazásában.

A kockázatos érték használata ellen szól, hogy nem veszi figyelembe a VaR-t meghaladó veszteségek mértékét, ami ún. vastagszélű eloszlások esetében a kockázat alulbecsléséhez vezet. A kockázatos érték egy másik hibája, hogy nem teljesíti a szubadditivitás követelményét. Ez azt jelenti, hogy a kockázatos értékkel mért portfóliókockázat magasabb lehet, mint a portfóliót alkotó értékpapírok kockázatának összege. Csóka [2003] tanulmányában példákkal mutatja be, ahogy a VaR ezen

<sup>15</sup> Az említett példában ugyan az egyszerűség kedvéért százalékos hozamot használtunk, de ez a befektetett pénzüsszeggel szorozva abszolút tökenagyságot eredményez.

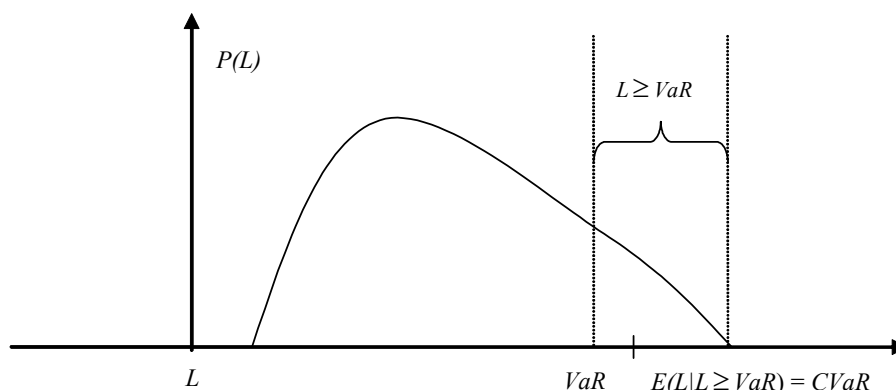
tulajdonságai a kockázat hibás megítéléséhez vezetnek. A vastagszélű eloszlások kockázatának alulbecslését például a portfóliókezelők kihasználhatják az általuk létrehozott befektetés kockázatának látszólagos csökkentésére. Ennek ellenére a VaR jelentősége semmiképpen sem lebecsülendő, hiszen bevezetése nagymértékben hozzájárult a kockázati mutatók fejlődéséhez, egyben új irányt mutatva a kutatásoknak.

### 3.2. Feltételes kockázatotott érték (CVaR)

A feltételes kockázatotott érték egy a VaR-ra épülő, de az azzal kapcsolatban felmerült problémákat kiküszöbölő kockázatomérő módszer. Bevezetése *Rockafellar* és *Uryasev* [2002a, 2002b] nevéhez fűződik. A CVaR mind a szubadditivitás, mind a vastagszélű eloszlások problémáját megoldja, folytonos és diszkrét problémáknál is használható, de definíciója különbözik a két esetben.

Folytonos eloszlás esetén a CVaR egy adott konfidenciaszinten a várható veszteség, feltéve, hogy a veszteség nagyobb vagy egyenlő a VaR mutató értékénél.

2. ábra. Feltételes kockázatotott érték folytonos eloszlás esetén



Diszkrét eloszlások esetén a CVaR definíciója valamivel bonyolultabb. *Rockafellar* és *Uryasev* két csoportba osztják a CVaR-hoz hasonló kockázatomérő módszereket:  $CVaR^+$  és  $CVaR^-$ .<sup>16</sup> Ezek a módszerek csak diszkrét esetekben különböznek egymástól, mégpedig annyiban, hogy a  $CVaR^+$  csak a VaR-nál nagyobb, míg a  $CVaR^-$  a VaR-nál nagyobb vagy vele egyenlő veszteségeket veszi figyelembe. A *Rockafellar* és *Uryasev* által javasolt CVaR a  $CVaR^+$  és VaR mutatók súlyozott átlá-

<sup>16</sup> *Rockafellar* és *Uryasev* a  $CVaR^+$  kategóriába eső kockázati mutatókra két, az angol nyelvű szakirodalomban megtalálható példát hoznak: a „Mean Excess Loss” és az „Expected Shortfall” mutatókat. A  $CVaR^-$  kategóriában pedig a „Tail-VaR” elnevezésű kockázati mutatót említik.



ga. A leírtak alapján a  $CVaR^-(L)$  és a  $CVaR^+(L)$  a következő képletekkel számolhatók:

$$CVaR^-(L) = E\{L \mid L \geq VaR(L)\}, \quad /11/$$

$$CVaR^+(L) = E\{L \mid L > VaR(L)\}. \quad /12/$$

A CVaR pedig a következőképpen határozható meg:

$$CVaR(L) = \lambda VaR(L) + (1 - \lambda) CVaR^+(L), \quad /13/$$

ahol  $\lambda$   $VaR(L)$  súlya, tehát  $0 \leq \lambda \leq 1$ .  $\lambda$  számításához a következő képletet használhatjuk (lásd *Rockafellar–Uryasev* [2002a. 1452. old.]):

$$\lambda = \frac{\Psi(VaR) - \alpha}{1 - \alpha}. \quad /14/$$

Az előzőekben  $\alpha$  a választott konfidenciaszint,  $\Psi$  pedig  $L$  eloszlásfüggvénye, tehát:

$$\Psi(VaR) = P(L \leq VaR(L)). \quad /15/$$

Rockafellar és Uryasev azzal indokolják a CVaR használatának szükségességét, hogy a  $CVaR^+$  és  $CVaR^-$  kockázati mutatókhoz tartozó mérőszámok nem folytonosak a konfidenciaszint függvényében, azaz ahogy a konfidenciaszint változik a  $CVaR^+$  és  $CVaR^-$  értékek hirtelen, ugrásszerűen változ(hat)nak. A CVaR ezzel ellentétben folytonos, ahogy az a 3. ábrán is látható.

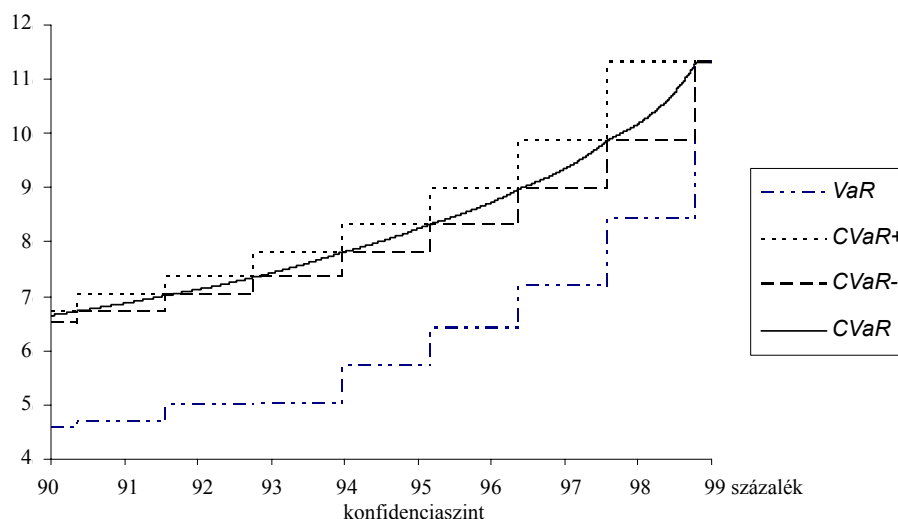
Az említett mutatók között általánosan a következő összefüggés érvényes, ahogyan ez a 3. ábrán is látható:

$$VaR \leq CVaR^- \leq CVaR \leq CVaR^+. \quad /16/$$

A 3. ábrán megfigyelhető, hogy elég magas konfidenciaszinten (példánkban ez  $\approx 99$  százalék)  $VaR = CVaR^- = CVaR$  és  $CVaR^+$  nincs értelmezve. Ennek oka, hogy az alapul vett idősor viszonylag rövidnek mondható, és 99 százalékos konfidenciaszinten a VaR a legnagyobb veszteség értékét veszi fel.<sup>17</sup> Ebből következik, hogy  $CVaR^+$  nem értelmezhető, hiszen /12/ alapján ennek a mutatónak a VaR-nál nagyobb veszteségek várható értékének kellene lennie, ilyen értékek pedig nem léteznek.

<sup>17</sup> Nagyobb minta használatával ez a határ közelebb kerül a 100 százalékos konfidenciaszinthez, de soha nem éri el azt.

3. ábra A kockázatos érték típusú mutatók változása a konfidenciaszint függvényében (százalék)



*Megjegyzés.* A grafikon alapján az empirikus vizsgálat adatbázisából Ausztrália idősorait használtuk (a részleteket lásd a következő részben).

Érdekes megfigyelés ezen kívül, hogy a CVaR ezekre az esetekre törvényszerűen értelmezhető marad, ugyanis ha a kockázatos érték egyenlő a legnagyobb veszteséggel a VaR súlya pontosan 1, CVaR<sup>+</sup> pedig nem befolyásolja CVaR értékét. Ha  $VaR(L) = \max(L_i)$ , akkor  $\Psi(VaR) = P(L \leq VaR(L)) = 1$  és  $\lambda = \frac{\Psi(VaR) - \alpha}{1 - \alpha} = 1$ , tehát  $CVaR(L) = VaR(L)$ .

#### 4. A kockázati mutatók használatának szemléltetése tőzsdei hozamsorokon

A bemutatott nyolc kockázati mutató értékét kiszámítottuk egy 17 ország tőzsdeindexének hozamát tartalmazó adatbázis<sup>18</sup> esetében. Adatbázisunk nyolc fejlett tőke-

<sup>18</sup> A kockázati mutatók számításának illusztrálásához egy korábbi tanulmányunk (lásd Bugár–Uzsoki [2005]) elkészítéséhez összegyűjtött adatokat használtuk.

piaccal rendelkező országot (Ausztráliát, az Egyesült Királyságot, Franciaországot, Japánt, Kanadát, Németországot, Svájcot és az Egyesült Államokat) és kilenc kelet-közép-európai országot (Csehországot, Észtországot, Lengyelországot, Lettországot, Litvániát, Magyarországot, Oroszországot, Szlovákiát és Szlovéniát) foglalt magába. A felhasznált adatsorok az előbb említett országok tőzsdei árindekszeinek havi bontású, 1997 januárjától 2003 decemberéig terjedő idősorai voltak.<sup>19</sup> A kapott kockázati mutatók összehasonlíthatósága céljából, a rendelkezésre álló indexek értékének százalékos változását alapul véve, havi hozamokat számoltunk. Ennek eredményeként, országonként egy 83 elemet tartalmazó idősorhoz jutottunk. Ezek figyelembevételével a korábbiakban bemutatott, az egyes mutatók kiszámítására alkalmas összefüggések felhasználásához  $X_i$  egy adott ország tőzsdei árindeksze  $i$ -edik havi hozamaként értendő. Ennek alapján a VaR meghatározásában szereplő  $L$  veszteség a hozam ellentettjeként értelmezendő, azaz  $L = -X$ . Mint ismeretes, az abszolút kockázati mutatók kiszámításánál szerepet játszik a befektetés értékének nagysága, azaz a mérőszám értéke – százalékban megadott érték helyett – abszolút tőke nagyság. Ezekben az esetekben az általunk kapott értékek egyszerűen átválthatók abszolút tőke nagysággá, ha azokat megszorozzuk a befektetés kezdeti értékével. Mint már említettük, az egyes mutatók összehasonlíthatósága érdekében az összes kockázati mutató kiszámítását százalékban mért hozamokra alapozzuk.

Első lépésben elvégeztük a hozameloszlások normalitásának tesztelését. Erre a célra az SPSS szoftvert használtuk, amely a normalitás tesztelésére a Kolmogorov–Smirnov- és a Shapiro–Wilk-próbát alkalmazza.<sup>20</sup> A kapott eredményeket a 2. táblázat mutatja. Egy konkrét hozameloszlás esetében akkor döntöttünk a nullhipotézis, azaz annak elfogadása mellett, hogy az eloszlás normális, ha azt mindkét teszt támogatta (5 százalékos szignifikanciaszint mellett). A táblázatban kiemeltük azokat az országokat, amelyek esetében ez nem állt fenn. A 2. táblázatban minden hozameloszlás esetében feltüntettük a ferdeség és csúcsosság értékét is, \*-gal jelölve azokat az eseteket, ahol a megfelelő paraméterek normál értékektől való eltérése 5 százalékos szinten szignifikáns.

A 2. táblázatból kitűnik, hogy a hozamok eloszlása hét ország, nevezetesen Észtország, Lettország, Magyarország, Oroszország, Svájc, Szlovákia és Szlovénia esetében bizonyult nem normálisnak. Ezt minden esetben megerősítették a ferdeségre és a csúcsosságra kapott értékek. A ferdeség értéke Szlovákia, Szlovénia és Lettország esetében mutatja a legnagyobb eltérést a normális eloszlás esetében várható 0 értéktől. A kapott érték az első két országra pozitív, ami az átlagnál nagyobb hozamértékek gyakoribb előfordulására utal. Ugyanakkor Lettország esetében a tőzsdeindex

<sup>19</sup> Hangsúlyozni szeretnénk, hogy ez nem minden ország esetében egyezik meg az adott tőzsde által publikált hivatalos tőzsdeindexszel.

<sup>20</sup> Az említett próbák alkalmazásához lásd Massey [1951] és Shapiro–Wilk [1965].

hozamának eloszlása negatív ferdeséget mutat, ami viszont a hozameloszlásnak az átlagnál kisebb értékek körüli „sűrűsödése” miatt fellépő aszimmetriáját fejezi ki. A csúcosság értéke szintén az előbb említett három ország esetében a legnagyobb. Mivel a csúcosság értéke mindhárom esetben pozitív, ez arra utal, hogy a hozamok eloszlásfüggvénye a normális eloszlásénál „laposabb”.

2. táblázat

*A normalitás tesztelésének eredménye, a ferdeség és csúcosság értéke*

Ország	Ferdeség	Csúcosság
Ausztrália	-0,48	0,48
Csehország	0,08	0,75
Egyesült Királyság	-0,50	0,07
<b>Észtország</b>	<b>-0,28</b>	<b>1,69*</b>
Franciaország	-0,33	-0,28
Japán	-0,03	-0,05
Kanada	-0,67*	1,43*
Lengyelország	0,10	0,56
<b>Lettország</b>	<b>-0,81*</b>	<b>3,67*</b>
Litvánia	0,28	0,74
<b>Magyarország</b>	<b>-0,58*</b>	<b>2,00*</b>
Németország	-0,41	0,64
<b>Oroszország</b>	<b>-0,03</b>	<b>1,92*</b>
<b>Svájc</b>	<b>-0,76*</b>	<b>0,94</b>
<b>Szlovákia</b>	<b>0,92*</b>	<b>2,71*</b>
<b>Szlovénia</b>	<b>0,91*</b>	<b>2,35*</b>
Egyesült Államok	-0,40	-0,37

\* A megfelelő paraméter 0-tól való eltérése 5 százalékos szinten szignifikáns.

*Megjegyzés.* A kiemelt országok hozamsorainak eloszlása nem bizonyult normálisnak 5 százalékos szignifikanciaszinten.

A 3. táblázatban megtalálható a 17 ország különböző mérőszámokkal mért kockázata. A jelölések megfelelnek a korábban használtaknak.  $VaR_H$  és  $VaR_{MC}$  a kockázatotott érték történeti és Monte-Carlo-szimulációval mért eredménye. A mérőszámok számítása megegyezik a korábban leírtakkal. A három feltételes kockázatotott érték típusú mérőszám alapjául a  $VaR_H$  szolgált, azaz  $CVaR^+$  és  $CVaR^-$  a  $VaR_H$  értékénél nagyobb és nagyobb egyenlő  $L_i$  értékeket veszi figyelembe.  $CVaR$  pedig a  $VaR_H$  és a  $CVaR^+$  súlyozott átlaga. Azoknál a mutatóknál, ahol konfidenciaszint szükséges, 95 százalékos értékkel számoltunk.

A Monte-Carlo-szimulációhoz az egyhónapos intervallumot 20 alperiódusra bontottuk, ami hozzávetőlegesen a munkanapok száma. 20 000 véletlen szám használatával így 1000 szimulált havi hozamot kaptunk országonként. Sodródás- és szórásparamétereként az adott ország adatbázisban megtalálható havi hozamainak átlagát és szórását használtuk.

3. táblázat

*A különböző kockázati mutatók értéke a vizsgált tőzszeindexek hozamsoraira*

Ország	V	SV	MAD	GMD	VaR <sub>H</sub>	VaR <sub>MC</sub>	CVaR <sup>+</sup>	CVaR <sup>-</sup>	CVaR
Ausztrália	13,6	7,7	2,91	4,11	5,72	5,57	8,34	7,81	8,24
Csehország	74,4	36,4	6,80	9,54	10,72	12,93	17,76	16,35	17,50
Egyesült Királyság	20,3	11,6	3,51	5,03	9,03	7,10	10,14	9,92	10,10
Észtország	166,4	87,4	9,51	13,86	17,17	19,28	32,31	29,28	31,76
Franciaország	41,5	23,0	5,19	7,28	11,47	9,71	13,27	12,91	13,21
Japán	24,9	12,7	4,03	5,64	8,40	8,21	10,28	9,90	10,21
Kanada	29,7	17,2	4,15	5,97	7,74	8,13	12,54	11,58	12,36
Lengyelország	93,0	44,0	7,57	10,74	13,19	14,87	19,13	17,95	18,92
Lettország	92,5	53,5	6,73	9,92	13,76	15,08	27,65	24,87	27,14
Litvánia	40,4	19,2	4,94	7,04	10,78	10,29	12,78	12,38	12,71
Magyarország	91,4	50,0	7,54	10,46	12,58	13,94	21,70	19,88	21,38
Németország	63,4	35,2	6,31	8,82	12,48	12,15	18,63	17,40	18,41
Oroszország	360,1	182,3	14,20	20,39	29,65	26,67	42,07	39,58	41,62
Svájc	31,3	19,2	4,28	6,08	9,20	8,51	13,58	12,70	13,42
Szlovákia	54,2	22,0	5,63	7,95	10,77	11,78	13,72	13,13	13,62
Szlovénia	30,4	12,1	4,14	5,94	6,76	7,68	8,81	8,40	8,73
Egyesült Államok	26,5	14,6	4,25	5,84	7,75	7,78	10,62	10,05	10,52

*Megjegyzés.* A variancia és a szemivariancia százaléknyezetben, a többi mutató pedig százalékban értendő.

A 3. táblázatban szereplő mérőszámok közvetlen összehasonlítása<sup>21</sup> helyett elkészítettük az országok rangsorolását a különböző mérőszámok által megadott kockázat alapján. Az eredmények a 4. táblázatban találhatók. A rangsor első eleme jelenti a legkisebb kockázatot az adott mérőszám vonatkozásában, a 17. elem pedig a legnagyobbat.

<sup>21</sup> A mutatók közvetlen összehasonlítása jelen formájukban nem lehetséges, mert a variancia és a szemivariancia mértékegysége eltér a többi mutatóétól. A probléma orvosolható, ha az előbbi két mutató helyett azok négyzetgyökét, a szórást, illetve a szemiszórást vesszük alapul.

A 4. táblázatban bemutatott eredmények alátámasztják alapfeltevezésünket, miszerint a kockázat mérőszáma megválasztásának komoly jelentősége van, ugyanis az érzékelt kockázat nagyban függ a választott mérőszámtól. Megfigyelhetjük, hogy mindössze három ország pozíciója nem változott: Ausztráliáé, Észtorszáé és Oroszorszáé. Mindhárom országról elmondható, hogy szélsőséges eset, ugyanis Ausztrália minden kockázati mutató vonatkozásában az első helyet foglalja el az egyes országok kockázat szerinti rangsorában (azaz a legkevésbé kockázatos befektetés), Észtország és Oroszország pedig a két legkockázatosabb befektetés.

