

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, DR. FAZEKAS KÁROLY, DR. HARCSA ISTVÁN,
DR. JÓZAN PÉTER, DR. LAKATOS MIKLÓS (főszerkesztő), NYITRAI FERENCNÉ DR.,
DR. OBLATH GÁBOR, DR. PUKLI PÉTER (a Szerkesztőbizottság elnöke), DR. RAPPAI GÁBOR,
DR. ROÓZ JÓZSEF, DR. SPÉDER ZSOLT, DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY

85. ÉVFOLYAM 2. SZÁM

2007. FEBRUÁR

*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. Lakatos Miklós
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
2007. 051 – Xerox Magyarország Kft.

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

E-mail: 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) 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

| | |
|--|-----|
| Társadalmi szükségletek – szociális védelmi rendszerek – <i>Dr. Fazekas Rozália – Tokaji Károlyné</i> | 101 |
| A spektrálanalízisről – <i>Pintér József</i> | 130 |
| Az 1956-os kivándorlás népességi hatásai – <i>Hablicsek László – Illés Sándor</i> | 157 |

Fórum

| | |
|------------------------|-----|
| Hírek, események | 173 |
|------------------------|-----|

Szakirodalom

Folyóiratszemle

| | |
|---|-----|
| Goerten, J. – Clement, E.: Az európai árampiac liberalizálásának mutatói, 2004–2005 – (<i>Nádudvari Zoltán</i>) | 177 |
| Stewart, K.: A jólét dimenziói az EU régióiban – (<i>Dévai Péter</i>) | 179 |
| Carrasco, C. – Mayordomo, M.: Kívül a foglalkoztatottságon (idő, munkaidő) – (<i>Lakatos Judit</i>) | 183 |
| Kiadók ajánlata | 185 |
| Társfolyóiratok | 187 |

Társadalmi szükségletek – szociális védelmi rendszerek

Dr. Fazekas Rozália,
a KSH főtanácsosa
E-mail: r.fazekas@citromail.hu

Tokaji Károlyné,
a KSH főosztályvezetője
E-mail: karolyne.tokaji@ksh.hu

Az Európai Unióban nincs egységes szociális biztonsági rendszer és viszonylag kevés közösségi szabályozás létezik e téren. Az eltérő gazdasági, társadalmi feltételek különböző megoldásokat kívánnak, a jóléti rendszerek sokféleségét eredményezve. A tagállamok elsősorban az ún. nyitott koordináció keretében határozzák meg a foglalkoztatás- és szociálpolitikák összehangolására, fejlesztésére, a társadalmi kohézió erősítésére irányuló közösségi stratégiákat. E munka elengedhetetlen feltétele a megfelelő minőségű, összehasonlítható információ. Az itt bemutatott statisztikai adatokat az Európai Unióban érvényes módszertan szerint állítottuk össze a 2004-ben érvényes magyar fogalomrendszer figyelembevételével, vagyis nemzetközi összehasonlításra alkalmasak. Az Eurostat a tagországok adatait rendszeresen közzéteszi. Magyarországon – egy szűkebb szakmai körtől eltekintve – még nem eléggé ismertek ezek az információk. Jelen írás hiánypótló szerepet tölt be, amikor az Eurostat New Cronos nevű adatbázisának felhasználásával a szociális védelem EU-szintű összehasonlító elemzésére vállalkozik. Bemutatja a szociális védelem társadalmi juttatásainak főbb jellemzőit Magyarországon és a többi tagországban. A tanulmány az adatok elemzésére, az összehasonlítások illusztrálására helyezi a hangsúlyt, és – terjedelmi okokból – csak a legszükségesebb módszertani vonatkozásokra tér ki.

TÁRGYSZÓ:
Társadalmi jelzőszámok.
Nemzetközi elemzések, összehasonlítások.
Felvételek módszerei.

A társadalmi szükségletek megjelenését, alakulását számos tényező befolyásolja, a lakosság demográfiai összetétele éppúgy, mint az ország gazdasági fejlettsége, teljesítménye, a munkaerő-piaci viszonyok stb. A felmerülő szükségletek kielégítését a különböző szociális védelmi rendszerek biztosítják.

1. Általános megközelítés

A szociális védelem fogalmára több meghatározás is létezik, ami azt is jelenti, hogy nincs általánosan elfogadott definíció. Hasonló a helyzet a társadalmi szükségletek esetében is. Hosszú lenne a lista, ha fel akarnánk sorolni az összes olyan körülményt, kockázatot, amelynek fennállása esetén egy személy, család vagy háztartás a szociális védelem körébe tartozó ellátásokra, szolgáltatásokra igényt tarthat, illetve azokra jogosulttá válhat. Ennek megfelelően számtalan ellátási forma létezik, és ezek az évek során is gyakran változnak. Még változatosabb a kép, ha más országok szociális viszonyait is vizsgálni kívánjuk. Ahány ország, annyiféle megoldás a szociális célú újraelosztásra. Ezért egy olyan – a nemzetközi gyakorlatban és elsősorban az Európai Unióban használt – egyezményes meghatározást veszünk alapul, amely mind a szociálpolitika, mind a statisztika céljainak megfelel. A szociális védelem integrált európai statisztikai rendszerét (European System of integrated Social PROtection Statistics – ESSPROS) az Eurostat dolgozta ki az 1970-es években a szociális védelem információinak nemzetközi összehasonlítására, megalkotva a szociális védelem egységes értelmezését, a szociális védelmi rendszerek tartalmát, lehatárolását és csoportosítását, a rendszerek elszámolásának szerkezetét és szabályait, valamint a társadalmi juttatások osztályozását, a besorolás szempontjait.

Ennek alapján a szociális védelem: „... a közösségi vagy magánszervezetek mindazon beavatkozása, melynek célja, hogy könnyítsen a különféle kockázatok vagy szükségletek miatt a háztartásokra és egyénekre nehezedő terheken, feltéve, hogy viszonzatlan és nem egyéni keretek között nyújtják” (ESSPROS Manual [1996]).¹

A szociális védelem legfontosabb jellemzői, röviden a következők (részletesen lásd ESSPROS Manual [1996]).

– Szociális kockázatok (betegség, rokkantság, öregség stb.) jelentkezésekor az egyének közvetlenül nyújtott juttatásokat foglalja magában.

¹ Az eredeti dokumentum az Eurostat honlapján, az aktualizált magyar fordítás a KSH honlapján található meg.

– Csak szervezetek által nyújtott ellátások tartoznak a fogalomkörébe. A háztartások és egyének közötti közvetlen segélynyújtást nem veszi figyelembe.

– A definíció kizárja az eseti, nem formalizált, rendkívüli segélynyújtásokat is (például természeti katasztrófák, karácsonyi segélyakciók esetei).

– Az államháztartáson kívül, a magánrendszerek által nyújtott szociális védelmet is számba veszi. Magánrendszerként definiálja mindazokat a szociális védelmi rendszereket, amelyeket az állam nem ellenőriz közzhathatósági minőségében. Ilyenek lehetnek például a nonprofit szervezetek vagy bizonyos típusú, munkáltatók által működtetett rendszerek.

– A juttatás csak akkor szociális védelem, ha azt viszonzatlanul nyújtják, illetve a viszonzás nem a juttatás nyújtásával egyidőben történik. (Ilyen alapon szociális védelemnek tekinti a nyugdíjat, ugyanakkor a szociális intézményekben térítési díjjal ellentételezett szolgáltatást nem veszi számításba.)

– A juttatást szociális védelemnek tekinti akkor is, ha azt valamilyen feltételhez kötik.

A szociális védelem alá eső kockázatok vagy szükségletek listája az EU-konvenció szerint a következő: 1. öregség, 2. betegség/egészséggondozás, 3. rokkantság, 4. hátrahagyottak, 5. család/gyermek, 6. munkanélküliség, 7. lakás, 8. máshová nem sorolt társadalmi kirekesztettség.²

A csoportosítás kialakításának a célja kettős. Egyfelől leszűkíti a szociális védelem körét azokra a területekre, amelyek Európában a legrelevánsabbak. Másfelől eszközként szolgál összehasonlítható adatok előállítására ott, ahol az intézmények, szabályok és társadalmi tradíciók tagországokként eltérők. A felsorolt nyolc kategóriát *szociális védelmi funkcióknak* nevezzük. (Ez a rendszer az oktatást nem tekinti szociális kockázatnak, ezért az adatok eltérnek az oktatási ágazat teljesítményét is tartalmazó ún. jóléti mutatóktól.) (Lásd az 1. táblázatot.)

A funkcionális osztályozás az ESSPROS-módszertanban definiált ún. „központi rendszer” legfontosabb területe. A központi rendszer a szociális védelemre vonatkozó kiadásokat és bevételeket tartalmazza.³ Ehhez „modulok” kapcsolódhatnak, amelyek további kiegészítő adatok, információk bemutatására adnak lehetőséget. A tagországokban jelenleg a központi rendszer, valamint a „munkaerő-piaci politikák” (Labour Market Policy – LMP) modulja működik általános érvénnyel, ezen adatokat adják át évi rendszerességgel az Eurostat számára. Az LMP-modul területe valójában már túllép a szociális védelem körén, amennyiben a munkáltatókon keresztül, foglal-

² E funkció csak azokat az ellátásokat tartalmazza, amelyeket nem lehet az első hét funkcióba sorolni. Statisztikai fogalma tehát az „egyéb” kategóriának felel meg.

³ A központi rendszer valójában a szociális védelemre fordított kiadások és bevételek mérlegszerű szembeállítását tartalmazza. Ehhez – statisztikai egység gyanánt – ún. „védelmi rendszereket” definiál. Magyar példán szemléltetve ilyen védelmi rendszer a kötelező állami nyugdíjbiztosítási rendszer, ennek bevételeit és kiadásait lehet számba venni. Ezen a szinten értelmezhetők továbbá a szociális védelem „adminisztratív kiadásai”, adott esetben az, hogy mennyibe kerül a nyugdíjbiztosítási rendszerünk működtetése. Ugyancsak itt értelmezhetők a szociális védelem egyéb bevételei és kiadásai.

koztatáspolitikai céllal nyújtott „aktív munkaerő-piaci támogatásokat” is magában foglalja. A központi rendszer munkanélküliség funkciója – a szociális védelem fogalmának megfelelően – ezeket nem tartalmazza.

1. táblázat

A társadalmi juttatások funkciók szerinti megoszlása az összes juttatás százalékában, 2004

| Funkció | EU 25 | Magyarország |
|-----------------------------------|--------------|--------------|
| Öregség | 41,4 | 36,7 |
| Betegség/egészség gondozás | 28,3 | 29,5 |
| Rokkantság | 8,0 | 10,3 |
| Hátrahagyottak | 4,5 | 5,8 |
| Család/gyermek | 7,8 | 12,1 |
| Munkanélküliség | 6,5 | 3,0 |
| Lakás | 2,0 | 2,0 |
| Egyéb társadalmi kirekesztettség | 1,5 | 0,6 |
| <i>Összes társadalmi juttatás</i> | <i>100,0</i> | <i>100,0</i> |

A központi rendszer funkcionális osztályozása a társadalmi védelmi juttatásokra (a továbbiakban: társadalmi juttatások) vonatkozik. A társadalmi juttatások a védelemben részesített személyeknek kifizetett összegekre, az ellátottak kiadásainak visszatérítésére és a részükre közvetlenül juttatott árukra és szolgáltatásokra terjednek ki. A jelenlegi elemzést a társadalmi juttatásokra korlátozzuk. (A társadalmi juttatások forrásainak, a finanszírozási formáknak, vagyis az egyes védelmi rendszerek bevételeinek és sajátos kiadásainak részletes vizsgálata nem célja e tanulmánynak.)

Mielőtt rátérnénk a társadalmi juttatások vizsgálatára, szükségesnek látunk egy rövid kitekintést az ESSPROS, és néhány ismert osztályozási rendszer főbb eltéréseire. E kitérőnek azért van jelentősége, mert a konkrét számokat látva az olvasóban felmerülhet a kérdés, miért találkozunk az adott témában eltérő adatokkal, ha forrásként a nemzeti számlákat, vagy például az OECD adatbázisait használjuk.

2. Az ESSPROS viszonya az egyéb adat- és információs rendszerekhez

A *Nemzeti Számlák* és az ESSPROS-módszertan fogalmai, előírásai általában összhangban vannak egymással, mivel az Eurostat igen fontos tartja az ESA 95-tel

(European System of National and Regional Accounts) történő harmonizálást. Az ESSPROS-t a nemzeti számlák egyfajta szatellit számlájának is tekinthetjük. Vannak azonban különbségek is a két rendszer között. A nemzeti számlákban a társadalmi juttatásoknak részét képezi az oktatás, az állam és a nonprofit szervezetek által sportra, rekreációra, kultúrára stb. fordított kiadások bizonyos része, az ESSPROS-ban viszont nem. Ezen kívül az ESSPROS-tól eltérően, csak a kormányzati és a nonprofit szervezetek által nyújtott juttatásokat veszi figyelembe, a munkáltatói rendszerek, kereskedelmi biztosítók által nyújtott szociális védelemre nem terjed ki. A nemzeti számlák rendszere a természetbeni ellátások terén nagyfokú aggregáltságot mutat. Példa erre a „Szociális ellátások” tétel, amely a teljes szociális intézményi ellátó rendszer kiadásait egyetlen adatban jeleníti meg. Nem tartalmaz tehát olyan funkcionális csoportosítást, amely az ESSPROS szerinti osztályozást megkönnyítené.

A *Nemzeti Egészségügyi Számlák* (NESZ) az OECD egészségügyi adatbázisának, a „System of Health Accounts” (SHA)-nak a közelmúltban kidolgozott hazai megfelelője. Az ESSPROS betegség/egészséggondozás funkciójával hozható összefüggésbe, bár a rendszer célja, kiterjedése, szerkezete, osztályozásai jelentősen eltérnek tőle. A NESZ minden olyan tevékenységre kiterjed, amelyet (intézmények vagy egyének) egészségügyi tudás és technológia alkalmazásával nyújtanak. Ennek megfelelően magában foglal az ESSPROS szerint szociális védelemnek nem minősíthető olyan területeket is, mint a foglalkozás-egészségügy vagy a különféle prevenciót célzó általános egészségügyi programok. Az ESSPROS-tól eltérően nem foglalkozik viszont a betegség esetén nyújtott pénzbeni ellátásokkal. Az ESSPROS kiadásaiban csak a viszonzatlan juttatások szerepelhetnek, míg a NESZ lefed minden egészségüggyel kapcsolatos kiadást, még a hálapénzt is. Az ESSPROS csak az intézmények által nyújtott ellátásokat tartalmazza, a NESZ pedig minden szolgáltatást figyelembe vesz (például a fizetés nélküli szabadság ideje alatt otthon nyújtott ápolást). A NESZ köre olyan értelemben is szélesebb, hogy a háztartások saját kezdeményezésű, saját érdekében kötött egészségbiztosításaira is kiterjed.

Az OECD által alkalmazott COFOG (Classification of the Functions of Government) kormányzati tevékenységek funkcionális osztályozási rendszerében is találkozhatunk a szociális védelemmel (6. fejezet: „Social protection”). Fő eltérése az ESSPROS-tól, hogy kizárólag a kormányzati védelmi területek, szervek tartoznak a megfigyelési körébe. A szociális védelem funkcionális osztályozását hasonlóan végzi el, de a betegséggel kapcsolatos tételek között nem szerepelteti az egészségügyi szolgáltatásokat. Az utóbbiakat külön funkcióban (5. Health – Egészségügy) jeleníti meg.

Az OECD egy másik adatbázisa, a Társadalmi Kiadások Adatbázisa (Social Expenditure Database – SOCX) kifejezetten a szociális védelemre vonatkozik. A lényegi azonosság ellenére itt is adódnak eltérések. Ezek az eltérések részben az osztályozásban, részben a szociális kiadások körében jelentkeznek. Itt tizenhárom funkci-

ót találunk, amelyek nagyrészt megfeleltethetők az ESSPROS-funkcióknak. Van benne olyan elem is, amelyet az ESSPROS nem tekint szociális védelemnek (aktív munkaerőpiaci programok). Ugyancsak eltérés a két rendszer között, hogy a SOCX nem veszi figyelembe az államháztartási körön kívül nyújtott szociális védelmet. Az OECD és az Eurostat közötti együttműködés alapján az Eurostat – az illetékes nemzeti statisztikai hivatal engedélyével – bizonyos aggregált ESSPROS-adatokat átadhat az OECD SOCX adatbázisa számára. Ilyen közvetett adatszolgáltatás működik Magyarországon esetében is.

Megemlítjük végül a tagállamok átfogó szociális védelmi rendszereinek kölcsönös tájékoztató rendszerét (Mutual Information System on Social Protection in the Member States of the European Union – MISSOC), amely nem adatokat, hanem a tagországok szociális védelmi rendszereinek strukturált leírásait tartalmazza. Ezek az információk az egyes országok szociális-egészségügyi ellátását meghatározó jogszabályokból építkeznek. A MISSOC naprakész, összehasonlító információkat nyújt a Bizottság szakértői, a tagállamok hatóságai, a munkavállalói és a szakmai szakszervezetek, valamint minden személy és intézmény számára, aki/amely érdeklődik a szociális védelem fejlődése és szervezetei iránt. Bár a MISSOC és az ESSPROS összeállításában részt vevők között nincs hivatalos együttműködés, az ESSPROS-adatok tartalmát leíró kvalitatív információk esetében – a jogosultság, illetve a törvényi háttér részletesebb megismerése érdekében – hivatkozni lehet a MISSOC megfelelő információira.

3. A társadalmi juttatások ESSPROS szerinti osztályozása

Az ESSPROS a társadalmi juttatásokat funkció, típus, valamint a jövedelmi/vagyoni helyzet figyelembe vétele szerint osztályozza.

– A korábban említett funkcionális csoportosítást a juttatások célja határozza meg. Esetenként igen nehéz egy adott juttatást a helyes kategóriába sorolni, különösen akkor, ha a célok keverednek, egymást átfedik, vagy homályosak. Magyar példaként említhetjük az ápolási díjat, amely a tartósan beteg gyermek, vagy az idős, fogyatékos családtag gondozása miatt kieső jövedelem pótlására szolgál. Ez az ellátás betegség, rokkantság, öregség, család/gyermekek funkcionál egyaránt figyelembe vehető lenne. (Az adott juttatás szabályozását, a törvényalkotó szándékát és az igénybevevők tényleges jellemzőit megvizsgálva a jelenleg működő rendszerben ezt az ellátást a család/gyermekek funkcióba soroltuk.)

– A társadalmi juttatások típus szerinti osztályozása alapján elkülönülnek a pénzbeni (ezen belül a rendszeresen és eseti jelleggel nyújtott), illetve a természetbe-

ni juttatások. Az utóbbi magában foglalja a szociális és egészségügyi intézmények által nyújtott szolgáltatásokat is.

– A juttatásokra való jogosultság szempontjából további két csoportot különböztetünk meg, attól függően, hogy előzetesen mérlegelik-e az ellátott jövedelmi, illetve vagyoni helyzetét vagy sem. Ilyen értelemben beszélhetünk jövedelemteszthez kötött és nem kötött juttatásokról. Teszthez kötött juttatás minden funkcióban előfordulhat, de különösen jellemző a „Lakás” és a „Máshová nem sorolt társadalmi kirekesztettség” kategóriákra.

4. Az adatok forrása

A tagországok évi rendszerességgel adják át adataikat az Eurostatnak, melyek segítségével képet kaphatunk a szociális ellátások alakulásáról, színvonaláról. Magyarország 2003 óta szolgáltat adatot az EU Statisztikai Hivatalának. Az első évben az 1999 és 2001 közötti időszakra vonatkozó információkat küldtük meg, majd azóta évente aktualizáljuk, bővítjük a magyar szociális védelmi rendszerekről szóló kvantitatív és kvalitatív információkat. Az adatokat az Eurostat szakértői megvizsgálják és validálják. Jelenleg a nemzetközi összehasonlításra is felhasználható legfrissebb adatsorok a 2004. évre vonatkozóan érhetőek el az Eurostat New Cronos nevű adatbázisában. Ebben az adatbázisban csak kvantitatív információkkal találkozhatunk. Az utóbbi néhány évben a tagországok az átadott adatokkal egyidejűleg kvalitatív kérdőívet is kitöltenek. Ezek biztosítják az ún. metaadatokat – amelyek az adatbázisban szereplő számszerű adatok tartalmát írják le, segítve azok értelmezését, elemzését, értékelését. Ezek az információk jelenleg korlátozottan, csak a tagországok illetékes szakértői számára érhetőek el. Ennek oka az, hogy a leírások szerkezeti szempontból még nem egységesek, és több vonatkozásban hiányosak.

A rendelkezésre álló források és a jelen írás keretei az ESSPROS-ban meghatározott főbb osztályozási szempontok szerint aggregált magyar és EU-adatok közzétételére adnak módot. A következőkben ismertetett valamennyi adatot a 2006 decemberében aktualizált New Cronos-ból vettük.⁴ (Itt hívjuk fel a potenciális felhasználók figyelmét arra, hogy az egyes országok utólag is korrigálhatják az idősorukat.) A nemzeti számlákkal való összhang megteremtése, a módszertan pontosabb értelmezése, jobb becslési módszerek alkalmazása stb. szükségessé tehet korrekciókat. A tapasztalatok azt mutatják, hogy ezek a kisebb változások nem befolyásolják az adatokból kibontakozó általános tendenciákat, az elemezhetőséget. Tájékoztatásként említjük meg,

⁴ A jelen tanulmányban található táblázatok és ábrák adatain kívül további részletes táblázatok találhatóak folyóiratunk honlapján (www.ksh.hu/statszemle).

hogy a magyar adatok hazai forrásait döntően a költségvetési beszámolók jelentik. Statisztikai felmérésből származó adat csak igen szűk körben képez adatforrást: főleg ott van szükség a felhasználásukra, ahol a beszámolók adatai nem állnak rendelkezésre az ESSPROS-módszertan által igényelt szerkezetben. Ebből következik, hogy az összehasonlító adatok előállítása helyenként becsléseket is szükségessé tett.

5. A szociális védelmi funkciók és nemzetközi összehasonlításuk

A felmérések szerint a tagállamokban a jövedelmek mintegy 70 százaléka munkából származik, körülbelül 25-30 százaléka nyugdíjakból és más szociális juttatásokból, a fennmaradó kis rész pedig tőkéből és egyéb magánforrásokból. Habár a szociális juttatások aránya a jövedelmekben nem túl nagy, az EU-polgárok mintegy háromnegyede részesül szociális juttatásokban közvetlen módon, vagy közvetve, a háztartás más tagján keresztül (*Eurostat* [2002]).

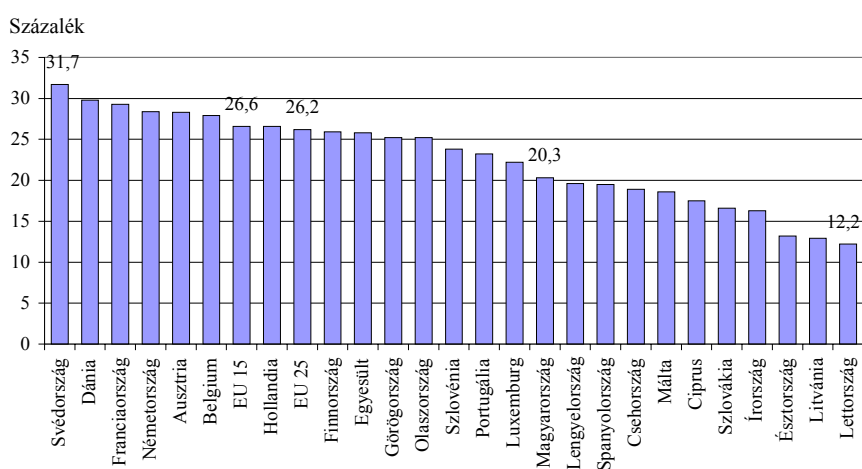
Az Unió szociális védelmi rendszerei jelentős összegeket emésztenek fel. 2004-ben a társadalmi juttatások az EU 25 országainak átlagát számítva a GDP 26 százalékára rúgtak.

A bővítést követően felerősödtek az Unión belüli a szociális ráfordítások közötti különbségek (*Eurostat* [2004]).

A legnagyobb arányú ráfordításokat Svédország produkálta, a bruttó hazai termék mintegy harmadát (31,7%) költötték szociális ellátásokra, de Dániában és Franciaországban is megközelítették az ilyen célú kiadások a 30 százalékot. Ezzel szemben a balti államokban a GDP-nek csupán 12-13 százalékát teszik ki a társadalmi juttatások. Magyarországon ez az érték 2004-ben 20 százalék volt, vagyis az Unió átlagánál 6 százalékponttal kevesebb. 2000 és 2003 között lassú növekedés volt tapasztalható a magyar mutatók alakulásában, majd 2004-ben a kiadások volumene visszaesett az 1999-es szintre. Ez a tendencia a legtöbb unióbeli országban is megfigyelhető. A szociális védelem egyre költségesebb az európai országok számára. A fenntartható finanszírozás érdekében több államban szigorúbb szabályok alkalmazásával igyekeznek gátat szabni a kiadások növekedésének. Az előző évhez képest a jelenlegi 25 tagország közül „csak” 13-ban emelkedett a társadalmi juttatásokra fordított összegek aránya, míg az azt megelőző időszakban évente 18-20 országban nőttek a szociális célú kiadások a GDP-hez viszonyítva. Ha hosszabb időtávot veszünk alapul, azt láthatjuk, hogy az EU 15 országaiban 1990 és 1993 között több mint 3 százalékponttal nőttek a kiadások a GDP-n belül, majd némi ingadozás után a ráfordítások aránya 26 és 27 százalék között stagnál. Ez a látszólagos változatlanosság ugyanakkor jelentős különbségeket takar, ha országonként vizsgáljuk a szociális védelem költségeit. A

2004-ben csatlakozott EU 10 országai közül csak Szlovénia és Magyarország mutatója haladja meg a 20 százalékot, a többi újonnan csatlakozott országban ennél jóval kevesebb jut a lakosság szociális védelmére. 1990 óta a legdinamikusabban fejlődő tagállam Portugália, ahol több mint másfélszeresére nőttek az ilyen célú kiadások a GDP-hez mérve, míg a 2000. évet alapul véve Írország teljesítménye tűnik ki a ráfordítások arányának 22 százalékos emelkedésével.

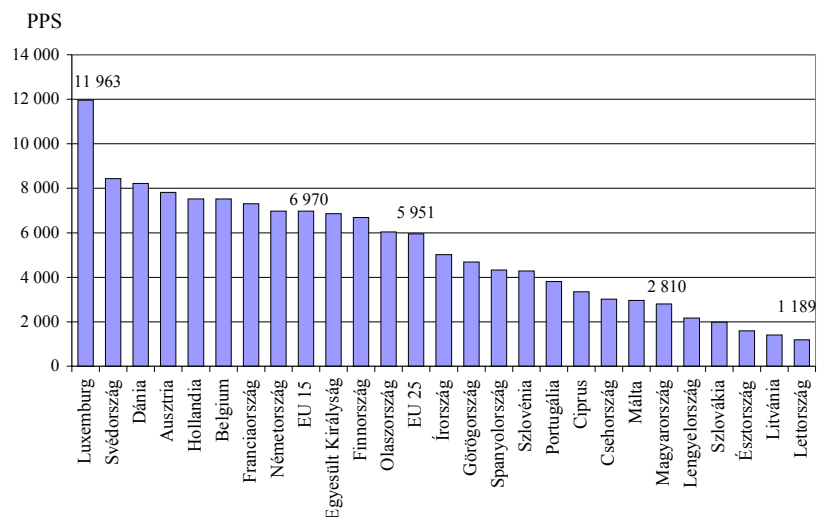
1. ábra. Társadalmi juttatások a GDP százalékában, 2004



Az EU társadalmi juttatásainak értéke 2004-ben egy lakosra vetítve 5 951 euró volt. Figyelembe véve az egyes országok árszínvona közötti különbségeket – azaz az elköltött összegeket vásárlóerő-paritáson (purchasing power standard – PPS) mérve – a kiadások 11 963 PPS/fő (Luxemburg) és 1 189 PPS/fő (Lettország) között alakultak. Magyarország adata az uniós átlag fele, 2 810 PPS/fő körül volt, ami a nem túl előkelő 20. hely az Unióban. Mögöttünk áll Lengyelország, Szlovákia és a három balti ország. A legjobb újonnan csatlakozott tagállam, Szlovénia is csak Portugáliát előzi meg az EU 15-ök közül.