4. táblázat

*A vizsgált országok rangsora a különböző kockázati mutatók szerint*

Ország	V	SV	MAD	GMD	VaR <sub>H</sub>	VaR <sub>MC</sub>	CVaR <sup>+</sup>	CVaR <sup>-</sup>	CVaR
Ausztrália	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Csehország	12	12	13	12	8	12	11	11	11
Egyesült Királyság	2	2	2	2	6	2	3	4	3
Észtország	16	16	16	16	16	16	16	16	16
Franciaország	9	10	9	9	11	8	8	9	8
Japán	3	4	3	3	5	6	4	3	4
Kanada	5	6	5	6	3	5	6	6	6
Lengyelország	15	13	15	15	14	14	13	13	13
Lettország	14	15	12	13	15	15	15	15	15
Litvánia	8	7	8	8	10	9	7	7	7
Magyarország	13	14	14	14	13	13	14	14	14
Németország	11	11	11	11	12	11	12	12	12
Oroszország	17	17	17	17	17	17	17	17	17
Svájc	7	8	7	7	7	7	9	8	9
Szlovákia	10	9	10	10	9	10	10	10	10
Szlovénia	6	3	4	5	2	3	2	2	2
Egyesült Államok	4	5	6	4	4	4	5	5	5

Eredményeink alapján szembevetendő az eloszlás ferdeségének az egyes országok kockázat szerinti rangsorára gyakorolt hatása, attól függően, hogy éppen melyik kockázati mutatót alkalmazzuk. A korábbiakban kimutattuk például, hogy Szlovénia tőzsdei árindexe pozitív ferdeséget mutat. Nagy bizonyossággal, ezzel magyarázható, hogy Szlovénia mindazokban az esetekben előkelőbb helyre kerül a rangsorban, amikor a kockázat mérésére egyoldali kockázati mutatót, azaz olyan mérőszámot alkalmazunk, amely kizárólag az eloszlásfüggvény „kedvezőtlen” részét veszi figyelembe a mutató kiszámításánál. Az előbbi mutatók a szemivariancia, a VaR, a CVaR,

a  $CVaR^+$  és a  $CVaR^-$ . Amennyiben a kockázatot az említett mérőszámokkal határozzuk meg, Szlovénia a második illetve harmadik helyet foglalja el a 17 ország kockázat szerinti rangsorában. Ugyanakkor, ha a varianciával (V), az átlagos abszolút eltéréssel (MAD) vagy a Gini-féle átlagos differenciával (GMD) mérjük a kockázatot, Szlovénia a rangsorban rendre a hatodik, negyedik, illetve az ötödik helyre esik vissza.

A leírtaknak éppen az ellenkezője figyelhető meg Lettország esetében. Mivel Lettország tőzsdéi hozamának eloszlása negatív ferdeséget mutat, várható, hogy az egyoldali mutatók használata ez esetben kedvezőtlenebb helyet eredményez számára a vizsgált országok kockázat szerinti rangsorában, mint a kétoldali mérőszámok alkalmazása. A 4. táblázatból kitűnik, hogy pont ez következik be: míg az összes egyoldali mutató használata a 15. helyet biztosítja Lettország számára a kockázati rangsorban, addig a kétoldali mutatók alkalmazásával ennél kedvezőbb helyre kerül. A 4. táblázat tanúsága alapján a variancia, az átlagos abszolút eltérés illetve a Gini-féle átlagos differencia használata rendre a 14., 12. illetve a 13. helyet biztosítja Lettországnak. Fontosnak tartjuk megemlíteni ugyanakkor, hogy Szlovákia esetében a ferdeség és csúcsosság viszonylag nagy értéke nem eredményezett a kockázati mutatók megválasztásától függő, markáns eltérést a rangsorban.

## 5. Következtetések

Jelen tanulmányunkban áttekintettük a befektéselemzés területén használatos jelentősebb kockázatomérő módszereket, azok gyengéit és előnyeit. Kiemeltük, hogy a szakirodalomban a befektetési kockázat mérésének kérdése napjainkban nagy figyelmet kap. Ennek oka, hogy az eddig elterjedt mutatók nagy része általánosan nem használható, a helyettük javasolt mutatók pedig még nem eléggé kiforrottak. A probléma megoldatlansága ellenére a terület nagy jelentőséggel bír, hiszen a kockázat mérésére szolgáló mutató megválasztása jelentősen befolyásolja egy befektetés észlelt kockázatosságát, így a befektetés észlelt teljesítményét és ezen keresztül a befektetők stratégiáját is.

A mutatók használatának illusztrálására bemutatott empirikus elemzésből levonhatjuk azt a következtetést, hogy az egyes kockázati mutatók nemcsak elméleti sajátosságaikban különböznek, hanem a gyakorlati felhasználásuk eredményeiben is. Ezt világosan mutatja az a tény, hogy a kockázat mérésére használt mutató megválasztásától függően módosul az elemzett országok kockázat szerinti rangsorban elfoglalt helye. Ez azért lényeges, mert a kockázatomérésről folytatott vita nem lenne releváns abban az esetben, ha a különböző mutatók használata csak a kockázat értékében, de

nem az ez alapján létrehozott rangsorban okozna változást. A tanulmányban elvégzett empirikus elemzés során találtunk olyan országot, amely a 17 befektetés kockázati rangsorában öt helyet ugrott a kockázati mutató megváltoztatásának hatására.

A kockázati mutatók viselkedésének kérdése különös jelentőséggel bír a fejlődő tőkepiacok befektetői számára, ugyanis általánosságban elmondható, hogy a kevésbé likvid és jobban koncentrált tőkepiacok esetében a befektetések hozamai gyakrabban mutatnak a normálistól eltérő eloszlást. Ez a jelenség pedig a legtöbb klasszikus mutató esetében a kockázat helytelen megítéléséhez vezet. A területen folyamatos fejlődést figyelhetünk meg, az utóbbi időben a legnagyobb figyelmet a feltételes kockázatotott érték (CVaR) kockázati mutató kapta. A CVaR elődje a kockázatotott érték (VaR), amelynek eddig számos hibáját elemezték a szakterület kutatói.

A CVAR a VaR sok elméleti és gyakorlati problémáját megoldja. Ezek közül a legjelentősebb talán a szubadditivitás követelménye, melynek teljesítése az adott kockázati mutatóra alapozott korrekt portfólióoptimalizálást teszi lehetővé. Mindemellett a CVaR elterjedése a gyakorlatban egyelőre nem elvárható, hiszen a mutató újszerűsége miatt elképzelhető, hogy a későbbi, ezt elemző kutatások szintén feltérképeznek olyan eseteket, amelyekben a CVaR használata a kockázat hibás megítéléséhez vezet. Ennek ellenére jelentőségét nem becsülhetjük alul, hiszen valószínűnek tartjuk, hogy a pénzügyi kockázatomérés fejlődésének irányát ez a mutató a jövőben nagyban befolyásolja.

## Irodalom

- ALBRECHT, P. [2003]: Risk measures. *Sonderforschungsbereich 504 Publications No. 03–01*. Munkaanyag. 1–26. old.
- ARTZNER, P. ET AL [1999]: Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*. 9. köt. 203–228. old.
- BUGÁR GY. – UZSOKI M. [2005]: Nemzetközi részvény befektetési lehetőségek Közép- és Kelet-Európa új Európai Unió tagállamainak szemszögéből. *Közgazdasági Szemle*. 52. évf. 6. sz. 576–598. old.
- CSÓKA P. [2003]: Koherens kockázatomérés és tőkeallokáció. *Közgazdasági Szemle*. 50. évf. 10. sz. 855–880. old.
- EFTEKHARI, B. – PEDERSEN C. S. – SATCHELL S. E. [2000]: On the volatility of measures of financial risk: an investigation using returns from European markets. *The European Journal of Finance*. 6. köt. 18–38. old.
- ELTON, E. J. – GRUBER M. J. [1995]: *Modern portfolio theory and investment analysis*. John Wiley and Sons. New York
- EMBRECHTS, P. – MCNEIL A. – STRAUMANN D. [2002]: Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls. In: *Dempster, M. A. H. (szerk.): Risk management: value at risk and beyond*. Cambridge University Press.



- FREY, R. – MCNEIL A. J. [2002]: VaR and expected shortfall in portfolios of dependent credit risks: Conceptual and practical insights. *Journal of Banking and Finance*. 26. köt. 1317-1334. old.
- FUSAI, G. – LUCIANO E. [2000]: Dynamic value at risk under optimal and suboptimal portfolio policies. *European Journal of Operational Research*. 135. köt. 249-269. old.
- GIORGI, E. D. [2005]: Reward-risk portfolio selection and stochastic dominance. *Journal of Banking and Finance*. 29. köt. 895-926. old.
- INUI, K. – KIMJIA, M. [2005]: On the significance of expected shortfall as a coherent risk measure. *Journal of Banking and Finance*. 29. köt. 853-864. old.
- JORION, P. [1999]: *A kockázatos érték*. Panem Kiadó. Budapest.
- MARKOWITZ, H. M. [1952]: Portfolio selection. *Journal of Finance*. 7. köt. 77-91. old.
- MARKOWITZ, H. M. [1991]: Foundations of portfolio theory (Nobel Prize Lecture). *Journal of Finance*. 46. köt. 469-477. old.
- MARKOWITZ, H. M. [1999]: *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*. Basil Blackwell. Oxford.
- MASSEY, F. J. [1951]: The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*. 46. köt. 68-78. old.
- OGRYCAK, W. – RUSZCZYNSKI, A. [1997]: *From stochastic dominance to mean-risk models: Semideviations as risk measures*. International Institute for Applied Systems Analysis. (Munkaanyag.)
- PELUG, G. C. [1999]: *How to measure risk? Festschrift to F. Ferschl*. Physica-Verlag. Heidelberg.
- RIEDEL, F. [2004]: Dynamic coherent risk measures. *Stochastic Processes and their Applications*. 112. köt. 185-200. old.
- ROCKAFELLAR, R. T. – URYASEV, S. [2002a]: Conditional value-at-risk for general loss distributions. *Journal of Banking and Finance*. 26. köt. 1443-1471. old.
- ROCKAFELLAR, R. T. – URYASEV, S. [2002b]: Optimization of conditional value-at-risk. *Journal of Risk*. 3. évf. 3. sz. 21-41. old.
- SHALIT, H. – YITZHAKI S. [2005]: The mean Gini efficient portfolio frontier. *Journal of Financial Research*. 28. évf. 1. sz. 59-75. old.
- SHAPIRO, S. S. – WILK, M. B. [1965]: An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*. 52 évf. 3-4. sz. 591-611. old.
- SZEGŐ, G. [2005]: Measures of risk. *European Journal of Operational Research*. 163. köt. 5-19. old.

## Summary

Risk has to be understood and measured properly by investors in order to make well informed decisions. Despite the clear importance of the correct choice of a risk measure there is no single method widely supported by researchers. The present work aims to describe and summarise some of the most important properties of the conventional and newly developed risk measures as well as demonstrate their use. We highlight the most significant weaknesses of the conventional measures and the typical situations in which they produce a misleading estimate of risk. The present study also puts a high emphasis on recent developments and on the benefits resulting from the

use of one of the most promising risk measures: conditional value at risk (CVaR). The calculation of each measure is also shown and demonstrated by simple examples. The described risk measures are also applied to a database of stock market indices of 17 countries. The countries are ordered for each method according to the amount of risk they represent for the investors and the results are analysed for certain patterns that can be expected based on the arguments presented in the theoretical section.

## A társadalom és a gazdaság főbb folyamatai 2005-ben\*

---

A Központi Statisztikai Hivatal ez évben is elkészítette a magyar gazdaság és társadalom előző (2005.) évi adatainak elemzését, melyben bemutatja az ország lakosságának helyzetét és a gazdasági élet legfőbb vonásait, a változások tendenciáit.

TÁRGYSZÓ:

Népességszám és -összetétel.

Népesedési folyamatok, népmozgalom.

Gazdálkodás.

Társadalomstatisztika.

\* A „Magyarország 2005” című kiadvány (Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 2006) alapján összeállította *Friss Péter*.

Magyarország 2005. évi társadalmi-gazdasági helyzetét a következők jellemezték.

## Népesedés – Életkörülmények

Magyarország népessége 2006. január 1-jén 10 millió 77 ezer fő volt. Az elmúlt év folyamán a népesség száma 21 ezerrel csökkent. A népesség öregedik, a 35 éves korig meglevő férfitöbbség a 35–39 évesek között kiegyenlítődik, és 40 év felett – az eltérő életesélyekkel összefüggésben – növekvő nőtöbbség jelenik meg. Csökkent a házasok aránya, nőtt az egyedülállóké és az elváltaké.

A mikrocenzus időpontjában – 2005. április 1-jén – a háztartások száma meghaladta a 4 milliót, ami 139 ezerrel több a 2001. évinél. A családháztartások száma fogyott, a nem család-, ezen belül az egyszemélyes háztartásoké emelkedett. Megnőtt az élettársi kapcsolatban élők aránya, csaknem minden hetedik együttélés élettársi kapcsolat.

A családokban a gyermekek száma – az alacsony születésszámmal összefüggésben – folyamatosan fogy. A házaspárok a 2005. év elején 1 millió 122 ezer 15 évesnél fiatalabb gyermeket neveltek, az egyedülálló szülők – ahol 87 százalékban a családfő az anya – 225 ezret, az élettársi kapcsolatokban élők 199 ezret.

2005-ben 44 100 pár kötött házasságot, ami 300-zal (0,7 százalékkal) több az egy évvel korábinál. A tizenévesek házasságkötései csaknem megszűntek. Jelentős a visszaesés a húszas éveik elején járó fiatal nők esetében is. A házasságkötések számának emelkedése kizárólag a házasságra lépők „érettebb” korosztályaiban, főleg a 30–39 évesek körében ment végbe.

A válások számában nem történt érdemi változás, 2005-ben mintegy 24 700 házasságot bontottak fel a bíróságok, lényegében ugyanannyit, mint egy évvel korábban.

Az elmúlt öt év legmagasabb születésszáma volt a 2005. évi, amikor 97 500 gyermek született, 2400-zal több, mint 2004-ben. A 2005-ben született gyermekek 35 százaléka, (2000-ben 29 százaléka) házasságon kívül jött világra. A 2005. évi termékenységi viszonyok feltételezésével száz nő élete során 132 gyermeket hozna világra az előző évi 128-cal szemben. A népesség egyszerű reprodukcióját biztosító érték mintegy 210 lenne.

A *művi vetélések* száma – bár nemzetközi összehasonlításban még mindig magas – az elmúlt másfél évtizedben csökkenő irányzatú. 2005-ben 50 500 műtétet hajtottak végre, 3,8 százalékkal (mintegy 2000-rel) kevesebbet a 2004. évinél.

A *halálozások* száma 135 500 volt, csaknem 3000-rel magasabb, mint a 2004. évi, ami több mint két évtizede a legalacsonyabb érték volt. A *csecsemőhalálozás* hosszabb távon is csökken, 2005-ben az eddigi legalacsonyabb, 6,3 ezrelék volt.

A születések és a halálozások egyenlegként a népesség természetes fogyása immár negyedszázados folyamat, amelyet egy ideje részben ellentételez a *nemzetközi vándorlásból* származó nyereség. A Magyarországon *érvényes engedéllyel huzamosan tartózkodó külföldiek* száma 2006. január 1-jén mintegy 155 ezer fő volt, 9 százalékkal, 12 800 fővel több az egy évvel korábbinál.

A nők *várható élettartama* folyamatosan, a férfiaké a kilencvenes évek elejének enyhe csökkenése óta lassan emelkedik. 2004-ben a magyar férfiak 6,4 évvel, a nők 4 évvel számíthatnak rövidebb élettartamra születésükkor, mint a kibővített unióban élő társaik. Az Európai Unióban a magyar nőknél rövidebb ideig csak az ést és lett társaik élnek, és a magyar férfiaknál szintén csak a balti országok férfilakosságának rövidebb az átlagos élettartama.

Magyarországon a vezető halálokok – hasonlóan Európa többi részéhez – a keringési rendszer betegségei és a rosszindulatú daganatok. Az előbbieket miatt következik be a halálozások fele, az utóbbiak miatt a negyede. A keringési rendszer betegségei különösen a nőket sújtják. A női halálozás 57 százalékát okozzák keringési, elsősorban szív- és agyérbetegségek, míg a férfiakét 45 százalékban. Ezzel szemben a férfiaknak a nőknél nagyobb hányada hal meg rosszindulatú daganatban, légző- és emésztőszervi betegségben vagy valami külső ok (baleset, öngyilkosság) miatt.

A magyarok unióbeli társaikénál rosszabb életésélyeinek magyarázata nagyrészt *életmódjukban* keresendő. A WHO (Egészségügyi Világszervezet) adatai szerint, míg az Unióban a lakosság 29 százaléka dohányzik napi rendszerességgel, addig Magyarországon 34 százaléka. Hasonlóan magas arány csak Lengyelországban, Hollandiában, Lettországon és Szlovéniában van. Ezzel nyilvánvalóan összefüggésben van az a tény, hogy a tüdő-, illetve hörgőrákos új betegek ezer lakosra jutó száma Európa-szerte csak Svájcban haladja meg a magyarországit. Alkoholfogyasztásunk szintén Európa legmagasabbjai közé tartozik. Míg az EU-ban 9,3 liter tiszta alkohorra átszámított szeszes ital fogyasztása jut egy lakosra, Magyarországon 11,6 liter. (Az unióbeli élvonalba tartozik még Csehország 13,2 literrel és Ausztria 10,5 literrel). Az alkoholisták számát közel 700 ezerre becsülték 2004-ben, az addiktológiaiakon azonban csak töredéküket (4,5%) tartják nyilván.

A háziorvosok a 18 éves korig terjedő korosztályban a vér- és vérképző szervek betegségeit, a szemizmokkal kapcsolatos fénytöréses rendellenességeket, az asztmát és a hátgerinc-elváltozásokat regisztrálják leggyakrabban. A felnőtteknél a keringési rendszer betegségei a leggyakoribbak – közülük is első helyen a magas vérnyomás

áll, több, mint 1,8 milliós évi esetszámmal –, melyet a cukorbetegség és a csigolyabántalmak követnek.

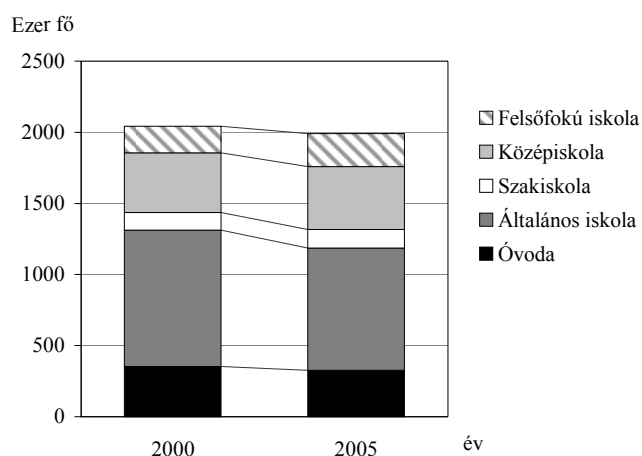
A várandós anyák és a csecsemők gondozását a szülészorvosokon és a házi gyermekorvosokon kívül a védőnők végzik. 2004-ben 99 ezer kismamát vettek nyilvántartásba, akiknek 36 százaléka igényelt fokozott gondozást. A veszélyeztetettek aránya Észak-Magyarországon közel 50 százalék volt. A dohányzó várandós anyák aránya évek óta nem kevesebb 14 százaléknál. A négy hónaposnál fiatalabb csecsemők esetében az anyatejjel való táplálás aránya 1 év alatt 7 százalékponttal csökkent, jelenleg 63 százalék.

A magyar élveszületési arány (9,7‰) megközelíti az uniós tagországokét, és a környezetünkhöz képest is közepes, a halálzási ráta azonban Lettország után a legmagasabb.

2005-ben Magyarországon a 20–24 évesek 83 százalékának volt legalább középfokú végzettsége, ugyanez az arány a 25–64 évesek körében 76 százalék. Felsőfokú végzettséggel ez utóbbiak 15 százaléka rendelkezik. Továbbra is magas (24%) azon felnőttek aránya, akik legfeljebb az általános iskola 8 évfolyamát végezték el. Évente 5–6 ezer fiatal továbbra sem fejezi be az általános iskolát 16 éves koráig, ez az egyre csökkenő létszámú korosztálynak már 5 százalékát jelenti. Ezeknek a fiataloknak a többsége tartósan kiszorul a munkaerőpiacról.

A tanulók száma oktatási szintenként és iskolatípusonként eltérően alakul. Az óvodába beiratkozottak száma 1995 óta először kismértékben emelkedett, 327 ezer gyermek jár óvodába, mintegy 600-zal több, mint 2004/2005-ben.

1. ábra. Az iskolarendszerű oktatásban nappali tagozaton részt vevők száma



Az általános iskolai tanulói létszám – a népesedés tendenciáiból következően – jelentősen csökkent: a nappali oktatásban 859 ezren tanulnak, 28 ezerrel kevesebben

az egy évvel korábbi létszámnál. 2005-ben csaknem 120 ezer nyolcadikos végzett és szinte mindegyikük folytatta tanulmányait valamilyen középfokú oktatási intézményben.

Kismértékben ismét emelkedett a *középfokú oktatás* nappali rendszerű képzéseiben részt vevő tanulók száma: a 2005/2006. tanévben 572 ezer volt. A beiratkozottak 23 százaléka érettségit nem adó szakiskolákban, 43 százaléka szakközépiskolákban és 34 százaléka gimnáziumokban tanul. A nappali képzésben érettségit szerzettek száma 2005-ben elérte a 77 ezer főt, a tanulók nagyjából fele-fele arányban gimnáziumban, illetve szakközépiskolában érettségiztek. Ugyanebben az évben 26 ezren szakiskolában és 27 ezren szakközépiskolában tettek sikeresen szakmai vizsgát.

A *felsőoktatásba* 2005-ben a jelentkezők 58 százaléka, 53 ezer fő került be. A felsőoktatási intézmények nappali tagozatán a 2005/2006. tanévben 231 ezer fiatal iratkozott be a különböző szintű képzésekre. Felsőfokú alapképzésben 11 ezren, egyetemi, főiskolai alapképzésben 207 ezren tanulnak. Ezen túlmenően 8300 hallgató felsőfokú szakképzésben, további 5900 fő szakirányú továbbképzésben, PhD-, illetve DLA-képzésben vesz részt.

2004-ben a *kutató-fejlesztő* helyek száma 3 százalékkal volt magasabb, mint egy évvel korábban. Kutatási tevékenységgel 49 600 fő foglalkozott, 2 százalékkal több, mint 2003-ban. Összességében 2004-ben K+F-tevékenységre 181,5 milliárd forintot fordítottak, ami az előző évhez képest folyó áron 3,3 százalékos emelkedésnek felel meg. A ráfordítások GDP-hez viszonyított aránya ugyanakkor 0,95 százalékról 0,89 százalékra mérséklődött. Az Unió tagállamaiban általában is csökkent ez az arány, de kevésbé, átlagosan 1,93-ról 1,90 százalékra, így lemaradásunk ebben az összehasonlításban nőtt. Az EU arányszáma is alacsonyabb az Egyesült Államokénál, illetve Japánénál.

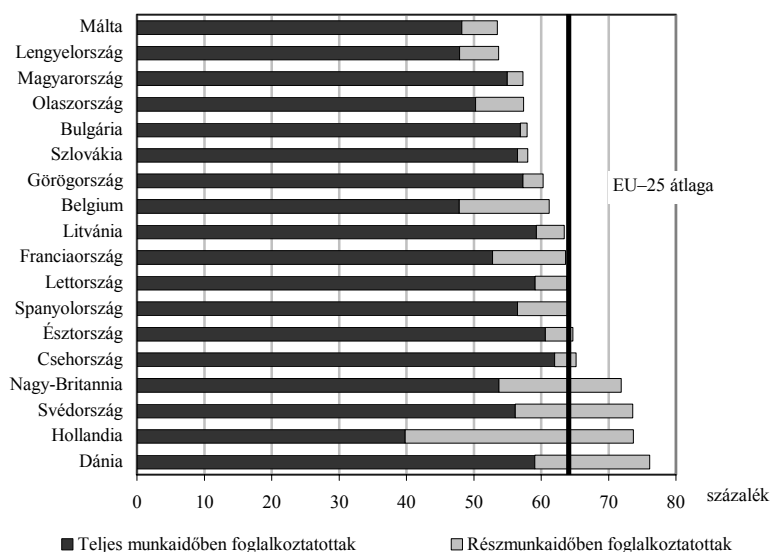
A munkaerő-felmérés adatai szerint a *foglalkoztatottak száma* 2005-ben 3 millió 902 ezer, a *munkanélkülieké* 304 ezer volt. Az ezredfordulótól a foglalkoztatottság 45 ezer fővel (1,2 százalékkal) nőtt. A foglalkoztatottak létszáma a 2003. évi csúcstól követően 2004-ben enyhén csökkent, majd az elmúlt évben nem változott. A munkanélküliség a perióduson belül a 2001-ben mért legalacsonyabb érték után folyamatosan emelkedő tendenciájú, amiben szerepe volt a sorkatonai szolgálat eltörlésének, a nyugdíjrendszer változása miatti kilépési esély csökkenésének éppúgy, mint a munkaügyi ellátórendszerben 2005-ben bekövetkezett változásoknak.

A *gazdaságilag nem aktív népesség* 2005-ben 3 millió 517 ezer főre csökkent, ami az öt évvel korábbinál 143 ezerrel, az egy évvel azelőttinél 51 ezerrel kevesebb. A gazdaságilag inaktívak 55 százaléka nyugdíjas, 21 százaléka nappali tagozaton tanul, 17 százaléka egyéb eltartott és 7 százaléka gyermekgondozási ellátásban részesül.

A *foglalkoztatottak* aránya a 15–64 évesek közül 2000-től 56-ról 56,9 százalékra nőtt. A magyar foglalkoztatottsági szint alacsonyabb az uniós átlagnál (63,6%). A magyar foglalkoztatási ráta alakulása összefügg a kilencvenes évek eleji korai, töme-

ges nyugdíjba vonulással a meghosszabbodott tanulási idővel, a különböző gyermek-ellátási formák igénybevételével. Az Európai Unió egyes régi országaiban, ahol jóval elterjedtebbek az olyan atipikus foglalkoztatási formák, mint a részmunkaidős foglalkoztatás, távmunka stb., a foglalkoztatási ráta eléri a 70–75 százalékot is.

2. ábra. A 15–64 éves népesség foglalkoztatási rátája 2005. III. negyedévében



A *foglalkoztatottak* nemek szerinti összetétele lényegében változatlan: száz foglalkoztatott közül 54 férfi és 46 nő. A 15–24 éves foglalkoztatott fiatalok létszáma csökkent. A fiatalok munkaerő-piaci távolmaradása az oktatási, képzési idő meghosszabbodásán túl a pályakezdők elhelyezkedésének fokozódó nehézségeivel függ össze. Az 55–64 évesek foglalkoztatási aránya az előző évi 31 százalékról 33 százalékra nőtt, aminek háttérében a nyugdíjkorhatár fokozatos emelése, valamint a nyugdíjba vonulás szabályainak módosítása áll. A mezőgazdaságban foglalkoztatottak száma és aránya 2005-ben is tovább csökkent. Létszámvesztés volt a feldolgozóiparban, ezen belül a legnagyobb a textil-, textiláru gyártása ágban. A feldolgozóiparon belül egyedül a gépipari vállalkozások növelték létszámukat. Számtottevő létszám-bővülés következett be a kereskedelemben, míg szerényebb mértékű növekedés jellemezte az építőipart, továbbá a szálláshely-szolgáltatást, valamint az egyéb közösségi, személyi szolgáltatás ágakat.

A foglalkoztatottak döntő hányada (86%) alkalmazásban állt. Az egyéni és társas vállalkozásoknál dolgozók aránya az elmúlt években 13 százalék körül állandósult. A szövetkezeti tagok és a segítő családtagok száma évről évre csökken, arányuk jelentéktelen.



A *munkanélküliségi* ráta az egy évvel korábbi 6,1-ről 2005-ben 7,2 százalékra nőtt. Színvonala hasonló az 1999. évihez. Az Unió átlaga 8,7 százalék.

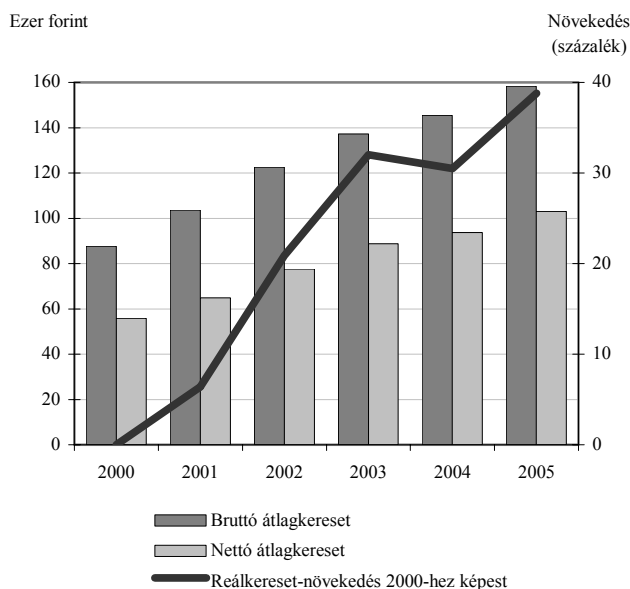
A fiatalok (15–24 évesek) munkanélkülisége a 2004. évi 15,5 százalékról 2005-ben 19,4 százalékra emelkedett, ami némileg magasabb az Európai Unió tagországaibanak átlagánál. Elhelyezkedési esélyeiket rontja, hogy közülük majdnem minden második szakképzetlen, és sok esetben gátló tényező a munkatapasztalat hiánya is.

A *területi különbségek* 2005-ben tovább mélyültek. Közép-Magyarországon a legmagasabb a foglalkoztatottak aránya (56,6%) és 2004-hez képest is emelkedett. A legalacsonyabb hagyományosan Észak-Magyarországon, ahol kissé csökkent is az arány (43,6%). A munkanélküliség az előző évhez képest valamennyi régióban emelkedett. A legmagasabb a ráta Észak-Magyarországon (10,6%), a legalacsonyabb Közép-Magyarországon (5,2%). A növekedés az Észak- és Dél-Alföldön a legszámottevőbb.

Az *életszínvonal* a gazdaság élénkülésével, a foglalkoztatottság emelkedésével a kilencvenes évek utolsó harmadától nőtt. A reálkeresetek és a reálnyugdíjak 2000-től mintegy 40 százalékkal, ezen belül 2002 és 2005 között a korábbiaknál gyorsabban, 31, illetve 34 százalékkal nőttek. A legnagyobb dinamikát 2002-ben – a közalkalmazottak központi béremelésekor és a nyugdíjak pótlólagos korrekciója idején – érték el.

A fogyasztás tendenciájában a főbb jövedelmi tételek alakulását követte, de dinamikája elmaradt a kereseteké és a nyugdíjaké mögött.

3. ábra. A keresetek alakulása



Az elmúlt öt év kormányzati intézkedései – a minimálbér 2001. és 2002. évi jelentős emelése, a hivatásos katonák 50–70 százalékos illetményrendezése, a köztisztviselők 2001. és 2003. évi keresetnövelése, valamint 2002-ben a közalkalmazottak 50 százalékos alapbéremelése – jelentősen befolyásolták, dinamizálták a keresetkiáramlást. 2004-ben a nominálbér növekedése a korábbiaknál visszafogottabb volt, és fékezte a 13. havi illetmény 2005. januári kifizetése. Ez a változás volt az egyik oka a 2005-ben ismét jelentős növekedésnek.

2005-ben a teljes munkaidőben foglalkoztatottak havi *bruttó átlagkeresete* 158 300 forint volt. A fizikai foglalkozásúak 102 700 forintot, a szellemi foglalkozásúak 222 800 forintot kerestek. A szellemi foglalkozásúak átlagkeresete a költségvetési intézményekben változatlanul alacsonyabb, mint a versenyszférában. Kereseti hátrányuk 2003-ban 8, 2005-ben 13 százalék volt.

A *nettó átlagkereset* 2005-ben 103 100 forintot tett ki, nominálisan 10,1 százalékkal haladva meg az egy évvel azelőttit. A nettó kereset a bruttó kereset 65 százaléka volt. A *keresetek reálértéke* 2005-ben összességében 6,3 százalékkal emelkedett.

Társadalmi szolidaritásra, *szociális védelemre* az uniós tagországok átlagosan a bruttó hazai termék 27 százalékát fordították 2003-ban. Az új tagországokban a jóléti kiadások aránya szerényebb az uniós átlagnál, amelyet leginkább a szlovén közelít meg, sorrendben megelőzve a lengyelt és a magyart (21%).

A kiadások legnagyobb tétele valamennyi tagországban a *nyugdíj*. Nyugdíjra az uniós országok a GDP átlagosan mintegy 13 százalékát költik. Magyarországon az arány 9 és 10 százalék közötti<sup>1</sup>. Nyugdíjban és nyugdíjszerű ellátásban 2005-ben a népesség több mint 30 százaléka, mintegy 3 millió fő részesült. A nyugdíjból és nyugdíjszerű ellátásból élők számának 1999-től tartó csökkenése 2005-ben azzal együtt is folytatódott, hogy az év során az új nyugdíj-megállapítások száma 4,6 százalékkal nőtt. A növekedés az öregségi nyugdíjak esetében következett be, a rokkantsági és a baleseti rokkantsági nyugdíjak megállapítása csökkent.

Öregségi nyugdíjat az ellátásban részesülők 54,3 százaléka (1 millió 658 ezer ember) kapott. Jelenleg a népesség mintegy 30 százalékának alapvető megélhetési forrása a nyugdíj vagy nyugdíjszerű ellátás. Az egy ellátottra jutó havi összeg közel 63 ezer forint, reálértéken – nyugdíjas fogyasztói árindexszel – számolva 7,8 százalékkal volt magasabb az egy évvel korábbinál. Az ellátás színvonala először 2003-ban – a 13. havi nyugdíj bevezetésének évében<sup>2</sup> – érte el és 2004-ben 5 százalékkal haladta meg az 1990. évit.

2005-ben az állam a GDP mintegy 1,5-2 százalékát fordította pénzbeli juttatás formájában családtámogatásra, gyermeknevelés segítésére.

<sup>1</sup> Eurostat-módszertan szerint.

<sup>2</sup> Továbbá ekkor egésszítették ki a nyugdíjminimumra a saját jogú ellátások közel 10 százalékát.

1. táblázat

*A gyermeknevelés támogatásának  
egy főre jutó havi átlaga*

Év	Összeg (forint)	Reálérték (Előző év=100,0)
Családi pótlék (egy családra)		
2004	11 971	99,3
2005	12 597	101,5
Gyermekgondozási segély (egy főre)		
2004	24 428	103,3
2005	26 051	102,9
Gyermekgondozási díj (egy főre)		
2004	54 322	104,3
2005	58 484	104,0

*A jövedelemegyenlőtlenség* az elmúlt tíz év során az általános jövedelememelkedés mellett lényegében nem változott. A lakosság egy főre jutó nettó jövedelmének színvonala<sup>3</sup> reálértéken 40 százalékkal haladta meg a kilenc évvel korábbit (1995-ben 12–13 százalékkal elmaradt az 1987. évitől). A legfelső népességtized jövedelmeinek aránya a legalsó népességtizedéhez képest – hasonlóan az 1995. évihez – 7,5-szeres. A legkisebb jövedelmű népességtized a nettó jövedelmek 3,3 százalékát, a legnagyobb jövedelmű tized közel negyedét kapja.

A társadalmi jövedelmek a gyermekes háztartások összjövedelmének 16,3 százalékát tették ki. A gyermeket nevelő háztartások 12 százalékában nincs aktív kereső. Ezekben a társadalmi jövedelmek adják az összjövedelem döntő hányadát, éves átlagjövedelmük mindössze 43 százaléka az országos átlagnak. A munkanélküli- és a gyermekgondozási ellátásban részesülő inaktív háztartásfőjű háztartások több mint 80 százaléka az első és a második jövedelmi tizedbe tartozott, míg a nyugdíjas háztartásfőjű háztartásoknak mintegy 15 százaléka.

Az egy főre jutó medián jövedelem 60 százaléka alatti jövedelemből élők aránya – mintegy 17%, ami 480 ezer háztartásban 1 millió 650 ezer főt jelent. E háztartásokban az egy főre jutó éves jövedelem mindössze 313 ezer forint, és a nettó jövedelmek több mint felét a társadalmi juttatások tették ki.

A nemzetgazdasági elszámolások szerint a háztartások *fogyasztása* 2005-ben a korábbi éveknél szerényebben, 1,4 százalékkal nőtt.

<sup>3</sup> Természetbeni társadalmi jövedelmek nélkül.

A mikrocenzus időpontjában 2005. április 1-jén 4 millió 173 ezer *lakás* volt Magyarországon, 108 ezerrel több, mint a népszámláláskor, 2001. február 1-jén. A lakások száma 2,7 százalékkal, míg az állomány 94 százalékát kitevő lakott lakásoké 5,7 százalékkal volt több a népszámlálás megfelelő adatainál. A laksűrűség – részben a népességfogyás következményeként – javult: száz lakott lakásra 267 helyett 251 személy jut. Jelenleg 1,1 millió az olyan lakás, ahol egy szobára egynél több lakó jut. A lakott lakások átlagos alapterülete 78 négyzetméter, az egy lakóra jutó alapterület 31 négyzetméter. Mindkét mutató 3 négyzetméterrel nőtt a 2001-es népszámlálás óta, ugyanannyival, mint 1990 és 2001 között.

A lakásprivatizáció óta a tulajdonviszonyok alig változtak. A lakott lakások 96,3 százaléka természetes személyek, a többi jogi személyek birtokában van, ebből az önkormányzati tulajdon aránya 3 százalék. Míg Nyugat-Európában a lakásoknak 40–60 százalékában lakik a tulajdonos, nálunk ez az arány 90 százalék.

A 2001. és 2005. közötti időszak legjelentősebb változása, hogy 56-ról 67 százalékra nőtt a közcsatornába bekötött lakások aránya, így a házi csatornával együtt a lakott lakások 94 százalékában megoldott a szennyvíz elvezetése. Említésre méltók azonban a felszereltségi hiányok is: átlagos laksűrűséggel számolva 500 ezernél több azok száma, akiknek lakásában nincs vízvezeték (sem hálózati, sem házi), több mint 570 ezren lagnak csatornázatlan lakásban, és több mint 910 ezer lakónak nincs lehetősége vízöblítéses WC-t használni. A lakott lakások 58 százaléka központi fűtésű, a többi egyedi helyiségfűtésű.

A *lakásépítés* ezredforduló táján megindult fellendülésével a használatba vett lakások száma 2004-ig minden évben legalább 10 százalékkal nőtt. A 2005-ös év 6 százalékos csökkenést hozott a lakásépítés terén.

A nemzetgazdaság *vízfogyasztása* a kilencvenes évek eleje óta negyedével, 1,6 milliárd köbméterrel csökkent, az utóbbi 5–6 évben évi 5,2–5,4 milliárd köbméter volt. A csökkenésben a lakossági célú felhasználás harmadára és az öntözési felhasználás kevesebb mint felére mérséklődése játszott a fő szerepet. A takarékoság oka vélhetően a víz- és csatornadíjak emelkedése volt. 2004-ben a vízműveknél végzett bakteriológiai vizsgálatok szerint a vizsgált ivóvízminták több mint 4 százaléka, míg az ivóvizek kémiai vizsgálatokor a vizsgált minták valamivel több mint 7 százaléka kapott „el nem fogadható” minősítést.

A *közcsatornán* elvezetett szennyvizek mennyisége a vízfogyasztás visszaesését tükrözve 14 év alatt 36 százalékkal, 2004-ben 558 millió köbméterre csökkent. E szennyvíz egyre nagyobb része kerül biológiai, illetve harmadik fokozatú tisztítás után a befogadóba: a legalább biológiailag tisztított szennyvizek aránya 5 év alatt 35-ről 66 százalékra emelkedett.

Településeinken 4,3 millió tonna szilárd és 5,1 millió köbméter folyékony *hulladékot* szállítottak el a lakosságtól, gazdasági szervezetektől és a közterületekről. A lakások 92 százalékából szállítják el szervezetten a hulladékot. A teljes keletkezett

mennyiség a szilárd hulladék esetében néhány százezer tonnával, a folyékony hulladék esetén azonban jóval meghaladhatja a begyűjtött mennyiséget. Az el nem szállított szilárd hulladék jórészt illegális lerakókra kerül, míg a folyékony elszivárog a talajba, veszélyeztetve ezzel az ivóvízbázis tisztaságát. A lakosságtól begyűjtött 2,8 millió tonna szilárd hulladék zömét (94%) hagyományos módon, 1,8 százalékát szelektíven, míg közel 5 százalékát lomtalanítás során gyűjtötték be. Gazdasági szervezetknél 1,4 millió tonna, míg közterületek tisztításából 156 ezer tonna hulladék keletkezett.

Magyarország területének ötödét – 1 millió 836 ezer hektárt – borította 2004-ben *erdő*, ami 13 ezer hektár növekedést jelent az előző évhez képest. Ez a borítottság uniós mércével mérve alacsony, és ez ugyancsak környezetvédelmi probléma. A levélvesztés mértéke alapján erdeink az európai országok között a közepesen károsodottak közé tartoznak. 2004-ben nőtt a tünetmentes fák aránya, és csökkent a gyengén és közepesen károsodottaké.

2005-ben Magyarországon közel 13 ezer *könyvet* adtak ki, példányszámuk megközelítette a 41 milliót. A címek száma majdnem 1700-zal (15 százalékkal) emelkedett, a példányszám 28 százalékkal volt magasabb, mint előző évben. Ez az átlagpéldányszám emelkedését mutatja az előző évhez képest, a korábbinál azonban alacsonyabb. A művek példányszámából a szépirodalom egynegyed részben, a szakirodalom 13 százalékban, a tankönyvek 40 százalékban részesedett.