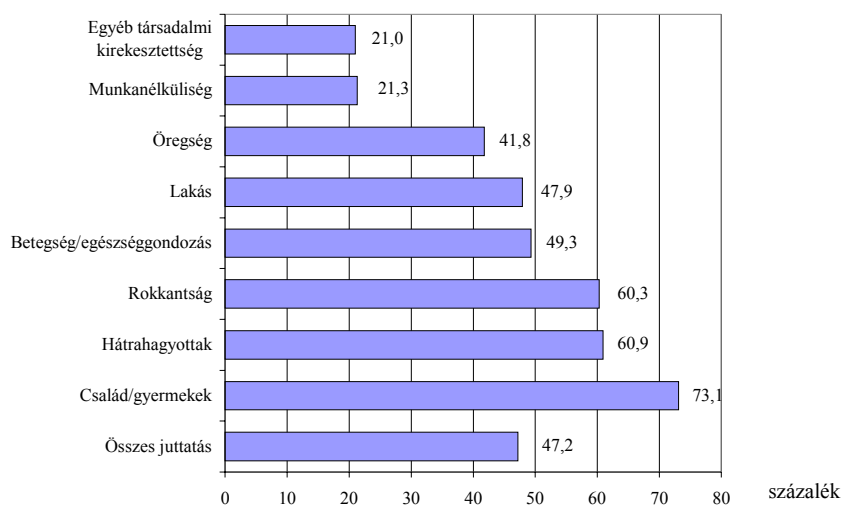
A különféle kockázatokat egyenként vizsgálva a szociális védelmi funkciók többségénél Luxemburg nyújtja a legnagyobb és Lettország a legalacsonyabb színvonalú támogatást (a különbség a két ország között több mint tízszeres). A legjelentősebb tételt kitevő öregségi juttatásoknál is csak két ország előzi meg Luxemburgot, Ausztria 18 százalékkal, Svédország 3 százalékkal magasabb támogatást ad lakosainak. A legnagyobb differencia a hátrahagyottak ellátásainál tapasztalható, mivel Luxemburg 1 259 PPS-t biztosít a túlélő hozzátartozóknak, míg Dánia mindössze 3-at, Észtország és Szlovákia pedig 13, illetve 15 PPS-t. A család/gyermek funkcióban is Luxemburg a listavezető, az uniós átlag több mint négyszeresét kapja egy ellátott. (Lásd a 2. ábrát.)

2. ábra. Egy főre jutó társadalmi juttatások, 2004



Az országok közötti különbségek a szociális védelmi rendszerek, a demográfiai folyamatok, a munkanélküliség és más társadalmi, intézményi és gazdasági tényezők közötti különbségeket tükrözik.

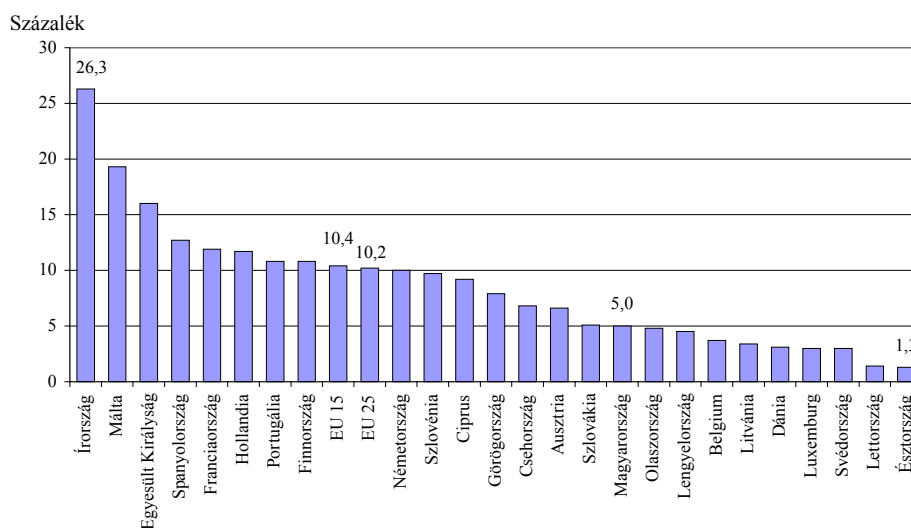
3. ábra. A magyar társadalmi juttatások színvonala az egy főre jutó kiadások alapján, 2004 (EU 25 = 100,0)



Az eddigi vizsgálatokból kiderült, hogy a szociális védelemre fordítható, illetve fordított összegek nagysága és az egy főre jutó GDP között igen erős a kapcsolat (*Eurostat* [2001]).

Az ellátások funkciója (célja) mellett, azok jövedelemvizsgálathoz való kötöttsége is jelentős eltéréseket mutat. Az összes juttatás vonatkozásában ez az arány 10 százalék az Unióban, ezzel szemben Írországból 26,3 százalék, Észtországban és Lettországon 1,5 százalék alatti. Magyarország 5 százalékos mutatójával a középmezőnyben foglal helyet. A szociális védelmi ellátások biztosítása során Írországon a legszigorúbbak a jövedelemre vonatkozó előírások minden kategóriában, a családtámogatásokat kivéve. A funkciókat egyenként vizsgálva átlagosan a családok és gyermekek számára nyújtott ellátások esetében a legnagyobb arányú (a kiadások egynegyedénél) a jövedelmi korlát, egyes országokban például Máltán és Portugáliában meghaladja a 80 százalékot, míg más államokban (például Luxemburgban, Svédországban, Szlovákiában) e támogatások gyakorlatilag teljeskörűen alanyi jogon járnak; Magyarországon a kiadások 10 százalékában vizsgálják a rászorulóknak anyagi helyzetét. Az Unióban a jövedelem/vagyonteszt alkalmazása szintén magas, 20 százalék körüli a rokkantsági ellátások és 17 százalék a munkanélküliek támogatása esetében. Magyarországon igen alacsony az ilyen típusú megszorítások aránya a rokkantságnál (1,2%), az idősek és hátrahagyottak esetében (1 százalék alatti), aminek az oka, hogy hazánkban e funkciókban a nyugdíjak dominálnak, amelyeknél nincs jövedelmi megkötés.

4. ábra. A jövedelemvizsgálathoz kötött társadalmi juttatások aránya, 2004



Hosszabb időtávot alapul véve azt láthatjuk, hogy a jövedelemvizsgálathoz kötött juttatások aránya 1990 és 2004 között az EU 15 tagállamaiban 9,4-ről 10,4 százalékra nőtt. A rászorultsági elv érvényesítését a rokkantsági ellátások esetében szigorították a leginkább az országok. Az elmúlt 15 évben közel 25 százalékkal lett magasabb a jövedelem-, illetve vagyonteszthez kötött juttatások aránya. Jelentősen, 16 százalékkal emelkedett az idősek és 11 százalékkal a család-, és gyermektámogatások jövedelmi helyzetétől való függése.

A jelenlegi 25 tagállam vonatkozásában, az adatok korlátozottabb elérhetősége miatt, csak 2000-ig visszamenőleg lehet e kérdést vizsgálni. Az ezredforduló óta eltelt időszakban elsősorban az öregség kapcsán felmerülő kockázatok esetén emelkedett meg az anyagi háttér figyelembevételének aránya. Az egyébként igen alacsony, 4,1 százalékos hányad egy százalékpontos növekedése 23 százalékos emelkedést jelent. Ezen kívül csak a rokkantsági ellátások esetében tapasztalható a jövedelemvizsgálathoz kötött ellátások arányának érdemi növekedése, mely 5 év alatt 5 százalékos volt. A magyarországi adatok az Unióban tapasztaltakkal ellentétes tendenciát mutatnak. Hazánkban 2000. évhez képest a lakás funkciót és az egyéb, máshová nem sorolható ellátások kategóriáját kivéve minden kockázati tényező esetében csökkent a rászorultság vizsgálata.

5.1. Öregség

Az öregség funkcióba azok a társadalmi juttatások tartoznak, melyek az idős korral összefüggő kockázatok ellen védenek: jövedelemvesztés, elégtelen jövedelem, a napi feladatok önálló ellátására való képesség elvesztése, a társadalmi életben való részvétel csökkenése stb. Idesorolandók mindazok a juttatások, amelyek kiegészítő jövedelmet biztosítanak az idős személy munkaerőpiacról való visszavonulásakor, vagy meghatározott jövedelmet garantálnak egy előírt életkor elérése után. Itt jelennek meg a szociális intézmények által kimondottan az idősek személyes vagy szociális helyzete miatt nyújtott szolgáltatások is. (Lásd a 2. táblázatot.)

Az ESSPROS rendszere szerinti számbavétel legjelentősebb tétele az idős korral járó kockázatok enyhítésére, az öregségi nyugdíjakra és egyéb pénzügyi támogatásokra, valamint az időseknek nyújtott szolgáltatásokra fordított kiadások csoportja. A modern társadalmaknak szembe kell nézniük azzal a ténnyel, hogy a demográfiai öregedés folyamata komoly nyomást gyakorol a szociális védelmi rendszerekre. A népesség elöregedése a nyugdíjrendszerek fenntarthatóságának problémáin túl az ön-ellátásra képtelen emberek tartós ápolás iránti szükségleteinek növekedését is jelenti. A népesség korösszetétele meghatározó az időskori eltartottsági ráta és az ezzel járó szociális védelmi kiadások alakulásában. A 65 évesnél idősebbek aránya a 15-64 évesekhez viszonyítva folyamatosan növekedett az elmúlt időszakban és további

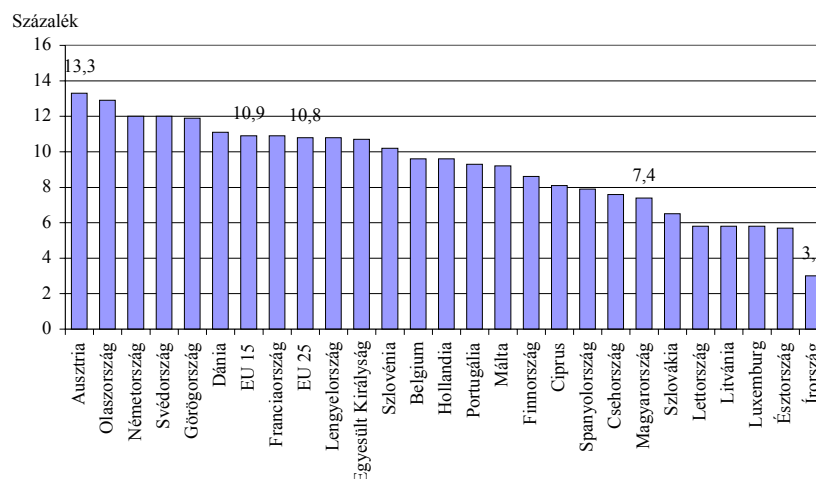
emelkedést mutat a jövőben is. Az Unióban már 2004-ben megközelítette a 25 százalékot ez a mutató, de 2050-re meghaladja az 50 százalékot is (a 60 évesek és idősebbek 15–59 évesekhez viszonyított aránya pedig a 70 százalékot, sőt Spanyolországban és Olaszországban megközelíti a 90 százalékot is).

2. táblázat

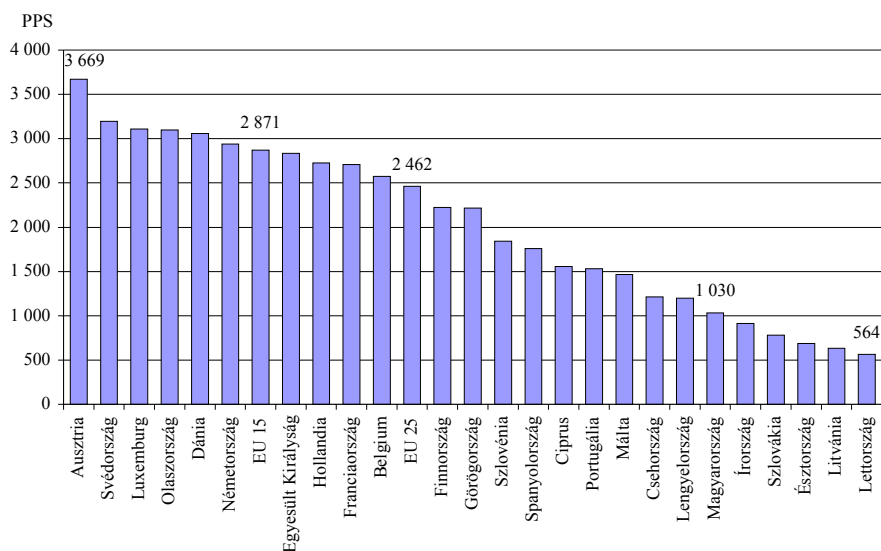
Az öregség funkció juttatásainak osztályozása, 2004

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|---------------------------------------|---|
| Pénzbeni juttatások | |
| Öregségi nyugdíj | Korbetöltött öregségi nyugdíj; korhatár feletti rokkantsági és baleseti rokkantsági nyugdíjak |
| Korhatár előtti öregségi nyugdíj | Korkedvezményes öregségi nyugdíjak; előrehozott öregségi nyugdíj; öregségi nyugdíj helyett folyósított illetmény; egyes művészeti tevékenységet folytatók öregségi nyugdíja |
| Részleges nyugdíj | |
| Gondozási juttatás | |
| Egyéb pénzbeni juttatások | Mezőgazdasági szövetkezeti járadékok; házastársi pótlék; időskorúak járadéka |
| Természetbeni juttatások | |
| Elhelyezés | Idősek otthonai és gondozóházai |
| Segítség a napi feladatok ellátásában | Házi segítségnyújtás; szociális étkeztetés; idősek klubja |
| Egyéb juttatások | Díjmentes utazás 65 éven felülieknek |

5. ábra. Társadalmi juttatások a GDP százalékában az öregség funkcióban, 2004



6. ábra. Egy főre jutó társadalmi juttatás az öregségi funkcióban, 2004



A társadalmi juttatások 41 százalékát az öregség kapcsán felmerülő ellátások emésztik fel, egyes országokban (Lengyelországban és Olaszországban) pedig meghaladja a teljes ráfordítás felét is. E funkció részesedése a legmagasabb az Unió 24 országának jóléti kiadásaiban, az egyetlen kivétel Európa legfiatalabb állama, Írország, ahol az összes juttatásnak mindössze 20 százalékát költik az idősek védelmére. A GDP-hez mérten az uniós átlag 11 százalék körüli részesedést mutat, de jelentős a szóródás az egyes tagállamok között: 2004-ben a legmagasabb arányt képviselő Ausztria, illetve Írország adata között 10 százalékpont különbség adódott. (Lásd az 5. ábrát.) Vásárlóerő-paritáson számolva is Ausztria fordította a legjelentősebb összeget, az EU 25 átlagának másfélszeresét (közel 3 669 PPS-t) egy idős személy támogatására, míg Magyarországon erre kevesebb mint 1030 PPS jutott. (Lásd a 6. ábrát.)

Az öregséggel összefüggő társadalmi juttatások elemzése kapcsán külön említést érdemel a nyugdíjak vizsgálata, mivel az idős korról járó kockázatok csökkentésére fordított kiadások 90 százalékát nyugdíjként kapják meg az érintettek. Öregségi nyugdíjra átlagosan a GDP 9-10 százalékát fordítják az egyes országok, és ha emellett a rokkantsági és hozzátartozói nyugellátásokat is számba vesszük, azt láthatjuk, hogy a szociális védelmi kiadások közel felét (Írországban a negyedét, Lengyelországban pedig a kétharmadát), átlagosan a GDP 12 százalékát emésztik fel a nyugdíjak. A nyugdíjrendszerek fenntarthatósága, és a megfelelő színvonalú nyugdíjak biztosítása Európa, sőt világszerte a megoldandó problémák között szerepel. Az uniós

tagországok jelentős erőfeszítéseket tesznek a nyugdíjkiadások fékezésére, ennek következtében az utóbbi években némileg csökkent az ilyen jellegű ráfordítások aránya a szociális juttatások rendszerében. A magyarországi mutató 2004. évi növekedését a 13. havi nyugdíj bevezetése és az özvegyi nyugdíjak mértékének jogszabályi emelése okozta.

3. táblázat

*Nyugdíjkiadások alakulása a társadalmi juttatások arányában
(százalék)*

| Év | EU 15 | EU 25 | Magyarország |
|------|-------|-------|--------------|
| 1995 | 47,4 | . | . |
| 1996 | 47,5 | . | . |
| 1997 | 48,1 | . | . |
| 1998 | 47,9 | . | . |
| 1999 | 48,1 | . | 44,7 |
| 2000 | 48,1 | 48,4 | 44,6 |
| 2001 | 47,6 | 47,9 | 45,8 |
| 2002 | 47,0 | 47,3 | 44,6 |
| 2003 | 46,6 | 46,9 | 44,3 |
| 2004 | 46,5 | 46,8 | 45,8 |

5.2. Betegség/egészség gondozás

A betegség/egészség gondozás funkcióba tartozik minden olyan pénzbeli juttatás, amely részben vagy egészen pótolja a fizikai vagy idegi megbetegedés, sérülés (a rokkantságot kivéve) miatti átmeneti munkaképtelenség ideje alatt kiesett keresetet; és az egészségügyi ellátás a védett személyek egészségének fenntartása, helyreállítása vagy javítása érdekében, függetlenül a betegség eredetétől.

Az ESSPROS a betegséggel kapcsolatos szociális védelmi kiadásokat veszi számba, amely nem azonos az egészségügyi kiadásokkal. Mindazok a kiadások, amelyek nem jelennek meg az egyén számára közvetlenül nyújtott ellátásban (prevenció, egészségügyi kampányok stb.), nem jelennek meg az adatokban sem. Az egészségügyi ellátás kedvezményezett által fizetett térítési díját is le kell vonni a társadalmi juttatás értékéből.

A magyar lakosság egészségi állapota nemzetközi összehasonlításban meglehetősen kedvezőtlen és elmarad attól, amit az ország társadalmi-gazdasági fejlettség-

ének szintje lehetővé tenne (SZMM [2005a]). Mind a születéskor várható élettartam, mind az egészséges életévek száma jelentősen alacsonyabb az uniós átlagnál. A magyar férfiak élete több mint 7, a nőké 5 évvel rövidebb az EU 15 lakosainál, míg az egészségben leélhető éveket tekintve még nagyobb a különbség: a férfiaknál 11, a nőknél pedig 8 év az elmaradásunk. Az ESSPROS-rendszerben az öregséggel kapcsolatos kiadások után a második legjelentősebb tétel – az összes társadalmi juttatás 28 százaléka – az egészség megőrzésére, a gyógyításra elköltött összeg. A tagállamok többségében 20-30 százalék között mozog ez az arány, de kiugróan magas Írország adata, mely meghaladja a 42 százalékot (igaz, hogy az öregség funkcióra ennek csak a felét költi), valamint Csehország mutatója, mely 35 százalék feletti arányt képvisel.

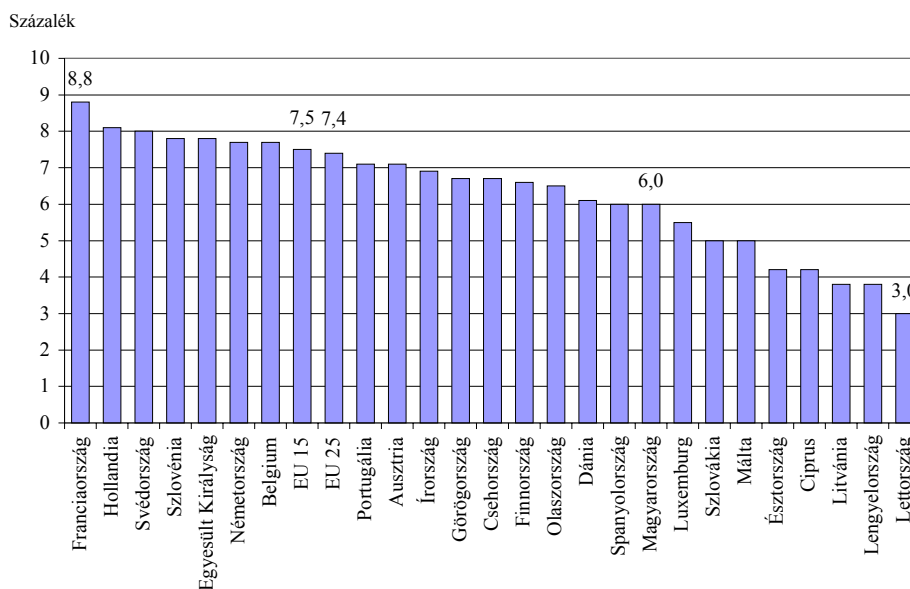
4. táblázat

A betegség/egészséggondozás funkció juttatásainak osztályozása, 2004

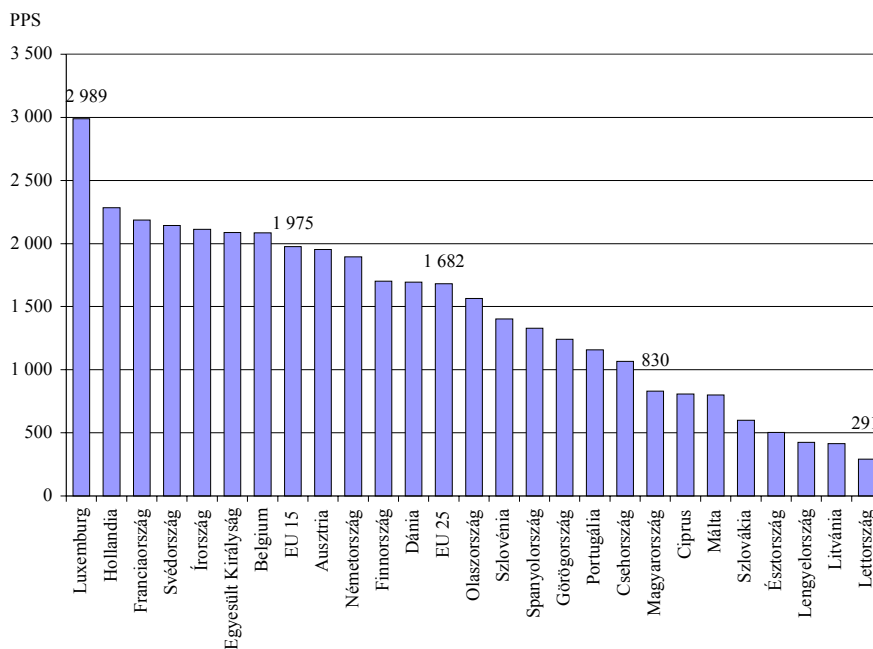
| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|--------------------------------|---|
| Pénzbeni juttatások | |
| Fizetett betegszabadság | Táppénz; betegszabadság |
| Egyéb pénzbeni juttatás | Baleseti járadék; kártérítési járadék |
| Természetbeni juttatások | |
| Fekvőbeteg-ellátás | Fekvőbeteg-szakellátás; gyógyfürdő-szolgáltatás; nagyértékű, kiemelt egészségügyi beavatkozások |
| Járóbeteg-ellátás | Járóbeteg-szakellátás; háziorvosi ellátás; fogászati ellátás; gondozó-intézeti gondozás; CT-, MRI-, művesekezelés; házi szakápolás; mentés; betegszállítás; gyógyszer-támogatás; gyógyászatsegédeszköz-támogatás; anyatej |
| Ebből: gyógyszeripari termékek | Gyógyszer-támogatás; gyógyászatsegédeszköz-támogatás; anyatej |
| Egyéb természetbeni juttatások | Közgyógyellátás |

A nemzeti összterméken belül az egészséggondozás 7-8 százalékot tesz ki az Unióban. Az egészségügyi ráfordításokat vizsgálva azt láthatjuk, hogy Magyarország a GDP-hez viszonyítva megközelítőleg hasonló összeget költ a betegségek megelőzésére és gyógyítására, mint a többi európai állam, ugyanakkor az egy főre jutó kiadás az uniós átlagnak éppen a fele. További figyelmet érdemel, hogy Luxemburg egészségügyi kiadásai nem érik el a GDP 6 százalékát, így ebben a tekintetben Magyarország után következik a rangsorban, ugyanakkor az ellátások színvonala a legmagasabb az Unióban, 78 százalékkal haladja meg az EU 25 átlagát, a magyar érték 3,6-szerese és az utolsó helyen álló Lettországhoz képest pedig tízszeres a különbség. (Lásd a 7. és 8. ábrákat.)

7. ábra. Társadalmi juttatások a GDP százalékában a betegség/egészség gondozás funkcióban, 2004



8. ábra. Egy főre jutó társadalmi juttatások a betegség/egészség gondozás funkcióban, 2004



5.3. Rokkantság

E funkcióba olyan ellátások tartoznak, amelyek a testileg vagy szellemileg sérült emberek gazdasági, illetve a társadalmi tevékenységbe való beilleszkedését segítik, így például jövedelmet biztosítanak azok számára, akiket rokkantságuk gátol a munkavégzésben és a pénzkeresésben; termékeket és rehabilitációs, illetve egyéb speciális szolgáltatásokat nyújtanak számukra (az egészségügyi ellátás kivételével).

5. táblázat

A rokkantság funkció juttatásainak osztályozása, 2004

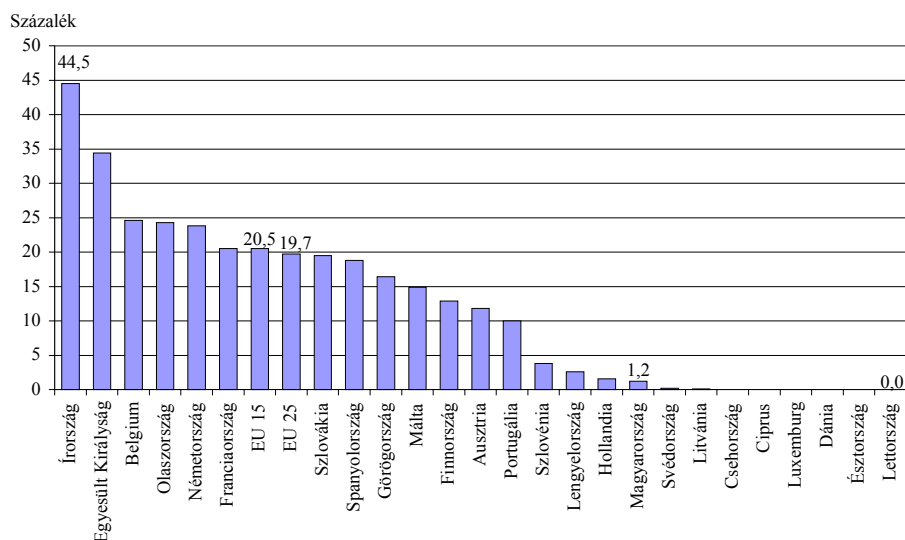
| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|---|---|
| Pénzbeni juttatások | |
| Rokkantsági nyugdíj | Korhatár alatti rokkantsági és baleseti rokkantsági nyugdíjak (I-II.) |
| Korhatár előtti nyugellátás a csökkent munkaképesség miatt | Korhatár alatti rokkantsági és baleseti rokkantsági nyugdíjak (III.) |
| Gondozási juttatás | |
| A csökkent képességűek gazdasági integrációja | |
| Egyéb pénzbeni juttatások | Vakok személyi járadéka; fogyatékosági támogatás; megváltozott munkaképességűek járadékai, keresetkiegészítése; rokkantsági járadék; mozgáskorlátozottak közlekedési támogatása |
| Természetbeni juttatások | |
| Elhelyezés | Fogyatékos személyek otthona és lakóotthona; fogyatékos személyek rehabilitációs intézménye; fogyatékosok gondozóháza |
| Segítség a napi feladatok ellátásában | |
| Rehabilitáció | Fogyatékosok nappali intézményei |
| Egyéb természetbeni juttatások | Akadálymentesítési támogatás; kedvezményes utazás rokkant, illetve fogyatékos személyeknek |

Magyarországon az egyik legsúlyosabb problémát a munkavállalási korú inaktívak magas aránya jelenti. Munkaerő-piaci szempontból rendkívül hátrányos helyzetben vannak a megváltozott munkaképességű és fogyatékos emberek. Körükben a foglalkoztatottak aránya mindössze 10-15 százalék. Többségük különböző rokkantsági ellátásokban részesül. A 15-64 éves inaktív népesség több mint egyötöde rokkantsági nyugdíjas, így nem meglepő, hogy Magyarország a társadalmi juttatások nagyobb hányadát fordítja ilyen ellátásokra, mint az EU 25 országainak átlaga. Az Unió szociális védelmi kiadásainak 8 százalékát költi rokkantsággal kapcsolatos pénzbeni és természetbeni támogatásokra a magyar 10,3 százalékkal szemben, ez az összeg a GDP-hez mérve országonként 2-3 százalékot tesz ki. A magyar érték megegyezik az unióbeli át-

laggal. A bruttó hazai össztermékhez képest a legtöbbet a skandináv államok (Svédország, Dánia, Finnország) fordítják a súlyosan egészségkárosodott állampolgárok helyzetének javítására. Megjegyzendő, hogy a rokkantsági ellátások 60 százalékát a rokkantsági nyugdíjak teszik ki (csak Cipruson, Dániában és Németországban 45 százalék alatti, míg Hollandiában és Portugáliában 92 százalék ez az arány).