Az évtized közepén országosan több mint 9000 közművelődési, szak- és iskolai *könyvtári* szolgáltatóhely működött, ennek fele iskolai könyvtár volt. A közművelődési könyvtárak 45 millió könyvtári egységgel (könyv, bekötött folyóirat stb.) rendelkeztek, amely az összes könyvtári állomány egyharmada volt. A könyvtári szolgáltatás iránti igény alig változik. Minden ötödik lakos valamilyen könyvtár beiratkozott olvasója, egy olvasó átlagban kéthetente kölcsönöz könyvet. A közművelődési könyvtárak olvasóinak nagy része a fiatalabbak közül kerül ki, minden harmadik regisztrált olvasó 14 éves vagy annál fiatalabb.

A *múzeumokban*, muzeális gyűjteményekben és a múzeumi kiállítóhelyeken rendezett tárlatok iránti érdeklődés a hazai és nemzetközi turizmus terjedése és az intézményhálózat bővülése mellett 18 százalékkal növekedett az elmúlt 3 évben.

A *közművelődési* intézmények rendezvényeinek látogatottsága az otthoni és egyéb alternatív szabadidő-eltöltési formák előtérbe kerülésével az elmúlt években folyamatosan csökkent. Az évtized közepére 3700 körül állandósult az intézmények száma, melyek közel 90 ezer szórakoztató és közösségi rendezvényt szerveztek.

Magyarországon szűkebb és tágabb lakókörnyezetét a lakosság 74 százaléka tartja biztonságosnak,<sup>4</sup> és ezzel *biztonságérzet* alapján a tizenhárom volt szocialista or-

<sup>4</sup> A TÁRKI 2005-ös mérése alapján.

szágból az első helyen áll. A rendőrség bűnüldöző munkájával a megkérdozettek közel fele elégedett.

Az *ismertté vált bűncselekmények*<sup>5</sup> oldaláról vizsgálva a közbiztonságot a jelzőszám az 1998. évi csúcs után 2003-ig csökkent, majd az utóbbi két évben ismét emelkedett. 2005-ben 436 500 büntettségben és vétségben fejezték be a hatóságok az eljárást, 4 százalékkal többen, mint egy évvel azelőtt. A büntettek mennyisége 10 százalékkal emelkedett, a vétségeké nem változott az előző évhez képest. A jogsértések továbbra is döntően vagyon ellen irányulnak.

A lakosság biztonságérzetét talán legközvetlenebbül befolyásoló bűncselekmények közül 2000-től százezer lakosra számolva 35 százalékkal csökkent a lakásbetörés, 25 százalékkal a gépjárműlopás, 20 százalékkal az emberölés, 15 százalékkal a rablás. Az ezredfordulótól számottevően kevesebb a vagyon, az államigazgatás, igazságszolgáltatás, közélet tisztasága elleni jogsértések száma, és több a házasság, család, ifjúság és nemi erkölcs, a gazdaság, a személy, valamint a közrend ellen elkövetetteké. 2005-ben a kábítószerrel való visszaélések száma 7600 volt, több mint kétszerese a 2000. évinek. Ezen belül közel négyszer annyi volt a kábítószer tartásával (termesztésével, előállításával stb.), és kétszer annyi a forgalmazással elkövetett bűncselekmény, mint öt éve.

Bűncselekmény *sértettje* 224 ezer természetes személy volt, számuk 5 százalékkal kevesebb, mint egy évvel azelőtt. A sértettek közül csaknem 5700 volt gyermek és 8200 külföldi.

## A gazdaság alakulása, fejlettségi szint, gazdasági egyensúly

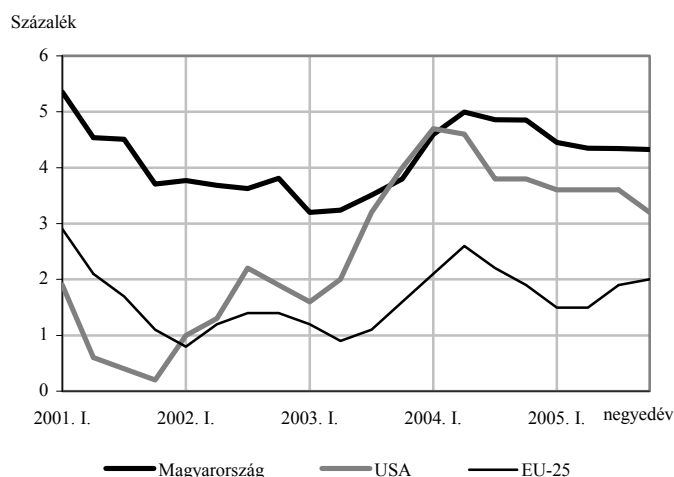
Az *Európai Uniót* nemzetközi összehasonlításban továbbra is szerény növekedés jellemezte, a GDP dinamikája 2005-ben még inkább elmaradt a világgazdasági átlagtól, mint egy évvel korábban. A dekonjunktúrát követő, 2004-ben tapasztalt enyhe fellendülés (2,4 százalékos növekedés) véget ért, 2005-ben pedig 1,6 százalékkal emelkedett az Unió bruttó hazai terméke, feleakkora mértékben, mint az utolsó konjunkturális időszakban, 1997 és 2000 között. A növekedési ütem tehát visszaállt a 2001. és 2003. közötti évekre jellemző pályára, azonban kedvezőbb felhasználási szerkezettel, ugyanis a fejlődés már nem pusztán a fogyasztáson, hanem részben a beruházásokon is nyugszik.

A *magyar gazdaság* alakulása lényegében követte a világgazdasági folyamatokat, 2005-ben a növekedés lassult. A bruttó hazai termék 2004-ben 5,2 százalékkal, 2005-

<sup>5</sup> Az adatok forrása a Belügyminisztérium.

ben 4,1 százalékkal nőtt, tehát a kibővített EU átlagánál magasabb, de az újonnan csatlakozott tagországokénál kissé alacsonyabb ütemben.

4. ábra. A GDP növekedése az előző év azonos negyedéhez képest (szezonálisan és munkanaphatással kiigazítva)



A növekedés üteme nem tért el érdemben az elmúlt évek átlagától, de szerkezeti összetétele jelentősen megváltozott. A korábban változó ütemben, de folyamatosan növekvő belföldi kereslet a fogyasztási kiadások erőteljes lefékeződése miatt 2005-ben stagnált, így a gazdasági növekedésben a 2004. évinél is nagyobb szerep jutott az importnál dinamikusabban növekvő exportnak. Az áruk és szolgáltatások *kivitele* 11 százalékkal (2004-ben 15,8 százalékkal), a *behozatal* 6,5 százalékkal (2004-ben 13,5 százalékkal) nőtt. Az exportkonjunktúra nagyrészt a feldolgozóipar, azon belül is a gépipari ágazatok élénk külpiaci értékesítésén nyugszik, amit az elmúlt évek jelentős feldolgozóipari beruházásai és a kedvezően alakuló külső kereslet tettek lehetővé.

2002–2003-ban a háztartások és a kormányzat fogyasztása egyaránt a GDP-t jelentősen meghaladó, tehát hosszú távon fenntarthatatlan ütemben emelkedett. 2004-ben korrekció következett be mindkét területen, a fogyasztás bővülése így a GDP növekedési üteme alá csökkent. 2005-ben tovább folytatódott, sőt erősödött ez a tendencia, a belföldi felhasználás valamennyi tételében ütemcsökkenés következett be. A belföldi kereslet legnagyobb súlyú összetevője, a *háztartások fogyasztása* tavaly 1,4 százalékkal nőtt. A visszafogott növekedés részben a növekvő megtakarításoknak tulajdonítható.

Ezzel szemben a *bruttó állóeszköz-felhalmozás* növekedési üteme magas maradt. A 6,6 százalékos bővülés leginkább az úthálózat-fejlesztési munkáknak köszönhető – a feldolgozóipar fejlesztéseinek volumene kétéves konjunktúra után csak 2,4 százalékkal nőtt tavaly, és a lakásépítések növekedése is megállt.

A *belföldi felhasználás* volumene alig változott 2004-hez képest, amiben a fogyasztás és a beruházás mérsékeltebb növekedése mellett a készletek csökkenése is szerepet játszott. Ezzel a gazdaság egyensúlyi helyzete javult. A *teljes külkereskedelmi forgalom hiánya* 438 milliárd forintot tett ki, folyó áron számítva az előző évi- nek a felét. A passzívum GDP-hez viszonyított aránya 2,0 százalékra csökkent, ami az utóbbi évek legalacsonyabb értéke. Az áruk és szolgáltatások külkereskedelmi árai kedvezőtlenül alakultak, a cserearány 1,7 százalékkal romlott. A cserearány-romlás következtében csökkent az egységnyi belföldön megtermelt áruért vagy szolgáltatásért külföldön megkapható áru vagy szolgáltatás volumene. A GDP külkereskedelmi cserearány-változással korrigált mutatója, amely a belső, ténylegesen felhasználható jövedelem mérésére alkalmas a *bruttó hazai jövedelem* (GDI). A számítások szerint, a GDI cserearány-romlás miatt, 2005-ben a GDP-nél mérsékeltebben, 3,5 százalékkal nőtt.

A bruttó hazai termék *termelési oldalán* az ágazatok közül a beruházási konjunktúrára támaszkodó építőipar teljesítménye növekedett a leginkább (14 százalékkal). Az ipar hozzáadott értéke az átlagosnál némileg nagyobb ütemben nőtt (5,9 százalékkal), a mezőgazdaságé pedig 14 százalékkal csökkent (a 2004. év kimagaslóan jó terméseredményekkel összefüggésben). Az állami finanszírozású szolgáltatások hozzáadott értéke 1,3 százalékkal nőtt.

A rendszerváltozást követő években viszonylag gyorsan kialakultak azok az arányok a nemzetgazdaság *tulajdonosi rendszerében*, amelyek azóta is jellemzik Magyarországot. A magántulajdon részesedése a bruttó hozzáadott értékben 1996-ban érte el a 70 százalékot, és körülbelül ma is ezen a szinten áll, ezen belül a külföldi tulajdon 21–22 százalékos súlyt képvisel. (A vállalkozások tulajdonosi besorolása a többségi tulajdonlás elve alapján történik.)

A nemzetgazdaság teljes hozzáadott értékéből 2004-ben a *közösségi szektor* 29,2 százalékot állított elő. Az egy évvel korábbi adattal szembeni 1 százalékpontos csökkenés részben abból adódik, hogy 2004-ben igen szerényen emelkedett a költségvetési intézményekben dolgozók nominális keresete. Az ágazatok közül a közösségi tulajdon szerepe csak a közigazgatásban kizárólagos. A villamosenergia-, gáz-, gőz-, vízellátás területén 2004-ben a hazai magántőke javára csökkent az állam szerepe, de így is 82 százalékos volt. Az oktatás és az egészségügy területén is megjelent már a magántőke, de a közösségi szektor súlya az ezredforduló óta lényegében változatlan (84, illetve 70 százalék). Az ezredforduló óta a szállítás, raktározás, posta, távközlés ágazatban csökkenő, a pénzügyi tevékenységek területén növekvő tendenciát mutat az állami tulajdon gazdasági súlya.

A *külföldi tulajdonú vállalatok* részesedése a bruttó hozzáadott értékéből a kilencvenes évek második felében növekvő volt, azóta az akkor elért 22 százalékos szint körül ingadozik. A külföldi tulajdon szerepe a feldolgozóiparban a legnagyobb, annak ellenére, hogy súlya 2004-ben érezhetően, 58-ról 53 százalékra csökkent. A kül-



földi vállalatok részaránya a kereskedelem, javítás, és a pénzügyi tevékenység ágazatban számottevő még (egyharmad körüli).

A *hazai magánszektor* szerepe különösen a mezőgazdaságban és az építőiparban meghatározó (90 százalék feletti). Kimondottan magas még a hazai magántőke részaránya az ingatlanügyletek, gazdasági szolgáltatás (82%), a szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás (72%) és a kereskedelem, javítás (67%) ágazatokban.

A *mezőgazdaság* térvesztése az ágazati struktúra változásának egyik meghatározó tendenciája. 2003-ra 3,3 százalékra csökkent a mezőgazdaság súlya a bruttó hozzáadott értékből a tíz évvel azelőtti 6–7 százalékról. Az EU-25-ben is fokozatosan csökken a mezőgazdaság teljesítményének bruttó hozzáadott értékhez mért aránya, 2005-ben 1,9 százalékot tett ki. 2004-ben Magyarországon a rendkívüli terméseredmények hatására az ágazat hozzáadott értéke 57 százalékkal nőtt, aránya 3,9 százalékra emelkedett.

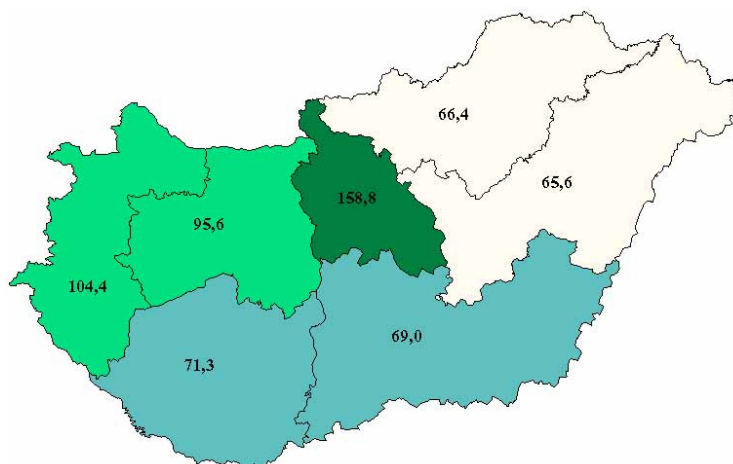
Az *ipari* szektorban állították elő 2004-ben a hozzáadott érték 25,8 százalékát. Az ipar gazdasági jelentőségét emeli az exportban betöltött meghatározó súlya, valamint az, hogy 2003–2005-ben húzóerőt jelentett a magyar gazdaságban, ugyanis hozzáadott értéke e három évben a GDP-nél magasabb ütemben nőtt. A feldolgozóipar húzóágazatai a termelés felét és az export kétharmadát adó gépipari ágazatok. 2004-es adatok szerint Magyarországon az Európai Unió tagországai között a nyolcadik legmagasabb az ipar hozzájárulása a nemzetgazdaság teljes hozzáadott értékéhez. Az EU-25 átlagában az ipar súlya három éve változatlanul 20,5 százalék, de hosszabb távon némileg csökkenő tendenciát mutat.

A magyar gazdaság fejlettségét nemzetközi összehasonlításban az *egy főre jutó GDP vásárlóerő-paritáson* mért értéke alapján lehet meghatározni. Magyarországon az egy lakosra jutó GDP, a 2004-es adatok szerint, az EU-25 átlagának 60 százalékát tette ki. Magyarország a huszonöt tagország rangsorában tíz éve változatlanul a 20. helyet foglalja el, 2004-ben Lengyelországot (48,8%), Szlovákiát (53%), valamint a balti államokat előzte meg. A fejlettebbnek számító Csehországgal (70,3%) és Szlovéniával (79%) szemben nőtt a különbség 2002–2004-ben, míg Lengyelországgal és Szlovákiával szemben érdemben nem változott az előny. Az új tagállamok átlagosan az EU-25 színvonalának 55 százalékát érik el.

Magyarország hét régiója közül Közép-Magyarország gazdasági súlya a legnagyobb, 2004-ben a bruttó hazai termék (GDP) közel fele (45 százaléka) ebben a régióban jött létre. A három dunántúli régió adta a GDP 28 százalékát, és hasonló gazdasági súlyt (27 százalékot) képviselt a két alföldi és az észak-magyarországi régió együttesen. A régiók gazdasági fejlettsége erősen differenciált. Közép-Magyarország nemcsak a legnagyobb, hanem a legfejlettebb térség is, ahol az egy főre jutó GDP 1,6-szerese az országos átlagnak. A fejlettségi rangsor második helyén Nyugat-Dunántúl áll, az átlagosnál 4 százalékkal magasabb GDP-vel. Az ország további öt régiója közül egy sem érte el az országos átlagot. Legkevésbé (4 százalékkal) Közép-Dunántúl egy főre jutó

GDP-adata maradt el az átlagtól. Az Alföld két régiójában és Észak-Magyarországon a 2004. évi fejlettségi mutató 31 és 35 százalék közötti lemaradást jelez.

5. ábra. A régiók egy főre jutó bruttó hazai terméke az országos átlag százalékában, 2004



Magyarország gazdaságilag legfejlettebb és legkevésbé fejlett régiója között 2004-ben 2,4-szeres volt a különbség. Ez az arány a megelőző évekhez képest alig változott. Hosszabb távra visszatekintve azonban kissé nőtt a különbség, a két szélső érték közötti eltérés a kilencvenes évtized közepén 2,1-szeres volt.

A *beruházások* súlya az állóeszköz-felhalmozásban 2005-ben 88 százalék volt, GDP-hez viszonyított aránya pedig 20,3 százalék. Folyó áron 4,4 billió forintot fordítottak beruházásokra az év folyamán. A beruházások volumene 1996 óta folyamatosan növekszik. A 2003-ban történt megtorpanás (1,2 százalékos növekedés) után ismét élénk növekedés figyelhető meg, 2004-ben 9,1, tavaly – előzetes adatok szerint – 6,4 százalékkal nőttek a beruházások.

A 2001 és 2003 közötti években váltakozó előjelű, de jelentős eltérés mutatkozott az *építési és a gépberuházások* dinamikája között, az utóbbi két évben azonban kiemelten növekedés mutatkozik. Tavaly a lakásépítések megtorpanása és az útépítések kimagasló növekedése ellentétesen hatott az építési beruházások változására, amelyek így összességükben a 2004-esnél mérsékeltebben, 7,7 százalékkal nőttek. Lassult a gépberuházások növekedése is, 7,8-ról 5,2 százalékra, ugyanis a feldolgozóipar csillapodó keresletét a többi ágazat csak részben tudta ellensúlyozni. A gépberuházásokon belül a belföldi gyártásúaké 4 százalékkal, az importált eszközöké 6 százalékkal nőtt. Az összes beruházáson belül az építési jellegű munkák aránya 58 százalékra emelkedett. A gépberuházások 41 százalékos súlyán belül a belföldi gépek aránya valamivel magasabb, 21 százalék.

A világ tőkeimportjában hazánk részesedésének mértéke (0,7%) az EU-tagországok közül azonos Ausztriáéval, Portugáliáéval és Lengyelországéval.

A *hazánkban működő külföldi tőke* állománya – piaci értéken – 2003-ban 24 százalékkal, 2004-ben 14 százalékkal emelkedve az előző évihez képest, 2004 végén 9,9 billió forint volt. A külföldi tőkebefektetések kétharmada 2004 végén három országból származott: Németországból (33%), Hollandiából (20%), Ausztriából (13%).

2004-ben a társasági adóbevallást készítő, legalább részben *külföldi tulajdonban* levő vállalkozásoknak a saját tőkéből való részesedésük alapján 37 százaléka kizárólag külföldi, 41 százaléka többségi külföldi, míg a többi 22 százaléka hazai többségi tulajdonban volt. A saját tőkén belül a külföldi befektetés 95 százaléka külföldi kizárólagos és többségi tulajdonú vállalkozások között oszlott meg közel fele-fele arányban, míg a hazai többségű tulajdonú vállalkozásokba a külföldi tőke 5 százaléka került.

A külföldi érdekeltségű vállalkozásokban alkalmazásban állók száma 2004-ben 5,8 százalékkal emelkedett az egy évvel korábbihoz képest, meghaladta az 575 ezret. A bruttó átlagkeresetek ugyanakkor 6,1 százalékkal emelkedtek, és ezzel a nemzetgazdasági átlagot 41 százalékkal haladták meg. A külföldi érdekeltségű vállalkozások részesedése a külkereskedelmi forgalomból változatlanul magas, a behozatal háromnegyede, a kivitel 76 százaléka e körből származott 2004-ben.

A *magyar vállalkozók által külföldön befektetett tőke állománya* 2004-ben az előző évnek másfélszeresére, egy billió forintra nőtt. A befektetett tőke 40 százaléka Szlovákiába, közel 9–9 százaléka Hollandiába, Horvátországba és Macedóniába irányult. Jelentősen emelkedett a Lengyelországba irányuló tőkekivitel, részesedése 2004 végén meghaladta a 7 százalékot. Ágazati megoszlását tekintve 2003-hoz képest jelentős változások történtek: emelkedett a feldolgozóipar és ezen belül is a kőolajgyártás, kőolajfeldolgozás ágazat részesedése: 53, illetve 44 százalékra. Ugyanakkor mérséklődött a pénzügyi tevékenység (26%) és a kereskedelem, javítás (12%) ágakban. A külföldön működő magyar tőke adózott eredménye 2004-ben az egy évvel korábbinak ötszörösére, osztléka 3,3-szeresére, 126, illetve 86 milliárd forintra nőtt.

A *folyó fizetési mérleg hiánya* 2004-ben, az előző évinél mérsékeltebb emelkedés mellett, 7 milliárd eurót tett ki. 2005-ben a folyó fizetési mérleg hiánya 600 millió euróval alatta maradt a megelőző évnek, 6,4 milliárd eurós, a GDP 7,3 százalékát kitevő deficit alakult ki. 2005-ben az EU-25 átlagában és – a korábbiaktól eltérően – az euróövezetben is deficit keletkezett.

A folyó fizetési mérleg alakulását mind 2004-ben, mind 2005-ben a reálgazdasági tranzakciók mérlegének javuló, a jövedelem- és transzfermérleg romló egyenlege határozta meg. A *reálgazdasági tranzakciók mérlegén* belül az áruforgalom behozatali többlete az utóbbi két évben folyamatosan csökkent, összességében 1,3 milliárd euróval kisebb volt, mint 2003-ban. A mérséklődés 2005-ben volt a jelentősebb. A kivitel mindkét évben gyorsabban nőtt, mint a behozatal. A szolgáltatások egyenlege

a 2003. évi passzívum után 2004-ben és 2005-ben is aktívummal zárt. A *jövedelmek* nettó kiáramlása 2004-ben harmadával, 2005-ben pedig közel 14 százalékkal haladta meg az egy évvel korábit.

A *tőkemérleg* a 2003. évi 32 millió eurós passzívummal szemben 2004-ben 260, 2005-ben pedig 712 millió eurós aktívumot mutatott. E tételen belül az államháztartási szektorban számolják el az Európai Unióból érkező, fejlesztésekhez, beruházásokhoz kapcsolódó forrásokat is. A tőkemérleg és a folyó fizetési mérleg együttes egyenlege határozza meg a külső finanszírozási igényt, ami 2004-ben 6,7, 2005-ben 5,7 milliárd euró volt.

A *nem adóssággeneráló források* 2004-ben nettó 3,3 milliárd euró beáramlást mutattak, a külföldiek magyarországi működőtőke-befektetései az előző évnek 2,9-szeresére, 3,3 milliárd euróra emelkedtek, ugyanakkor a magyarok ilyen típusú külföldi befektetései 40 százalékkal (0,8 milliárdra) mérséklődtek. Mindehhez hozzájárult még a portfólió-befektetéseken belüli részvény és egyéb részesedés, ami nettó 0,8 milliárd eurós beáramlást mutatott. *2005-ben a külföldiek magyarországi közvetlen tőkebefektetése* – a 2004-es magas bázishoz képest is – több mint másfélszeresére, 5,1 milliárd euróra nőtt. Hasonló mértékben emelkedett a magyarok közvetlen külföldi tőkebefektetése, amely így meghaladta az 1,2 milliárd eurót. E két tétel egyenlegét az mérsékelte, hogy a tulajdonviszonyt megtestesítő portfólió-befektetések előző évi aktívuma közel 260 millió eurós passzívumba fordult. Mindezek együttes hatására 2005-ben a nem adóssággeneráló források meghaladták a 3,6 milliárd eurót, ami a külfölddel szembeni finanszírozási igény közel kétharmadára nyújtott fedezetet.

Magyarország bruttó *külföldi adósságállománya* 2004–2005-ben (két év alatt) 20,4 milliárd euróval nőtt, 2005. december végén 68 milliárd eurót képviselt. Az emelkedés kétharmada a magánszektorban keletkezett, míg a többi az államháztartási szektort és az MNB-t érintette. A követelések ugyanezen időszakban 11,5 milliárd euróval, 37,7 milliárdra emelkedtek. Ennek kétötödét 2005 végén a nemzetközi tartalékok adták, amelyek növekedése különösen 2005-ben volt jelentős mértékű, meghaladta a 4 milliárd eurót. A nemzetgazdaság nettó adósságállománya az előző két tényező hatására 2004-ben – folyó euróban számolva – 24 százalékkal, 2005-ben 14 százalékkal emelkedett, összege 2005 végén 30,3 milliárd eurót, a GDP 34,5 százalékát kitevő összeget képviselt.

A nemzetgazdaság *nem adósság jellegű tartozása* (a közvetlen tőkebefektetések és a tulajdonviszonyt megtestesítő értékpapírok együttes állománya) 2005 végén 50,6 milliárd euró volt, ami a külföldiek 57,2 milliárd eurós magyarországi és a magyarok 6,6 milliárd eurós külföldi befektetéseinek különbségeként adódott. Egy évvel korábban a nem adósság jellegű tartozások nettó állománya 43,9 milliárd euró volt.

Az *összes külföldi tartozás* (adósság és nem adósság jellegű) 2005 végén 125,2 milliárd, a követelés 44,3 milliárd, a nettó külföldi tartozás 80,9 milliárd eurót képviselt.

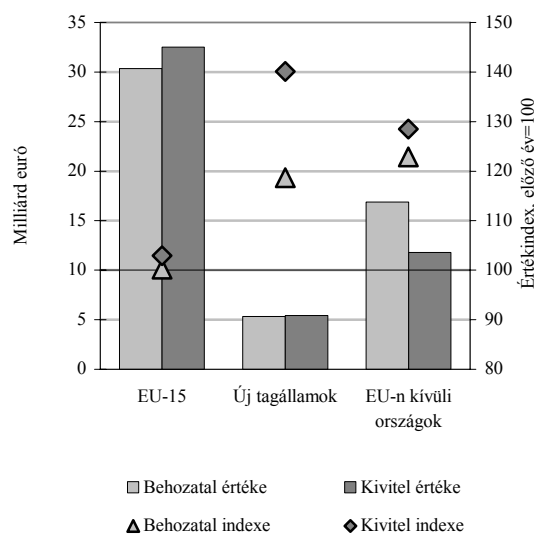
selt. A GDP-hez viszonyított aránya – az egy évvel azelőttihez képest mintegy 5 százalékponttal emelkedve – 2005 végén 92,1% volt.

A *külkereskedelmi termékforgalom növekedése* a kimagasló dinamikájú 2000. év után 2004-ben volt a leggyorsabb, ehhez képest 2005-ben fékeződött, de így is számottevő maradt. A 2004 és 2005 közötti évek külkereskedelmét alakító tényezők egy része az Unióhoz csatlakozással függött össze. A 2004. májusi csatlakozást megelőzően az elővásárlások, azt követően pedig a vámraktárakban tárolt, EU-ból származó áruk belföldiesítése (az ún. átmeneti tételek elszámolása) egyszeri, viszonylag nagy értékű importforgalmat jelentett a csatlakozás körüli hónapokban, egyben kimagasló bázisszintet 2005 megfelelő időszakában. Részben ezzel magyarázható a 2004. év egészét tekintve is viszonylag magas, illetve – az ún. bázishatás következtében – a 2005. év alacsony importdinamikája, azaz a 15 százalékos, majd az 5 százalékos volumennövekedés az előző évhez képest. Ugyanezekben az években az export, amelyet kevésbé – és ellenkező előjellel – érintettek az uniós csatlakozásból eredő hatások, 18, illetve 11 százalékkal nőtt. Növekedése tehát kevésbé fékeződött, s mindkét évben felülmúlta az importét. A *külkereskedelmi mérleg* 2004 és 2005 között számottevően javult. A javulás ellenére következett be, hogy a volumenfolyamatok ilyen irányú hatását tompította a cserearány romlása, amely már 2004-ben is nagyobb volt a korábbiaknál, 2005-ben pedig különösen felerősödött. A mérleghiány összege a 2003. évi 4,2 milliárd euróról (ennél csak 2000-ben volt – kissé – magasabb) 2004-ben 3,9 milliárdra, 2005-ben pedig 2,8 milliárdra mérséklődött. Mivel az egyre kisebb hiány egyre nagyobb export mellett alakult ki, a relatív hiány még erőteljesebb egyensúlyjavulást jelez: a 2003. évi hiány az export 10,9 százalékának felelt meg, 2004-ben ez az arány 8,8 százalékra, 2005-ben pedig 5,7 százalékra csökkent. Magyarország külkereskedelmi forgalma a vele együtt uniós taggá vált országok csoportjával a csatlakozás évéhez hasonlóan 2005-ben is kimagasló ütemben nőtt. Ezzel együtt az országcsoport részaránya is nagyobb lett 1–2 százalékponttal, így nagyjából egytized részt tett ki a forgalom mindkét oldalán. A régi tagállamokba irányuló export lényegesen mérsékeltebb, 3 százalékos növekedést mutat, az onnan feladott import pedig az előző évi szinten maradt. Az Európai Unió egészével így 7 százalékkal nőtt az export, illetve 2,5 százalékkal az import, és a teljes forgalom 76, illetve 68 százalékát adta. Az Unión kívüli országok csoportjával erőteljesen bővült a forgalom, az export 29 százalékkal, az import 23 százalékkal nagyobb euróértéket képviselt 2005-ben, mint egy évvel korábban. Ebben a relációban az (EU-n kívüli) európai országokba irányuló export 31 százalékos, illetve az ázsiai országokból feladott import 26 százalékos növekedése figyelemre méltó.

A külkereskedelmi forgalom hosszú ideje jellemző áruszerkezetét érdemben a 2005. évi folyamatok sem módosították. A legmarkánsabb változást a legnagyobb, egyben a konjunkturális hatásokra legérzékenyebb termékkör, a *gépek és szállítóeszközök* csoportja mutatta. A gépexport és -import ugyanis csaknem minden évben –

többnyire lényegesen – gyorsabban nőtt az átlagosnál, 2005-ben viszont hasonló, illetve mérsékeltébb ütemben. A kivitel volumene 11 százalékkal, a – nem kis részben az exportot megalapozó – behozatalé pedig 4 százalékkal haladta meg az előző évit.

6. ábra. A külkereskedelmi forgalom országcsoportok szerint, 2005  
(folyó áron)



Az államháztartásra vonatkozó, az EU egységes eredményszemléletű (ESA'95), a maastrichti kritériumban megfogalmazott előírással összhangban levő, és a magánnyugdíjpénztári befizetések hatásával módosított egyenleg 2004-ben 5,4 százalékos GDP-arányos hiányt mutatott, ami 2005-ben 6,1 százalékra emelkedett. (A magánnyugdíj-pénztárak államháztartáson belüli elszámolása 2004-ben 1,2, 2005-ben pedig 1,4 százalékponttal csökkentette az államháztartás GDP-arányos deficitjét.) Az EU-25 és az eurózóna országainak átlagában is 2003-ban elérte a maastrichti kritériumban megfogalmazott felső határt, a GDP 3 százalékát. Ezt követően az EU-25-ben gyorsabban, az eurózónában kissé lassúbb ütemben mérséklődve 2005-ben 2,3, illetve 2,4 százalékot mutatott. (Az Egyesült Államokban 2004-ben a mutató 4,4, Japánban 6,5 százalék volt.) A tagországok átlaga mögött jelentős különbségek húzódnak meg: nyolc országban szufficit, a többiben deficit keletkezett úgy, hogy ez utóbbiak közül hét tagországa meghaladta a 3 százalékot.

Az államháztartás – eredményszemléletű, a magánnyugdíj-pénztári megtakarításokkal módosított – adósságának GDP-hez viszonyított aránya a 2004 végi 57,1 százalékról 2005 végére 58,4 százalékra emelkedett, de így sem érte el a maastrichti kritériumokban megfogalmazott maximumértéket (60%). (A magánnyugdíj-pénztári

megtakarítások nélkül az államadósság 2004-ben 3,1, 2005-ben 4 százalékponttal magasabb.) Az EU-25 tagországának és az eurózóna országainak átlagában az államháztartás GDP-arányos adóssága az utóbbi években határértéket meghaladó és folyamatosan emelkedő tendenciájú, 2005-ben 63,4, illetve 70,8 százalék volt. (Az Egyesült Államokban 2004-ben ez az arány 63,4 százalékot, Japánban 164 százalékot ért el.) A 25 tagország közül 16-ban az adósság nem érte el a GDP 60 százalékát, míg a többiben e fölött alakult. A szóródás az egyes tagországok között rendkívül nagy, az észtországi 4,8 százalék és a luxemburgi 6,2 százalék, valamint a görögországi 107,5 százalék és az olaszországi 106,4 százalék között. Az újonnan csatlakozott országok közül nyolc országé a megengedett maximumérték alatt maradt, míg Ciprus és Málta államadóssága meghaladta a GDP-jük 70 százalékát.

A *fogyasztói árak* az 1995. évi 28 százalékos emelkedés után nyolc éven keresztül egyre kisebb ütemben, 2003-ban már csak 4,7 százalékkal nőttek. Ez a folyamat 2004-ben – döntően az áfakulcsváltozás miatti áremelkedés következtében – megszakadt, de 2005-ben folytatódott. A múlt évben 3,6 százalékkal emelkedtek a fogyasztói árak, ami nemcsak az előző évi 6,8 százaléknál volt kisebb, hanem 1975 óta minden év inflációs rátája alatt maradt. A nagyobb társadalmi csoportok közül a gazdaságilag aktív háztartásokban 3,4 százalék, a nyugdíjasok háztartásaiban 3,9 százalék volt az áremelkedés.

Az ezredforduló utáni években az *ország energiafelhasználása* hullámzóan alakult. Az energiafelhasználás 2005-ben 1130 petajoule-t tett ki, 3,9 százalékkal többet, mint egy évvel korábban, és többet, mint az ezt megelőző öt év bármelyikében. A 2005. évi megnövekedett energiafelhasználás háttérében több tényező együttes hatása áll, így az előző évinél kedvezőtlenebb időjárás és az ipar magasabb energiaigénye. Az ipar növekvő energiafelhasználása az ipari termelés, azon belül néhány energiaigényesebb ágazat: az építőanyagipar 17 százalékos és a vegyipar 7,6 százalékos növekedésével függ össze. Utóbbin belül az energiát nyersanyagként használó (és energiát exportáló) kőolaj-feldolgozás termelése 11 százalékkal emelkedett.

A *bruttó hazai termék egységére jutó energiafelhasználás* 2000 óta minden évben javult. 2004-ben a fajlagos energiafelhasználás 4,7 százalékkal csökkent, ami az energiafelhasználás mérséklődésének és a dinamikus gazdasági növekedésnek az együttes eredménye. Az energiafelhasználás 2005. évi emelkedése a gazdaság 4,1 százalékos növekedése mellett ment végbe, így a gazdaság energiaigényessége csökkent ugyan, de a korábbiaknál szerényebb mértékben, 0,2 százalékkal.

Az energiahordozók *hazai termelésének* csökkenése 2005-ben megállt, sőt kismértékű, 1,6 százalékos növekedés következett be, az atomerőművi villamosenergia-termelés 16 százalékos növekedésének köszönhetően. A behozatal, a 2004. évi 0,2 százalékos csökkenés után az előző évhez képest 10 százalékkal nőtt. Az energiaigény fedezésére szolgáló forrásokon belül a behozatal aránya a 2004. évi 65 százalékról 2005-ben 67 százalékra nőtt. A nettó import az elmúlt két évben az energiafel-

használás 61, illetve 64 százalékát tette ki. A kivétel 2005-ben 140 petajoule volt, 16 százalékkal több, mint egy évvel korábban, s 29 százalékkal több, mint 2003-ban.

A *megújuló energia* aránya a villamosenergia-fogyasztáson belül az Európai Unió (EU-25) tagországaiban 2004-ben 14 százalék volt, a tíz újonnan csatlakozó országban ennél lényegesen alacsonyabb, 5,7 százalék. Magyarországon ez az arány 2,3 százalék volt.

A *mezőgazdaság bruttó termelése* a 2002–2003. évi csökkenés után 2004-ben igen nagy mértékben (22,8 százalékkal) emelkedett, 2005-ben pedig ehhez képest csökkent, de jóval magasabb volt a megelőző évekénél. A növénytermesztés és ezzel az egész ágazat teljesítményét az időjárás alapvetően meghatározta, amit legjobban a gabonaágazat szélsőséges terméseredményei mutatnak: 2003-ban az utóbbi évtizedek leggyengébb termését, egy év múlva rekordmennyiséget takarítottak be. Az állattenyésztésben 2000 után folyamatos volt a visszaesés. A 2005. évi bruttó termelés – előzetes adatok szerint – az előző évinek 89 százaléka. A növénytermesztés kibocsátása – összehasonlítói áron – 14 százalékkal, az állattenyésztésé 7 százalékkal elmaradt a 2004. évitől.

A *növénytermesztési és kertészeti ágazatok* közül a legnagyobb termeléseszköknél következett be. A növénytermesztés termelési értékének 49 százalékát képviselő gabonából 16,1 millió tonnát takarítottak be, 650 ezer tonnával kevesebbet az előző évinél, a két évvel korábinál viszont 7,4 millió tonnával többet. A 2004. évinél 930 ezer tonnával kevesebb, 5 millió tonna búza termett.

2005-ben minden idők legnagyobb kukoricatermését takarították be. A 9 millió tonnás termés az előző évinél 8 százalékkal több, a két évvel korábinak pedig a kétszerese. A rekordtermés a kukoricának kedvező időjárásnak, a minden eddiginél magasabb, 7,5 tonnás átlaghozamnak köszönhető.

Az EU gabonatermése 258 millió tonna volt 2005-ben, ami 12 százalékos visszaesést jelent az előző – kiemelkedő – évhez képest. (Magyarország az EU gabonatermésének 6,2 százalékát állította elő.)

2. táblázat

*Az állatállomány alakulása*

Megnevezés	2003.	2004.	2005.
	december 1-jén (ezer darab)		
Szarvasmarha	739	723	708
Sertés	4 913	4 059	3 853
Juh	1 296	1 397	1 405
Baromfi*	47 268	41 330	41 076

\* Gyöngyös nélkül.



Az állattenyésztés területén a szarvasmarha-ágazatban volt a legnagyobb (10 százalékos) volumencsökkenés, de 5 százalékkal csökkent a sertés- és a baromfiágazat teljesítménye is. A juhágazat 2004. évi növekedése 2005-ben folytatódott, de minimálisan, így a termelés a 2004. évi szinten maradt. Az állati termékek előállításának volumene 6 százalékkal csökkent 2005-ben.

Az *ipari termelés* az ezredforduló első éveiben tapasztalt lassú növekedése után 2003-tól kezdődően – az ipari konjunktúrának köszönhetően – minden évben gyors ütemben, hasonló mértékben bővült: a 2003. évi 6,4 százalékos emelkedést 2004-ben 7,4, 2005-ben 7,3 százalékos növekedés követte. Az ezredforduló utáni években, egészen 2004-ig a hazai előállítású termékek iránti belföldi kereslet alig emelkedett, a termelésbővülés motorja az exportértékesítés növekedése volt. 2005-ben azonban ez a tendencia megváltozott, és a továbbra is jelentősen, 11 százalékkal bővülő exportértékesítés mellett a korábban stagnáló belföldi eladások volumene 4,4 százalékkal emelkedett. A termelés növekedése csökkenő létszám mellett valósult meg, az ipar termelékenysége a 2004. évihez hasonló mértékben emelkedett.

2005-ben a legtöbb ipari *ágazatban* nőtt a termelés, csökkenés öt – az élelmiszeripar és a kohászat kivételével kis súlyt képviselő – ágazatot érintett. A feldolgozóipar termelésbővülését az előző évekhez hasonlóan továbbra is a gépipari és vegyipari ágazatok alapozták meg. Az erősen exportorientált gépipari ágazatok közül az összes termelés közel háromtizedét adó villamos gép, műszer gyártása ágazatban 16 százalékkal, a járműgyártásban 14 százalékkal nőtt a termelés volumene. Mindkét ágazatban a meghatározó súlyú exportértékesítés 13–16 százalékos emelkedése mellett kiemegesen (17–25 százalékkal) nőttek a belföldi eladások is. Az évek óta stabil növekedést mutató gépek és berendezések gyártásában 6,5 százalékkal bővült a termelés az export 11 százalékos felfutásának köszönhetően. Mindhárom vegyipari ágazat növelte termelését, legnagyobb mértékben – az egy évvel korábbival egyezően, azaz 11 százalékkal – a kocszgyártás, kőolaj-feldolgozás volumene bővült. A legnagyobb vegyipari ágazat, a termelésből 7 százalékkal részesedő vegyi anyag, termék gyártása 2005-ben az előző évinél gyorsabban, 6,3 százalékkal nőtt. A növekedéshez mindkét ágazatban hozzájárult a hazai és az exportértékesítés emelkedése. A gumi- és műanyag termék gyártása és belföldi értékesítése emelkedett, külföldi eladásai nem érték el a 2004. évi szintet.

Az élelmiszeriparban tovább folytatódott az évek óta tartó termelés csökkenés, a 2004. évi 4 százalék után 2005-ben mértéke 4,4 százalék volt, mely mindkét évben elsősorban a belföldi eladások mérséklődésére vezethető vissza. Az ágazat nyersanyagforrását részben biztosító hazai mezőgazdasági termelés alakulása már nem hat meghatározóan az iparág termelésére, s ezen a 2004. évi rekordtermés sem változtatott. Az élelmiszer-ipari termelés csökkenésében az EU-csatlakozást követő erős importverseny is szerepet játszott. A fémalapanyag, fémfeldolgozási termékek gyártása (kohászat), a 2004. évi 7 százalékos növekedés után az export mérsékelt emelkedé-

sének és a hazai eladások csökkenésének hatására, 2005-ben 1,5 százalékkal elmaradt az egy évvel korábitól.