Megvizsgálva az e rendszerben nyújtott ellátások szabályozásának szigorúságát, feltűnő különbséget tapasztalunk a magyar és az unióbeli viszonyokban. Az európai országokban jóval nagyobb arányú a jövedelemvizsgálathoz kötött támogatások aránya, az Unió átlagában ez 20 százalék körüli, míg hazánkban mindössze 1,2 százalék.

9. ábra. A jövedelemvizsgálathoz kötött ellátások aránya a rokkantság funkcióban, 2004



A juttatások színvonalát a vásárlóerő-paritás figyelembevételével számított egy főre jutó ellátás mutatja. A 25 tagország átlagában ez a mutató 2004-ben 480 PPS volt, de a két szélső érték között mintegy 14-szeres különbség adódott. Magyarországon ez az arány az uniós átlag 60 százalékának felelt meg, mely a 15. helyet jelenti a tagországok rangsorában.

5.4. Hátrahagyottak

A hátrahagyottak funkcióhoz olyan juttatások tartoznak, amelyek egy családtag elhalálása következtében felmerülő pénzügyi gondok megoldásához járulnak hoz-

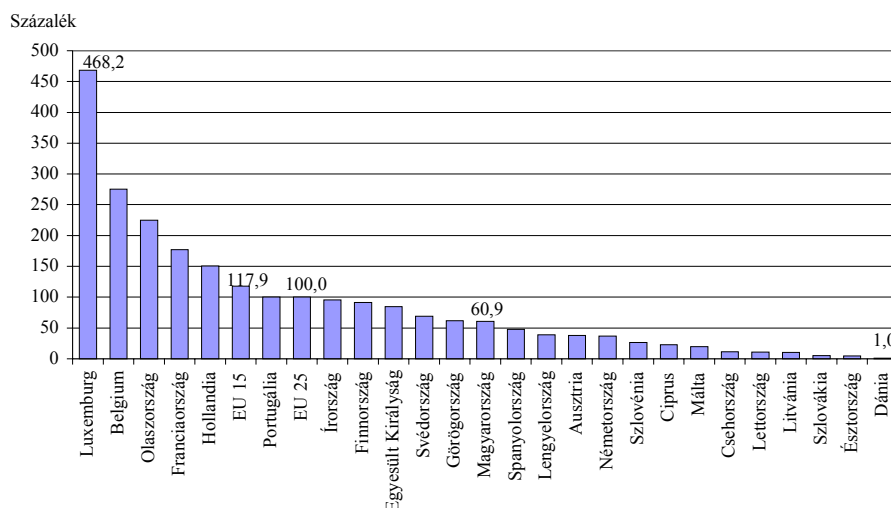
zá, átmeneti vagy állandó jövedelmet biztosítanak az özvegyen, árván, kenyérkereső nélkül maradt legközelebbi hozzátartozóknak; kompenzálják a családtag elhalálozásával kapcsolatban felmerülő temetési és egyéb költségeket; termékeket és szolgáltatásokat nyújtanak az arra jogosult hátrahagyottaknak.

6. táblázat

A hátrahagyottak funkció társadalmi juttatásainak osztályozása, 2004

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|----------------------------------|-------------------------------|
| Pénzbeni juttatások | |
| Özvegyi/árvasági nyugdíj/ellátás | Hozzátartozói nyugellátás |
| Halálzási segély | |
| Egyéb pénzbeni juttatás | |
| Természetbeni juttatások | |
| Temetkezési költségek | Temetési segély és köztemetés |
| Egyéb természetbeni juttatások | |

10. ábra. Az egy főre jutó társadalmi juttatás a hátrahagyottak funkcióban, 2004
(EU 25=100,0)



A közeli hozzátartozó elhalálozásával kapcsolatos legfőbb tétel a magyar jóléti rendszerben a társadalombiztosítás által fizetett özvegyi nyugdíj és az árvaellá-

tás, mely közel 900 ezer embert érint és az idetartozó kiadások 99 százalékát jelenti. A hozzátartozói nyugdíjak aránya e funkción belül minden uniós államban meghaladja a 60 százalékot, sőt 14 országban 90 százalék feletti. A hátrahagyottak támogatásának jelentősége a társadalmi juttatások rendszerében kisebb, mint a többi funkcióé, de az országok közötti különbségek szembetűnőek, az értékek 0-11 százalék között mozognak. Az ellátások színvonalára jellemző, hogy a ráfordításaink összes kiadásán belül aránya ugyan meghaladja az uniós átlagot, de az egy főre jutó támogatás összege az EU 25 juttatásainak csak a 61 százaléka. Az előző évhez viszonyítva jelentős javulás tapasztalható ebben a vonatkozásban, mivel 2003-ban még 55 százalékos volt ez az arány. A pozitív változást elsősorban a 20 százalékos özvegyi nyugdíjak mértékének 25 százalékra emelése okozza. E funkciónál tapasztalhatók a legjelentősebb különbségek az egyes országok között az egy főre jutó ellátások tekintetében. Luxemburgban mintegy 4,7-szer magasabb támogatást kap az elhunyt személy hozzátartozója, mint az EU 25 átlaga. (Lásd a 10. ábrát.)

5.5. Család/gyermek

Itt vesszük figyelembe azokat a pénzübeni vagy természetbeni támogatásokat (az egészségügyi ellátás kivételével), amelyek a terhesség, szülés, örökbefogadás, gyermeknevelés és más (felnőtt) családtagok gondozásának költségeit enyhítik, többek között pénzübeni segítséget és a családot, különösen a gyermekeket segítő, védő társadalmi szolgáltatásokat nyújtanak. (Lásd a 7. táblázatot.)

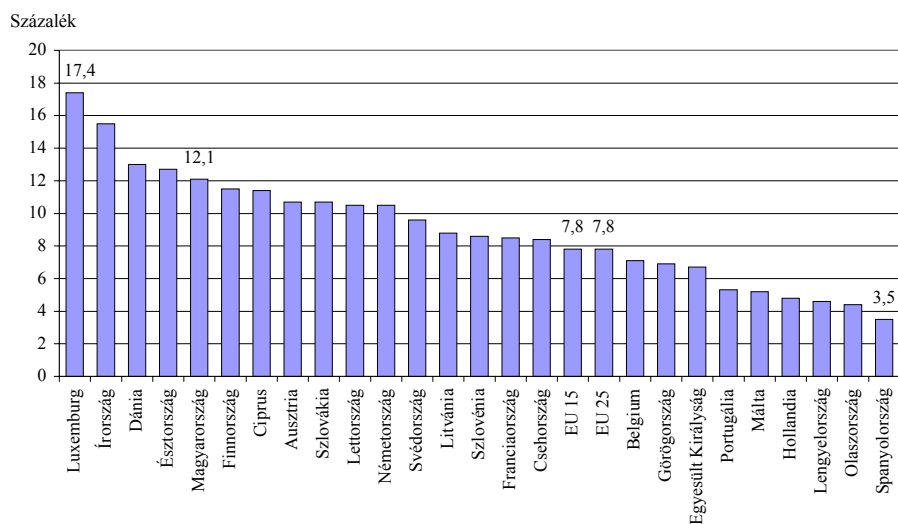
A családtámogatások terén tapasztalható a legnagyobb eltérés a társadalmi juttatások funkcionális vizsgálatában Magyarország és az EU 25-ök között. Az Unióban a családok és a gyermeknevelés támogatására átlagosan a társadalmi juttatások 8 százalékát fordítják, ami a GDP-nek alig több mint 2 százalékát teszi ki, ezzel szemben hazánkban 12 százalékos arányt képvisel a család- és gyermekvédelem a szociális támogatásokon belül, és ez a GDP-hez mérve 2,5 százalékot jelent. A szociális védelmi kiadások körében a legnagyobb arány Luxemburgban (17,4%) mutatható ki és hasonló nagyságrendű (mintegy 16 százalék) a családtámogatások mértéke Európa legfiatalabb országában, Írországban, míg a bruttó nemzeti összterméket alapul véve a legtöbbet (4%) Dánia és Luxemburg költi e célra. Magyarországon a szegénységi kockázat a gyermekek és fiatalok körében a legmagasabb. A családtámogatásoknak és a gyermekjóléti, gyermekvédelmi intézményeknek jelentős szerepe van a gyermekszegénység csökkentésében, a hátrányos helyzet kialakulásának megelőzésében. Az egy főre jutó ellátások összege e funkcióban közelíti meg a legjobban az uniós átlagot, a magyar adat (vásárlóerő-paritáson számolva) az EU-beli érték 73 százaléka.

7. táblázat

A család/gyermek funkció társadalmi juttatásainak osztályozása

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|---|--|
| Pénzbeni juttatások | |
| Jövedelemfenntartó támogatás gyermek születése esetén | Terhességi-gyermekágyi segély |
| Szüléskor fizetett juttatás | Anyasági támogatás |
| Szülői távolléti juttatás | Gyermekgondozási segély (gyes); gyermekgondozási díj (gyed) |
| Család/gyermek járandóság | Családi pótlék és iskoláztatási támogatás; gyermeknevelési támogatás (gyet) |
| Egyéb pénzbeni juttatás | Ápolási díj; rendszeres gyermekvédelmi támogatás; rendkívüli gyermekvédelmi támogatás pénzbeni része; katonai családi segély |
| Természetbeni juttatások | |
| Gyermekek nappali ellátása | Gyermekek napközbeni ellátása (bölcsődék) |
| Elhelyezés | Otthont nyújtó gyermekvédelmi szakellátások |
| Otthoni segítségnyújtás | |
| Egyéb természetbeni juttatás | Családsegítés; gyermekjóléti szolgálatok; falugondnoki szolgáltatás; kedvezményes utazás tanulóknak; rendkívüli gyermekvédelmi támogatás természetbeni része |

11. ábra. A családok támogatására fordított kiadások az összes társadalmi juttatás százalékában, 2004



5.6. Munkanélküliség

A munkanélküliség funkcióba azok a juttatások tartoznak, amelyek teljesen vagy részlegesen pótolják a munkahely elvesztése miatt kieső jövedelmet, ideértve a törvényes nyugdíjkor betöltése előtt létszámcsökkentés, vagy gazdasági okok miatt nyugdíjba vonuló idősebb dolgozók jövedelemkiesését; hozzájárulnak az álláskeresőképzési, átképzési költségeihez, valamint a munkanélküliek elhelyezkedésével kapcsolatos utazási, költözködési költségekhez. Ugyanakkor nem tekintendők szociális védelemnek az állam foglalkoztatást ösztönző azon támogatásai, amelyeket nem közvetlenül a védett személyeknek, hanem a vállalatoknak nyújtanak. Így nem szerepel az adatokban az ún. „aktív munkaerő-piaci támogatások” túlnyomó része. A munkaerő-piaci eszközök teljes körű megfigyelését – az aktív eszközöket is beleértve – egy külön statisztikai elszámolási rendszer, a Munkaerő-piaci politikák rendszere tartalmazza.

8. táblázat

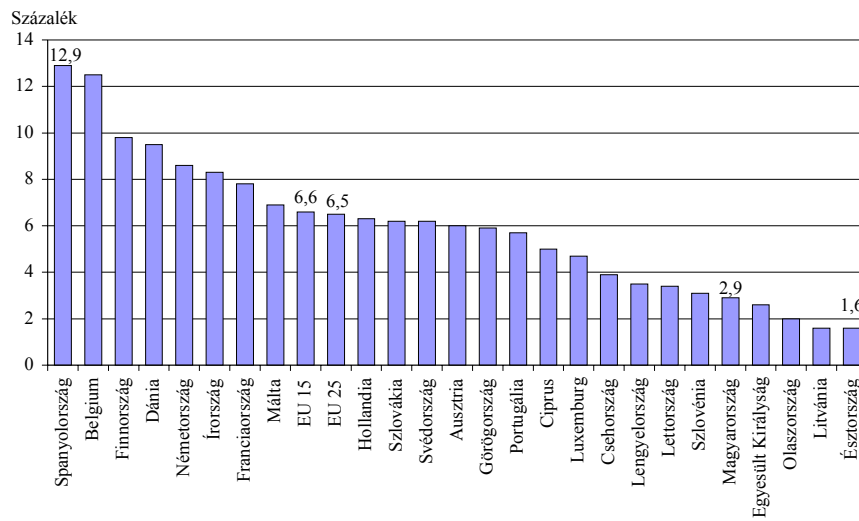
A munkanélküliség funkció juttatásainak osztályozása, 2004

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|--|--|
| Pénzbeni juttatások | |
| Teljes munkanélküli-segély | Munkanélküli-járadék; nyugdíj előtti munkanélküli-segély; pályakezdő munkanélküliek segélye |
| Részleges munkanélküli-segély | |
| Korhatár előtti nyugdíj munkaerő-piaci okok miatt | Korengedményes nyugdíj; bányászok korengedményes nyugdíja és szénjárandóságának megváltása |
| Szakképzési támogatás | |
| Végkielégítés | Munkáltatók által fizetett végkielégítések |
| Egyéb pénzbeni juttatások | Munkanélküliek jövedelempótló támogatása és a tartósan munkanélküliek rendszeres szociális segélye |
| Természetbeni juttatások | |
| Mobilitás és áttelepülés | |
| Szakképzés | Munkaerő-piaci képzés |
| Álláskeresői szolgálatok és munkahelyteremtő támogatás | Vállalkozóvá válás támogatása |
| Egyéb természetbeni juttatások | |

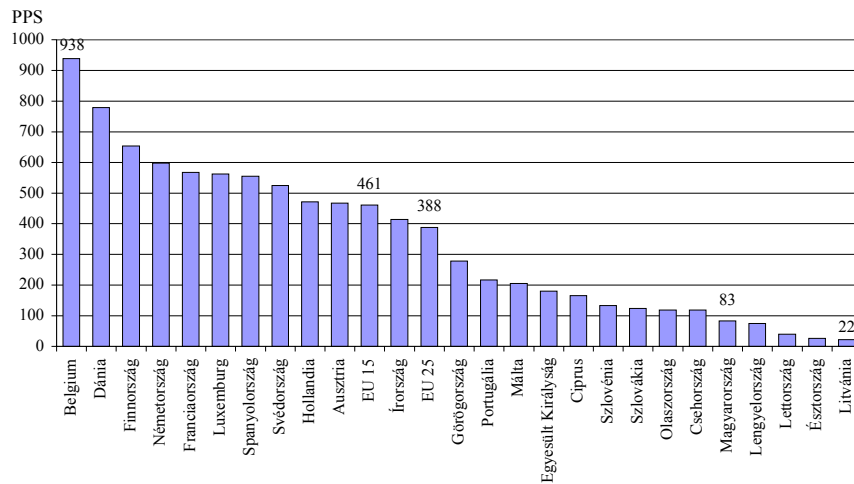
A magyar munkaerőpiacot az alacsony foglalkoztatási ráta, alacsony regisztrált munkanélküliség, valamint magas arányú inaktivitás jellemzi. Rendkívül alacsony a 15-24 évesek és a nyugdíjkorhatárhoz közeli korcsoportok munkaerő-piaci részvéte-

le. Ugyanakkor példátlanul magas (95 százalék feletti) a nyugdíjba vonulók között a korhatár alattiak aránya, mely szintén a munkavállalási lehetőségekkel függ össze. A munkanélküliség funkció kiadásait csökkenti, hogy az aktív korú népesség jelentős része nincs jelen a legális munkaerőpiacon, különböző szociális és nyugdíjjellegű járadékokat vesz igénybe.

12. ábra. A munkanélküliek támogatására fordított kiadások a társadalmi juttatások százalékában, 2004



13. ábra. Egy főre jutó társadalmi juttatások a munkanélküliség funkció körében, 2004



A társadalmi juttatások körében az Unióban 6,5 százalékot képviselő ellátások Magyarországon kevesebb mint 3 százalékos, Spanyolországban és Belgiumban 12-13 százalékos arányt mutatnak. (Lásd a 12. ábrát.) Hazánkban a munkanélküliséggel összefüggésben biztosított, egy főre jutó ellátások színvonala az uniós átlag ötöde, és ennél csak a balti államokban és Lengyelországban alacsonyabb a juttatások értéke. Belgiumban a magyar támogatás mintegy 11-szeresét kapja egy munkanélküli. (Lásd a 13. ábrát.)

5.7. Lakás

A lakásköltségekhez nyújtott segítség az állami hatóságok részéről történő olyan beavatkozásokból tevődik össze, melyeknek célja a háztartások megsegítése lakásköltségeik fizetésében. A tagországokban a lakáspolitikák sokfélesége létezik, és céljaikat tekintve gyakran túlmutatnak a szociális védelmen, ezért lényeges kritérium a rendszerben, hogy csak a jövedelmi/vagyoni helyzet vizsgálatához kötött juttatásokat veszi számításba, így a hazai lakástámogatások nagy része nem szerepel az adatokban.

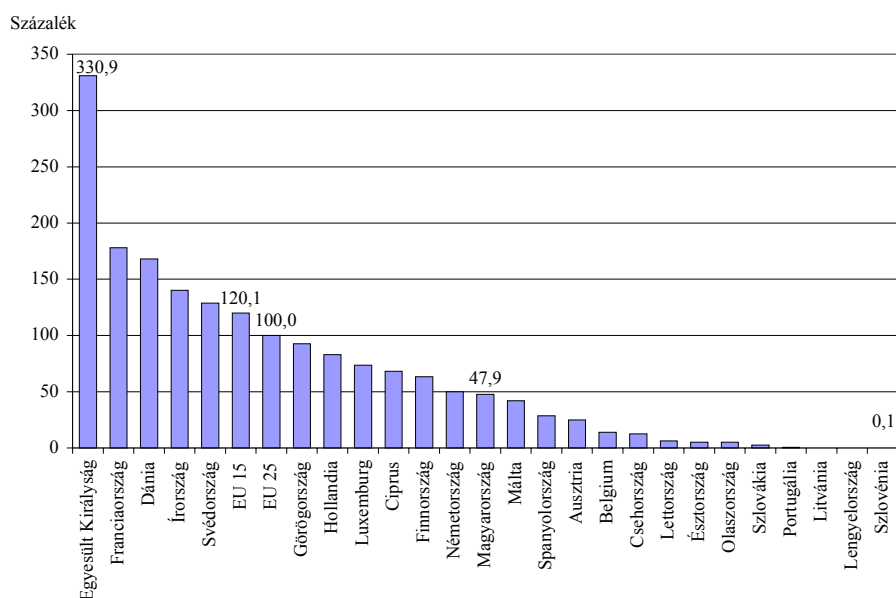
9. táblázat

A lakás funkció juttatásainak osztályozása, 2004

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|-----------------------------|--|
| Természetbeni juttatások | |
| Lakbér-hozzájárulás | Otthonteremtési támogatás; lakbértámogatások; bérlők egyéb önkormányzati lakáscélú támogatása; szociális lakbérjuttatás |
| Ebből: szociális lakbér | Szociális lakbérjuttatás |
| Tulajdonos-lakók juttatásai | Lakásfenntartási támogatás; tulajdonos lakók egyéb lakáscélú támogatása; szociálisan rászorultak lakáshitel- és közműtartozásai; lakásépítési kedvezmény (szoc.pol.) |

Hazánk fejlesztési és stratégiai terveiben kiemelt prioritást kapott a lakhatási hátrányok mérséklése, a lakáshoz jutás és a lakásmegőrzés segítése. A lakáshoz jutás megkönnyítése, a lakáshitelek és rezsitartozások miatt felhalmozódott adósságok kezelése, illetve felszámolása érdekében több támogatási forma is működik Magyarországon, de összességében alacsony – az uniós átlaggal megegyező – szinten, a GDP 0,5 százaléka körül mozog a lakástámogatások aránya, ami az összes szociális védelmi kiadás 2 százalékát jelenti. A legmagasabb értéket mind a társadalmi juttatásokon belül, mind a GDP-hez mérve az Egyesült Királyság adatai mutatják. Az egy főre jutó ellátás értéke a briteknél az uniós átlag háromszorosa, Magyarországon pedig a fele.

14. ábra. Az egy főre jutó társadalmi juttatás a lakás funkció terén, 2004
(EU 25=100,0)



5.8. Máshová nem sorolt társadalmi kirekesztettség

Nehéz meghatározni azokat a kockázatokat vagy szükségleteket, amelyek ebbe a kategóriába tartoznak. A társadalmi kirekesztettség ebben a rendszerben nem azonos a máshol használt és ismertté vált „social exclusion” fogalommal, hanem kifejezetten a többi funkcióba nem sorolható kirekesztettség (a nyomorgó emberek, a vándorlók, a menekültek, a kábítószer- vagy az alkoholfüggők, bűnös erőszak áldozatai) eseteire korlátozódik. E funkció vonatkozásában a nemzetközi összehasonlítást óvatosan kell kezelni. Az adatok értékelése – mint a statisztikában az „egyéb” kategória esetében köztudott – igen korlátozott.

Itt jegyezzük meg, hogy az ESSPROS rendszere csak a szervezetek által nyújtott ellátásokat veszi számításba. Nem tartozik bele a háztartások és egyének közötti közvetlen segélynyújtás semmilyen formája. Kizárja az eseti, rendkívüli segélynyújtásokat is (például természeti katasztrófák, karácsonyi segélyakciók esetei), amelyek a társadalmi kirekesztettek vonatkozásában jellemzően előfordulnak. (Lásd a 10. táblázatot.)

A máshová nem sorolt társadalmi kirekesztettség funkcióba sorolt ellátások jelentős része alacsony jövedelmű rétegek támogatását szolgálja, ezért a jogosultságnak értelemszerűen a rászorultság az alapja. Természetes tehát, hogy a jövedelemvizsgálathoz

kötöttség aránya itt a legmagasabb (a lakás funkciót nem számítva, ahol a módszertan kizárja a jövedelemteszthez nem kötött támogatások számbavételét). Az EU 25 tagállamaiban meghaladja a 80 százalékot a jövedelem-/vagyonteszthez kötött ellátások aránya, de Magyarországon is 50 százalék feletti értéket találunk. A jövedelemvizsgálat alól mentesek például a személyes gondoskodást nyújtó ellátások, így a hajléktalank, szenvedélybetegek ellátása is, ami ebben a kategóriában kerül számbavételre.

10. táblázat

A máshová nem sorolt társadalmi kirekesztettség juttatásainak osztályozása, 2004

| ESSPROS-osztályozás | Főbb hazai ellátási formák |
|--|--|
| Pénzbeni juttatások | |
| Jövedelemtámogatás | |
| Egyéb juttatások | Rendszeres és átmeneti pénzbeni szociális segély; menekültek rendszeres létfenntartási hozzájárulása, beiskolázási és lakhatási támogatása, szabad felhasználású költpénze, egyszeri letelepedési, illetve kiköltözési segélye |
| Természetbeni juttatások | |
| Elhelyezés | Szenvedélybetegek otthona és rehabilitációs intézménye; hajléktalank otthona, éjjeli menedékhelye és átmeneti szállása; egyéb, szállást nyújtó ellátások |
| Alkoholisták és kábítószeresek rehabilitációja | Szenvedélybetegek nappali intézményei; pszichiátriai és szenvedélybetegek átmeneti otthona |
| Egyéb természetbeni juttatások | Nappali melegedő; népkonyha; menekültek és menedékesek támogatásai (utazási, óvodai és iskolai étkeztetés); átmeneti segély (természetbeni); egyéb, szállást nem nyújtó ellátások |

Befejezésül, ejtsünk néhány szót arról, hogy milyen előrelépések várhatók a közeljövőben a szociális védelem statisztikáját illetően, az ESSPROS központi rendszer adatainak minőségében, az adatszolgáltatás szabályozásában, valamint a tervezett modulok vonatkozásában.

6. A szociális védelem összehasonlító vizsgálatának jövője

Az Európai Unió kibővülése új feladatokat állít a szociális védelem összehasonlító adatainak előállítására. Az új tagországoknak komoly erőfeszítéseket kell tenni, hogy adataikat az ESSPROS-módszertannak megfelelő szerkezetbe rendezzék. Ezt a

feladatot azonban valószínűleg sokkal gyorsabban fogják megoldani, mint annak idején a régi tagországok. A módszertan értelmezése, konkrét helyzetekre alkalmazása az utóbbi években egyre pontosabbá vált, a viták során nyert tapasztalatokat jól lehet kamatoztatni. Elkerülhetők olyan hibák, tévutak, amelyeket a régi tagországok már megjártak. Ennek ellenére számítani lehet arra, hogy az új tagországok néhány éven át még gyakrabban korrigálnak utólagosan adatokat. Az adatok minőségét javítja, hogy ma már minden tagországtól kéri a kvalitatív információkat is. Ez jelentős segítséget ad az Eurostat szakértőinek a validálási munkában.

A tagországok részéről az adatszolgáltatás jelenleg még ún. „gentleman's agreement” alapján történik. Nem sokáig kell azonban várni, hogy megszülessen az az EU-jogszabály, amely kötelezővé teszi a szociális védelmi adatok rendszeres átadását. A jogszabály szakértői szövegezése már folyamatban van. Nem szükséges hangsúlyozni ennek jelentőségét, az adatminőségre gyakorolt pozitív hatását. A kötelezettség jogszabályban való rögzítése várhatóan felgyorsítja az egyes ESSPROS-modulok bevezetését, azok adatainak nyilvánosságra hozását is. Számítani lehet arra, hogy két-három éven belül működni fog a „nettó kiadások” modulja, amely az előzőekben használt bruttó adatokhoz képest az adórendszer szociális juttatásokra gyakorolt hatásait is figyelembe veszi.

Folyamatban van az „ellátottak száma” modul kidolgozása, amelynél a többszörös számbavétel kiszűrésének módszertani megoldása jelenti a legnagyobb kihívást. A felhasználók nyilván nagy örömmel fogadnák az egy ellátottra jutó szociális juttatások összehasonlítható adatait. Ez – megítélésünk szerint – csak távolabbi cél lehet. Ha pusztán hazai példát veszünk alapul: a statisztikai felvételeinkben megjelenő ellátotti számok és a költségvetési beszámolók kiadásokra vonatkozó adatai között nincs jelenleg strukturális összhang. Más tagországok is hasonló nehézségekkel küszködnek, ezért első lépésként a nyugdíjasok létszámára és juttatásaira korlátozódnak a módszertani fejlesztések,⁵ így az adatok publikálására még várni kell.

Irodalom

- EC [2005]: *Report on social inclusion 2005; An analysis of the National Action Plans on Social Inclusion (2004-2006) submitted by the 10 new Member States*. <http://ec.europa.eu>.
ESSPROS *Manual* (Módszertani kézikönyv) [1996]. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>, és <http://portal.ksh.hu>.
Eurostat [2001]: *Szociális helyzet az Európai Unióban, 2001*. www.szmm.gov.hu.

⁵ Magyarországon a hivatalos nyugdíjstatisztikák az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság nyilvántartásaiból készülnek és ezeket veszi át a KSH hazai és nemzetközi adatszolgáltatási, tájékoztatási célokra. Ezúton is köszönetet mondunk e szervezetnek az eddig nyújtott hathatós együttműködésért és a pótolhatatlan módszertani segítségért.

- Eurostat [2002]: *Szociális helyzet az Európai Unióban, 2002*. www.szmm.gov.hu.
- Eurostat [2003]: *Szociális helyzet az Európai Unióban, 2003*. <http://ec.europa.eu>.
- Eurostat [2004]: *Szociális helyzet az Európai Unióban, 2004*. <http://ec.europa.eu>.
- Eurostat [2005]: *Pensions in Europe 2003: expenditure and beneficiaries. Statistics in focus*. 11. sz.
- Eurostat [2006]: *Social protection in the European Union. Statistics in focus*. 14. sz.
- KSH [2004]: *Szociális védelmi kiadások és bevételek Magyarországon és az Európai Unióban, 1999–2001*. Budapest.
- OECD Social Expenditure Database (SOCX)*. <http://www.oecd.org>.
- SZMM [2005a]: *Nemzeti Stratégiai Jelentés a szociális védelemről és a társadalmi összetartozásról, 2006–2008*. www.szmm.gov.hu.
- SZMM [2005b]: *Nemzeti Stratégiai Jelentés a megfelelő és fenntartható nyugdíjakról – Magyarországon*. <http://ec.europa.eu>.
- SZMM [2005c]: *Közös Jelentés a szociális védelemről és a társadalmi befogadásról, 2005*. www.szmm.gov.hu.

Summary

The European Union misses the unified social security system and the numbers of communal regulations are few on that field. The different social and economic conditions require different solutions causing the multivariety of the welfare systems. The member states define their communal strategies within the frames of the so-called open method of coordination (OMC) for the development and coordination of their employment and social policy and for strengthening the social cohesion. The good quality and comparable information is necessary at this work. Data presented in this study were compiled according to the methods used in the EU (ESSPROS), therefore, they are fit for international comparison. Eurostat publishes regularly data of the member states, however in Hungary these are not known except for a narrow professional circle. This paper using the database of the Eurostat “New Cronos” creating an EU-level comparison fills a professional gap. It introduces the main characteristics of the social protection benefits in Hungary and in the member states. Though the authors emphasize on the analysis of data and illustration of the comparisons, they mention only the most required methodological aspects.

A spektrálanalízisről*

Pintér József,
a Pécsi Tudományegyetem
Közgazdaságtudományi Kar
egyetemi docense
E-mail: pinter@ktk.pte.hu

A tanulmány rövid összefoglalását adja a frekvenciatartományban történő idősorelemzésnek. A spektrálanalízis módszertana megteremti az erős frekvenciával rendelkező idősorok ciklikus komponenseinek vizsgálati lehetőségét. A sztochasztikus idősorelemzésen belül fontos, kiegészítő eszköz a spektrálanalízis. A módszer alkalmazása különösen indokolt például, a pénzügyi idősorok, és így a fogyasztói árindex vizsgálata során is. A tanulmány az 1989-től 2006-ig terjedő időtartam több szakaszában elemzi a magyar fogyasztói árindex sorát, és megállapítja, hogy ezen időtartamban tartósan érvényesült a megközelítően négyéves, választásokhoz köthető periodicitás.

TÁRGYSZÓ:

Sztochasztikus folyamatok alkalmazása és idősorelemzés.
Spektrálanalízis.

* A szerző köszönetét fejezi ki *Hunyadi Lászlónak*, valamint *Bauer Péter* lektornak. A tanulmányban esetleg még fellelhető hibákért természetesen a szerzőt terheli a felelősség.

Az idősorelemzés modelljei két alapvető csoportba sorolhatók. A hagyományos determinisztikus modellek előre elrendelt pályákat írnak le, a véletlen csak mint – szükségszerű rossz – passzív elemként jelenik meg a modellekben. A sztochasztikus idősor-elemzés ugyanakkor az idősort speciális valószínűségi változók sorozatának fogja fel, és a véletlen hatást alapvetőnek, folyamatépítőnek tekinti.

A sztochasztikus irányzaton belül két fontos terület különböztethető meg (*Greene* [2003] 624. old.): *a*) a frekvenciatartományban történő elemzés, amely a ciklikus komponensek súlyának összességét vizsgálja a spektrálanalízis módszerével; *b*) az időtartományon alapuló vizsgálat, amely az idősor dinamikájára, az egymást követő megfigyelésekre épít sztochasztikus idősori modellek segítségével. Az ökonometriában az utóbbi irányzat terjedt el, ennek nagyobb a népszerűsége.

1. A spektrálanalízis módszere

A spektrum fogalma elsőként a fizikában, a fény felbontásánál fogalmazódott meg. Egy periodikus függvény felbontható különböző frekvenciájú szinusz- és koszinuszfüggvények végtelen sok elemből álló kombinációjára. Ez a felbontás képezi a sztochasztikus folyamatok elemzésére használható spektrálanalízis alapját. A módszer közgazdasági alkalmazására bőven találunk példát a nemzetközi irodalomban is, azonban meg kell állapítani, hogy elterjedtsége messze nem éri el a ma már hagyományosnak tekintett Box–Jenkins-modellekét.

A tanulmány bemutatja a spektrálanalízis fontosabb módszertani elemeit, valamint ezek alkalmazását. A módszerrel történő számításokat először egy triviálisnak tűnő példán illusztrálja, majd egy nagyon is valós gazdaságpolitikai feladatot, a fogyasztói árindex ciklikusságát elemzi.

1.1. Általános fogalmak

Bevezetésként célszerű felidézni a szabályos ciklusok leírásának lehetőségeit szinusz-, illetve koszinuszfüggvények segítségével. A ciklusok jól jellemezhetők az alábbi összetett periodikus függvények segítségével.

$$y = A \cos(\lambda t - \varphi) = A \cos \lambda(t - \xi) \quad /1/$$

Néhány fontosabb jelölési konvenció:

A – amplitúdó;
 λ – frekvencia, $0 \leq \lambda \leq 2\pi$;
 $2\pi/\lambda$ – periódus;
 φ – fáziseltolás, fázisszög;
 $\xi = \varphi/\lambda$ – időeltolás;
 $t = 1, 2, \dots, T$;
 T – az idősor hossza, és $m = T/2$.

Az /1/ függvénnyel azonos az alábbi felírási mód:

$$y = a \cos \lambda t + b \sin \lambda t \quad /2/$$

Említést érdemel még az alábbi fontos összefüggés:

$$A^2 = a^2 + b^2 \quad /3/$$

Ismert, hogy a trigonometrikus rendszer az egyik legismertebb ortogonális függvény-rendszer. Legyen az alábbi trigonometrikus rendszer!

$$1, \cos x, \sin x, \cos 2x, \sin 2x, \dots, \cos nx, \sin nx .$$

A függvényrendszert akkor tekinthetjük ortogonálisnak, ha tetszés szerinti két elemének szorzatát integrálva – például 2π hosszúságú intervallumon – zérust kapunk. A trigonometrikus rendszereknek ez a „kedvező” tulajdonsága sok segítséget ad a későbbi becslések során.

Ugyancsak a matematikából ismert, hogy egy $f(t) = f(t \pm T)$ periodikus függvény előállítható például a $\omega = 2\pi/T$ körfrekvencia alapharmonikus egész számú többszörösének lineáris kombinációjaként. Ezt a szuperpozíciót Fourier-sornak hívjuk.¹

$$\begin{aligned} f(t) &= A_0 + A_1 \cos \omega t + A_2 \cos 2\omega t + \dots + B_1 \sin \omega t + B_2 \sin 2\omega t + \dots = \\ &= A_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (A_k \cos k\omega t + B_k \sin k\omega t). \end{aligned} \quad /4/$$

Vezessük be a következő ún. alapfrekvenciát!

$$\lambda_k = \frac{2\pi k}{T}, \quad k = 1, 2, \dots, n \quad /5/$$

¹ A t itt folytonos változónak tekintendő.

Az alapprofrekvencia felhasználásával a stacioner folyamatból származó idősor felírható ebben a formában:

$$Y_t = A_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (A_k \cos(\lambda_k t) + B_k \sin(\lambda_k t)), \quad /6/$$

amit harmonikus folyamatnak nevezünk.

A harmonikus folyamat paramétereinek meghatározása a Fourier-analízis segítségével tulajdonképpen egy T ponton átmenő függvény meghatározása. Helyezzük vizsgálódásunk középpontjába a sztochasztikus idősorelemzést, ahol az ismertett paraméterek jó tulajdonsággal bíró valószínűségi változók.

A harmonikus folyamat két fontos paraméteréről, az A_k és B_k értékekről feltételezzük, hogy egymással korrelálatlan valószínűségi változók, 0 várható értékkel és σ_k^2 varianciákkal rendelkeznek, továbbá A_k nem korrelál B_j -vel minden k -ra és j -re, és egyben autokorrelálatlanok is, azaz $\text{Cov}(A_k, A_j) = 0$, $\text{Cov}(B_k, B_j) = 0$, $k \neq j$.

Módosítsuk a továbbiakban egyéb feltételeinket. Amennyiben λ -t folytonosnak tekintjük, és $[0, \pi]$ intervallumban tetszőleges értékeket vesz fel, a /6/ összefüggésben bemutatott idősor folytonos megfelelője:

$$Y_t = \int_0^{\pi} A(\lambda) \cos \lambda t d\lambda + \int_0^{\pi} B(\lambda) \sin \lambda t d\lambda \quad /7/$$

Ekkor a folyamat két fontos jellemzője a következő lesz:

$$E[A(\lambda)d\lambda] = E[B(\lambda)d\lambda] = 0 \quad \text{és} \quad \text{Var}[A(\lambda)d\lambda] = \text{Var}[B(\lambda)d\lambda] = 2f(\lambda)d\lambda \quad /8/$$

A /8/-ban szereplő $f(\lambda)$ függvényt *spektrumnak*, vagy *spektrális sűrűségfüggvénynek* nevezzük. A spektrálanalízis fókuszában tulajdonképpen ez a függvény áll.

A /7/ kifejezés lényegében megegyezik az ún. *spektrális reprezentáció* általános alakjával (beiktatva a μ tagot feltéve, hogy a folyamat várható értéke eltérhet nullától):

$$Y_t = \mu + \int_0^{\pi} [A(\lambda) \cos(\lambda t) + B(\lambda) \sin(\lambda t)] d\lambda \quad /9/$$

A továbbiakban nagymértékben segíti a megértést, ha feltételezzük, hogy az idősor stacionárius.

Bizonyítható, hogy egy stacionárius folyamat esetében az autokovariancia a Herglotz-tétel szerint a következő (*Michelberger–Szeidl–Várlaki* [2001]):

$$\gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda k} dF(\lambda), \quad /10/$$

ahol

γ_k – a k -adik elméleti autokovariancia,
 $i = \sqrt{-1}$ a képzetes egység, és $\lambda \in [-\pi, \pi]$,
 $F(\lambda)$ – az ún. spektrális eloszlásfüggvény.

Amennyiben $F(\lambda)$ deriválható és deriváltja $f(\lambda)$ a /10/-ben felírt autokovariancia felírható az alábbi formában:

$$\gamma_k = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\lambda k} f(\lambda) d\lambda \quad /11/$$

Így tehát egy kézenfekvő „átjárás” adódik a kovarianciáktól a spektrális sűrűségfüggvény felé.

Szólni kell arról az esetről is, amikor $F(\lambda)$ nem deriválható. Ekkor nem létezik spektrális sűrűségfüggvény. Legtöbbször feltételezzük, hogy $F(\lambda)$ lépcsős függvény, és ekkor /10/ a következő alakra írható át:

$$\gamma_k = \sum_j e^{i\lambda_j k} q_k, \quad /12/$$

ahol

λ_j – az ugrások helye,
 q_k – az ugrások nagysága.

A /12/ egyben a diszkrét spektrum kifejezője. Itt kell tisztázni, hogy a diszkrét spektrum és a diszkrét idejű (diszkrét időértékű) folyamat nem függ szorosán össze egymással, mivel – amint a /14/-ben látni fogjuk – a diszkrét idejű idősorok is lehet folytonos spektruma. Fontos ez a megállapítás abból a szempontból is, hogy a gazdasági idősorok általában diszkrét idejű folyamatok.

A gyakorlatban, a mintavételes eljárások során, általában diszkrét idejű sorozatokat vizsgálunk. Célunk ezért a továbbiakban a diszkrét spektrumok vizsgálata.

A diszkrét spektrum közelítésére az ún. autokovarianciát generáló függvényből indulhatunk ki (*Greene* [2003]):

$$g_Y = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{i\lambda k} \quad /13/$$

A gyakorlati analízis során fontos szerepet játszik az a tulajdonság, hogy amennyiben, $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\gamma_k| < \infty$ feltétel teljesül, akkor létezik spektrális sűrűségfüggvény, és ez előállítható a következő módon:

$$f_Y(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_k e^{-i\lambda k} = \frac{1}{2\pi} g_Y \quad /14/$$

Ez az alak az autokovariancia-függvény inverz Fourier-transzformációja. Belátható, hogy /14/ kis átalakítása után (a /13/ függvényt 2π -vel osztottuk) egy ciklikus függvényt nyerünk

$$f_Y(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} \gamma_k \cos(\lambda k) \right), \quad \lambda \in [0, \pi] \quad /15/$$

A sűrűségfüggvény egy λ frekvenciájához tartozó érték interpretálható úgy is, mint az adott frekvenciájú periodikus komponens hozzájárulása az időszori folyamat varianciájához.

Folytonos esetben a Herglotz-tétel alapján felírhatjuk a varianciát, ami

$$\gamma_0 = \int_{-\pi}^{\pi} f(\lambda) d\lambda \quad /16/$$

és ez alapján belátható, hogy a sűrűségfüggvény koncepciója szerint, itt a λ_1 és λ_2 közötti frekvenciákhoz tartozó ciklusok járulnak hozzá a varianciához:

$$\int_{\lambda_1}^{\lambda_2} f(\lambda) d\lambda.$$

A spektrum tulajdonképpen tartalmilag a sűrűségfüggvényhez hasonló fogalom, kifejezi az egyes frekvenciák előfordulási gyakoriságát is.

A /15/ sűrűségfüggvény megértését segíti, ha felírjuk a legegyszerűbb MA(1) és AR(1) folyamatok, valamint a fehér zaj (WN) spektrális sűrűségfüggvényeit.

Az ARMA elemzésekből ismerjük, hogy MA(1) folyamat esetén a variancia, $\gamma_0 = \sigma^2(1 + \phi^2)$, és az elsőrendű autokovariancia $\gamma_1 = -\phi\sigma^2$. Ezeket a paramétereket behelyettesítve /15/-be a MA(1) folyamat sűrűségfüggvénye:

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} [1 + \phi^2 - 2\phi \cos(\lambda)] \quad /17/$$

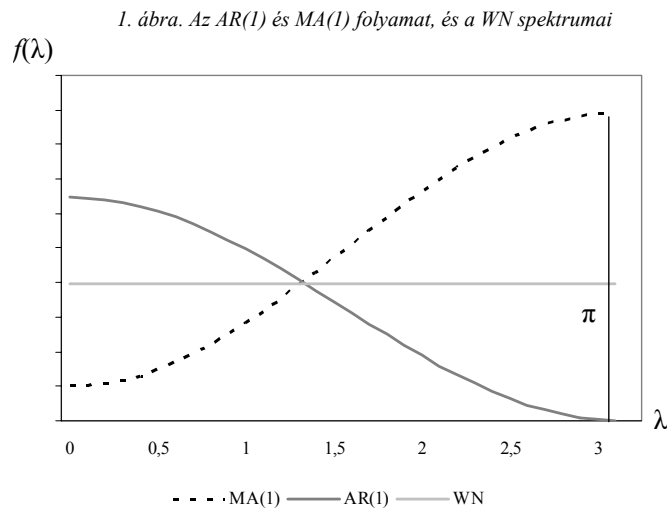
Az AR(1) folyamat esetén a variancia: $\gamma_0 = \sigma^2/1 - \rho^2$; és az elsőrendű autokovariancia: $\gamma_1 = \rho\sigma^2/1 - \rho^2$. Ezek alapján AR(1) folyamat sűrűségfüggvénye:

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi(1 - \rho^2)} [1 + 2\rho \cos(\lambda)] \quad /18/$$

A fehér zaj autokovarianciái, a 0 rendűt kivéve, mind zéró értéket vesznek fel, ezért a fehér zaj spektruma:

$$f(\lambda) = \frac{\sigma^2}{2\pi} \quad /19/$$

Az AR(1) és MA(1) folyamat (itt legyen $\phi = \rho = 0,5$), valamint a fehér zaj (WN) spektrumát mutatja az 1. ábra.



A fehér zaj minden λ esetén azonos értéket vesz fel, tehát egy frekvenciának sincs kitüntetett szerepe. Az AR folyamat esetén a kis frekvenciák szerepelnek nagy

súllyal, azaz gyakoribbak a nagyobb, a hosszú távú hatást közvetítő ingadozások, míg a MA folyamatra a nagyfrekvenciás hullámok a jellemzők, kifejezve a kis hullámhosszú, rövid távú hatások szerepét.

Eddig a spektrumot a stacionárius idősorokra értelmeztük. A gyakorlat kibővítette a módszer alkalmazásának lehetőségét bizonyos nemstacionárius folyamatokra is, amit pszeudospektrumnak neveznek. Ez a módszer egységgyököket is megenged az autoregresszív polinomban, bizonyos helyeken pólusai lesznek a spektrumnak. Alapvetően szezonális folyamatok esetén használható eredményesen.

Amint azt említettük, a gyakorlatban legtöbbször a diszkrét spektrumokat szokták alkalmazni. Mivel ezekhez közvetlenül nem rendelhető sűrűségfüggvény, a megoldást más úton kell keresni.

1.2. A harmonikus folyamat szerepe

A sztochasztikus folyamat elemzésére kiindulásként felhasználhatjuk a /6/-ban bevezetett harmonikus folyamatot. Definiáljuk a folyamatot több, m számú frekvencia esetén!

$$Y_t = A_0 + \sum_{k=1}^m (A_k \cos(\lambda_k t) + B_k \sin(\lambda_k t)), \quad /20/$$

ahol, mint tudjuk A_k és B_k egymással korrelálatlan valószínűségi változók, 0 várható értékkel és σ_k^2 varianciákkal.

Természetesen felírhatjuk a /20/ folyamat varianciáját is:

$$\gamma_0 = \sum_{k=1}^m \sigma_k^2. \quad /21/$$

Ez is jelzi, hogy a λ_k frekvenciához tartozó komponens σ_k^2 -tel járul hozzá a folyamat varianciájához. Ez a varianciadekompozíció tulajdonképpen azt is jelenti, hogy egy adott frekvencia mennyiben járul hozzá a változékonyság magyarázatához.

A /20/ egy tisztán stacionárius folyamat. Mivel itt diszkrét spektrumú folyamatot tételeztünk fel, nem létezik spektrális sűrűségfüggvénye és eloszlásfüggvénye ($F(\lambda)$) pedig tisztán ugrófüggvény. Az ún. ugrópontok $\pm\lambda_k$ (ahol: $k = 0, \dots, m$) pontokban vannak és az ugrások értéke: $\sigma_k^2/2$. Megjegyezzük továbbá, hogy a harmonikus folyamat várható értéke: 0.

A /20/-ban felírt harmonikus folyamat autokovariancia-függvénye:

$$\gamma_k = \sum_{k=1}^m \sigma_k^2 \cos(\lambda_k k). \quad /22/$$

A harmonikus folyamat autokovariancia-függvénye tehát, konstans amplitúdójú harmonikus függvények összege; a függvény „nem cseng le” a végtelenben.

A diszkrét spektrumú folyamatok jól leírhatók a /22/-vel és hasonló harmonikus modellekkel. Speciális, harmonikus modell az ún. véletlen koszinuszfolyamat:

$$Y_t = \sum_{k=1}^m A_k \cos(\lambda_k t + \varphi_k). \quad /23/$$

ahol A_k és λ_k konstansok, a φ_k valószínűségi változók, pedig függetlenek és $[-\pi, +\pi]$ intervallumban egyenletes eloszlásúak. A /23/ véletlen koszinuszfolyamat autokovariancia-függvénye:

$$\gamma_k = \sum_{k=1}^m \frac{A_k^2}{2} \cos(\lambda_k k) \quad /24/$$

A véletlen koszinuszfolyamatok összege is harmonikus folyamat, amely stacionárius, a /24/ autokovariancia-függvénnyel és 0 várható értékkel rendelkezik. Vegyük észre továbbá, hogy a /23/ modellben az Y_t , a véletlen folyamatok lineáris kombinációja.

A /23/ modell a trigonometrikus függvények összefüggése alapján felírható ebben a formában is:

$$Y_t = \sum_{k=1}^m [A_k \cos \varphi_k \cos(\lambda_k t) - A_k \sin \varphi_k \sin(\lambda_k t)]. \quad /25/$$

Vezessük be a következő jelöléseket:

$$a_k = A_k \cos \varphi_k \quad \text{és} \quad b_k = -A_k \sin \varphi_k. \quad /26/$$

Az a_k és b_k valószínűségi változók 0 várható értékűek, egymással korrelálatlanok és szórásnégyzetük: $A_k^2/2$. Ezek az összefüggések és tulajdonságok kiemelt fontosságúak a spektrálanalízis során.

1.3. A spektrum becslése

A spektrum becslését és ez által a spektrálanalízist két irányból közelíthetjük meg. Kézenfekvőnek tűnik, ha a harmonikus folyamatot tekintjük kiindulásunk bázisának, de mint később látni fogjuk a spektrális sűrűségfüggvényre közvetlenül is le-

het kielégítő becslést adni. Itt jegyezzük meg, hogy az első eljárás többletinformációkat eredményez, de ugyanakkor néha nem nélkülözhetjük a második módszer használatát sem.

Becslés a harmonikus folyamat segítségével

Induljunk ki a /23/-ban megismert tiszta harmonikus folyamatból, amelyet kissé módosítunk, ugyanis a véletlen megfigyelési hibákat is figyelembe vesszük:

$$Y_t = \sum_{k=1}^m A_k \cos(\lambda_k t + \varphi_k) + \varepsilon_t \quad \text{ahol} \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad /27/$$

Feltesszük, hogy ε_t fehér zajként viselkedik, és független a harmonikus összetevőktől. A /27/ azonban már két független stacionárius komponensből tevődik össze: a harmonikus folyamatból származóból és a fehér zajból eredő folytonos spektrális eloszlásfüggvényből, tehát kevert spektrumról van szó. Szerencsére a további lépésekben ez nem zavaró, mivel alapvető célunk, a harmonikus összetevő (modell) frekvenciáinak és amplitúdóinak a meghatározása.

A φ_k értékeket véletlen fázisváltozónak, fázisszögnek tekinthetjük, és egy-egy megfigyelés esetén változatlanúságát tételezzük fel. Az Y_t idősorértékek tulajdonképpen ismeretlen amplitúdójú, frekvenciájú és fázisszögű koszinuszfolyamatokból épülnek fel. Felhasználva /26/ kifejezéseket, a /27/ modellt a következő módon írhatjuk át:

$$Y_t = \sum_{k=1}^m (a_k \cos(\lambda_k t) + b_k \sin(\lambda_k t)) + \varepsilon_t \quad /28/$$

A paraméterek meghatározását célzó feladat felfogható egy regressziós problémának, és így numerikusan a KLNМ-mel² is megoldható. A becslőfüggvények:

$$\begin{aligned} a_k &= \frac{2}{T} \sum_{t=1}^m y_t \cos(\lambda_k t) \\ b_k &= \frac{2}{T} \sum_{t=1}^m y_t \sin(\lambda_k t) \end{aligned} \quad /29/$$

Itt az y_t -vel az idősor realizált, megfigyelt értékeit jelöltük. A /29/ paraméterei tulajdonképpen az idősor normált Fourier-transzformáltjainak valós és képzetes részét jellemzik.

² Klasszikus legkisebb négyzetek módszere (KLNМ), másként a közismert OLS (Ordinary Least Squares).

Fontos megjegyezni, hogy a becslési módszer „garantálja” a paraméterek torzítatlanságát, valamint a paraméterek kovarianciái alapján a modell jól tesztelhető. Ugyanakkor el kell mondani, hogy csak akkor kapunk Fourier-típusú, jó tulajdonságú paramétereket, ha a modell tényezőváltozóit tartalmazó mátrix ortogonális, ekkor a KLNМ-re tökéletes illeszkedést ad. Ezt viszonylag könnyen biztosíthatjuk, ha csak a természetes (például az /5/-ben jelölt) frekvenciákat használjuk. Ekkor ugyanannyi magyarázó változó van, mint amennyi megfigyelés, és a magyarázóváltozók lineárisan függetlenek.

A /29/-ben kiszámított paraméterek lehetőséget adnak arra is, hogy /27/ modell paramétereit is megbecsüljük.

– A véletlen fázisszög:

$$\varphi_k = \arctg\left(\frac{-b_k}{a_k}\right). \quad /30/$$

– Az amplitúdó:

$$A_k = \sqrt{a_k^2 + b_k^2}. \quad /31/$$

Egy adott realizációban a φ fázisszögeket konstansnak tekinthetjük, így a λ_k frekvenciákhoz tartozó A_k amplitúdókat becsülni tudjuk. Izgalmas kérdés, hogy létezik-e az adott frekvenciához tartozó összetevője az időszori folyamatnak, végső soron $A_k=0$, vagy sem?

A spektrum közvetlen becslése

A sztochasztikus folyamat spektrumára közvetlen becslést tudunk adni a /15/-ben definiált elméleti összefüggés alapján. Elegendő, ha a T elemű mintából számított empirikus autokovarianciákat használjuk.

A mintából számítható autokovarianciák, amelyek szimmetrikusak a késleltetésekre:

$$c_k = c_{-k} = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y}), \quad \text{ahol } k = 0, 1, \dots, T-1 \quad /32/$$

Tudjuk, hogy amennyiben $k=0$, a varianciát kapjuk eredményül.

Nézzük ezek után a spektrum becslőfüggvényét!

$$I(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(c_0 + 2 \sum_{k=1}^{T-1} c_k \cos(\lambda k) \right), \quad 0 \leq \lambda \leq \pi \quad /33/$$

A becslés megfelelően megválasztott frekvenciák esetén torzítatlan. Jól tesztelhető a függvény, ugyanis határeloszlása χ^2 típusú. Kedvezőtlen azonban az a tulajdonsága, amely szerint a különböző frekvenciákhoz tartozó becslések korrelálatlanok. Ez utóbbi azt is jelenti, hogy a különböző frekvenciákra számított becslések nem simulnak össze, szétesnek és így ingadozó lesz a becslt spektrum. Mivel a becslés varianciája nem függ T -től ez a tulajdonság nagy minták esetén is fennmarad. Mindezt alátámasztja a spektrumok simításának igényét, amit ún. ablakszűrőkkel, ablakfüggvényekkel lehet megoldani.³

1.4. Periodogram

A /31/ összefüggés, amelyről már említést tettünk a /3/-ban, elvezet egy új fogalomnak, a periodogramnak a bevezetéséhez, amelynek tulajdonságai hasznosak a spektrális becslések során. A periodogram fogalmát általános értelemben a következőképpen fogalmazhatjuk meg.

Egy Y_1, \dots, Y_T elemekből álló idősorra vonatkoztatva a

$$I_T(\lambda) = (A(\lambda))^2 + (B(\lambda))^2 \quad /34/$$

függvényt, periodogramnak nevezzük, ahol $-\pi \leq \lambda \leq \pi$.

A függvény összetevői:

$$\begin{aligned} A(\lambda) &= \sqrt{\frac{2}{T}} \sum_{t=1}^T y_t \cos(\lambda t), \\ B(\lambda) &= \sqrt{\frac{2}{T}} \sum_{t=1}^T y_t \sin(\lambda t). \end{aligned} \quad /35/$$

A periodogram komplex felírásban:

$$I_T(\lambda) = \frac{2}{T} \left| \sum_{t=1}^T \cos(\lambda t) + i \sum_{t=1}^T \sin(\lambda t) \right|^2 = \frac{2}{T} \left| \sum_{t=1}^T y_t e^{i\lambda t} \right|^2. \quad /36/$$

Tehát a periodogram felfogható, mint a Fourier-transzformáltak abszolút értéke négyzetének $2/T$ -szerese. A gyakorlatban a periodogram az empirikus kovarianciák segítségével is könnyen előállítható. Általában elegendő, ha a periodogram értékeit a

³ Az 1.5. fejezetben (143–144. old.) látunk példát a megoldásra.

természetes frekvenciák ($\lambda_k = 2\pi k/T$) helyein számoljuk ki. Természetesen könnyen találunk kapcsolatot a /29/-ben kapott becült értékek és a periodogram összetevői között, mivel

$$A(\lambda) = \sqrt{\frac{T}{2}} a_k \quad \text{és} \quad B(\lambda) = \sqrt{\frac{T}{2}} b_k \quad /37/$$

A periodogram fontos szerepet tölt be az elemzés során. A /34/ segítségével becült értékeket ($I_T(\lambda)$) ábrázolhatjuk a frekvenciák (λ_k) függvényében, de elfogadott a periódusok ($2\pi/\lambda_k$) függvényében való ábrázolás is. Az utóbbit nevezhetjük valójában periodogramnak, míg az előbbire inkább a spektrogram jelző illik. Mindkét grafikon hasznos információkat nyújt.