A villamosenergia-, gáz-, gőz-, vízellátásban a 2004. évi kismértékű csökkenés után 1,7 százalékkal nőtt a kibocsátás. 2005-ben legnagyobb mértékben, 17 százalékkal – az építőipari konjunktúrával összefüggésben az egyéb nemfém ásványi termékek (döntő részben építőanyagok) gyártása emelkedett.

Folytatódott az ipari termelés ágazati szerkezetének átalakulása: az ipar húzóágazata, a gépipar 2005-ben az előző évhez képest 2 százalékponttal nagyobb hányadát, 47 százalékát adta a teljes ipari kibocsátásnak. Tovább emelkedett a vegyipari ágazatok termeléshez való hozzájárulása is (folyó áron a 2004. évi 14-ről 16 százalékra), miközben a könnyűipari ágazatok és az élelmiszeripar súlya tovább csökkent.

A vállalkozások *létszám-kategóriája* szerint 2005-ben is legnagyobb mértékben a nagyméretű (250 fős és ennél nagyobb létszámmal működő) vállalkozások növelték termelésüket (8,5 százalékkal). Ennek háttérében elsősorban az élénk külpiaci kereslet állt, bár az ezt megelőző évek csökkenő tendenciája után szerényen, de ismét emelkedett a belföldi értékesítésük is. A kis (5–49 főt foglalkoztató) vállalkozások 4,3 százalékos termelésbővülését a hazai eladások 23 százalékos emelkedése alapozta meg, a kivitel nem érte el a 2004. évi 42 százalékos növekedés utáni szintet. A középmeretű (50–249 főt foglalkoztató) vállalatok 4,6 százalékkal növelték kibocsátásukat kiegyensúlyozott, 5–6 százalékos belföldi és exportértékesítés növekedés mellett.

Az *egy alkalmazottra jutó ipari termelés* 2005-ben a legalább 5 főt foglalkoztató szervezeteknél 11 százalékkal emelkedett, a növekedés az egy évvel korábbinál valamelyest nagyobb mértékű volt. A termelékenység az élelmiszeripar kivételével valamennyi ágazatban nőtt, legnagyobb mértékben az építőanyag-iparban (26%), a villamosgép-, műszergyártásban (17%) és a kőolajfeldolgozásban (16%).

Az elmúlt években az építési piac élénkülése az *építőipari* termelés tartós növekedését eredményezte. Az ezredforduló óta eltelt időszak legdinamikusabb bővülése (17–18 százalékos) a 2002-es és a 2005-ös esztendőben ment végbe. Míg korábban az épületek építésének, 2005-ben elsősorban a gyorsforgalmi úthálózat fejlesztésének volt köszönhető a lendületes fejlődés. Összességében az építőipar 2005-ben 60 százalékkal termelt többet a 2000. évinél. Ennél nagyobb növekedést Európában ugyanezen idő alatt csak a balti államok és Bulgária produkáltak.

A szállítási ágazathoz tartozó (közúton az ágazaton kívüliek körét is magában foglaló) hazai vállalatok által 2005-ben *szállított áruk mennyisége* 4,4 százalékkal nőtt az előző évihez képest. A nemzetközi szállítások arányának növekedése folytán az átlagos szállítási távolság nőtt. Az ágazat *áru-tonna-kilométerben mért teljesítménye* 13 százalékkal bővült, ezen belül a közúti, a vízi és a csővezetékes szállításban 22, 9, illetve 4 százalékos növekedés, vasúton 3 százalékos visszaesés volt.

A *távolsági személyszállításban* az utasok száma kismértékben, az utaskilométerteljesítmény – pedig ugyancsak a nemzetközi forgalom növekedésével – 3 százalé-

kal nőtt. A teljesítmény belföldön 4 százalékkal csökkent, nemzetközi viszonylatban – a légi szállítás bővülése folytán – 29 százalékkal növekedett. A légi személyszállítás részesedése az összes utaskilométer-teljesítményben egy év alatt 18-ról 24 százalékra emelkedett, a vasútié 38-ról 34 százalékra, a közútié 44-ről 42 százalékra mérséklődött.

A *helyi személyszállítás* utasszáma 4 százalékkal, utaskilométer-teljesítménye 3 százalékkal csökkent. A teljesítmény 66 százalékát az autóbusszközlekedés tette ki, a metró és földalatti részesedése 13, a villamosé 12 százalék volt.

2005. december 31-én az ország *személygépkocsi-állománya* közel 2,9 millió darab, a járművek átlagos életkora 10,5 év volt, valamelyest alacsonyabb az egy évvel korábbinál. A 2005-ben *első alkalommal forgalomba helyezett* személygépkocsi száma 240 ezer darab, 6 százalékkal kevesebb volt, mint az előző évben.

A *vezetékes fővonalak* számának csökkenése 2005-ben a megelőző évekhez képest némileg gyorsult. Év végére a vonalak száma 3,5 millió alá süllyedt, azaz 350 ezerrel kevesebb előfizetést tartottak nyilván, mint a csúcspontot jelentő 2000-es évben. A száz főre jutó telefonvonalak száma 34,2 volt az év végén, ami uniós összehasonlításban alacsony, az újonnan csatlakozott államok átlagát azonban meghaladja. Az Európai Unióban is csökkenés figyelhető meg, de az a Magyarországinál enyhébb mértékű.

A *mobiltelefon-előfizetések* száma a korábbi éveknél lassabban, 7 százalékkal növekedett. Év végén 9,3 millió eladott SIM-kártyát tartottak nyilván, ezen belül a feltöltőkártyás előfizetések aránya tovább csökkent (év végén 68 százalékra). A mobiltelefonok elterjedtsége nemzetközi összehasonlításban viszonylag magas.

Az *internet-előfizetések* száma 22 százalékkal nőtt, némileg gyorsabban, mint az előző évben, de alacsonyabb ütemben, mint a 2000–2003-as években. Az év végén 907 ezer előfizetést regisztráltak. A széles sávú technológiák térnyerése áruk csökkenésével párhuzamosan folytatódott, e szolgáltatások együttes aránya 50-ről 64 százalékra emelkedett. Modemes kapcsolatot már csak az előfizetők 23 százaléka használ, szemben a két évvel korábbi 56 százalékkal. A bővülő piacon már 200 szolgáltató kínál internet-hozzáférést, kétszer annyi, mint egy évvel korábban.

2005-ben a magyarországi lakosság 34 százaléka használta az internetet heti rendszerességgel. Ez a megelőző évinek mintegy másfélszerese. A felhasználók arányát tekintve Magyarország elmarad az EU 43 százalékos átlagától, de felülmúlja például Csehország és Lengyelország mutatóját. 2005-ben Magyarországon a háztartások 22 százaléka és a legalább tíz főt foglalkoztató vállalkozások 78 százaléka kapcsolódott a világhálóra. Az előfizetők körében a széles sávú hozzáférést használók aránya a régióban magasnak számít, nagyjából megegyezik az uniós átlaggal. Az EU tagállamai közül Magyarországon kívül csak Lettországból nem éri el a tíz fő feletti vállalkozások közül a számítógépet használók aránya a 90 százalékot. A lakosság számítógéppel való ellátottsága nemzetközi összehasonlításban kedvezőbb.

A *kiskereskedelem üzlethálózatát* az utóbbi években lassuló ütemű számbeli gyarapodás jellemezte, amely mögött jelentős cserélődés állt. 2005 folyamán 24 400 üzletet bezártak, és 24 900 új üzletet nyitottak. Az üzletszám bővülése 2003 óta növekvő mértékben koncentrált a közép-magyarországi régióra, tovább erősítve e terület súlyát az ország kiskereskedelmi hálózatán belül.

A *kiskereskedelem forgalmának* 2002–2003-ban felgyorsult növekedése 2004–2005-ben lassult, de nemzetközi összehasonlításban is számottevő ütemű maradt. Az eladások volumene, miután az előző két évben mintegy 9–9 százalékkal bővült, 2004-ben 5,8 százalékkal, 2005-ben pedig 5,5 százalékkal haladta meg az egy évvel korábbit.

A *gépjármű-, járműalkatrész- és üzemanyag-értékesítés*, amely nem tartozik a kiskereskedelmi forgalomba, összegét tekintve annak mintegy negyztizedét teszi ki. Ez az összeg nagyjából hattized–negyztized arányban oszlik meg a gépjármű- és járműalkatrész, illetve az üzemanyag-eladások között. A gépjármű- és járműalkatrész-forgalmazók 2005-ben 1,6 százalékkal nagyobb volumenű forgalmat bonyolítottak le, mint egy évvel korábban. A gépjárműüzemanyag-töltőállomások forgalma 2005-ben 2,6 százalékkal nőtt.

2005-ben 38,6 millió alkalommal lépték át külföldi *látogatók* a magyar határt, ami 1997 óta a legmagasabb látogatószám, és 5 százalékkal több, mint egy évvel korábban. A magyarok 18,6 milliószor (minden eddiginél több esetben) utaztak külföldre, 6 százalékkal többször, mint 2004-ben.

A Magyarországra belépő külföldiek kétharmada csak átutazik, bevásárol vagy kirándul; nem tölt egy teljes napot nálunk. A hosszabb időt itt töltők közel egyharmada választja a kereskedelmi szálláshelyeket, a többiek magánszállásadóknál, rokonoknál, barátoknál szállnak meg, vagy saját ingatlannal rendelkeznek nálunk.

2005-ben a *kereskedelmi szálláshelyekre* közel 7 millió vendég érkezett (közülük 3,4 millió külföldi és 3,5 millió belföldi), és 19 millió éjszakát töltött el, többet, mint a rendszerváltás óta bármikor. Ez a vendégéjszakák számát tekintve az előző évekhez hasonló, 2 százalékos bővülést jelent. A növekmény nagy része a szállodáknál, ott is a magasabb kategóriákban jelentkezett.

A *külföldi* vendégek 2005 folyamán 10,6 millió éjszakát töltöttek a kereskedelmi szálláshelyeken, 1 százalékkal többet, mint 2004-ben. A szállodákon kívül (amelyek 3,5 százalékkal növelték forgalmukat), a panziók 2 százalékos bővülést könyvelhettek el, az ifjúsági szállók pedig 27 százalékos növekedésről számoltak be. Kiemelkedő volt a négy- és ötszobás szállodákban eltöltött vendégéjszakák számának növekedése (8, illetve 11,5 százalékos), és az alacsonyabb kategóriák közül csak a kétcsillagos házak regisztráltak jelentős (14%) csökkenést.

A *belföldi* vendégek vendégéjszakáinak száma 8,7 millió volt, nagyobb mértékben (3,5 százalékkal) bővült, mint a külföldieké. A szállodákban 11,5 százalék volt a növekedés: a három-, négy-, ötszobás egységek 11–33 százalékos bővülést regisztráltak.

ráltak, az egy- és kétszintes szállodák forgalma pedig 2–13 százalékkal esett vissza. A panziók 2 százalékos bővülést jegyeztek fel.

*A kereskedelmi szálláshelyek bevételei* 214 milliárd forintot értek el, összehasonlítói áron 6 százalékkal emelkedtek egy év alatt.

*A kereskedelmi szálláshelyek férőhely-kapacitása* 2003-ban érte el a csúcstól 347 ezer férőhellyel, azóta 8 százalékkal lett kevesebb. Ez a csökkenés azonban nem érintette a szállodákat, amelyek folyamatosan növelik befogadóképességüket, 2005-ben közel 114 ezer férőhellyel várták a vendégeket.

## Hírek, események

**Jutalom.** Közszolgálati jogviszonyban töltött ideje alapján 2006. július hónapban jubileumi jutalomban részesültek:

25 éves szolgálatért: *Nagy Jánosné*, Adatgyűjtő főosztály.

30 éves szolgálatért: *Csige Józsefné*, Gazdálkodási főosztály; *Kékesi Judit Anna*, KSH Miskolci Igazgatóság; *Nagy Ferencné*, Adatgyűjtő főosztály; *Rejtő Péter*, Adatgyűjtő főosztály.

35 éves szolgálatért: *Czinder Mihályné*, Népszámlálási főosztály; *Kis Irma* KSH Szegedi Igazgatóság; *Nott Gáborné*, Népszámlálási főosztály; *Rózsa Gábor* Népszámlálási főosztály; *Sánta Tiborné*, KSH Szegedi Igazgatóság; *Soszték Józsefné*, KSH Győri Igazgatóság; *Strobl Alajosné*, KSH Győri Igazgatóság.

40 éves szolgálatért: *Endrődi Ferencné*, Külkereskedelem-statisztikai főosztály; *Horváthné Saághy Enikő*, Gazdálkodási főosztály; *Németh Ferencné*, Adatgyűjtő főosztály; *Papp Gyuláné*, Tájékoztatói főosztály.

**A GNI-Bizottság 7. ülése.** Az Eurostat szervezésében Luxembourgban tartották a GNI-bizottság ülését 2006. július 3. és 4. között. A bizottsági ülésen valamennyi tagállam képviselője (köztük Magyarországé is) röviden beszámolt a GNI Inventory elkészítésének állásáról. A Bizottság megvitatta a Számvevőszék (Court of Auditors) éves jelentésének GNI-számításokat értékelő részét. A résztvevők felvetéseinek ellenére az Eurostat képviselői kitarítottak azon álláspontjuk mellett, hogy a minőségellenőrzés rendszerének kidolgozása és működtetése a tagállamok feladata, ahhoz

az Eurostat nem kíván semmilyen útmutatót készíteni. Az Eurostat sürgette a tagállamokat, hogy tegyenek eleget azon jogszabályi előírásnak, amely kötelezővé teszi az illegális tevékenységek figyelembevételét a GDP/GNI adatokban. A Bizottság javasolta a globalizáció statisztikai problémáival foglalkozó Task Force felállítását. A tanácskozáson a KSH-t *Pozsonyi Pál*, főosztályvezető képviselte.

**Az Európai Háztartási Felvétel** fejlesztésével foglalkozó munkaértekezletet Luxembourgban tartották 2006. július 27. és 28. között, az Európai Bizottság és az Eurostat szervezésében. A rendezvény célja az Európai Háztartási Felvétel fejlesztése, a meglévő felvételek átfedéseinek kiszűrése, továbbá a Bizottság részéről felvetődő ad hoc kérdések rugalmasabb megválaszolása volt. Az ülésen 11 tagország, az Eurostat és uniós szervezetek képviselői vettek részt. A megbeszélésen a résztvevők a következő témákat vitatták meg. 1. Javaslat készítése a felvétel egyes összetevőinek tartalmára. 2. A felvétel szerkezetének kialakítása, beleértve a mintavételt, a mintanagyságot, az adatgyűjtés módját, gyakoriságát, a harmonizálás módját (input vagy output harmonizált) stb. 3. A megvalósulás időbeni folyamatának tervezése. 4. Az eltérő forgatókönyvek pénzügyi és szabályozási követelményei. 5. A bevezetés vázlatos ütemterve. A közös európai felvétel, illetve keretrendszer kialakítását a nemzetközileg összehasonlítható adatok iránti igény indokolja. A felvétel a tervek szerint 10 ezer személyre terjedne ki, s évente ismétlődne. A rendezvény résztvevői az

új felvételnek a Modul Rendszerű Európai Társadalomstatistikai Felvétel nevet (E4SM – European System of Social Statistics Survey Modules) javasolták. A KSH-t az ülésen *Salamin Pálné* osztályvezető képviselte.

**Európai Népesedési Konferencia.** A tanácskozást 2006. június 21. és 24. között tartották Liverpoolban az Európai Népeségtudományi Társaság (European Association for Population Studies – EAPS) szervezésében, „Az öregedő társadalom kihívásai” címmel. A konferencia finanszírozását az Európai Unió, az Egyesült Királyság Közgazdasági és Társadalomtudományi Kutatási Tanácsa, a francia Nemzeti Demográfiai Intézet és más intézmények támogatása tette lehetővé a szervezők számára. A tanácskozás fő célja az volt, hogy az öregedő Európa népesedési problémáit megvitatassa, kiemelten tárgyalva a közép-kelet-európai országok népesedési viszonyait. Az európai népesedési helyzet általános áttekintése újabb lehetőséget adott a magyar viszonyok behatódott értékelésére, főként a termékenység, a családok helyzete és a halandóság területén. A konferencia résztvevői keveselltek az állami népesedéspolitikai hatékonyságát és ezért negatívan ítélték meg a jövőbeni népesedési folyamatokat. Kiemelték az öregedés társadalmi, gazdasági hatását, különösen 2020 után. A szekciók főbb témái a népesedéstudomány szokásos felosztását követték, néhány olyan fontos kérdéskört kiemelve, mint a termékenység; a család és a háztartások; a reprodukció; az egészség, betegség és a halandóság; a regionális és szubregionális népesedési dinamika; a nemzetközi vándorlás és a vándorló népesség; a népesség öregedése; a népesedés, fejlődés és környezet; adatok és módszerek; népesség és történelem; népesség és gazdaság; valamint népesség és kultúra.

A tanácskozás „Egészség és halandóság Kelet-Európában” szekciójában előadást tartott *dr.*

*Józan Péter*, a KSH ny. statisztikai főtanácsadója „Crisis and revival in the epidemiological development in Hungary after the Second World War” címmel az epidemiológiai folyamatok Magyarországi alakulásának második világháborút követő három szakaszáról. „A termékenység tendenciái Közép- és Kelet-Európában” szekcióban hangzott el *dr. Spéder Zsolt*, a KSH NKI igazgatójának és *Kapitány Balázs*, az KSH NKI tudományos főmunkatársának előadása „Childbearing behaviour in Hungary: assessing structural and ideational factors” címmel. „A nyugdíjba vonulás és időskori migráció” szekcióban *dr. Illés Sándor* a KSH NKI tudományos főmunkatársa „Hungarian pensioners abroad” címmel tartott előadást. „A halálozás és reprodukció” szekcióban hangzottak el „Ageing in transition. Austria and Hungary 1985–2000” címmel *dr. Daróczy Etelka*, a KSH NKI tudományos főmunkatársának, valamint „Labour market participation, income and health in Hungary” címmel *dr. Kovács Katalin*, a KSH NKI tudományos főmunkatársának előadásai.

A poszterszekcióban *Radnóti László* a KSH főtanácsosa „Mortality forecasting by causes of death in the framework of multistate population projection” című poszterét, míg *Gödri Irén* az NKI tudományos munkatársa „Social networks and social capital in the immigration process into Hungary” című poszterét mutatta be. A konferencián részt vett *dr. Klinger András*, a KSH ny. elnökhelyettese is.

**Metaadatmunkacsoport-ülés.** Az Eurostat által létrehozott Metaadat-munkacsoport (Statistical Metadata Working Group – MWG) Luxembourgban ülésezett 2006. június 29. és június 30. között. Az évente megrendezett MWG-ülés a metaadat-szabványokkal (most az SDMX modellel, a metaadat-definíciókkal és a közös metaadat-szójegyzékkel), a meglévő és a fejlesztés alatt álló metarendszerek, valamint a

statisztikai szervezetek metaadatokkal kapcsolatos tapasztalatainak ismertetésével foglalkozott. A rendezvényen felkért előadók (a cseh, finn, portugál, bolgár és szlovén statisztikai hivatalokból, illetve az OECD-től) ismertették országuk hivatalában (illetve az OECD szervezeténél) a metaadatokkal kapcsolatos helyzetet, az alkalmazott modellt, a célokat és a törekvéseket. A résztvevők áttekintették, hogy a tagországok internetes, angol nyelvű publikációit milyen mértékben támogatják metaadatok. A több nemzetközi szervezet (köztük az Eurostat) által finanszírozott munkacsoport beszámolt az SDMX 2.0 verziójú rendszer aktualitásairól (mint például az informatikai modell, a tartá-

lomorientált útmutató, a bevezetés, a metaadatcsere, a metaadatok közös használata stb.). Az SDMX 2.0 verziója már alkalmas szabványos adat- és metaadatcsere lebonyolítására. Nem hivatalos tájékoztatások szerint az Eurostat és más nemzetközi szervezetek két éven belül kötelezően elő kívánják írni az SDMX-szabvány használatát a nemzeti statisztikai hivataloktól kapott adatoknál. Ezért a KSH-nak el kell kezdenie megismerni, tesztelni a rendszert, majd interfészt kell készítenie az adattárházhoz a lekérdezett adatok SDMX-formájú exportjának megvalósításához. A Hivatalt a rendezvényen *Pap Imre*, informatikai főtanácsadó képviselte.