A periodogram általános értelemben alkalmas a harmonikus összetevők kimutatására, ugyanis ha egy adott λ frekvenciánál kiugró értéket észlelünk, akkor létezik a folyamatnak spektrális összetevője.

1.5. Diszkrét spektrum tesztelése és a konzisztens becslés

Annak eldöntése, hogy valóban léteznek-e valós amplitúdók, illetve a léteznek-e a folyamat összetevői, vagyis a periodogram ordinátái valóban az idősor harmonikus komponenseihez tartoznak-e, avagy a véletlen ingadozások következményei, statisztikai próbák alkalmazását igényli. Habár több tesztet ismer az irodalom, mi itt elsőként az F-próbát mutatjuk be, amely jól alkalmazható az említett kérdések vizsgálata során. Kiinduló hipotézisek:

$$H_0: A_k=0$$

$$H_0: a_k=b_k=0.$$

A két nullhipotézis ekvivalens, és minden k -ra értelmezzük őket.

A próbafüggvény:

$$F = \frac{1}{2\sigma^2} \cdot \frac{T}{2} (a_k^2 + b_k^2), \quad /38/$$

ahol a számláló szabadságfoka 2; a nevező szabadságfoka: $T-m+1$

A próba alkalmazásához ismerni kell az empirikus szórásnégyzetet, amely

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^T y_t^2 - \frac{1}{T} \left(\sum_{t=1}^T y_t \right)^2 - \frac{T}{2} \sum_{k=1}^m (a_k^2 + b_k^2)}{T - m + 1}. \quad /39/$$

Amennyiben a kiinduló hipotézist elutasítjuk, nagy eséllyel számolhatunk azzal, hogy az összetevők valóban szétbonthatók.

Kevésbé elterjedt, de a gyakorlatban jól alkalmazható tesztelési eljárás a periodogram maximumának és átlagának összehasonlítása.⁴ Jelölje \bar{I}_k a periodogram átlagát és \hat{I} a periodogram maximumát.

$$\tau = \frac{\hat{I}}{\bar{I}_k} = \frac{\hat{I}}{\frac{1}{T} \sum_{k=0}^m I_k} \quad /40/$$

Néhány T esetén a /40/ próbafüggvény kritikus értékei, Fisher és Davis számításai alapján (*Malinvaud* [1974] 494. old.):

1. táblázat

A τ -statisztika néhány kritikus értéke

| T | Kritikus értékek |
|-----|------------------|
| 21 | 9,34 |
| 41 | 11,04 |
| 61 | 12,06 |
| 81 | 12,76 |
| 101 | 13,27 |

Amint a korábbiakban láttuk, a periodogram nem konzisztens becslése a spektrális sűrűségfüggvénynek. A becsült kovarianciaértékek úgy viselkednek, hogy amennyiben közeledünk T -hez, mind kisebb minta alapján becsüljük a kovarianciát, és ugyanakkor a szórások nem eléggé kicsik, így óhatatlanul „elrontják” a kovarianciabecsléseket. Jó megoldásnak tűnik, ha T felé közeledve eltérő súlyokat adunk a kovarianciáknak.

Itt visszatérünk a kovarianciákhoz, és a becslést a kovarianciák segítségével végezzük el. Mindez utal a korrelogram és a spektrális felbontás közötti szoros kapcsolatra is. Ez elveiben egy simító eljárásnak felel meg. A súlyozással egy ablakfüggvényt, vagy más néven spektrális ablakot használunk fel. Az eljárás logikáját a /15/ elméleti spektrális sűrűségfüggvény segítségével mutatjuk be, amely az alábbiak szerint módosul:

⁴ Ez felfogható függetlenségi próbaként, amely a harmonikus folyamatokra vonatkozó alternatív hipotézisekkel szemben erős próba.

$$f_y(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left(\omega_0 \gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{M_T} \omega_k \gamma_k \cos(\lambda k) \right), \quad /41/$$

ahol ω_k – a spektrális ablak és M_T – a törési pont.

A gyakorlatban számos ablakfüggvényt használnak (például Bartlett, Parzen stb.), mi elsőként a széleskörűen elterjedt, egyik ún. Hamming–Tukey-ablakot közöljük:

$$\omega_k = \begin{cases} 0,54 + 0,46 \cos \pi \kappa & \text{ha } |\kappa| \leq 1 \\ 0 & \text{ha } |\kappa| > 1 \end{cases}, \quad /42/$$

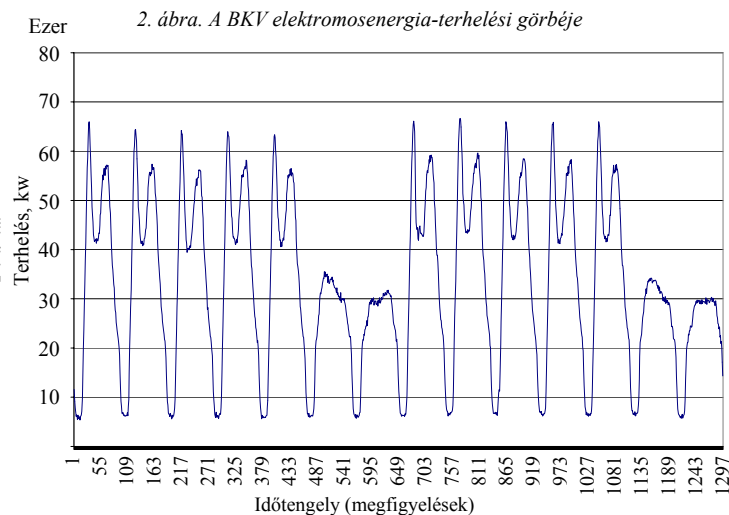
ahol $\kappa = \frac{k}{M_T}$.

Ennél „egyszerűbb” az ún. Bartlett-ablak, ahol a spektrális ablak $\omega_k = 1 - k/M_T$ algoritmussal határozható meg.

2. Egyszerű példa a spektrumok használatára

A módszer illusztrálására célszerű olyan példát bemutatni, amelynek számadatai az idősorban jelen lévő periodicitást sugallják, előre lehet tudni annak mértékét.

A Budapesti Közlekedési Vállalat Zrt. (BKV) villamosenergia-felhasználását jól jellemzik a negyedóránként mért terhelési adatok a vontatási üzemágban. Két egymást követő hét 1344 megfigyelt adataiból szerkesztettük a 2. ábrát.



Az ábrában az idősor alakja sugallja a napi periodicitás gondolatát. Meg kell jegyezni, hogy az idősor mind a Dickey–Fuller-, mind a KPSS-teszt alapján stacioner.

Elvégezve a spektrumokra vonatkozó legfontosabb számításokat, érdemes hús olyan frekvenciát megvizsgálni, amelyek fontos információk hordozói. Ezeket tartalmazza a 2. táblázat.

2. táblázat

Az elektromosenergia-terhelés spektrális sűrűségfüggvényének 20 lényeges értéke

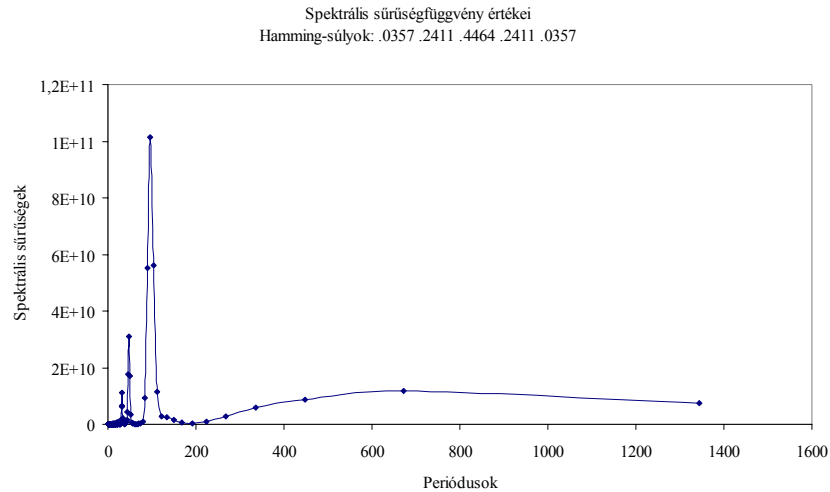
| Frekvenciák | Periódusok | Becsült sűrűségfüggvény |
|-------------|--------------|-------------------------|
| 0,00074 | 1344,00 | 7 456 551 013 |
| 0,00149 | 672,00 | 11 815 098 643 |
| 0,00223 | 448,00 | 8 560 376 357 |
| 0,00298 | 336,00 | 5 855 383 051 |
| 0,00372 | 268,80 | 2 905 887 264 |
| 0,00446 | 224,00 | 866 112 638 |
| 0,00521 | 192,00 | 413 615 974 |
| 0,00595 | 168,00 | 511 957 331 |
| 0,00670 | 149,33 | 1 400 577 416 |
| 0,00744 | 134,40 | 2 586 076 986 |
| 0,00818 | 122,18 | 2 942 544 112 |
| 0,00893 | 112,00 | 11 387 918 559 |
| 0,00967 | 103,38 | 56 183 318 038 |
| 0,01042 | 96,00 | 101 267 172 703 |
| 0,01116 | 89,60 | 55 186 860 988 |
| 0,01190 | 84,00 | 9 382 768 867 |
| 0,01265 | 79,06 | 869 374 174 |
| 0,01339 | 74,67 | 426 829 660 |
| 0,01414 | 70,74 | 190 940 811 |
| 0,01488 | 67,20 | 63 586 849 |

A számítások legfőbb mondanivalója jól követhető a 3. ábrán.

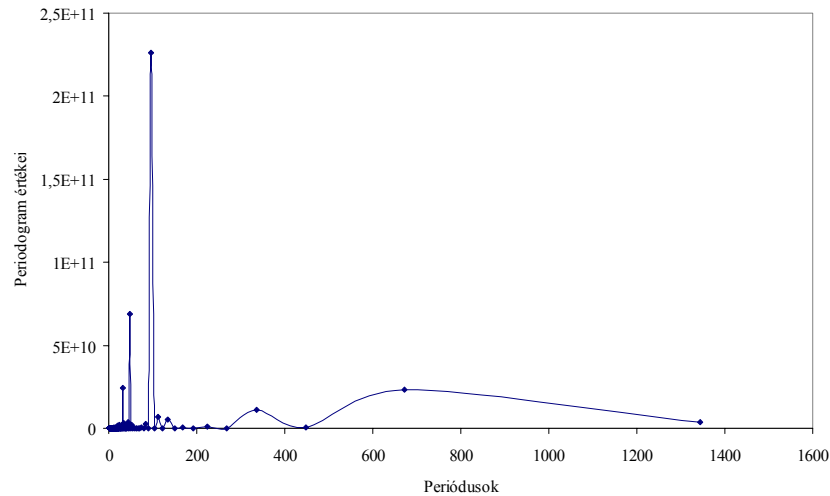
Látható, hogy a periódusok függvényében a becült sűrűségfüggvény maximumát a 96-os periódusnál veszi fel. Mivel az alapadatok negyedórás megfigyelésből származnak, magától értetődő az egy napi periódus ($24 \times 4 = 96$). A számítások igazolták kiinduló hipotézisünket.

Hasonló következtetésre jutunk, ha a villamosenergia-terhelés periodogramját tekintjük.

3. ábra. A BKV adatainak spektrális sűrűségfüggvénye a periódusok függvényében



4. ábra. A BKV villamosenergia-terhelésének periodogramja



3. Fogyasztói árindexek elemzése

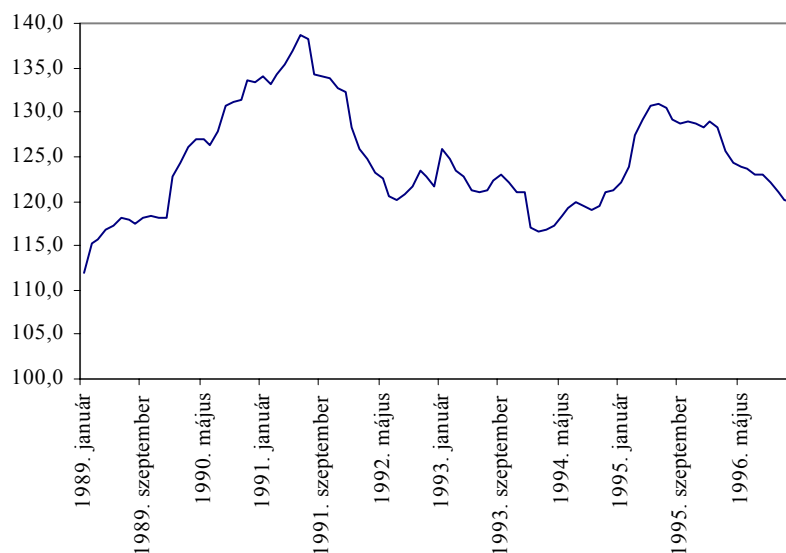
A fogyasztói árindex mint egy nagyon fontos gazdasági indikátor, jól tükrözi az elmúlt időszak gazdasági jelenségeit. Ugyanakkor az árindexek megfelelnek a sta-

tisztikai összehasonlíthatóság szigorú követelményeinek is (mivel a módszertani bázisuk hosszú időszakban azonos). Az összehasonlíthatóság kritériumai alapot szolgáltatnak ahhoz, hogy a viszonylag hosszabb idősorokat – korrekciók nélkül is – vizsgálatunk tárgyává tegyük. Az árindexek részletesebb vizsgálatát indokolja az a feltevés, amely szerint itt fennállhat a ciklikusság. A havi adatbázis (az árindexek az előző év azonos hónapjához viszonyítva) lehetővé teszi azt, hogy az idősorok analízise során nem túl gyakran használt módszert, a spektrálanalízist alkalmazzuk. Magyarázatot érdemel a vizsgálat több lépésben történt elvégzése. A vizsgálatot alapvetően két időszakra végeztük el. Az 1989. január és 1996. május közötti időszak képezte az alapot. Az ekkor rendelkezésre álló idősor hossza még nem tette lehetővé általános következtetés levonását, de elgondolkodtató eredményekkel szolgált. Pár év elteltével az adatbázist kiegészítettük a 2001. június hónapig terjedő árindexek értékeivel. Így a számításokat a kezdeti 90 elemű minta után megismételtük a kibővített 150 elemű mintán is. Végezetül beépítettünk egy harmadik fázist is, a 2006 szeptemberéig mért árindexekkel egy 213 elemű mintát kaptunk.

3.1. A kiinduló időszak

1989. január és 1996. május közötti időszakban 90 hónap fogyasztói árindexét szemlélteti az 5. ábra.

5. ábra. A fogyasztói árindexek havi értékei 1989 és 1996 között



Az idősor vizsgálata első lépésként igényli a dekompozíciós tényezők ellenőrzését.

– A grafikus ábra alapján csak kis eséllyel vélelmezhetjük a trend hatásának meglétét. A számítások is ezt támasztják alá. A lineáris trend együtthatója: 0,0128; standard hibája: 0,0246. Mindez minden ésszerű szignifikanciaszint mellett arra utal, hogy a paraméter elhanyagolható.

– Próbák segítségével meggyőződhetünk a szezonális hatások hiányáról is.

– A vonaldiagram azonban arról is tanúskodik, hogy érték szisztematikus hatások az adatsort az elsőként vizsgált hét és fél év alatt is.

A stacionaritás garantálása érdekében azonban mindig a trendhatástól megtisztított idősorral dolgoztunk. Erre ösztökéltek az idősorok Dickey–Fuller- és KPSS-tesztjei is.

Kiindulásként le kell szögezni, hogy mindkét idősort (a kiindulót és a kibővítettet is) megvizsgáltuk a stacionaritás szempontjából. A számítások alátámasztják azt, hogy mértékadó elemzésre csak a trendhatás kiküszöbölése révén nyílik mód. A Dickey–Fuller-teszt eredményeit az alábbi 3. táblázat tartalmazza.

Itt is hangsúlyozzuk, hogy a stacionaritás hipotézisét ellenőrizve, a fentiekkel azonos eredményeket kaptunk a KPSS-teszt segítségével is. Itt a fenti sorrendben 0,239, illetve 0,267 a tesztfüggvény értékei, amelyek jelentősen meghaladják mind az 5 százalékos (0,146), mind az 1 százalékos (0,216) szignifikanciaszinthez tartozó kritikus értékeket.

Mindezek alapján megállapítható, hogy egyik idősor sem rendelkezik „önmagában” a stacionaritás tulajdonságával. Az adatsorok előzetes transzformációjával biztosítható csak a stacionaritás.

3. táblázat

Az egységgyökteszt eredményei

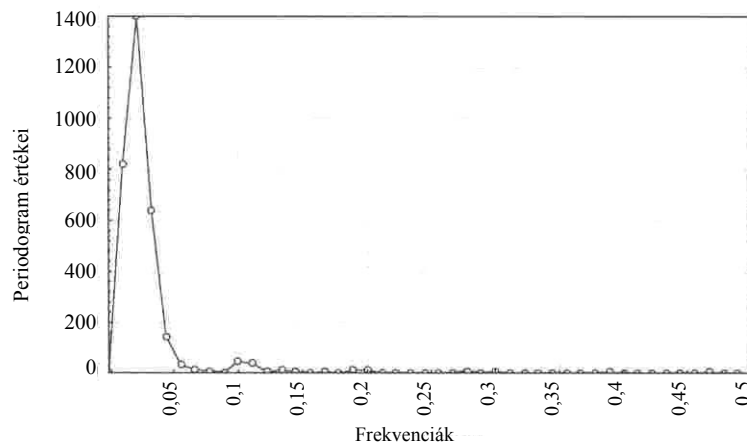
| Változók | A teszt értékei | Kritikus értékek különböző szignifikanciaszinten | | |
|-----------------------------------|-----------------|--|--------|--------|
| | | 1 | 5 | 10 |
| | | százalék | | |
| Árindex (90 elem) | 0,247 | –2,290 | –1,944 | –1,618 |
| Árindex (90 elem) – trend nélkül | –3,875 | –2,590 | –1,944 | –1,618 |
| Árindex (150 elem) | –0,381 | –2,580 | –1,942 | –1,617 |
| Árindex (150 elem) – trend nélkül | –4,173 | –2,580 | –1,942 | –1,617 |

A stacionárius idősor lehetővé teszi a Fourier-sorok alkalmazását. A spektrálanalízis logikája alapján feltételezhető, hogy a periodikus idősor előállítható m különböző frekvenciájú hullám összegeként.

A spektrumok konzisztens becsléséhez egy súlyozott átlagolás segítségével juthatunk el. A súlyok optimális megválasztása eléggé problematikus. Mi a számítások során itt alapvetően a már korábban említett Hamming-féle ablakfüggvényt használtuk.

Az árindexek idősora – szubjektív megítélés alapján – többféle ciklust rejt magában. A frekvenciák számszerűsítését elsőként a spektrogramok, és periodogramok segítségével végezhetjük el.

6. ábra. Az árindexek spektrogramja a frekvenciák függvényében



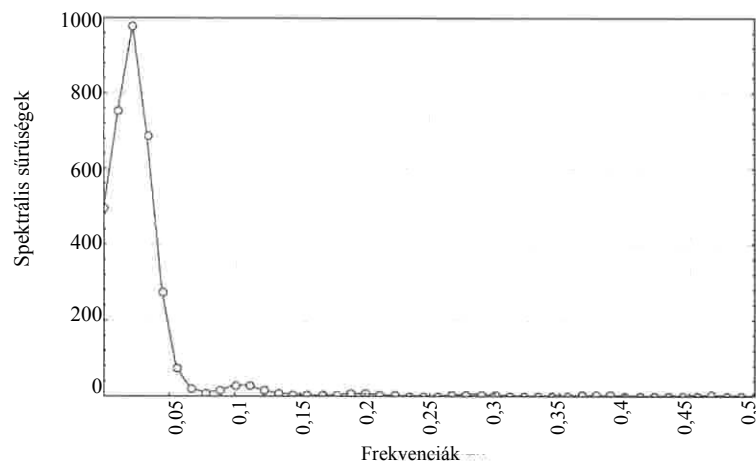
Jelentősen kiugró periodogramértékeket az alacsony frekvenciasávokban tapasztalunk. A 0,0222 frekvenciához 1 398,424, a 0,0111 frekvenciához 821,688, míg a 0,0333 frekvenciához 636,565 periodogram-érték tartozik. A fent jelzett frekvenciák közül a másodikként jelzett érték az idősor egészét, a 90 hónapot lefedti, ezért kezelhetetlen. Szignifikánsnak csak a 0,0222 frekvenciához tartozó értéket tekinthetjük. F-próbát alkalmazva, $F=4,99$; a táblabeli érték (2 és 46 szabadságfok mellett): 3,20; tehát azt a nullhipotézist, hogy ebben a sávban nincs szignifikáns amplitúdója a függvénynek, elutasíthatjuk. A τ -póba számított értéke: 38,88, ugyancsak meghaladja az 1. táblázat kritikus értékét, tehát nem a véletlen hatások következménye az ingadozás. A spektrogramból levonható következtetések után, nem meglepők a spektrális sűrűségfüggvény eredményei.

A 7. ábrán jól láthatók egy kezelhető spektrális sűrűségfüggvény jellemzői. Egyértelműen kiugró értéket vesz fel a függvény a 0,0222 frekvencia értékénél (itt ugyanis a sűrűségfüggvény értéke: 980,9567), ami egyben azt is jelenti, hogy ez a folyamat jellemző frekvenciája.

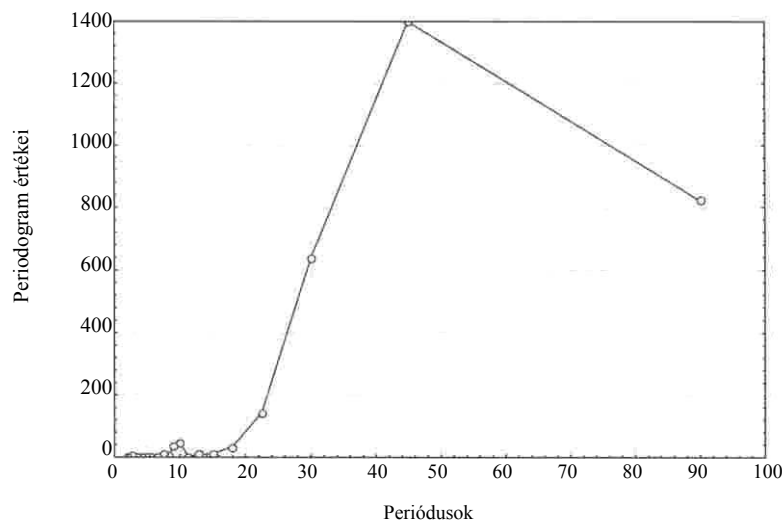
A 90 elemből álló megfigyelés a 0,0222 értékű frekvencia $k=2$ érték mellett következik be, így megállapíthatjuk a periódusok számát, ugyanis $90/2 = 45$. A periódusok egzakt meghatározását segíti a periodogram is, amely a periódusok függvényében ábrázolja a számítási eredményeket.

7. ábra. Spektrális sűrűségek

Hamming-súlyok: .0357 .2411 .4464 .2411 .0357



8. ábra. Árindexek periodogramja a periódusok függvényében



Ezek alapján megállapíthatjuk, hogy a magyar fogyasztói árindexek változása egy 45 hónapos, igen hosszú periódus mellett történt a vizsgált időszakban. Az idősort megfelelően, 1992. július hónapjára tehetjük az első szakasz (periódus) végét.

A spektrális függvények becsült paraméterei (a 45 hónapos periódus mellett):

$$a_k = -2,928$$

$$b_k = -4,744$$

$$A_k = 5,575$$

$$\varphi_k = 58,32$$

A spektrális függvény meghatározó amplitúdója: 5,575; fázisváltozója 58,32; vagyis a fáziseltolás majdnem 60 fok.

A számítások eredményei alapján két megállapítás fogalmazható meg.

– A 45 hónapos periódus váratlan, meglepő eredmény. Tetten érhető a kormányok olyan „antiinflációs” politikája, amely szorosan kapcsolódik a választási ciklusokhoz. A második ciklus 1992 nyarán kezdődött, az ezt követő majdnem két év az árindex értékének csökkenő tendenciájú időszaka volt. A választások idején, 1994-ben relatív „mélypontot” ért el az index, amely ezek után a régi csúcspontokat kezdte megközelíteni.

– A szignifikáns alapirányzat nélküli idősor azt is jelenheti, hogy a vizsgált időszakban nem mindig volt a valóságnak megfelelő, átgondolt gazdaságpolitika, az antiinflációs gazdasági lépések csupán tünetet kezeltek.

3.2. Kibővített idősor

Az előbbi két megállapítás ellenőrzése felveti az idősor kibővítésének gondolatát. Az árindexek sorát kiegészítettük a 2001 júniusáig terjedő időszakokkal. Az idősor kibővítése után már szignifikáns negatív trendet érzékelünk, amit az árváltozások mértékének kisebb üteme, az infláció erőteljes mérséklődése magyaráz. A trend jelenléte természetesen itt is felveti, hogy a spektrális vizsgálatok érdekében a trendhatástól meg kell tisztítani az idősort, biztosítva, ezáltal a trendstacionaritás feltételét. Ezt a korrekciót előzetesen elvégeztük. A spektrálanalízis lényeges eredményeit a 4. táblázat tartalmazza.

Amint a 4. táblázatból megállapíthatjuk, a legmagasabb periodogramértékeket az első három frekvencia esetén kapunk.

A becsült sűrűségfüggvények, az alkalmazott ablakfüggvények mellett, kissé átalakítják a paraméterek sorrendjét, a legnagyobb értékkel a 75 hónapos periódus rendelkezik, amely csakúgy mint a teljes idősor kevésbé informatív.

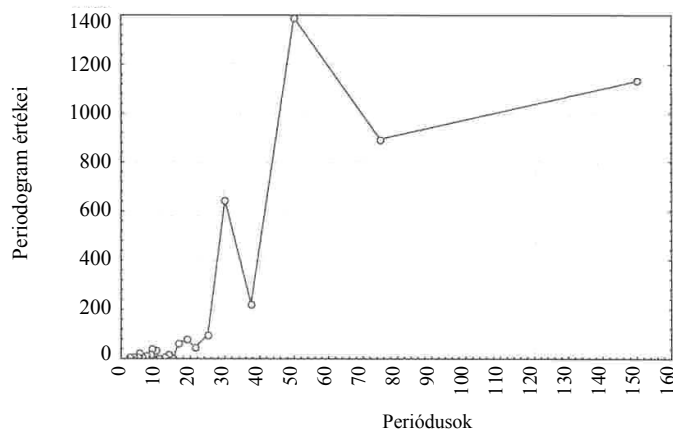
4. táblázat

A 150 elemű megfigyelésből származó legfontosabb 10 érték

| Frekvenciák (k/T) | Periódusok (T/k) | Periodogram-érték ($I_T(\lambda)$) | Becsült sűrűség- függvény |
|--------------------------|-------------------------|---|------------------------------|
| 0,020000 | 50,00 | 1390,287 | 953,371 |
| 0,006667 | 150,00 | 1132,555 | 811,231 |
| 0,013333 | 75,00 | 894,028 | 1015,266 |
| 0,033333 | 30,00 | 643,856 | 416,097 |
| 0,026667 | 75,50 | 222,921 | 625,327 |
| 0,040000 | 25,00 | 98,150 | 220,579 |
| 0,053333 | 18,75 | 76,694 | 64,235 |
| 0,060000 | 16,67 | 64,782 | 49,907 |
| 0,046667 | 21,43 | 44,993 | 87,545 |
| 0,113333 | 8,82 | 37,598 | 22,893 |

Mivel a sűrűségfüggvény a számítás módszeréből adódóan jelentősen módosíthatja a spektrális felbontást, és így az amplitúdókat, érdemes visszatérni a periodogram további vizsgálatához. Kézenfekvőnek tűnik a kiugró periodogram-értékek tesztelése. Ha az F -eloszlás szabadságfokai: 2 és 76, a táblázatbeli érték $F = 3,12$. Az F -próbát alkalmazva 50 periódusnál $F = 3,87$; 75 periódusnál, $F = 2,89$, és 30 periódusnál $F = 1,79$. Mindezek alapján megállapíthatjuk, hogy szignifikáns amplitúdója a függvénynek csak az 50-es periódusnál van. Ennek valóságtartalmát alátámasztja a τ -próba is, amelynek értéke: 42,77. Ez is jelentősen meghaladja az 1. táblázat legmagasabb kritikus értékét.