### Könyvszemle

**Berzeviczy Gergely:**

**A közgazdaságról**

Magyar Közgazdasági Klasszikusok sorozat.  
Aula Kiadó. 2006. Budapest. 130 old.

A Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdasági Elméletek Története tanszéke által létrehozott és gondozott Magyar Közgazdasági Klasszikusok sorozat egyik legújabb kötete az 1800-as századforduló polihisztor gondolkodójának, *Berzeviczy Gergelynek* szakmai körokben is kevésbé ismert gazdaságelméleti munkájának megjelentetése. „A közgazdaságról” című művet eredetileg latin nyelven írta a szerző. A szöveg kéziratban maradt hátra, az eddigi egyetlen magyar nyelvű kiadás több mint egy százada látott napvilágot.

A sokoldalú tudóst a hazai szociológia és néprajz éppúgy egyik legjelentősebb előfutárának, illetve korai képviselőjének tartja, mint a közgazdaságtan. Ebbe a tudományági felsorolásba a statisztika is beleértődik bizonyos tekintetben, még akkor is, ha a kortárs, a szintén göttingai tanulmányokat is folytató *Schwartner Márton* (1759–1825) a statisztika közvetlenebbül magáénak mondhatja.

Berzeviczy életútja, a felvilágosodáskori gondolkodó kor- és jellemrajza a ma élő értelmiségi generációk, főként történészkörök számára elsősorban a nemrég elhunyt *H. Balázs Éva* munkássága nyomán vált ismertté. A közgazdász-gondolkodó Berzeviczy első nagy reneszánsza egy századdal korábbi ugyan, ám ez kevésbé él a mai kutatók tudatában. Az akkori nemzetgazdaságtan neves professzora, *Gaál Je-*

*nő* 1902-ben tette közzé magyarul a többnyire latinul vagy németül író Berzeviczy közgazdasági írásait. A tudománytörténeti előzményeit korrektül ápoló magyar statisztikának köszönhetően, a második világháború utáni periódusban éppen e terület kutatói tettek legtöbbet az életmű gazdasági gondolatvilágának köztudatban tartásáért. Itt elsődlegesen *Horváth Róbert* munkásságát kell említenünk; ezen belül is kiemelés érdemel „A statisztikai módszer és elmélet kérdései Berzeviczy Gergely műveiben” című, a Statisztikai Kiadó által 1972-ben megjelentetett kismonográfia.

A Szepességben, a család ősi kakaslomnici kastélyában, 1763-ban született Berzeviczy életútja a kor neves tudósainak tipikus állomásait és szomorú fordulóit is magában foglalja. Késmárki líceumi, göttingai egyetemi tanulmányok, nagy európai körút hosszabb angliai, franciaországi, belgiumi tartózkodással, személyes kísérlet II. Józsefnél, hogy tapasztalatait megfelelő szinten hasznosíthassa a jozefin reformokban, a központi államigazgatásban. Majd, családi támogatással, marad a budai Helytartótanács, s a félsikert hozó politikai ambíciók után, a Martinovics-összeesküvés hullámveréseinek bonyodalmaiból elkerülendő, visszatérés a lomnici birtokra, ahol elismerést hozó művei megszülettek.

Berzeviczy göttingai tanárai – főként a kor neves tudósai, a statisztikus, történész *Schlözer* és a nemzetgazdász *Beckman* – révén, továbbá tehetségének, műveltségének és széles látókörének köszönhetően megismerte a korabeli közgazdasági gondolkodás legfrissebb eredményeit. Az 1797-ben megjelent „A Magyarország kereskedelméről és iparáról” című latinul írt, s néhány évvel később németül is ki-

adott művét első magyar szerzőtől származó önálló közgazdasági szakkönyvként tartjuk számon. E műve alapján választotta tagjai köze a Göttingai Tudós Társaság.

Gazdaságelméleti munkásságának most megjelent fő művét, eredeti címén a „De Oeconomia Publico Politicá-t”, élete alkonyán, 1819-ben írta. A cenzúra útvesztőjében a kézirat elveszett. Berzeviczy 1822-ben bekövetkezett halála is közrejátszott abban, hogy a kiadás akkor elmaradt. Gaál Jenő a családi iratok között bukkant rá nyolc évtizeddel később a latin kézíratra. A műnek kiemelt fontosságot ad, hogy ez a tudományág elméletének első ismert hazai összefoglalója, arról tanúskodva, hogy nálunk is megindult az önálló gazdaságtani eszmeifejlődés, s terjedt az akkor legkorszerűbbnek tartott smithi rendszer, mégha a korabeli német felfogás néhány átértelmezési-kiegészítési kísérletén átszűrten is.

A szakirodalmi tartalmon kívül egy máig érvényes tudósi *ars poetica* is megfogalmazó-

dik: „Ezen munkámban sok van, ami tetszhet az udvarnak, de van sok más is, ami meg viszsztatetszhet neki. Másoknak még több nem lesz inyére. Nem fogok tetszeni minden olvasónak, de nekem sem tetszik minden olvasó. De én nem tetszeni, hanem használni akartam. Azt, amit igaznak, jogosnak, hasznosnak ismertem fel, azt teljes alázatossággal, mint törvényesen megvalósítandó előnyt javasoltam édes házamnak. Ha pedig annak javára híven írtam, vagy híven cselekedtem, úgy hiszem, nem dicséretet érdelek, hanem a mulasztás vétkétől mentesítem magamat.” (I.m. 130. old.)

A könyv kísérő tanulmányt közöl Berzeviczy főbb gazdaságelméleti nézeteiről *Horváth László* tollából, ő végezte el Gaál magyar nyelvű fordításának korszerűsítését is.

#### **Bekker Zsuzso,**

a közgazdaság-tudomány doktora, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi tanára  
E-mail: [bekker.zsuzsa@uni.corvinus.hu](mailto:bekker.zsuzsa@uni.corvinus.hu)

## Folyóiratszemele

**Pfaff, H.:**

### **Egészségileg hátrányos helyzetű emberek, 2003**

(Schwerbehinderte Menschen 2003.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2005. 11. sz. 1209–1216. old.

Németországban a szociális törvénykönyv a fogyatékkal élő emberek számára olyan jogokat biztosít, amely lehetővé teszi, hogy a társadalomban, a mindennapi életben lehetőség szerint egyenjogú emberekként vehessenek részt.

*Megjegyzés.* A *Folyóiratszemelet* a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Levéltára (*Rettich Béla*) állítja össze.

A hátrányos helyzetűekről készített szövetségi statisztika biztosítja azokat a szükséges információkat, alapadatokat, amelyek lehetővé teszik a szociálpolitikai tervezést, és a helyes szociálpolitikai intézkedések bevezetését. Adatokat szolgáltat a statisztika az egészségügyileg hátrányos helyzetűek számáról, neméről, életkoráról, továbbá károsodásuk milyenségéről, okáról és mértékéről.

1979 óta két évenként, december 31-ei fordulónappal szövetségi statisztika készül a hátrányos helyzetűekről. Egészen 1985-ig a vizsgálatok körébe nemcsak a súlyosan fogyatékosokat vonták be, hanem a kisebb mértékben

károsodott személyeket is. 1987-től 1999-ig a törvény 53. §-a biztosította a hátrányos helyzetű emberek beilleszkedését a munkába és a társadalomba. 2001 óta az új szociális törvénykönyv 131. §-a írja elő a fogyatékkal élőkéről két évente készítendő országos szintű statisztikai kimutatást. Az írás a 2003. évi felvétel eredményeit dolgozza fel.

A IX. szociális törvénykönyv 2. § (2) bekezdése szerint hátrányos helyzetűnek minősül az, akinek akadályoztatottsága legalább ötven százalékos. Ezen kívül a számbavételre kerülő személynek bejelentett németországi lakással, vagy tartós ott tartózkodással, vagy németországi foglalkoztatottsággal kell rendelkeznie.

Hátrányos helyzetűnek tekintendő az a személy, akinek testi funkciói, szellemi képessége vagy lelki egészsége hat hónapnál hosszabb ideig, és nem csak átmenetileg, eltér az adott életkorra jellemző tipikus állapottól és ezáltal a társadalmi életben való normális részvétele károsan befolyásolt. Erről az illetékes hivatal az érintettek számára igazolást állít ki. Az igazolvány annak tulajdonosát különböző szolgáltatások és segítségnyújtási formák igénybevételére jogosítja. Az igazolás általában legfeljebb öt évig érvényes. A statisztikában csak az ilyen igazolvánnyal rendelkező emberek szerepelnek.

A 2003. évi felmérés szerint Németországban, a tárgyévben 6,6 millió hátrányos helyzetű ember élt. A 2001-es adathoz képest ez a szám 73 ezerrel alacsonyabb.

Az össznépeségre kivetítve ez azt jelenti, hogy Németországban 2003-ban minden 12. ember a hátrányos helyzetűek közé tartozott, arányuk 2003-ban 8, korábban 8,2 százalék volt. Az „új” (keleti) tartományokban kedvezőbb az arány, ott csak 7,3 százalék a hátrányos helyzetű. Az átlagot leginkább meghaladó a számuk Mecklenburg-Vorpommernben (9,3%), a legkevesebb pedig Szászországban (6,4%). A hátrányos helyzetűek aránya Berlin-

ben (9,6%) és Hessenben (9,2%) a legmagasabb és Baden-Württembergben a legalacsonyabb. Az arányok az egyes tartományok között jelentősen eltérnek.

A várakozásoknak megfelelően az idősebb korúak között több a hátrányos helyzetű, a számba vettek több mint fele 65 éves vagy annál is idősebb, 22,4 százalékuk pedig az 55. és 65. életév közötti korcsoportba tartozik. A 18 éven aluliak aránya 2,5 százalék.

A fogyatékkal élők 52,5 százaléka férfi. Csak a 75 éves és annál idősebb korosztálynál növekszik lényegesen a nők aránya a férfiakéhoz képest, de ez egyértelműen arra vezethető vissza, hogy ebben a korcsoportban lényegesen nagyobb a nők aránya a férfiakéhoz képest. A korszpecifikus vizsgálatoknál az említett kategóriát leszámítva azért is érthető a férfiak nagyobb érintettsége, mivel jelentősebb számban végeznek/végeztek életük folyamán keresőtevékenységet, mint a nők.

A hátrányos helyzetűek normális életvitelben való akadályoztatottságának mértékét 20-tól 100-ig terjedő skálán határozzák meg. Százaz értéket az összes regisztrált 24,4 százalékánál állapítottak meg, 17,5 százalékánál az akadályoztatottság mértéke 80 és 90 pont közé esett. Több mint 27 százalékot soroltak a 60 és 70 pont közötti kategóriába, míg a hátrányos helyzetűeknek csaknem egy harmada a legalacsonyabb, 50 pontnál kisebb besorolást kapta.

A gyermekek és a 15 év alattiak a várakozásnak megfelelően csak kisebb mértékben képviseltetik magukat a hátrányos helyzetűek között. Az mégis feltűnő, hogy más korcsoportokkal ellentétben, több mint 47 százalékuk esetében a hátrányos helyzet legmagasabb, 100 ponttal jelölt értékét állapították meg. 100 pontos akadályoztatottságot állapítottak meg a nők 25,6 és a férfiak 23,3 százalékánál, azaz a nők nagyobb mértékben károsodottak, mint a férfiak, legalábbis a legsúlyosabb eseteket figyelembe véve.

Az egészségügyileg hátrányos helyzet leggyakoribb jellemzői a testi fogyatékoság, az agyműködésbeli zavarok, a tudati visszamaradottság, a lelki problémák és egyéb nem pontosan leírható, meghatározható hátrányok. A testi fogyatékosok legtöbbje mozgásában korlátozott, vagy vak, illetve süket, és vannak olyan esetek is, ahol valamiféle organikus megbetegedés váltotta ki a fogyatékoságot. Ezen meglehetősen durva osztályozás elkerülésére a statisztika 55 kategóriára osztotta fel a lehetséges fogyatékoságokat.

A tapasztalatok szerint a hátrányosság fajtája és mértéke szorosan összefüggnek. Például a vakok és gyengén látók köréből 15,1 százalék esett a 100-as, legmagasabb akadályoztatottsági kategóriába. Ezzel szemben a belső organikus zavarokkal együtt élők esetében 19,2 százaléknál állapították meg a 100-as értéket.

A 2003 decemberében elvégzett felmérés szerint a több mint hat millió regisztrált hátrányos helyzetűből 2,5 millió (38,2%) sorolható a többszörösen hátrányos helyzetűek körébe. Ebből a vizsgálati szempontból nagyon nagy jelentősége van az életkornak, azaz az idősebbeknél sokkal gyakoribb a hátrányok többszörződése, mint a fiatalabbaknál. A 25 év alattiak 11,7 százalékánál tapasztalható a hátrányok többszörződése, a 65 évnél idősebbeknél az arány már 47,9 százalék. Két tized százalékkal nagyobb a nők száma a férfiakénál a többszörös károsodottságot illetően. Ennek egyik legfőbb oka a nők magasabb életkora.

A külföldiek között kisebb számban fordulnak elő hátrányos helyzetűek. A 6,6 milliónyi, a felmérésben érintett népességnek csak 4,1 százaléka külföldi származású, mintegy 300 ezer ember (legtöbben törökök, őket követik a szerbek és montenegróiak majd az olaszok).

#### Rettich Béla

a KSH Könyvtár és Levéltár osztályvezetője  
E-mail: bela.rettich@ksh.hu

#### Ginter D.:

#### Lakóépületek és lakások ellenőrző számlálása Németországban, 2001

(Zensusfest – Ergebnisse der Gebäude- und Wohnungszählung.) – *Wirtschaft und Statistik*. 2004. évi 11. sz. 1256–1266. old.

A németországi lakásviszonyok statisztikai felvételeit az összeírások részeként végezték az 1987-es népszámlálásig, így nincsenek tapasztalatok a regiszterre alapozott módszerekről. Törvény alapján készítették elő a 2001. december 5-i eszmei időpontra vonatkozó mintavételes, postai úton szervezett lakás-számlálást (Gebäude- und Wohnungszählung – GWZ), hogy a német háztartások eddig összeírókkal végzett kikérdezésének eredményeivel összevessék a kedvezőbb költségű kérdőíves felvétel megbízhatóságát, hibáinak alakulását.

Az ellenőrző számlálás eredményeit a cikk részletesen bemutatja annak igazolásaként, hogy a háztartásoktól kapott válaszokkal összevetve kellően megbízható adatokat képesek szolgáltatni a lakóépületek, illetve lakások tulajdonosai a tényleges lakásviszonyok felmért adataitól.

A szerző részletes módszertani leírást ad a tulajdonosok azonosítóinak összeállításáról. A háztartások szerinti elvégzett lakásösszeírást ellenőrző (GWZ) mintavételes összeírás országosan 16 ezer címre vonatkozott. A tartományi statisztikai hivatalok ezek tulajdonosait a nevükkel, postacímükkel azonosították, a népszámlálás regiszterre alapozott előkészítéséről alkotott 2001. július 27-i („Gesetz zur Vorbereitung eines registriergestützten Zensus”) törvény rendelkezései alapján. A cikk a statisztikai célú adatszolgáltatást teljesítők között említi a települési és a pénzügyi hatóságot, az ingatlanadó nyilvántartását, a lakások vagyoni biztosítását végző intézményeket, a közszol-

gáltatást végzőket (például az áram- és gázszolgáltatókat, valamint a csatornázási és hulladékgyűjtési szolgáltatást teljesítőket), a földhivatalokat és más közhiteles ingatlannyilvántartások gazdáit.

Az említett adatforrások közül négy szövetségi tartományban csak egyet vettek igénybe. A többi tartomány statisztikai hivatala 2-4 adatforrást használt fel a lakóépület vagy lakás tulajdonosának és elérési címe azonosítására. A legtöbb adatot a települési hatóság szolgáltatta, a tényleges adatok egy része a telekönyvek, valamint a közszolgáltató üzemek címállománya alapján volt begyűjthető statisztikai célokra.

A statisztikai hivatalok a mintába választott lakóingatlanok tulajdonosainak a regiszterekben fellelt címekre tájékoztatást küldtek, és kérték a regisztrált tulajdonosi és más adataik pontosítását, aktualizálását.

Az első felkérés válaszai alapján megállapítható volt, hogy a regiszter szerinti címek egytizede téves, és mintegy 6 százalék a tulajdonosváltozások aránya. A megkeresett tulajdonosok 65 százaléka válaszolt, és készségesen megadta a kért azonosító- és tulajdoni adatokat.

A szerző a többlakásos társasháztulajdon felmérésénél említi, hogy az említett statisztikai törvény az ingatlan kezelőjét kötelezi az adatszolgáltatásra. Ezek a tulajdonos képviselőiben eljárók a vártnál rosszabb minőségű adatokat szolgáltatottak, például a lakberről, vagy a lakás felszereltségéről, mint a többi megkérdezett. Erre való tekintettel a lakás tulajdonosát kellett bevonni a mintába választott lakóépületek 5 százalékának összeírásába az ingatlankezelők helyett. Ehhez ismételt ki kellett küldeni a felkérést, miután tisztázták a tulajdonos nevét, postacímét. A tulajdonosok pótlólagos felkérése a lakások 23 százalékára vonatkozott, bár ilyen kiegészítési, aktualizálási lehetőséget az említett statisztikai törvény kifejezetten nem tartalmaz.

A cikk a lakásviszonyok összeírásának szervezési kérdései közül részletesen ismereti a kérdőívek központi kiküldésének és begyűjtésének módszerét. Három lépésben történt a határidőre be nem érkezett válaszok sürgetése. A mintába kijelöltek 57,1 százaléka válaszolt sürgetés nélkül, további 32,4 százalékuk küldte meg a kérdőívet, miután figyelmeztették, hogy két hete lejárt a válaszolási határidő. A második felszólításban (újabb kéthetes késés esetén) értesítették a címzettet, hogy szabálysértési bírság a statisztikai kötelezettség nem teljesítésének jogkövetkezménye, és ez a sürgetés a minta 8,9 százalékát készítette a kérdőív beküldésére, a harmadik felszólítás tartalmazta a szabálysértési bírság kivetett összegét is, bár tartományonként eltért az ilyen szankciók érvényesítése, illetve összege.

A szerző bemutatja azokat a logikai és egyéb ellenőrzési eljárásokat, amelyeket a kérdőívek feldolgozása során alkalmaztak. Számítógépes program szűrte ki az előforduló jellegzetes hibákat, azonban a következő két alapvető jellemző esetén a javítás csak visszakeresés alapján történhetett: a lakást birtokló személy neve, beköltözésének időpontja; a lakásban lakó személyek száma. A lakásfelvételen előfordult és javítást igénylő hibák több mint fele vezethető vissza ezeknek az alapadatoknak a hiányára, pontatlanságára, illetve el nem fogadható ellentmondásaira.

Kifejezetten a lakóépületekre vonatkozott ez az ellenőrző összeírás, a mintasokaságban irodaépületek nem szerepeltek. Összesen 70 kiválasztott épületet azért törölték a mintából, mert a kitöltve visszaküldött kérdőívből az derült ki, hogy ténylegesen irodaépületként hasznosítják az ingatlant. A teljes minta 1,1 százalékának megfelelő annak a 180 épületnek az aránya, amelyek rendeltetése, illetve a felmérési adata nem volt megállapítható.

A lakásfelvételen nemválaszolók indokait tekintve 66,1 százalék a választ megtagadók

aránya, további 31,1 százalék címe ismeretlen és 2,8 százalék esetén nem volt megállapítható a tulajdonos. A szerző ismerteti a nemválaszolók megoszlását a lakás szobaszáma szerint, és bemutatja az adatpótlási eljárásokat is.

A szokásos háztartási felvételekben is szereplő adatok a mintasokaság mintegy 94 százalékában adott alapot az ellenőrző lakásösszeírás egyes adatainak a hitelesítésére. A háztartások szerinti rendszeres statisztikai felvétel adatot szolgáltat például a lakás használatának jellegéről, területéről, szobáinak számáról, bérleti díjáról, a lakásban élők számáról, és a birtokló személyről. Úgy szervezték az adatok összehasonlítását, hogy csak a bérelt lakások szerepeltek mindkét felvételben, a tulajdonos által lakott lakások adatait az itt bemutatott ellenőrző számlálás (GWZ) alapján vették figyelembe, kizárva az ellentmondásokat.

A cikk meghatározza a kétféle statisztikai felvétel közötti eltérés alakulását, például a lakások és lakóépületek állományára, a lakás-használat jellegére, a lakás nagyságára, felszereltségére, valamint a bérleti díjak értékére vonatkozóan. A következő megállapítások a kétféle adatgyűjtés alapján teljes körre számított eredményeket veszik figyelembe.

Mindkét felvétel eredménye több mint 17 millió lakóépület, a lakások ellenőrző összeírása szerint 42 ezerrel kevesebb a mennyiségük, mint a rendszeres háztartási felvételben. A cikk az eltéréseket az épület jellege szerint is bemutatja. Az egy épületre jutó lakások átlagos száma 2002. december 5-én mindkét felvétel szerint 2,2. A németországi lakások száma az ellenőrző összeírása szerint (38,20 millió) félmillióval több, mint a rendszeres háztartási felvételben (37,66 millió).

Az ellenőrző lakásösszeírás szerint a tulajdonosok 44,7 százaléka birtokolja a saját lakását (a háztartási felvétel szerint 43,2 százalék az arányuk), a lakások további 55 százalékát (a másik felvételben 56,6 százalékát) lakásként

bérbe adják. A mennyiségi adatok azt igazolják, hogy a kétféle felvétel említett és párosítható eredményei közötti eltérés legfeljebb 5 százalék. Az üdülőként és diplomatalakásként hasznosított lakások aránya 0,3 százalék (0,1%).

A teljes lakásállomány párosítható felvételei szerint Németországban a legtöbb lakás (kerekén 10 millió) 3 szobás. Az egyszobás (1,9 millió) és kétszobás (7,2 millió) lakások száma együtt kisebb, mint a 4 szobások (6,3 millió) és ennél nagyobbaké (7,6 millió darab). A szerző minden lakáskategóriára közli a kétféle felvétel szobaszámadatai közötti eltérés arányát, amely az összes lakást tekintve kisebb 20 százaléknál. A szerző bemutatja, hogy a lakás méreteinek felmért adatai milyen dokumentumokat vehetnek figyelembe, többek között a bérleti szerződést, amelyben a lakás folyó költségeinek számításában szerepet játszó szobaszám, illetve terület megbízhatóan szerepel. Ilyen iratokkal a lakás tulajdonosa inkább rendelkezik, mint a lakói.

A cikk bemutatja a felszereltséget jellemző ismérveket, például a konyha vagy főzőfűlke, fürdési lehetőség, WC meglétét, továbbá a fontosabb fűtési módokat. A táblázatosan közölt „egyezőségi arányok” azt fejezik ki, hogy a környelmi fokozatokra jellemző fenti információk milyen arányban felelnek meg egymásnak a kétféle felvételben. Külön is vizsgálja a bérelt lakások egyezőségi arányait. A szerző ezeket az egyezőségi arányokat a települések nagyság-csoportjai szerint is kifejti. A szerző megállapítja, hogy a tulajdonos a lakás fűtési módjairól megbízhatóbb adatokkal rendelkezik, mivel ezzel kapcsolatos műszaki és pénzügyi felelőssége erősebb, mint a bérlő háztartásoké.

A havi bérleti díj (fűtés nélkül) a mintegy 20 millió németországi bérlakásra számítva, az ellenőrző számlálás (GWZ) szerint kisebb 250 eurónál a lakások 33,5 százaléknál, a 250-500 eurós díjkategóriába 46,9 százalékkal, a több

mint 500 euróba 9,9 százalékuk tartozik és a válaszok 9,7 százaléka nem adja meg a bérleti díjakat. A szerző közli a kétféle felvétel értékei közötti eltérés arányait az egyes díjkategóriákra. Hasonló összehasonlítás készült a bérleti díjon túlmenő egyéb költségekre.

A háztartások felvételeiben mintegy 15,7 százalék azoknak a válaszoknak az országos aránya, amelyekben a lakásbérlet díja nem szerepel, a lakásfenntartás (fűtés nélküli) kiadásai pedig a válaszok 19 százalékában nem szerepelnek. (Egyes szövetségi tartományokban eléri a 21 százalékot az ilyen adathiányok aránya.) Pontosabb volt a tulajdonostól kapott értékeket, mert a bérlő inkább az összes lakás-használati költséggel számol, számára kevesebb a bérleti díjak és a több tételt tartalmazó (fűtés nélküli) egyéb lakáskiadások.

A cikk részletezi az eltéréseket a bérleti díjak és más üzemeltetési díjak kétféle felvételi eredményei között, a település nagysága és az eltérések nagyságcsoportjai szerint. Felhívja a figyelmet arra a hibalehetőségre, amely a felmérés időpontjában adódott a bérleti díj és a járulékos lakáskiadás értékének megadása során (2002. januárban a német márkáról áttértek az euróra).

A szerző kiemeli azt a felmérési célt, hogy a statisztikai adatgyűjtés regisztere kapcsolja össze a természetes személyeket a lakásokhoz tartozó háztartások azonosítóival. Ennek érdekében szerepel a lakások ellenőrző összeírásában olyan kérdés, amely a lakás első és második helyen említendő birtokosának a nevét tudakolta. További kérdés vonatkozott a lakásba költözésük időpontjára.

A felmért lakások birtoklóinak családi vezetéknévét és utónevét a válaszok 95,5 százaléka, a beköltözési időpontot 82,8 százaléka tartalmazza. Ezek közül mindkettő a válaszok 81,5 százalékban szerepelt. A szerző itt is közli a két felvétel párosítható háztartásainak eltérési arányait. Biztatók a válaszolási arányok a

lakás második tulajdonosának nevére, beköltözési időpontjára vonatkozóan is.

A cikk vizsgálja a beköltözés időpontjának bizonytalanságait abból eredően, hogy nem egységes az adat értelmezése. A válaszok egy része a tényleges birtokba vételt tartalmazza, de olyanok is vannak, akik a bérleti szerződés keltezését tekintik a birtokba vétel napjának, bár a beköltözés ettől eltérő időpontban történt. A saját tulajdonú lakásban élők esetén csak a lakások ellenőrző összeírásának beköltözési időpontját vették figyelembe.

A regiszterre alapozható összeírások lényeges statisztikai adata a lakásban élő személyek száma. A cikk táblázatosan közli az épületben levő lakások száma, valamint a lakásban élő személyek száma szerint, hogy a kétféle felvétel eredményei milyen arányban egyeznek meg.

A szerző megállapítja, hogy minél nagyobb a lakóépület (például több mint 12 lakással), annál kevésbé egyezik a kétféle felmérésben a lakásban élők száma. A hat főt és többet befogadó lakások esetén nagyobb a felmérési eredmények közötti eltérés, mint az ennél kisebb kategóriák bármelyikében.

A lakások ellenőrző összeírásából adódó néhány fontos tanulság:

– szabatosan kell meghatározni a felmérés egyes mutatóit, egyértelmű elhatárolásokkal;

– az összeírási helyeket tagoltan tartalmazó címregiszter szükséges a mintavétel során, és az országos címjegyzék előkészítése körültekintő munkát igényel, és gondoskodni kell arról, hogy a regiszter a lakóépületeket kivétel nélkül tartalmazza;

– időben elő kell terjeszteni a lakásszámlálás jogszabályainak tervezetét, megelőzve a népszámlálási törvény tárgyalását, elfogadását;

– a lakásszámlálásra vonatkozó törvény alapján tisztázhatók a lakóépület vagy lakás tulajdoni viszonyai, a tényleges (aktuális) címzé-

sek, az ingatlankezelők által nem ismert adatokat pedig a lakás birtoklójától lehet megkérdezni.

A szerző összefoglaló megállapításként kiemeli, hogy a regiszterre alapozott lakásösszeírásokkal megvalósíthatók azok a számlálások, amelyeket hagyományosan kikérdezéssel ké-

szítettek. A lakás tulajdonosa megbízhatóbban közöl bizonyos alapadatokat, mint a lakásban élő háztartás.

#### Nádudvari Zoltán

a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa

E-mail: zoltan.nadudvari@ksh.hu

## Kiadók ajánlata

BISHOP, CH. M. [2006]: *Pattern recognition and machine learning*. (Alakfelismerés és gépi tanulás.) Springer. New York.

Ez az első olyan tankönyv, mely az alakfelismerés bayesi szempontú elemzésére vállalkozik. A könyv közelítő következtető algoritmusokat mutat be, melyek gyors, becsült válaszokat adnak olyan helyzetekben, mikor a pontos válasz nem elérhető. A valószínűség-eloszlások ábrázolására grafikus modelleket használ akkor, amikor semmilyen más munka nem alkalmaz grafikus modelleket a gépi tanulásban. A könyv megértéséhez nem szükségesek előzetes alakfelismerési vagy számítógépes ismeretek. Ugyanakkor a többváltozós számítások és a lineáris algebra terén való jártasság szükséges, éppúgy, mint némi gyakorlat a valószínűség-számítás használatában. Ez utóbbi azonban nem alapvető követelmény, mivel a könyv önálló bevezető fejezetet is tartalmaz a valószínűség-számítás elméletébe. A munka egyetemi hallgatók és kutatók számára ajánlott.

BALAKRISHNAN, N. – CASTILLO, E. – SARBIA, J. M. (szerk.) [2006]: *Advances in distribution theory, order statistics, and inference*. (Eloszláselmélet, rendstatisztika és következtetés magasabb fokon.) Springer. New York.

Barry Arnold a statisztika több területén, egyebek közt az eloszlások elmélete, a bayesi következtetéselmélet, a többváltozós elemzések, a rendezések és karakterizációs problémák terü-

letén alapvető fontosságú eredményeket ért el. Ez a kötet, mely az Arnold kutatásainak tiszteletére rendezett spanyolországi Cantabria egyetemén tartott „Nemzetközi konferencia az eloszlások elméletéről, a rendstatisztikáról és a következtetésről” című tanácskozás előadásait tartalmazza, de túl is lépi a konferencia kereteit. Jó néhány elismert és aktív statisztikus mutatja be új eredményeit ezeken a területeken. A túléléselemzés, a megbízhatóság, a minőségellenőrzés és a környezeti problémák kaptak kiemelt hangsúlyt a kötetben. A kötet a tanulmányok tematikája szerint a következő öt részre oszlik: 1. diszkrét eloszlások és alkalmazásaik, 2. folytonos eloszlások és alkalmazásaik, 3. rendstatisztikák és alkalmazásaik, 4. a megbízhatóság elemzése és alkalmazásai, 5. következtetéselmélet. Ez az átfogó referenciamunka jól szolgálhatja mind a statisztikusokat, mind az alkalmazott matematikával foglalkozókat éppúgy, mint a gyakorlati szakembereket, a kutatókat vagy az alkalmazott valószínűség-számítással, a biostatisztikával és a megbízhatóság tervezésével foglalkozó felsőbbéves hallgatókat.

DAGUM, E. B. – CHOLETTE, P. [2006]: *A benchmarking, temporal distribution, and reconciliation methods for time series*. (Benchmarking, időszakos eloszlás és összehangolási módszerek idősorokra.) Springer. New York.

Az idősoroknak alapvető fontosságú szerepük van a modern gazdaságban minden tevé-



kenységi szinten. Az idősorokat a felhasználásuk előtt statisztikailag korrigálják. Ez az első statisztikai munka, mely rendszerezett formában mutatja be azokat a statisztikai módszereket, melyekkel leggyakrabban használnak ezekre a korrigálásokra. Kiemelten kezeli a regressziós modelleket azok érthetősége, könnyű felhasználhatósága és kiváló eredményeik miatt. A szerzők minden módszert valódi adatokon nyugvó példákkal illusztráltak.

TILLÉ, Y. [2006]: *Sampling algorithms*. (Mintaalgoritmusok.) Springer. New York.

Az elmúlt évtizedekben fontos eredmények születtek a mintavételi módszerekben. Ez a könyv negyvenhat mintavételi módszert ír le az általános elmélet keretein belül. Az algoritmusok pontos leírása lehetővé teszi a bemutatott módszerek direkt alkalmazását. A munka gyakorlott statisztikusok számára készült, akik otthonosan mozognak a mintavételi eljárások között.

## Társfolyóiratok



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 3. SZÁM

*Kapronczai I. – Korondiné Dobolyi E. – Kovács H.*: Támogatás, hitel és jövedelem a mezőgazdaságban – következtetések termelői reagálás-vizsgálat alapján.

*Farkas G. – Fazekasné Kovács K.*: A hitelintézeti rendszer működése Magyarországon – A kezdetektől napjainkig.

*Földesi E. – Mag K.*: Az adatfelvételek önértékelési kérdőíve az Eurostatnál.

*Salamin P.*: Laekeni indikátorok.

### Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI  
HIVATAL FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 6. SZÁM

A rákelőfordulás és a rákkockázat Ausztriában.

Lakásbérletek 2005-ben.

Szállítási mérlegek a 2004/2005-ben betakarított terményekre.

Vágóhídi statisztika, 2005.

Rövid távú statisztikák a bányászatban és a feldolgozóiparban, előzetes eredmények, 2005.

Szabadidős és üzleti utazások 2005-ben.

Polgári repülés, 2005.

Az osztrák mikro-cenzus mintavételi terve, a minta kiválasztása és a minta alapján történő becslések.



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 3. SZÁM

*Dusek T.*: Területi statisztika, valószínűség-számítás és statisztikai következtetésemélet.

*Koltai Z.*: A magyar lakosság és vállalati szféra lakó-, illetve telephelyválasztásának szempontjai.

*Marton I.*: Települések fejlettségének komplex statisztikai elemzése a Balaton régió példáján.

## 2006. ÉVI 4. SZÁM

- Kőrösy József-emlékülés  
*Balogh M.*: Előszó.  
*Marosi E.*: Merítsünk ihletet a múltból!  
*Demény P.*: Kőrösy József, a demográfus.  
*Nyitrai F.-né*: Kőrösy József, a metodikus.  
*Besenyei L.*: Kőrösy József, az akadémikus.  
*Józan P.*: Néhány megfigyelés Budapest demográfia-történetéből.  
*Herman S.*: A Budapest Fővárosi Statisztikai Hivatal megalapítója.  
*Korazim-Kőrösy, Y.*: Kőrösy József a család szemével.  
*Kőrösy J.*: Van-e szabad akaratumk? (Részletek.)  
*Salamin G.*: A területi tervezés aktuális kérdései, folyamatai és feladatai.  
*Kapros T.-né*: Város versenyhelyzetben – Miskolc.

AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI  
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

## 2006. ÉVI 4. SZÁM

- Az állami statisztikai szolgálat 2005-ben és tevékenységének fő irányai 2006-ban.  
*Borisova, I. Yu. – Zamaraev, B. A.*: Oroszország fizetési mérleg deficitjének finanszírozása a múlt század 90-es éveiben.  
*Toroptsev, E. L. – Gurnovich, T. G.*: Gazdasági rendszerek dinamikus tulajdonságainak elemzése és kezelése.  
*Kim, I. A.*: Az ágazati kapcsolatok elemzésének információs alapja és lehetséges fejlesztése.  
*Ivanov, Yu. N.*: A Szovjetunió nemzetgazdasága első mérlegbeszámolójának 80. évfordulója.

*Epikhina, A. V. – Subbotina, L. V.*: Az oroszországi 2006-os mezőgazdasági cenzus alapvető módszertani irányelveiről.

*Korbut, L. S.*: Speciális információs tulajdonságok és magyarázó tevékenységek a mezőgazdasági cenzushoz.

*Flud, N. A.*: A „Tudományos iskolák és eredmények az orosz statisztikában” c. nemzetközi tudományos és gyakorlati konferencia.

*Kovaleva, N. V.*: Az „Oktatásstatisztika modernizálása” c. tudományos és gyakorlati konferencia.

*Zorin, N. I. – Kudryavtseva, R. M. – Perestoronina, N. N.*: A lakossági pénzbevételek megoszlása és polarizációja a Kirov régióban.

*Kalistratova, G. E. – Garnovskaya, S. L.*: Települési és lakásépítési reform a Pskov régióban.

*Chudilin, G. I.*: A Szamara régió gabona szub-komplexuma és helyzete a regionális mezőgazdasági termelés rangsorában.

*Ereskina, M. N. – Stepanova, S. A.*: Oktatási szolgáltatás és infláció a Cseljabinszk régióban.

## 2006. ÉVI 5. SZÁM

*Kudrov, V. M.*: Az országok versenyhelyzetének felmérése a modern világban.

*Savinov, Yu. A. – Abramova, A. V.*: Információs technológiák és hatásuk az országok versenyképességére a világgazdaságban.

*Mal'tseva, I. G.*: Az orosz gazdaság pénzügyi biztonságára és a pénzügyi szféra versenyképességére vonatkozó mutatórendszer.

*Yakovlev, A. A.*: A társasági szektor versenye, globalizálása és fejlődése Oroszországban.

*Zhukovskaya, V. M. – Trofimova, I. N. – Chertko, N. T.*: Oroszország versenyhelyzete az európai nyersanyag piacon.

*Obraztsova, O. I. – Oreshkin, M. S.*: Fizetési mérleg és nemzetközi befektetési helyzet: holland tapasztalatok az adatgyűjtés módosítá-

sában és lehetőségek ezek megvalósítására Oroszországban.

*Zarova, E. V. – Kotyakova, M. A.:* Egy régió gazdasági növekedésének minősége: a statisztikai kutatás módszertani szempontjai.

*Menova, N. F.:* Az önkormányzatok stabil társadalmi és gazdasági fejlődésének szociális szempontjai.

*Rayskaya, N. N. et al.:* Változások a keresletben, az ipar növekedésében és az inflációban.

*Zbarskaya, I. A.:* Az orosz társadalom szociális struktúrája a piacgazdasági kapcsolatokba való átmenetben.

*Ryzhikov, I. V.:* A fiatalok foglalkoztatottságának és munkanélküliségének néhány kérdése.

*Karyshev, M. Yu.:* A telekommunikációs ágazat gazdasági és statisztikai elemzése az orosz társadalom informatizálásával összefüggésben.

## **Wirtschaft und Statistik**

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI  
HIVATALN FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 3. SZÁM

*Szibalski, M.:* Térképek a hivatalos statisztikában.

*Deggau, M.:* Földhasználat.

*Namislo, D. – Schorn, K. – Schwarzenberg, M.:* Szavazási viselkedés a 2005-ös Bundstag választásokon nem és korév szerint.

*Rengers, M.:* Alulfoglalkoztatottság mint a munkaerő fogalom része.

*Loschky, A.:* Aszimmetriák a külkereskedelem-statisztikában.

*Walter, K.:* Veszélyes áruk szállítása, 2004.

*Haustein, T.:* Lakásépítési támogatás Németországban.

*Rehm, H.:* Közpénzügyi statisztika – növekvő fontosság és időszerűség.

*Zifonun, N.:* Kereskedelmi adó statisztikák.

*Sandhop, K.:* Árak, 2006. február.

*Bechtel, S.:* Kereseti struktúrák Baden-Württembergben: egy kvantilis regresszió alapuló empirikus vizsgálat.

2006. ÉVI 4. SZÁM

*Dietz, O.:* Az államigazgatás nettó hitel-felvétele és -kihelyezése – néhány módszertani megjegyzés.

*Lenz, R. – Schmidt, D. – Hafner, H.P.:* Adatok a vállalatok szakképzési továbbképzésének tudományos elemzéséhez.

*Angele, J. – Karmainsky, S.:* Csődök, 2005.

*Reim, U. – Reichel, B.:* Tömegközlekedés buszokkal és vonaton, 2004.

*Fischer, R.:* Kereskedelmi légi szállítás, 2005.

*Haustein, T. – Dorn, M.:* A menedéjogkérrők köztámogatására és segélyezésére vonatkozó statisztika eredményei, 2004.

*Gude, J. – Müller, W. – Schulze-Steikow, R.:* Közpénzügyek 2005-ben.

*Vorholt, H. – Dechent, J.:* Ártendenciák az építőiparban, 2005.

*Sandhop, K.:* Árak, 2006. március.

*Schroedter, J. H.:* Kétnemzetiségű házasságok Németországban.

2006. ÉVI 5. SZÁM

*O'Donnell, D.:* Felhasználói kézikönyv az EU-statisztikákhoz.

*Körner, T. et al.:* Az adatgyűjtésben részvételre kész háztartások állandó mintája.

*Hauschild, W. – Tenz, B.:* Információs és kommunikációs technológia a vállalatoknál.

*Opfermann, H. – Grobecker, C. – Krack-Roberg, E.:* A külföldiek központi nyilvántartása finomításának hatásai a külföldiek hivatalos statisztikájára.

*Hansch, E.:* Vállalkozások beindulása a mikro-cenzus szerint.

*Angele, J. – Ziebach, M.:* Vállalkozási értesítések 2005-ben – keletkezések és megszűnések.

*Blumöhr, T. – Zepunkte, H. – Tschape, D.:* A mezőgazdasági holdingok osztályozása.

*Gehle, S. – Rosenow, C.:* A német külkereskedelem országok szerint 2005-ben.

*Walter, K.:* Kombinált szállítás 2004-ben – hajtóerő az összes szállítási módra.

*Fischer, R.:* Vasúti szállítás 2005-ben.

*Becker, B. et al.:* Felvételek a környezeti statisztikára vonatkozó 2005-ös új törvény szerint.

---

Közljük kedves Olvasóinkkal, hogy a *Statisztikai Szemle* októberi és novemberi száma összevontan az angol nyelvű különszámmal együtt novemberben jelenik meg.

---