9. ábra. Az árindexek periodogramja a periódusok függvényében



Amint a 9. ábrán látható, az 50-es periódusnál a legmagasabb, kiugró a periodogram értéke, így a periódusos összetevő ennél az értéknél a legvalószínűbb, ez a folyamat meghatározó harmonikus összetevője. Az időszakot, a jellemző periódust az alábbi módon is meghatározhatjuk:

$$\frac{2 \cdot \pi}{\lambda_3}, \text{ ahol } \lambda_3 = \frac{2 \cdot \pi \cdot 3}{150} \Rightarrow \frac{150}{3} = 50 \text{ hónap} \Rightarrow \frac{50}{12} = 4,2 \text{ év}$$

Megállapíthatjuk, hogy a kiinduló időszakhoz képest az időszak hossza (eredetileg $45/12=3,75$ év jelentősen nem változott. Továbbra is jellemző a nagyjából négyéves hosszúságú periódus. Az 50-es periódust elfogadva, értékeljük a spektrális paramétereket. A spektrális függvények konstans becslt paraméterei (50 hónapos periódus mellett):

$$\begin{aligned} a_k &= 3,1896 \\ b_k &= 2,8919 \\ A_k &= 4,3055 \\ \varphi_k &= 42,1982 \end{aligned}$$

A spektrális függvény amplitúdója 4,3055, fázisváltozója 42,2 fok. Mindkét érték alacsonyabb a kiinduló (90 hónapos idősor) adatbázisnál tapasztaltaknál, ami simuló jellegű idősorra utal.

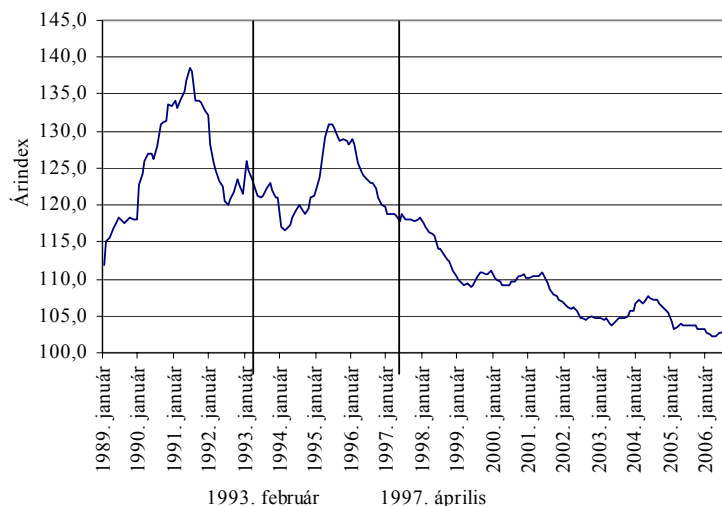
A bemutatott számítások során az idősorokat átlaguktól való eltérésükkel helyettesítettük és megtisztítottuk a trendtől. Indokoltnak tűnt azonban, hogy az idősorok első differenciáira is elvégezzük a spektrálanalízist. Az eredmények az előbbi megállapításokat igazolták. A rövidebb (90–1 elemű) idősor esetén a periódus hossza: 44,5 hónap, azaz 3,71 év; míg a hosszabb idősor esetén ezek az értékek sorrendben: 49,67 hónap, azaz 4,14 év. A megközelítően 50 (hónap) periódusú spektrális felbontás lehetővé teszi azt, hogy az eredeti idősort szakaszokra bontsuk. Ezt szemlélteti a 10. ábra.

A négyéves időszakok a rendelkezésünkre álló idősort jól elkülöníthető három ciklusra bontják. Az első ciklus 1993. februárig, a második 1997. áprilisig tartott. Az ábrán is szembevető a ciklusok hasonlósága, amit azonban az inflációs tendencia csillapodása, a negatív irányú trend kissé átrajzolt. A második ciklusban a görbe amplitúdói szemmel láthatóan kisebbek. Némileg eltér a harmadik ciklus, itt még kisebb amplitúdókat tapasztalunk, azonban az előző ciklusokkal való hasonlóság főbb vonásaiban itt is felfedezhető.

Az idősor egészében érzékelhető az a szabályszerűség, hogy a választások közeledtével (a választások időpontja előtt egy évvel) elkezdődik az árindex erőteljes mérséklődése. A stagnálás, illetve a felfelé mozduló árindex, a választások utáni időszaknak a jellemzője. Az idősorban kimutatott periodicitás minden ciklust jellemez. Ugyanakkor meg kell jegyezni, hogy a „stagnálás”, illetve a kismértékű emelkedés

1998 után „késve” jelentkezett. Mindez alacsonyabb indexek mellett, erőteljesen csökkenő trendet követve valósult meg.

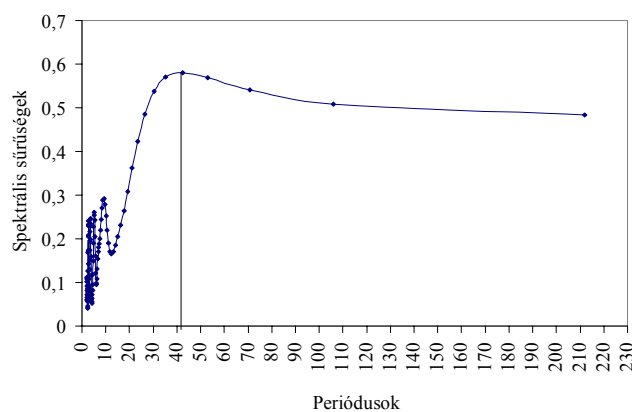
10. ábra. Az eredeti idősor ciklikus felosztása



3.3. Második kibővített idősor

Az alapvető tendenciák a későbbiek során sem változtak. Kibővítettük az árindex idősorát 2006 szeptemberéig, így idősorunk már 213 megfigyelésből állt. A spektrális felbontást a 11. ábra szemlélteti.

11. ábra. A spektrális sűrűségfüggvény értékei a periódusok függvényében (1989.01–2006.09.)



Ebben az idősorban kissé csökkent a periódus hossza: 42,4 hónap, azaz 3,53 év. Látjuk, hogy a teljes időszak vizsgálata során sem diagnosztizálhatunk jelentős eltérést a korábban megismert, megközelítően négyéves időszakhoz képest. Tehát az idősorban rejlő főbb ciklikus mozgások mintegy állandósultak.

*

Végezetül megállapíthatjuk, hogy az idősorok vizsgálata során a jól ismert sztochasztikus technikák, így az időtartományon alapuló valamint a frekvenciatarományban történő vizsgálatok egyaránt fontos mondanivalókat közvetítenek. A kétféle megközelítést egymás kiegészítőiként értékelhetjük, közöttük az „átjárás” belátható. A spektrálanalízis egy kiegészítő lehetőségét kínálja az idősori vizsgálatoknak, ami igen hatékony segítség lehet a szezonálitás, illetve egyéb periodikus elemzések, ciklusok tanulmányozása során.

Irodalom

- BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. [1976]: *Time series analysis forecasting and control*. Holden-Day. San Francisco.
- BRETTTHORST, G. L. [1997]: *Bayesian spectrum analysis and parameter estimation*. Springer-Verlag. Laguna Hills. CA.
- COOPER, W. A. [1992]: *The analysis of observations with applications in atmospheric science*. <http://asp.ucar.edu/colloquium/1992>
- GREENE, W. H. [2003]: *Econometric analysis*. Pentice-Hall International, Inc. New Jersey.
- MADDALA, G. S. [2004]: *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó. Budapest.
- MALINVAUD, E. [1974]. *Az ökonometria statisztikai módszerei*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest.
- MICHELBERGER P. – SZEIDL L. – VÁRLAKI P. [2001]: *Alkalmazott folyamatstatisztika és idősoranalízis*. Typotex Kiadó. Budapest.
- Szezonális kiigazítás [2005]. *Statisztikai Módszertani Füzetek, 43*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- TERRAZA, M. [1972]: Analyse spectral de l' indice nominal prix du vin de consommation courante. *Journal de la Société de Statistique de Paris*. 113. évf. 1. sz. 30–45 old.
- TUSNÁDY G. – ZIERMANN M. [1986]: *Idősorok analízise*. Műszaki Könyvkiadó. Budapest.

Summary

This paper gives a short summary of time series analyses conducted in the frequency domain. The methodology of spectral analysis enables the analysis of the cyclical components to be found in time series with high frequencies. Spectral analysis is an important additional method when ana-

lysing stochastic time series. Applying spectral analysis is highly recommended also in cases of financial time series and consumer price index analyses. This paper scanned the Hungarian consumer price index in a number of periods between 1989 and 2006, and comes to the conclusion that in the given interval the consumer price index was characterised by a four year long periodicity owing to general elections.

Az 1956-os kivándorlás népességi hatásai

Hablicsek László,
a Népeségtudományi Kutató
Intézet igazgatóhelyettese
E-mail:
laszlo.hablicsek@nki.ksh.hu

Illés Sándor,
a Népeségtudományi Kutató
Intézet főmunkatársa
E-mail: sandor.illes@nki.ksh.hu

Az 1956-os forradalmat és szabadságharcot követő, Magyarországot érintő nemzetközi vándorlási veszteség hosszú távú népességi és népesedési hatásait elemzi a tanulmány. A hatásvizsgálat módszere a múltból induló és a jelenben végződő előreszámítás az 1955 és 2005 közötti időszakra vonatkozóan. A dolgozat célja, hogy a népeségtudomány sajátos eszköztárát felhasználva mutassa be a történések egy kevésbé vizsgált vonatkozását.

Az 1956-os emigráció közvetett demográfiai hatásainak felmérésére a széleskörűen használt nemzetközi vándorlási egyenlegek csak rövid távon érvényes választ adnak. A hosszú távú hatások kimutatására a mérlegmódszer nem elégséges. Erre a demográfiai mechanizmusokkal operáló múltból előreszámítások alkalmasak. A vizsgálat kimutatta, hogy a magyarországi népességszám alakulására jelentős befolyással volt az 1956-os kivándorlás. Ha a véglegesen eltávozott 176 ezer fő Magyarországon marad, továbbá termékenységük és halandóságuk az itthon maradtak szintjével egyezik meg, akkor gyermekeikkel és unokáikkal együttes számuk 1990-ben 208 ezer, ami a meglehetősen fiatal kivándorló alnépesség bővített újratermelődésére utal. A szerzők a múltból előreszámítási technika alkalmazhatóságának igazolásával egy egyszerű módszert kínálnak a további hasonló tárgyú kutatásokhoz.

TÁRGYSZÓ:
Népességszám és -összetétel.
Népesedési folyamatok, népmozgalom.

Az 1956-os forradalom és szabadságharc eseményei közvetlen nyomokat hagytak a magyarországi népesség számának és összetételének alakulásában (*Klinger* [1958]), következményei pedig hosszú távú népességi és népesedési hatásokat okoztak. Ezen utóbbi, közvetett demográfiai hatások kimutatása a dolgozatunk tárgya. Célunk az volt, hogy tudományterületünk sajátos eszköztárát felhasználva villantsuk fel a történések egy kevésbé vizsgált vonatkozását.

A tanulmányban a múltból induló és a jelenben végződő előreszámításokat mutatunk be. A múltat nem a történészek által használt módszerekkel vizsgáljuk, hiszen a következőkben kifejtendő: „Mi lett volna akkor, ha...?” típusú feltételezéseink alapvetően történelmietlenek. Egy hatásvizsgálatnak viszont van értelme, mely során egy jelenség népességi következményeit mérjük fel egy meghatározott területre és időszakra vonatkozóan. Ezt a hatásvizsgálatot végeztük el Magyarországra, az 1955 és 2005 közötti időszakra és három kérdéskörre koncentrálván:

1. Milyen népességi következményekkel járt az 1955 és 1959 közötti, az akkori rendszerben illegálisnak minősített kivándorlás (a továbbiakban: 1956-os kivándorlás)?
2. Melyek voltak a vizsgált időszak termékenységi változásainak népességi következményei?
3. Mit mondhatunk a halandóságban bekövetkezett változások népességi kihatásairól?

Fontos megjegyezni, hogy népességi és nem komplex demográfiai következményekről szólnunk (nem foglalkozunk épp ezért a házasságkötések számának vagy a születésszám változásának konkrét kérdéseivel). Azt vizsgáljuk a múltból induló előreszámítás módszerével, hogy az 1956-os kivándorlás, a termékenység változása és a halandóság változása milyen következményekkel járt a magyarországi népesség létszámára.

1. Szakirodalmi áttekintés

Nagyszámú és igényes történettudományi alkotás született a forradalom ötvenedik évfordulójára. A teljesség igénye nélkül *Gati* [2006], *Lendvai* [2006], *Pallai–Sárközi* [2006] és *Szakolczai* [2006] könyveit említjük meg, melyek főként az eseménytörté-

netre és a kontextusra összpontosítanak. A politológiai kategóriájú könyvek gyakran nem várt nézőpontból vizsgálják az eseményeket és céljuk, hogy az olvasó értékelje-értelmezze az eseményeket (*Lengyel* [2000]; *Kende* [2006]). Az 1956-os forradalom emigrációjáról azonban – egy kivételtől eltekintve (*Sós* [2005]) – nem jelent meg új monográfia. A témában továbbra is klasszikus értékkel bírnak *Borbándi* [1989], [1996] művei, melyek a teljes térbeli spektrumot fogják át, továbbá az egyedi ausztriai (*Szépfolusi* [1992]) és svájci (*Kanyó* [2002]) eseteket bemutató könyvek.

A kivándorlás statisztikájával főleg könyvrészletek, illetve tanulmányok foglalkoznak. Időben legkorábban, 1986-ban, *Deák* 2002-ben újra közölt dolgozata keletkezett, melynek kifejezett célja volt a felkelés leveréséből adódó menekültáradat adatokkal történő bemutatása. Számai az Osztrák Központi Statisztikai Hivatal közlésére támaszkodtak. *Szépfolusi* [1998] tanulmányában a több forrásból származó (osztrák belügyminisztérium, ENSZ, Intergovernmental Committee for European Migration – ICEM – Európai Migráció Kormányközi Bizottsága, kivándorlási ügynökségek) statisztikai adatokat hasonlította össze – a következőkben részletesen bemutatandó – a magyar Központi Statisztikai Hivatal Jelentésével.¹ *Soós* [2002] ausztriai levéltári kutatásai közben bukkant rá egy addig ismeretlen dokumentumra, nevezetesen az Ausztriában működő Magyar Menekültügyi Segítőszolgálat (Ungarischer Flüchtlingshilfdienst) egyik féléves beszámolójának függelékében levő számadatokra. A már említett *Sós*- [2005] monográfia számadatai kizárólag erre az ICEM-forrásra támaszkodtak.

Az adatokat különböző szervezetek (igaz sokszor egymástól nem függetlenül), eltérő időszakokra vonatkozóan adták közre, ennek ellenére nagyságrendi tévedést csak két esetben tudtunk kiszűrni. *Deák* ([2002] 72. old.) 1957. április 30-ig mintegy 34 000 Jugoszláviába menekülőről ír, miközben *Szépfolusi* ([1998] 119. old.) végkövetkeztetésében összesen csak 19 857 fő Jugoszláviába menekülőről tudott 1956 és 1958 között. Ez utóbbi nagyságrendet erősíti meg *Hidas* ([1997] 182. old.) kanadai külügyi forrásokon alapuló elemzése, mely szerint 1956 októbere és 1957 decembere között 19 880 magyar menekült lépte át a jugoszláv határt. A második jóval kisebb nagyságrendű tévedés szintén *Deák* ([2002] 72. old.) nevéhez fűződik, amikor különböző számadatokból arra következtetett, hogy 1957. április végéig 8-10 000 személy tért vissza Magyarországra. Ez a szám nagy valószínűséggel alábecslés eredménye, mert *Szépfolusi* ([1998] 119. old.) 14 866 Magyarországra visszavándorlótól tudott, melyből 1956 és 1961 között 11 092 fő Ausztriából, és 1956 és 1959 között 3 774 fő Jugoszláviából érkezett. Az Ausztriából jövők nagyságrendjét megerősíti egyrészt *Soós* ([2002] 60. old.), aki 1958. június 30-ig 11 175 repatriáltról tud, továbbá *Cseresnyés* ([1998] 119. old.), aki 1959. január végéig 11 940 fő Ausztrián keresztül visszatérőről ad számot. A Jugoszláviából érkezők nagyságrendjét támasztja

¹ A *Statisztikai Szemle* honlapján (www.ksh.hu/statszemle) megtekinthető.

alá egyrészt *Hidas* ([1997] 182. old.), aki szerint 1957 decemberéig 2 700 fő tért vissza Magyarországra, másrészt *Cseresnyés* ([1998] 70. old.), aki szerint 1958 elejéig 2 800-an tértek haza.

Az Ausztriába érkezőkről viszont az összes forrásművünk hasonló nagyságrendű adatokat közöl. *Deák* ([2002] 72. old.) szerint 1957. április 30-ig 180 288 fő érkezett, *Szépfolusi* ([1998] 119. old.) 1961-ig 181 992 főről tudott, *Soós* ([2002] 60. old.) 1958. június 30-ig 183 667 főről írt, míg *Sós* ([2005] 122. old.) csak 179 000 főről tud 1959. január 1-ig. Hangsúlyoznunk kell, hogy az eltérések rendkívül kicsik, szinte elhanyagolhatók. Az Ausztriából visszavándoroltakra *Deák* ([2002] 72. old.) nem ad meg külön számot, az általa említett összmennyiséget viszont az idézett források nem erősítették meg. Ismételjük tehát, hogy *Szépfolusi* ([1998] 119. old.) 11 092 fő, *Soós* ([2002] 60. old.), 11 175 fő, *Cseresnyés* ([1998] 119. old.), 11 940 fő Magyarországra visszavándoroltról tudott. Tehát gyakorlatilag nincs eltérés. Szépfolusi nyilván nem ismerhette a később keletkező Soós-féle, továbbá vélhetően nem ismerhette a vele egy időben publikált Cseresnyés-féle számokat, mert akkor hasonló megdöbbenésének adhatott volna hangot, mint ahogy a KSH Jelentésének olvasása kapcsán tette: „Az adatok messzemenően megegyeznek az ausztriaiakkal.” (*Szépfolusi* [1998] 119. old.). A KSH Jelentésében (továbbiakban Jelentés) ez szerepelt: „Az illegálisan külföldre távozottak közül 1957. május végéig 11 447-en tértek vissza (a 193 885 disszidált közel 6 %-a...)” (*Jelentés* [1957] 3. old.).

A Jelentés tehát gyakorlatilag megerősítette a hivatalos osztrák és jugoszláv adatokat, melyek szerint a két országba 193 885 fő menekült ki. Készítői nem is tehettek mást, hiszen a kötelező kijelentésekből és egyéb forrásokból eredő saját adataik is ezt a nagyságrendet erősítették meg (*Jelentés* [1957] 2. old.). Ha a kijelentőlapokon szereplő 151 731 fő külföldre távozotthoz hozzáadjuk a 11 447 fő visszatértet, a szülők nélkül külföldre távozott körülbelül 10 000 tizenöt éven aluli gyermeket, a büntetőintézetekből kiszabadult és külföldre távozott 3000-4000 személyt, valamint a 827 fel nem dolgozott statisztikai szelvényen szereplő vélhetően 1 000 főt, továbbá az 1957 első öt hónapjában kiadott kivándorló útlevelekben szereplő 12 345 személyt, akkor a fogadó országok adataival egybevetve nagyságrendhez jutunk.

Van egy metszete az emigráns populációnak, mellyel kapcsolatban csak a Jelentés tekinthető alapvető forrásnak, nevezetesen a vándorlók nemek, korcsoportok és egyéb ismérvek szerinti összetétele. Kiegészítő, megerősítő információforrásnak tekinthető *Deák* ([2002] 73. old.) tanulmányának egy része, ahol egy 41 290 fős szubpopulációt mutat be, melyet az ausztriai táborokban mértek fel 1957. február 1-én. A későbbi számításaink szempontjából releváns nemek szerinti összetétel a Magyarországon mért megoszlásokat adta: közel kétharmada férfi és egyharmada nő volt. A korcsoportok szerinti megoszlások már nem vethetők közvetlenül egybe, mert az ausztriai korcsoportok sokkal több születési évjáratot fognak át. A magyar korcsoportok hasonló összevonása után viszont megállapítható a hasonlóság. Egy

másik forrásunkban (*Cseresnyés* [2005] 123-124. old.) az 1956 végén Németországba érkezett 13 440 fős populáció szerkezeti feltárása történt meg. Ebben a nemek szerinti megoszlás sokkal szélsőségebb, hiszen a regisztráltak háromnegyede férfi volt és csak egynegyede nő. A gyermekkorúak aránya rimelt az előző két forrásra, viszont a fiatalabb felnőtt korúak aránya számottevően magasabb volt, az idősebb felnőtt korúak rovására. Az eltérést első nekirugaszkodásra magyarázhatnánk azzal is, hogy a harmadik csoportban jóval kisebb volt a felmért népesség. Sokkal valószínűbb azonban az, hogy az esetünkben releváns emigráns össznépességet egy magyarországi „kiválogatódás” utáni újabb szelekciós hatás érthette. A tanulmányban azonosíthatjuk is a kulcstényezőt, nevezetesen a nyugat-európai országok Ausztriába küldött munkaerő-toborzó bizottságainak ténykedését, akik a menekülttáborokban járva nem palástolták lelkesedésüket az „emberanyag” láttán és elsősorban a fiatalabb férfi munkavállalókat részesítették előnyben. Megállapíthatjuk tehát, hogy a Jelentés máshol fel nem lelhető, unikális részletezettséggel bír.

Az általunk áttanulmányozott művek igen kis hányadában találtunk törekvést a nagyságrendekből és/vagy a megoszlásokból következő hatások megítélésére. *Cseresnyés* ([2005] 124. old.) a nemek egyensúlya kapcsán megállapította: „Ez egyfelől esetünkben Nyugat-Európának jót tett, másfelől Magyarországnak egy újabb háborús veszteséggel, csaknem 140 ezer fiatal férfi elvesztésével ért fel.” Ugyanezt a jelenséget jóval szemérmesebben írják le a *Jelentés* [1954] 42. oldalán: „... a nőtöbblet, amely az utóbbi években fokozatosan csökkent, ismét az 1949. évi szintet érte el.” *Deák* ([2002] 72. old.) tanulmányában felmerült, hogy: „... a pusztá szám adatok összevetéséből nem árt felmérni, mit jelent egy kis országra nézve százezrek szétszóródása a nagyvilágban.” Egy meglehetősen friss, magyar diákokkal foglalkozó tanulmányban *Lénárt* ([2006] 2. old.) hasonló problémát feszeget, amikor a szerkezeti, statisztikus tényezők felmérésén túl már a dinamikus hatások vizsgálatát hiányolja az eddigi kutatásokból: „Jóllehet mind Magyarországon, mind a befogadó államokban készültek statisztikák a menekültekről, az összeírások elsősorban pillanatfelvételnél mondhatók. A kapott információk ... hosszú távú vizsgálatok alapját vagy kiindulópontját nem képezték”.

A történeti hűség kedvéért meg kell említenünk, hogy a Jelentés 9. fejezete az illegális külföldre távozások közvetlen népességi hatásait ecseteli. A közvetett, hosszú távú népesedési hatások előzetes megbecsülésére egy évtizeddel ezelőtt e tanulmány szerzőpárosa vállalkozott (*Illés–Habcsek*, [1996]). A munkaerő-piaci szükségletek hosszú távú vizsgálata során pedig *Polónyi és Timár* [2002] tulajdonított különleges jelentőséget a nemzetközi migrációnak, nevezetesen szerintük húszezer fős évenkénti nemzetközi migrációs többletre lenne szükségünk a belső munkapiaci egyensúlytalanság elkerülésére az elkövetkező fél évszázadban.

A Jelentés szikársága, tényszerűsége és szakszerűségének elismerése, mi több nagyra értékelése mellett, kritikaként meg kell fogalmaznunk, hogy (bár az nem volt

kifejezett célja) a nagyságrendből, struktúrából és a meglehetősen konzervatív természetes népmozgalmi mechanizmusokból nagy valószínűséggel megbecsülhető hosszú távú következményekre való utalás elmaradt. Gondolunk például itt arra, hogy a nemek hozzávetőleges kiegyensúlyozottsága különösen a 15-29 éves korcsoportban bomlott meg, ami következtében egyik pillanatról a másikra a hajadonok házasságkötési valószínűsége erőteljesen romlott. A korai házasságkötési minták dominanciája, valamint a hajadonok gyermekvállalásának ritkasága miatt a közeljövőre vonatkozó hipotézisként fel lehetett volna vetni a születések számának szinte törvényszerűen bekövetkező esését és a termékenység szintjének várható csökkenését is. Másik hiányérzetünk az egyszeri és jelentős öregedési hatás és a kivándorlók vélhetően egészségesebb voltának kölcsönhatásából eredő hazai halandóságromlás lehetőségének fel nem ismeréséből fakad. Az 1960-as években kezdődő középkorú férfi halandóságnövekedés egyik magyarázó tényezője nagy valószínűséggel az 1956-os kivándorlás szelekciós hatásból eredhetett.

Saját 10 évvel ezelőtti kutatásunk kapcsán viszont önkritikát kell gyakorolnunk. A kényelmes függetlenség és folytonosság hipotézise mögé menekültünk, amikor nem teszteltük a kivándorlás hatását a forradalmat követő 1962 körüli termékenységszökkenésre (Szabó [1997]) és nem végeztünk hatásvizsgálatot a kivándorlási hullámnak a középkorú férfiak romló halandóságában jelentkező szerepéről. Túlságosan a kivándorlási hullám multiplikatív hatásának igazolására, a tudományos közvéleményben való elterjedésének elősegítésére és a módszer egyéb problémák megoldásában való alkalmazhatóságának bemutatására helyeztük a hangsúlyt (Valuch [2002] 50. old., Tóth [2005] 206. old.). A következő modellszámításokban részben pótolni kívánjuk a már megfogalmazott saját hiányosságainkat, melyeknek felismeréséhez a Jelentés újabb alapos áttanulmányozása is hozzájárult.

2. Adatok

Tíz évvel ezelőtt kijelentettük, hogy gyökeresen eltérő, Magyarországot érintő, nemzetközi vándorlásokra vonatkozó számok és megoszlások felbukkanása, illetve hi-telességük bizonyítása esetén kutatásunk rész- és végeredményei, valamint következtéseink természetesen érvényüket vesztenék. Nem tehetnénk mást, mint az új adatok tükrében meg kellene ismételnünk a múltból induló előreszámítást (Illés–Hoblicsek [1996] 24. old.). E helyen a bevezető fejezetünkben bemutattuk, hogy nagy mennyiségű külső vándorlási adat került felszínre az utóbbi tíz évben, melyek önmagukban megállják a helyüket, bár az eltérő források, adatgyűjtési módszerek, vonatkoztatási időszakok és fogalmi rendszerek miatt csak nagy körültekintéssel hasonlíthatók össze.

Ezen új adatok elemzése közben forráskritikát gyakoroltunk és igyekeztünk kiszűrni a nagy valószínűséggel elfogadható nagyságrendeket. Ezt követően azt találtuk, hogy alapvető mennyiségi és szerkezeti újdonságokat nem tártak fel az új kutatások. Adatfelhasználóként azonban óhatatlanul szembesültünk a választás kényszerével és dönténnünk kellett egy kitüntetett forrás használata mellett (Nováky [2006]). Ennek eredményeképpen továbbra is a Jelentés fogja kiinduló adatbázisunkat képezni a múltból induló előreszámításokhoz, hiszen a független kutatások megerősítették hitelességét. Választásunk nyilván tükrözi – több szempontból is korlátozott – ítéletünket.

Ami a tanulmány adatait illeti, azokat említett dolgozatunkban részletesen ismertettük, most csak a frissítésre, illetve az esetleges eltérésekre térünk ki. A termékenységi arányszámokat, halálozási valószínűségeket kiegészítettük az 1990 és 2004 közötti adatokkal, ügyelve arra, hogy a népmozgalmi események viszonyításánál az 1990-es években a népszámlálási különbözettel korrigált népességszámokat használjuk. A vándorlási adatokat egyrészt kiterjesztettük az 1990 és 2004 közötti időszakra, másrészt figyelembe vettük az 1980-as évek végére vonatkozó újabban rendelkezésre álló bevándorlási számokat is. Az előreszámításokhoz kialakított adatállomány a következő volt:

- az 1955. évi statisztikai népesség nemek és öt éves korcsoportok szerint;
- az 1955 és 2004 közötti becsült termékenységi arányszámok öt éves időszakok és az anya öt éves korcsoportja szerint;
- a fiúk születési aránya az összszületéseken belül öt éves időszakonként,
- születési évjárat szerinti becsült továbbélési valószínűségek öt éves időszakok, nemek és öt éves korcsoportok szerint;
- a bevándorlók, a hazatérők, a legális és az illegális kivándorlók száma öt éves időszakonként, nemek és öt éves korcsoportok szerint.

Az előreszámítást egyetlen Excel munkalapon végeztük el. Időszakról időszakra a program az időszak elején élő népességet továbbszámítja a megadott standard előreszámítási képletek alapján, megbecsülve a születésszámot, halálozásokat, és az időszak végére ezekből az új, öt éves korcsoportos népességet.

3. Módszerek

Az 1956-os emigráció demográfiai hatásainak felmérésére az idézett kutatásokban részletesen feltárt vándorlási egyenlegek csak egyszeri választ adhatnak. A mér-

legmódszer eredményéből a vándorló nők által szült gyermekek hiányoznak, maguk a vándorlók pedig halhatatlanok. Gondoljunk csak arra, hogy nem csupán a kivándorló nő és férfi veszteség az ország számára, hanem a megszületendő gyermekek, unokák is. Ugyanakkor az 1950-es években kivándorló 50 éven felüliek közül igen kevesen érték meg az ezredfordulót. A hosszú távú hatások kimutatására tehát a mérlegmódszer nem elégséges. Ezen hiányosságok miatt a népesedési mechanizmusokat is beépítettük a kutatásunkba, hogy életszerűbben kvantifikáljuk a népességi hatásokat. Erre például a múltból induló népesség-előreszámítások alkalmasak. A tanulmány gerincét adó múltból előreszámításokat tekinthetjük projekciónak, esetleg szimulációnak (*Kovács–Takács* [2003]), netán hatásvizsgálatnak is. Lényeges leszögezni, hogy nem a jövővel foglalkozunk, hanem már megtörtént eseményekkel. A műfajbeli kétségeink eldöntésében egykori lektorunk *Valkovics Emil* segített, aki szerint „speciális jellegű, népesség-előreszámítás módszerével végzett hatásvizsgálatot” folytattunk (*Illés–Hoblicsek* [1996] 8. old.). Hatásvizsgálatunk nem szokványos, hiszen nem egy program, vagy egy társadalmi beavatkozás kiértékelése a célunk, hanem egy népmozgalmi jelenségé. Eredményeink értelmezése kapcsán meg kell említenünk egy korlátozó feltételt. A regionális egyenlőtlenségekre nem tértünk ki. Magyarországot homogén térként kezeltük a számítások során, hiszen kutatásunk tárgya az ország egésze volt. Nincs viszont kétségünk afelől, hogy területi demográfiai kutatásokkal tovább lehetne árnyalni az általunk felvázolt képet.

Az előreszámítás módszerét és inputadatait részletesen ismerteti az *Illés–Hoblicsek* [1996] kiadvány. E helyütt csak a hipotéziseinket tartalmazó számítási változatokat adjuk meg. Öt előreszámítást (népességi forgatókönyvet) készítettünk a figyelembe vett jelenségekről (termékenység, halandóság, 1956-os kivándorlás) aszerint, hogy:

- a folyamatok a tényleges megfigyelések szerint alakultak;
- a termékenység és a halandóság megfigyelt alakulása mellett alternatív feltételezésként azzal éltünk, hogy az 1955–1959-es és az 1960–1964-es időszak átlaga érvényes az egész 1955 és 2004 közötti periódusban;
- az 1956-os kivándorlás kapcsán a számításokban feltételeztük azt is, hogy az nem következett be.

Az öt forgatókönyv a következő:

1. *Alap*: termékenység, halandóság, vándorlás tényleges;
2. *56*: termékenység, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás;
3. *Term56*: termékenység állandó, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás;

4. *Hal56*: termékenység tényleges, halandóság állandó, nincs 1956-os kivándorlás;

5. *TermHal56*: termékenység és halandóság állandó, nincs 1956-os kivándorlás.

A számításokat férfiakra és nőkre, öt éves korcsoportokra (0–4 évesek, 5–9 évesek, ..., 85 és több évesek), és öt naptári éves ugrásokkal végeztük el (1955, 1960, ..., 2000, 2005). Az elemzésben két periódust vizsgálunk: az 1955 és 1990 közötti változásokat („Milyen népességgel indult a rendszerváltozás?”), továbbá az 1955 és 2005 közötti módosulásokat („Milyen máig tartó kihatások vannak?”). Viszonyítási pontjaink az 1955. évi népesség, mint kiindulás, és az 1990. évi, illetve 2005. évi „ténylegesnek becsült” népességek, mint záróértékek. Fontos distinkció, hogy az 1990. évi és a 2005. évi valóságos népesség helyett az ahhoz igen közel álló, ténylegesnek becsült (az előző elnevezésekkel Alap) forgatókönyv adatait használjuk, hiszen ez az, amelyikkel a többi scenáriót össze lehet hasonlítani.

4. Eredmények

Az 1. táblázatban a népesség számának alakulását vizsgáljuk az öt kiemelt forgatókönyv szerint (Alap, 56, Term56, Hal56, TermHal56). Kiinduló első változatunkban (Alap) az 1955. évi népességszámhoz a megfigyelt termékenységi, halandósági és nemzetközi migrációs értékeket rendeltük hozzá. A statisztikai népesség száma 1955 elején 9 767 ezer fő volt, ez a forgatókönyv 1990-re 10 373 ezer főt, 2005-re 10 091 ezer főt ad. A létszámok ugyan nem egyeznek meg pontosan a hivatalos statisztikai népességszámokkal (1990-ben 10 375 ezer, 2005-ben 10 098 ezer fő), de jelzik azt, hogy becsléseink meglehetősen robusztusak, jól közelítik a valóságot. A nemek szintjén az eltérések hasonlóan kicsik, a korcsoportoknál pedig legfeljebb 4 százalékos hibát találunk az Alap forgatókönyv és a hivatalos statisztikai megoszlások között.

Az Alap változat adja a legalacsonyabb létszámokat, a Term56 forgatókönyv pedig a legmagasabbakat, 1990-ben 10 858 ezer főt, 2005-ben 11 350 ezer főt. Utóbbi scenárió azt jelenti, hogy ha a termékenység csökkenése nem következett volna be, valamint az 1956-os kivándorlók az országban maradnak, akkor 1990-ben 485 ezer, 2005-ben 1 millió 259 ezer fővel nagyobb lenne Magyarország népessége. Tehát egy viszonylag magas szintű termékenység állandósulása a menekülthullám elmaradásával együtt karakterisztikus változásokat idézett volna elő Magyarország népességszámában. (Lásd az 1. táblázatot.)

1. táblázat

A népesség száma a különböző forgatókönyvekben
(ezer fő)

| Forgatókönyv megnevezése | 1990. évi becslés | Eltérés az 1955. évi kiindulástól 1990-ben | 2005. évi becslés | Eltérés az 1955. évi kiindulástól 2005-ben |
|--|-------------------|--|-------------------|--|
| Népesség száma, ha a | | | | |
| termékenység, halandóság, vándorlás tényleges (Alap) | 10 373 | 606 | 10 091 | 324 |
| termékenység, halandóság tényleges, nincs 56-os kivándorlás (56) | 10 581 | 814 | 10 272 | 505 |
| termékenység változatlan, halandóság tényleges, nincs 56-os kivándorlás (Term56) | 10 858 | 1 091 | 11 350 | 1 583 |
| halandóság változatlan, termékenység tényleges, nincs 56-os kivándorlás (Hal56) | 10 563 | 796 | 10 132 | 365 |
| termékenység, halandóság változatlan, nincs 56-os kivándorlás (TermHal56) | 10 831 | 1 064 | 11 152 | 1 385 |

Megjegyzés. A népesség száma 1955. 01. 01-én 9 767 000 fő.

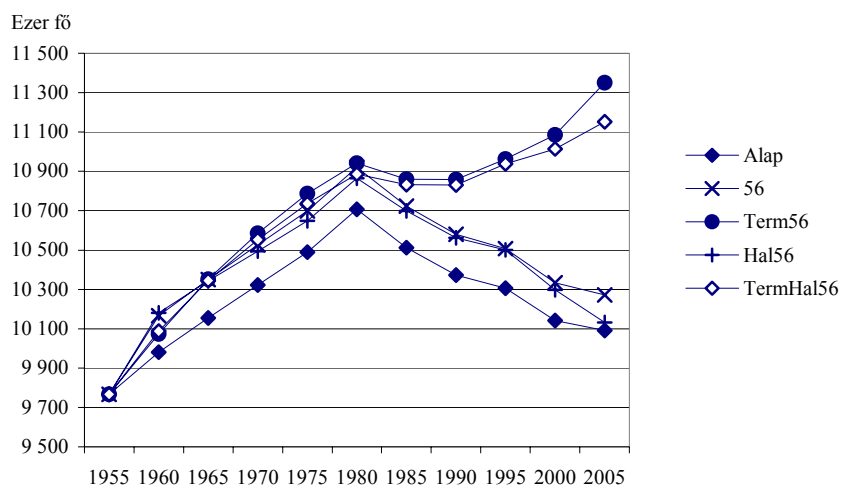
Ha a halandósági szint is az 1955–1964-es évek átlagával állandósul, akkor a TermHal56 forgatókönyvből kiderül, hogy az ismert halandósági krízis kialakulása ellenére a népességvesztéseget mérsékeltek a mortalitás változásai. A csecsemő- és gyermekhalandóság javulása, az időskorúak túlélési esélyeinek növekedése ellensúlyozta a középkorúak, ezen belül főleg a férfiak halálozási kockázatának emelkedését, nem is szólva arról az általános javulásról, ami 1995 után bekövetkezett.

Az 1956-os kivándorlás népességi hatásait a stílszerűen az 56 jelű forgatókönyv érzékelteti. A népességszámbecslés eredménye 1990-ben 10 581 ezer, 2005-ben 10 272 ezer fő, ami az Alap forgatókönyvet 208, illetve 181 ezer fővel haladja meg. A végeredmény tehát nagyobb annál, mint ahányan kivándoroltak (az illegálisnak tekintett kivándorlók nettó száma, másképpen a nemzetközi vándorlási egyenleg 1955 és 1959 között 176 ezer fő volt), hiszen egy fiatal korösszetételű népességről van szó, mely a magyarországi alacsony termékenységgel számítva is gyarapodik.

A népesség csökkenése egyébként mindegyik változatban bekövetkezik 1980 és 1985 között. A különbség az egyes változatok között abban van, hogy a termékenység változatlan vagy tényleges. (Lásd az ábrát.) Ha az 1956-os kivándorlók az országban maradtak volna és az 1955–1964-es évek termékenységi viszonyai (Term56), továbbá ugyanezen időszak termékenységi és halandósági viszonyai együttesen (TermHal56) hosszú távon állandósultak volna, akkor az 1990-es évek második felétől újra növekedhetett volna az ország népessége. Az 1956-os emigráció

országban tartása (56) vagy a viszonylag kedvező 1955–1964-es átlagos halandósági szintek állandósulása sem nem késleltette, sem nem akadályozta volna meg az 1980-as évek első felében bekövetkező népességfogyást.

A népesség száma a különböző forgatókönyvekben, 1955–2005



2. táblázat

Az elveszületések száma a különböző forgatókönyvekben
(ezer fő)

| Forgatókönyv megnevezése | 1985–1989. évi becslés | Eltérés az 1955–1959. évi kiindulás- tól 1985– 1989-ben | 2000–2004. évi becslés | Eltérés az 1955–1959. évi kiindulás- tól 2000– 2004-ben |
|---|---------------------------|---|---------------------------|---|
| Élveszületések száma, ha a | | | | |
| termékenység, halandóság, vándorlás tényleges (Alap) | 595 | –286 | 496 | –385 |
| termékenység, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (56) | 605 | –276 | 503 | –378 |
| termékenység változatlan, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Term56) | 786 | –95 | 832 | –49 |
| halandóság változatlan, termékenység tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Hal56) | 600 | –281 | 490 | –391 |
| termékenység, halandóság változatlan, nincs 1956-os kivándorlás (TermHal56) | 778 | –103 | 812 | –69 |

Megjegyzés. Az elveszületések száma 1955 és 1959 között 881 000 fő.

3. táblázat

A halálozások száma a különböző forgatókönyvekben

| Forgatókönyv megnevezése | 1985–1989. évi becslés | Eltérés az 1955–1959. évi kiindulás- tól 1985– 1989-ben | 2000–2004. évi becslés | Eltérés az 1955–1959. évi kiindulás- tól 2000– 2004-ben |
|---|---------------------------|---|---------------------------|---|
| Halálozások száma, ha a | | | | |
| termékenység, halandóság, vándorlás tényleges (Alap) | 744 | 247 | 654 | 157 |
| termékenység, halandóság tényleges, nincs 1956-os ki- vándorlás (56) | 761 | 264 | 671 | 174 |
| termékenység változatlan, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Term56) | 764 | 267 | 674 | 177 |
| halandóság változatlan, termékenység tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Hal56) | 744 | 247 | 763 | 266 |
| termékenység, halandóság változatlan, nincs 1956-os kivándorlás (TermHal56) | 753 | 256 | 781 | 284 |

Megjegyzés. A halálozások száma 1955 és 1959 között 497 000 fő.

A 2. táblázatban a számítási eredményeinkből adódó elveszületések abszolút számait adjuk közre. Az 56-os változatban levő értékek nagyobbak, mint az Alap forgatókönyvben számítottaké, ami arra utal, hogy a fiatal korösszetételű menekültpopuláció Magyarországon tartása gyermekeik termékenységéből kifolyólag még 1985–1989 és 2000–2004 között is növelte volna az elveszületések számát. Ez a multiplikatív hatás azonban kifulladásra látszik, hiszen az első vizsgált időszakban 10 ezer többletszületés lett volna, míg a másodikban már csak 7 ezer. Az Alap változathoz képest újra a harmadik változat (Term56) eredményezi a legjelentősebb tovaryűrő hatást, ami nem meglepő, hiszen a magas szinten állandósuló termékenységgel számoltunk. Itt a legmagasabb a születések száma: a tényleges 595 és 496 ezer fővel szemben 1985–1989-ben 786 ezer, 2000–2004-ben 832 ezer fő. Az utóbbi értékből az is leszűrhető, hogy a magas termékenység következtében is jelentős multiplikatív hatás keletkezik: a magasabb születésszámok nyomán – változatlan termékenységi szint esetén – a nagyobb születési évjáratok felnövekedésével több gyermek jön a világra.

Ami a halálozások számát illeti (lásd a 3. táblázatot), a változás iránya fordított a születésszámokhoz képest. Az öregedő korstruktúra a halálozások számának lényeges emelkedését hozta. Az 1950-es évek második felében 497 ezer fő halt meg (belszámítva 1956 áldozatait is, 1985 és 1989 között pedig már 744 ezer fő. Ezt köve-

tően főként a halandóság kockázatának kitett korosztályok kisebb létszáma és a mortalitás gyors javulása eredményezett csökkenést a 2000–2004. évi 654 ezer halottal annak ellenére, hogy a népesség előregedése, és ezzel párhuzamosan a halálozás kockázatának növekedése folytatódott. Az 1956-os kivándorlás elmaradásával mind a két ötéves időszakban mintegy 17 ezer fővel növekedett volna az itthon meghaltak száma.

4. táblázat

Öregedési index (60–x / 0–14 évesek) a különböző forgatókönyvekben

| Forgatókönyv megnevezése | 1990. évi becslés (százalék) | Eltérés az 1955. évi kiindulástól 1990-ben (százalékpont) | 2005. évi becslés (százalék) | Eltérés az 1955. évi kiindulástól 2005-ben (százalékpont) |
|--|------------------------------|---|------------------------------|---|
| Öregedési index, ha a | | | | |
| termékenység, halandóság, vándorlás tényleges (Alap) | 93,0 | 45,2 | 132,3 | 84,4 |
| termékenység, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (56) | 93,6 | 45,7 | 134,5 | 86,6 |
| termékenység változatlan, halandóság tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Term56) | 86,0 | 38,1 | 89,8 | 41,9 |
| halandóság változatlan, termékenység tényleges, nincs 1956-os kivándorlás (Hal56) | 96,7 | 48,8 | 139,8 | 91,9 |
| termékenység, halandóság változatlan, nincs 1956-os kivándorlás (TermHal56) | 89,0 | 41,1 | 93,4 | 45,5 |

Megjegyzés: Az Öregedési index 1955.01.01-én: 47,9.

A 4. táblázatban a számítási eredményekből következő öregedési indexeket mutatjuk be az öt kiemelt forgatókönyv szerint. Minden egyes változatunk eredménye az öregedési folyamat kiterjedését jelzi. A második változatban (56) szereplő értékek (93,6, illetve 134,5) kicsit magasabbak, mint a viszonyítási bázisul használt első változatban (Alap) levők (93,0, illetve 132,3). Ez arra utal, hogy az 1956-os menekült-hullám Magyarországon maradásából származó fiatalító hatás 1990-re már elveszett volna, sőt az 1956-os menekültek jelentős súllyal járultak volna hozzá az – egyébként örvendetes és üdvözlendő, a halandóság javulásából is származó – idősödési folyamathoz. A termékenységi szintet magasán tartó harmadik változat (Term56) értékei a legalacsonyabbak, mutatva azt, hogy az öregkorúak arányának növekedésében a termékenységsökkenésnek jóval nagyobb szerepe volt a halandóság javulásához képest.

5. Következtetések

Kutatásunk nem szokványos, hiszen a múltból előreszámítás módszerével egy megtörtént eseménysorozat egyes demográfiai következményeit próbáltuk meg kideríteni. Kimutattuk, hogy a magyarországi népességszám alakulására és a népesedési jelenségek mennyiségi alakulására is számottevő befolyással volt az 1956-os kivándorlás. Ha a véglegesen eltávozott 176 ezer fő Magyarországon marad, továbbá termékenységük és halandóságuk az itthon maradtak szintjével egyezik meg, akkor gyermekeikkel és unokáikkal együttes számuk 1990-ben 208 ezer, 2005-ben pedig 181 ezer lett volna. Mindkét számítási érték a meglehetősen fiatal kivándorló szubpopuláció – a kiindulási számhoz képest – bővített újratermelődésére utal. Azonban az egyszerű reprodukcióhoz elégtelen termékenység és az 1990-es évek közepéig nem javuló halandóság miatt, ezen alnépesség számának csökkenése is szükségszerűen elkezdődött volna az 1980-as évek első felében. 1985 és 1989 között 7 ezer fős, majd 2000 és 2004 között már 10 ezer főnyi természetes fogyás jellemezte volna az országban tartott emigráns népességet is.

Számítási példákkal támasztottuk alá, hogy a vándorlási vizsgálatokban oly gyakran alkalmazott mérlegmódszer – különösen hosszú időtávot átfogva – nem ad kielégítő eredményeket. A múltból előreszámítási technika alkalmazhatóságának igazolásával egy egyszerű módszert kínálunk a további hasonló tárgyú kutatásokhoz, ez a vizsgálat egyik módszertani hozadéka.

A második módszertani következtetésünk a vizsgálati időszakokkal kapcsolatos. Az időtáv kiterjesztéséből eredő bizonytalanság növekedése, a többi prognózishoz hasonlóan, a múltból előreszámításokra is érvényes. Úgy véljük, hogy fél évszázadnyi időszakon túl már csak igen nagy körültekintéssel szabad egy migrációs tömegjelenség demográfiai hatásait mennyiségi szempontból górcső alá venni, hiszen a kiinduló népesség a halandóság következtében egyre kisebb lesz és az újonnan meginduló folyamatok felülírhatják az általunk tanulmányozandó eredeti jelenség következményeit.

Adataink és eredményeink alapján fel szeretnénk hívni a figyelmet arra, hogy a nemzetközi vándorláspolitikai kialakítása során a demográfiai tényezőket nem szabad figyelmen kívül hagyni a vándornépesség sajátos összetétele és a tovaryűrűző népességi hatások miatt.

A migrációs politikán túlmenően a többi releváns szakpolitika formálói számára ajánlasként megfogalmazható, hogy a nagyvilágban szétszóródott magyar diaszpórát nem elveszett tömegként, hanem az anyanemzet számára kiaknázandó erőforrásként kellene értékelni és kezelni. Megítélésünk szerint a rendszerváltozás után hazatértek és a végleg kinn maradtak teljesítménye e szemléletváltoztatás szükségességét támasztja alá.

Irodalom

- BORBÁNDI GY. [1989]: *A magyar emigráció életrajza, 1945–1985*. Európa Kiadó. Budapest.
- BORBÁNDI GY. [1996]: *Emigráció és Magyarország. Nyugati magyarok a változások éveiben 1985–1995*. Európai Protestáns Magyar Szabadegyetem. Zürich.
- CSERESNYÉS F. [1998]: Ötvenhatosok menekülése Ausztriába és Ausztrián át. *Múltunk*. 43. évf. 1. sz. 42–70. old.
- CSERESNYÉS F. [2005]: 1956-os magyar menekültek befogadása az NSZK-ba. *Múltunk*. 50. évf. 2. sz. 115–136. old.
- DEÁK E. [2002]: Adatok az 1956-os menekülthullámról. In.: Kovács I. G. (sorozatszerk.), Fokasz N. – Örkény A. (szerk.): *Magyarország társadalomtörténete, 1945-1989*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- GATI, C. [2006]: *Vesztett illúziók. Moszkva, Washington, Budapest és az 1956-os forradalom*. Osiris Kiadó. Budapest.
- HIDAS I. P. [1997]: Magyar menekültek Jugoszláviában, útban Kanadába. *Múltunk*. 42. évf. 3. sz. 172–182. old.
- ILLÉS S. – HABLICSEK L. [1996]: *A külső vándorlások népességi hatásai Magyarországon 1955-1995 között*. KSH Népeségtudományi Kutató Intézet. Budapest.
- KANYÓ T. (szerk.) [2002]: *Emigráció és identitás. 56-os magyar menekültek Svájcban*. L' Harmattan–MTA Kisebbségkutató Intézet. Budapest.
- KENDE P. [2006]: *Eltékozolt forradalom?* Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- KLINGER A. [1958]: Magyarország népmozgalma a legutolsó években. *Demográfia*. 1. évf. 1. sz. 95–107. old.
- KOVÁCS B. – TAKÁCS K. [2003]: Szimuláció a társadalomtudományokban. *Szociológiai Szemle* 13. évf. 3. sz. 27–49. old.
- KSH-JELENTÉS [1957]: *Az illegálisan külföldre távozott személyek főbb adatai*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- LÉNÁRT A. [2006]: *Magyar diákok Ausztriában 1956-57. Jubileumi weboldalak*. 1956-os Intézet. Budapest. <http://server2001.rev.hu>.
- LENDVAI, P. [2006]: *Forradalomról tabuk nélkül – 1956*. Napvilág Kiadó. Budapest.
- LENGYEL L. [2006]: *Illeszkedés vagy kiválás*. Osiris Kiadó. Budapest.
- NOVÁKY E. [2006]: Jövőkutatás és felelősség. *Magyar Tudomány*. 167. évf. 9. sz. 1090–1098. old.
- PALLAI P. – SÁRKÖZI M. [2006]: *A szabadság hullámhosszán. Az 1956-os magyar forradalom története a BBC elmondásában*. Helikon Kiadó. Budapest.
- POLÓNYI I. – TÍMÁR J. [2002]: A népesség, a gazdasági aktivitás és a nemzetközi migráció távlatai Magyarországon, 1950–2050. *Közgazdasági Szemle*. 49. évf. 960–971. old.
- SOÓS K. [2002]: 1956-os magyar menekültek a statisztikai adatok tükrében. *Levéltári Szemle*. 50. évf. 3. sz. 56–60. old.
- SÓS P. J. [2005]: *Magyar exodus. Magyar menekültek Nyugaton 1956-1959*. Gondolat Kiadó. Budapest.
- SZABÓ A. F. [1997]: 1956: Korszakhatár a magyar népesedéstörténetben. *Demográfia*. 40. évf. 4. sz. 368–374. old.
- SZAKOLCZAI A. (szerk.) [2006]: *1956*. Osiris Kiadó. Budapest.

- SZÉPFALUSI I. [1992]: *Lássátok, halljátok egymást. Mai magyarok Ausztriában*. k.n. Budapest.
- SZÉPFALUSI I. [1998]: A legújabb felismerések az 1956/57-es magyar menekülthullámról. *Limes*. 11. évf. 1. sz. 113–121. old.
- TÓTH P. P. [2005]: Népeségfogyás – népességpótlás. *Kisebbségkutatás*. 14. évf. 2. sz. 206–221. old.
- VALUCH T. [2002]: *Magyarország társadalomtörténete (a XX. század második felében)*. Osiris Könyvkiadó. Budapest.

Summary

The study analysed some demographic consequences of the 1956 emigration from Hungary with the method of projection from the past to the present. The authors operating with the hypothesis of independence and continuity invented by *Louis Henry* showed that the 1956 revolution had a peculiar influence to the development of the Hungarian population. If those 176 thousands who had emigrated would have stayed at home and their level of fertility and mortality equal with those who had stayed in the country their number with their children and grandchildren in 1990 would have been 208 thousand and in 2005 181 thousand. Both computed values echoed to an enlarged reproduction of the relatively young sub-population compared to the original numbers. Though the decrease of the number of the emigrants and their descendents would have started because of the not satisfactory net reproduction of Hungarian fertility for the whole period investigated and of the not improving mortality till the mid-1990s. Based on the specific age structure of the migrating population and the multiplying effects the authors stressed the importance of demographic factors on creating the international migration policy in Hungary. Beyond the scope of the migration policy, the paper recommends a change of paradigm managing Hungarian diasporas in the world.

Hírek, események

Kitüntetés. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Botkáné Horváth Zsuzsannának*, a KSH Pécsi Igazgatóság nyugalmazott osztályvezetőjének, a területi tájékoztatási munka területén végzett több, mint három évtizedes eredményes tevékenysége, valamint szakmai életútja elismeréséül; *Galbács Pálnének*, a Gazdálkodási főosztály tanácsadójának, négy évtizeden keresztül a bérgazdálkodás és munkaügyi feladatok területén végzett precíz, hozzáértő, példaértékű munkájáért; *Gábor Máriának*, a Hivatal nyugalmazott szakszervezeti titkárának több, mint négy évtizedes, a Hivatal iránti elkötelezettségéért, a szakstatisztika és a dolgozói érdekvédelem területén végzett eredményes és lelkiismeretes munkájáért; *Hauzer Györgynének*, a KSH Veszprémi Igazgatóság vezető-főtanácsosának közel négy évtizedes magas színvonalon végzett példaértékű munkájáért, a mezőgazdasági összeírások során tanúsított kiemelkedő szervezői tevékenységéért, a külső szervekkel kialakított, a Hivatal szakmai presztízsét növelő együttműködéséért, szakmai életútja elismeréseként; *Kerekes Ottónének*, a Tájékoztatási főosztály nyugalmazott osztályvezetőjének a Hivatalban végzett közel öt évtizedes eredményes tevékenysége, vezetői munkája és szakmai életútja elismeréseként; *Mészáros Árpádnak*, az Igazgatási és nemzetközi főosztály főosztályvezetőjének közel négy évtizedes nagy szakértelemmel és hozzáértéssel, a Hivatal iránti elkötelezettséggel végzett munkájáért; *Nagyné Kalmár Évának*, az Informatikai főosztály vezető-főtanácsosának a gazdaságstatisztikai adatgyűjtések feldolgozása, valamint az adattárház, tájékoztatási adat-

bázis területén végzett négy évtizedes, nagy felelősségérzettel és hivatástudattal végzett munkájáért

KSH szolgálataért aranygyűrűt

adományozott.

Elnöki dicséret. *Dr. Pukli Péter*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke *Beregi Ivánt*, az Iparstatisztikai főosztály főmunkatársát a KSH-iskolában kifejtett kimagasló színvonalú és óraszámú oktatói tevékenységéért; *Matula Zsoltot*, az Informatikai főosztály vezetőtanácsosát a SZERKO-projekt előkészítésében és kivitelezésében nyújtott kiemelkedő teljesítményéért; *Papp Évát*, a Nemzeti számlák főosztály osztályvezetőjét az éves és negyedéves ágazati GDP volumenmérésében bevezetett láncindexmódszer kidolgozásáért, bevezetésének megszervezéséért, továbbá a folyóáras negyedéves ágazati hozzáadottérték-beclési módszer kidolgozásáért; *Szőkéné Boros Zsuzsannát*, a Szektorszámlák főosztály osztályvezetőjét az éves és negyedéves GDP volumenmérésében bevezetett láncindexmódszer kidolgozásáért, bevezetésének megszervezéséért, továbbá a nemzeti számlák módszertani fejlesztésének megvalósításában hosszú ideje mutatott kiemelkedő tevékenységéért

elnöki dicséretben

részesítette.

Jutalom. Közzolgálati jogviszonyban töltött ideje alapján 2006. december hónapban jubileumi jutalomban részesültek:

25 éves szolgálatért: *Farkas Gabriella*, Informatikai főosztály; *Németh Istvánné*, KSH Veszprémi Igazgatóság.

30 éves szolgálatért: *Csizmazia Sándor*, Külkereskedelem-statisztikai főosztály; *Nowosielski Róbertné*, Mezőgazdasági- és környezetstatisztikai főosztály.

35 éves szolgálatért: *Hanti Györgyné*, KSH Veszprémi Igazgatóság; *Szarvas Istvánné*, KSH Veszprémi Igazgatóság; *Virányi Éva*, Árstatisztikai főosztály.

40 éves szolgálatért: *Dara Lajosné*, Adatgyűjtő főosztály.

Az Eurostat Közlekedésszatisztikai Koordinációs Bizottsága 2006. december 11. és 12. között tartotta ülését Luxembourgban. A tanácskozáson az összes tagország és a négy jelölt ország, valamint Norvégia és Svájc képviselői mellett az Európai Környezetvédelmi Ügynökség, az Európai Vasutak Közössége, az Európai Vasúti Ügynökség, a Nemzetközi Közúti Szállítási Egyesülés, a Közlekedési Miniszterek Európai Konferenciája és az ENSZ EGB munkatársai is részt vettek. A tanácskozás célja a szállítás- és közlekedésszatisztikai közösségi acquis helyzetének értékelése a tagországokban, a jelölt és más országokban, mind az Eurostat, mind az érintett országok szemszögéből, valamint a legfontosabb adatfelhasználók által elvárt fejlesztések lehetőségeinek és jövőjének áttekintése volt. A tagországok képviselőinek beszámolóit a következők voltak. Írország képviselője ismertette a hivatalos statisztika jelenlegi prioritási és racionalizálási gyakorlatát hazájában. Hollandia képviselője bemutatta a közösségi tengeri szállítási statisztikák előállításához használt adatforrások összehasonlításának tapasztalatait. Németország képviselője beszámolt az ötéves vasúti szállítási cenzus tapasztalatairól. A jogi előírások/szabályozások egyszerűsítésével és modernizációjával kapcsolatban az

Eurostat képviselői jelentést készítettek a jelenlegi vasúti és légi szállítás költség-haszon elemzésének tapasztalatairól. A tanácskozás résztvevői elfogadták a közúti szállítással foglalkozó szakértői értekezlet ajánlásait. Az Eurostat képviselői ismertették a szállítási módok szerinti forgalommegoszlás indikátorainál elért projekteredményeket. Az utas mobilitással kapcsolatban a különböző főigazgatóságok jelen levő képviselői bemutatták a felhasználói igényeket. Az ülésen *Gether István*, a KSH osztályvezetője vett részt.

Nemzetközi tanácskozások a vállalkozásmutatókról. A vállalkozást élénkítő politika kiemelt szerepével összhangban megjelent az igény arra, hogy a statisztika a kis- és középvállalatok számán és jellemzőin túl – felmérésekkel kiegészítve – arról is képet adjon, miképpen érvényesül e körben a vállalkozói gondolkodás, a kockázatvállalás, az innovációkkal alátámasztott növekedési törekvés. Azt is vizsgálják, ezt milyen eszközökkel és eredményekkel segítheti és segíti a KKV- és vállalkozáspolitikát. 2006. december 5. és 7. között Rómában az Olasz Statisztikai Intézet adott otthont az OECD Statisztikai Bizottsága által rendezett „Vállalkozásmutatók” projekt programjáról tartott tanácskozásnak. Ugyanitt rendezték meg az Eurostat, az olasz Nemzeti Statisztikai Intézet (Istituto Nazionale di Statistica – ISTAT) és az OECD szervezésében ugyanebben a témában tartott szemináriumot is.

Az OECD által szervezett tanácskozáson a résztvevők egyrészt beszámolókat hallgattak és vitattak meg a vállalkozásmutatók képzésének, nemzetközi összehasonlításának és elemzésének eddigi tapasztalatairól, másrészt részleteiben megtárgyalták az e projekt keretében megoldandó feladatokat és munkatervet. A beszámolókhöz kapcsolódva a 2007-es és 2008-as évekre a következő négy fő feladatot jelöl-

ték meg: 1. a vállalkozásmutatókról eredmény-tábla (score-board) vagy adatgyűjtemény (compendium) készítése; 2. a vállalkozás méréséről kézikönyv készítése; 3. javaslat készítése nemzetközi felmérésre a vállalkozásról; 4. további OECD-vállalkozásmutató program megalkotása. A másik tanácskozás, az ISTAT-Eurostat-OECD-szemináriumon a résztvevők *Luigi Biggeri* úr, az ISTAT elnökének előadása után először beszámolókat hallgattak meg az Eurostat kapcsolódó munkájáról és az OECD-projektről. A szeminárium következő szakaszában Dánia, az Egyesült Államok, Kanada és Olaszország képviselői számoltak be kapcsolódó felméréseikről. Ausztrália küldötte részéről ennek tervezéséről hangozott el beszámoló. A szemináriumot kerekasztalvita zárta a témáról és a tanulságokról. A megbeszéléseken *dr. Román Zoltán* a KSH tanácsadójaként vett részt.

Eurostat-munkacsoportülés. 2006. december 18. és 19. között tartotta tanácskozását az Eurostat demográfiaival, népesedéssel és lakásösszeírással foglalkozó munkacsoportja Luxembourgban. A munkaülés négy fő témája 1. a demográfiai statisztika, 2. a 2010 körüli népszámlálások, 3. a migráció és 4. az új adatátviteli technikák és eszközök bemutatása volt. A tanácskozáson 12 témakörben több mint 15 munkaanyagot ismertettek. Az Eurostat részére átadandó demográfiai adatközlések tartalma, határideje és adatátviteli technikája megváltozik. Ez szükségessé teszi az adatok tartalmának pontosítását, az adatközlés szerkezetének egységesítését, egyes adatközlések határidejének módosítását (előbbre hozatalát), és az új adatátviteli, illetve adatátadási technikák alkalmazását. A 2006. évre vonatkozó adatok átadása már az új rend szerint történik. Ennek során a demográfiai adatokra először alkalmazták a tagállamok az eDAMIS rendszert, amely egységes fájlstruktúrában és a beépített

ellenőrzési (összefüggés-vizsgálati) mechanizmusok által csak logikailag hibátlan adatok közzétételét (átadását) engedélyezi. Az Eurostat képviselői módszertani előadásukban egy új eljárást ismertettek a 80 évnél idősebb népesség számának és mortalitásának becslésére, illetve beszámoltak annak a munkacsoportnak a tevékenységéről, amely a társadalmi rétegek (csoportok) szerinti halandósági táblák szerkesztésének technikai, módszertani kérdéseit, valamint az elképzelés megvalósításának feltételeit tárgyalta. Ezen kívül részletesen ismertették a 2010 körüli népszámlálások előkészítésének eddigi munkáit, a különböző munkacsoportok tevékenységét, a népszámlálás alap- és javasolt témaköreit. Végezetül bemutatták az Eurostat szakértőinek közép-, illetve hosszú távú elképzelését az EU és a tagállamok közötti adatcseréről. Ennek eszköze az SDMX- (Statistical Data and Metadata eXchange) rendszer alkalmazása lenne. Ez számítógépek közötti kapcsolatot teremtené az Eurostat és a tagállam között minden internetes adatközlés esetén. A rendszer figyelné a tagállamok internetes adatközléseit, és automatikusan továbbítaná az adatokat és a szöveges megjegyzéseket az Eurostat felé. A rendszer tesztelése demográfia adatokon megkezdődött. A megbeszéléseken *Kamarás Ferenc* főtanácsadó képviselte a Központi Statisztikai Hivatalt.

Az MTA Statisztikai Bizottsága 2006. december 5-én tartotta az indikátorok elméleti és gyakorlati kérdéseivel foglalkozó ülését. A tanácskozáson elsőként *dr. Hajdu Ottó*, a Budapesti Műszaki Egyetem docense „Szegénység, depriváltság, kirekesztettség – látens változók az indikátoraik tükrében” címmel tartott előadást. Az előadás célja a változók közötti kapcsolatrendszer feltárása volt, melyhez a kiindulópontot a modell sémájának felvázolása adta. A következő előadó *dr. Kézdi Gábor*, a Közép-európai Egyetem adjunktusa „A foglalko-

zási programok hatásvizsgálatának néhány módszertani kérdése” című előadásában egy konkrét témakör kapcsán foglalkozott a hatásvizsgálatok elméleti háttérével. Az előadás témái a hatásvizsgálat fundamentalista problémája, a mérési módszerek (OLS-regresszió, matching, diszkontinuitás modell), valamint a nem kísérleti mérések közös problémái voltak. A korreferátumokban *Linderné Eperjes Erzsébet*, a KSH osztályvezetője a foglalkoztatáspolitikai célokhoz kapcsolódó indikátorkört mutatta be, míg *Herczeg András*, a KSH statisztikai tanácsadója a rövid távú mutatókkal kap-

csolatos uniós elvárásokról és gyakorlatról tájékoztatót.

Változás a Statisztikai Szemle Szerkesztőbizottságában. *Éltető Ödön*, a KSH ny. osztályvezetője szerkesztőbizottságbeli tagságáról 2007. január 24-én lemondott. *Dr. Pukli Péter*, a szerkesztőbizottság elnökének felkérésére *dr. Fazekas Károly* kandidátus, az MTA Közgazdaságtudományi Intézetének igazgatója és *dr. Roóz József* PhD, a Budapesti Gazdasági Főiskola rektora elvállalta a szerkesztőbizottságbeli tagságot.

Folyóiratszemle

Goerten, J., Clement, E.:

Az európai árampiac liberalizálásának mutatói, 2004–2005

(Indikatoren für die Liberalisierung des europäischen Strommarktes 2004–2005.) – *Statistik kurz gefasst (Europäische Gemeinschaften). Umwelt und Energie*. 2006. 6. sz. 1–8. old.

Az Európai Tanács irányelve (2003/54/EK) szerint az EU-tagországok gazdasági szervezeteinek nemzeti árampiacát 2004. július 1-jéig kellett megnyitni. A háztartások nemzeti árampiaca megnyitására a határidő 2007. júliusi 1., azzal a céllal, hogy a villamos energia elfogadható áron legyen beszerezhető ebben a fogyasztói körben is. A szerzők a 2004. és 2005. évi adatok alapján azt vizsgálják, hogy miként alakul a szolgáltatók versenye, milyen a „nyitottság” az Eurostat felmérésében résztvevő európai országok árampiacán.

Az áramszolgáltatás piaca – a 2005 szeptemberére vonatkozó nemzeti adatszolgáltatások szerint – összesen 10 európai országban teljesen nyitott. Ide tartozik a belga, a dán, a német, a spanyol, az ír, a holland, az osztrák, a portugál, a finn, a svéd és brit gazdaság. Az EU többi országában csak a nagyfogyasztók körében valósult meg ilyen piaci liberalizálás.

A magyar nagyfogyasztók (az áramfelhasználás 2005. évi mennyiségében 67 százalékkal) piaci kötöttségek nélkül vásárolhatnak villamos energiát. Az ipari és más intézményi nagyfogyasztók árampiaca liberalizált a cseh (74%), a görög (62%), a francia (70%), az

olasz (79%), a lett (76%), a litván (74%), a luxemburgi (84%), a lengyel (80%) és a szlovák (79%) gazdaságban.

A szerzők – az Eurostat által felmért adatokat elemezve – táblázatban mutatják be az áramtermelésben 2003-ban és 2004-ben működő vállalatok, ezen belül a legalább 5 százalékkal részesedők számát. Összesen kilenc országban egyetlen ilyen nagy áramtermelő működik, és az energiaágazat a teljes piacnyitást végrehajtók esetén is nagyon koncentrált. Írországban például három, Spanyolországban öt vállalat részesedése eléri a nettó áramkibocsátás 95 százalékát.

A 2004. évi áramtermelésben legalább 5 százalékos részesedésű vállalatok száma az Egyesült Királyságban hét, a német, az osztrák, a lengyel és a finn gazdaságban öt. A magyarországi koncentráció (négy nagyobb áramtermelővel) a török gazdaságéval egyező, Horvátországban kettő, Bulgáriában öt, Romániában öt nagyobb áramtermelő vállalat működik. Az EU 25 tagországában a nagyobb áramtermelők száma 2003-ban összesen 74, 2004-ben 68 volt.

A szerzők országok szerint jellemzik az árampiac koncentráltságát, a villamosenergia-termelő-kapacitások megoszlási arányai alapján, meghatározva az árampiacon legalább 5 százalékos részesedésű vállalatok együttes arányát. Ilyen nagyobb vállalatok működtették például az összes olasz áramtermelő-kapacitásnak mintegy 72 százalékát (a 2004-ben termelt áram mennyiségének 67 százalékát kibocsátva). A legnagyobb 5 osztrák áramtermelő működtette az erőműkapacitások 68 szá-

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

százalékát (a 2004. évi kibocsátásban 62 százalékos részesedéssel), és a megfigyelt 39 vállalat együtt az árampiacon legalább 95 százalék részesedésű.

Az EU 25 tagországában együttesen 704 ezer MW erőműkapacitás áll rendelkezésre, ebből Németország (124 ezer MW) és Franciaország (117 ezer MW) részesedése a legnagyobb. Franciaországban az atomerőművek aránya a villamos erőművek teljesítményében 54 százalék. A német áramtermelés nagyobb részét hagyományos hőerőművek adják. A holland és a lengyel erőműi kapacitásban több mint 90 százalék a hőerőművek aránya. A vízi erőművek kapacitásának aránya Norvégiában (99%), Lettorszában (71%) és Ausztriában (63%) a legnagyobb. A legtöbb országban nagyon kevés szélerőmű működik, kivétel a dán (23%), a német (13%) és a spanyol (12%) kapacitások 2004. évi aránya. Az EU-országokban az erőműi kapacitás 2004-ben összesen 17 ezer MW-tal növekedett.

Magyarországon 2004-ben a 8 466 MW-os összes erőműi kapacitás legnagyobb része hagyományos hőerőmű (6 526 MW), az atomerőmű teljesítménye 1 866 MW, a vízi erőműveké 51 MW, a szélerőműveké mintegy 3 MW volt. A 2004. évi nettó kapacitásnövekedés 135 MW, amit 161 MW új kapacitás, illetve 26 MW teljesítményű erőműi egység leállításának egyenlege.

A szerzők a nemzetközi árampiac alakulását elemezve felhívják a figyelmet az országokat összekötő távvezeték-hálózat szerepére a liberalizálás folyamatában. Az áram importjának és exportjának 2004. évi negatív egyenlege az olasz (46 ezer GWh), a holland (16 ezer GWh), a belga (7 800 GWh) és brit (7 700 GWh) gazdaságban a legnagyobb. A nettó áramexport a francia gazdaságban a legnagyobb (+62 ezer GWh), és a 2004. évi cseh exporttöbblet (+16 ezer GWh) is jelentős. Svédországban a 2003. évi nettó áramimportot

(–13 165 GWh) 2004-ben nettó áramexport (+2 104 GWh) követte.

A szerzők az áram nemzetközi kereskedelmi egyenlegének előbbi mennyiségi adatait az EU országai éves végső áramfelhasználásának százalékában is elemzik.

A brit behozatali többlet például a 2004. évi áramfelhasználásnak mintegy 2 százaléka. A lett negatív egyenleg eléri az éves végső áramfelhasználás 39 százalékát, a 2004. évi luxemburgi arány pedig –55 százalék. Az áramkivitel többletének aránya a 2004. évi végső áramfelhasználásban jelentős Litvániában (+95%), a cseh (+30%) és az észt (+30%) gazdaságban.

A liberalizálást az áram kiskereskedelmi értékesítésének koncentráltága is jellemzi. Erre hatással van az árampiacra belépés feltételrendszere. Bár Németországban összesen 940 áramszolgáltató végez kiskereskedelmi tevékenységet, ezekből csak 4 érte el az összes belföldi értékesítés mennyiségének 5 százalékát. A francia árampiacon a 166 kiskereskedőből csak egy tartozik a legalább 5 százalékos részesedésűek kategóriájába. Az EU-országokban 2003-ban 3 040, 2004-ben 2 834 áramszolgáltató kiskereskedelmi vállalat működött (a finn adatok nélkül).

Az olasz árampiacon egy, a spanyol gazdaságban három, a lengyelben öt, a csehben nyolc áramszolgáltató haladta meg az 5 százalékos értékesítési arányt. Magyarország árampiacán 2004-ben 12 kiskereskedő működött, ebből 7 piaci részesedése nagyobb 5 százaléknál.

A szerzők az árampiaci verseny hatásosságát azzal jellemzik, hogy a végső fogyasztók milyen arányban változtatták meg szolgáltatójukat. Ezt az „átpártolási” arányt meghatározza, hogy a fogyasztó mennyiben képes megkülönböztetni az áramszolgáltatók versengő ajánlatait. Ebben szerepe van az azonos minőségre vonatkoztatott árak és a szolgáltatás terjedelmének. A választásban fontos szempont az

ellátás biztonsága, a megszerezhető piaci információk érthetősége, a „tisza energia” elérhetősége (például a helyi szélenergiaforrásokból, más megújuló energiaforrásokból). Az észt, a magyar, a lengyel és a portugál gazdaságban egyes kiskereskedők hosszú távú áramszállítási szerződéssel igyekeznek megtartani a fogyasztókat.

A szerzők az áramfelhasználás éves mennyisége alapján három kategóriát határoltak el, a „nagy” és a „közepes” gazdasági szervezeteket, valamint a „háztartás és kisfogyasztó” csoportot. Ebben a három csoportban mérték fel, hogy a végső felhasználók milyen arányban változtattak szolgáltatót a piacnyitástól 2004 végéig, országok szerint.

Magyarország legnagyobb áramfelhasználóinak 20–50 százaléka, a közepesek és a háztartások kevesebb, mint 5 százaléka változtatta meg az áramszolgáltatóját. A finn és a brit árampiac nyitottságát ugyanakkor az jellemzi, hogy a legnagyobb és a közepes áramfelhasználók több mint a fele változtatott, és ez a arány 25–50 százalék közötti a más áramszolgáltatót választó kisfogyasztók, háztartások kategóriájában.

Nádudvari Zoltán,

a Központi Statisztikai Hivatal főtanácsosa

E-mail: zoltan.nadudvari@ksh.hu

Stewart, K.:

A jólét dimenziói az EU régiókban

(Dimensions of well-being in EU-regions: do GDP and unemployment tell us all we need to know?) – *Social Indicators Research*. 73. évf. 1.sz. 221–246. old.

Az Európai Unióban a támogatások elosztása a GDP és a munkanélküliség színvonalára alapján történik. A Strukturális alapok

kétharmada például azokba a régiókba került 1994–1999-ben és 2000–2006-ban, amelyekben a GDP egy főre jutó értéke nem érte el az EU-átlag 75 százalékát. A tanulmány azokhoz a tudományos eredményekhez kíván hozzájárulni, melyek tisztázzák a gazdasági és más életszínvonal-mutatók közötti összefüggéseket, felveti a regionális aggregáció kérdését, és foglalkozik a mutatók kiszámítására rendelkezésre álló adatbázisokkal is.

Az európai gazdasági integráció magasabb fokának elérése felhívja a figyelmet a kevésbé fejlett régiók versenyképességének kérdésére, a gazdasági hatékonyság követelménye pedig rámutat arra, hogy a regionális különbségek növelik a munkanélküliséget és az inflációs nyomást. Ezen gazdasági okok mellett társadalmi és politikai okok miatt is szükség van a régiók közötti eltérések számszerűsítésére, hiszen az Unió szegényebb, falusi területeken élő állampolgárainak is lehetőséget kell biztosítani lehetőségeik kihasználására. Ehhez elengedhetetlen az egészségügyi és más társadalmi mutatók regionális különbségeinek mérése. Egyes országokra (például Nagy-Britanniára) nézve már végeztek ilyen vizsgálatokat, a jelenlegi számítások az EU egészét célozzák meg. Ez az oka annak, hogy a vizsgálatba bevont régiók számát a NUTS1-nek megfelelően kell megállapítani, aminek következménye, hogy mintegy ötmillió ember alkot egy régiót és hat ország csak egy-egy régióval képviselteti magát. Ez a körülmény megakadályozza a régió belüli különbségek figyelembevételét, pedig ezek alakulása, több kutatás szerint ellentétes lehet a régió egészével. Olaszország, Franciaország és Spanyolország esetében nincs nagy különbség attól függően, hogy a NUTS1, vagy a NUTS2 szintet használják a regionális különbségek számítása során. Németország és Belgium esetében viszont jelentős eltérések mutatkoznak a kétféle aggregációs szint használata esetén. A

kutatásban alkalmazott adatbázisban a jólét öt mutatóját különítették el: anyagi jólét, termelési aktivitás (foglalkoztatottság), iskolai végzettség, egészségi állapot és társadalmi részvétel, melyek közül az első négyet már a Laekeni Csúcsértekezlet is elfogadott.

Az anyagi jólétet reprezentáló mutatót, a háztartások átlagos jövedelmét a Luxembourg Income Study (LIS) adatbázisából kalkulálták. Portugálián és Görögországon kívül minden EU-országra kaptak legalább egy, LIS által kiválasztott évre regionális mutatókat, melyeket az adók és támogatások hatásának érvényesülése miatt jobbnak tartottak mint a regionális GDP-t. A szegénységi szintet két mutatóval határozták meg: a jövedelmek országos és regionális mediánjának 60 százalékával. A jövedelem-elosztás régióin belüli egyenlőtlenségeit a regionális decilisekkel érzékeltették. A lakásminőségről szóló adatokat szintén kulcsfontosságúnak tartották az anyagi jólét szempontjából, és a 60ezer EU-háztartást magában foglaló kérdőíves panelvizsgálat, az European Community Household Panel (ECHP) 1994–1997-es eredményeiből állították össze. Megnézték azoknak a háztartásoknak az arányát, amelyek egy a lakás minőségét értékelő hatos listából hármat, vagy annál többet megjelöltek. A termelési aktivitást a foglalkoztatottsággal, pontosabban a tartós munkanélküliségi rátával jellemezték, melyben a fogalom tartalmát illetően az ILO meghatározását fogadták el. Tették ezt annak ellenére, hogy a brit adatok ily módon nem tükrözik a munkanélküliség valódi nagyságát. A nagy-britanniai statisztikákban ugyanis megkérdőjelezzik a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet definícióját, és a munkanélküliekhez számítják a munkaképteleneket is. Ez azért is fontos, mert az eltérések természetesen régióként változnak. A probléma kiküszöbölésére bevezették a „munkán kívüliek” kategóriáját, melyet úgy kaptak, hogy az összes

munkaképes korú népességből levonták a fizetett foglalkoztatottak számát a European Community Labour Force Survey adatait alapul véve. Ezzel a mutatóval az a probléma, hogy tartalmazza a nem fizetett dolgozókat is, melyek száma a nők között jelentős. Így ez a mutató csak férfiakra számítva szerepel a modellben. Az oktatás színvonalát először a tudást, a megszerzett képességeket tükröző mutatóval szerették volna mérni, kiderült azonban, hogy a régiók szintjén csak az iskolában töltött évek száma alkalmazható. Ezért a munkaképes korú népességből a középfokú végzettséggel rendelkezők arányát tekintették a jólétet leginkább befolyásoló mutatónak. Mivel ez az indikátor nem fejezi ki a fiatalok arányát, ezért újabb indikátorként bevonták a vizsgálatba a teljes idejű oktatásban résztvevő 17 éveseket is. Az egészségi állapot mérésére a halálozási arányokat és a gyermekhalálozás arányát alkalmazták objektív mutatóként, a lakosság véleményének érzékeltetésére pedig azoknak a 65 év alattiaknak az arányát határozták meg régióként, akik az 1996-os ECHP megkérdezés során a „Milyen az Ön általános egészségi állapota?” kérdésre a rossz, vagy nagyon rossz választ adták. A társadalmi részvételt két mutatóval mérték: az elsőt az előzőekben említett vizsgálat során feltett következő két kérdésre adott válaszokból kalkulálták: „Milyen gyakran beszél Ön valamelyik szomszédjával?” és „Milyen gyakran beszél Ön barátjával, vagy nem Önnél lakó rokonával?” A második mutató a szélesebb társadalmi környezetben tanúsított aktivitást érzékelteti a következő kérdésre adott válaszokkal: „Tagja-e valamilyen klubnak, vagy társadalmi szervezetnek?” A kétféle indikátor a humántőke két tulajdonságát kívánja kifejezni: az emberekhez való kötődést és a társadalom tagjai közötti híd szerepét. Az adatok nemek szerinti vizsgálata egyes mutatók esetében lehetetlen (például a háztartások jövedelme és a szegénység mértéke), más esetekben viszont

lehetséges, de a szükséges adatok nem állnak rendelkezésre. Az egészségi állapotot reprezentáló két indikátort viszont célszerű nőkre és férfiakra külön vizsgálni. A nemek szerinti megkülönböztetés különösen fontos, ha például a foglalkoztatottság és az egészségi állapot közötti kapcsolatot elemezzük, hiszen a férfiak egészségi helyzetét természetesen a férfiak munkanélküliségével érdemes összevetni. A mortalitásról szóló adatokat megpróbálták korcsoportonként, illetve dolgozó és nyugdíjas csoportra elkülöníteni, de az Eurostat adatszolgáltatása miatt ez a pontosság rovására ment volna.

A mutatók közötti korrelációk elemzése alapján szembetűnő, hogy a GDP a legtöbb mutatóval 10 százalékos szinten szignifikáns kapcsolatban van, a korreláció a GDP és az adott indikátor elvárható irányú változása esetén áll fenn. A korreláció erőssége viszont már sok esetben korlátozott. A nagyobb GDP-vel rendelkező régiókban egyértelműen érvényesül a háztartások átlagosan magasabb jövedelmének, az alacsonyabb szegénységnek és munkanélküliségnek a tendenciája és a korreláció erőssége közel jár, vagy meghaladja az 50 százalékot. Nem sokkal kisebb értékű a hosszú távú munkanélküliség és a 65 év alatti férfiak rossz egészségi állapota közötti összefüggés sem, a nem aktív korúak aránya, a két oktatási indikátor, a 65 év alatti nők rossz egészségi állapota és a lakásminőség, illetve a GDP közötti együtttható viszont már csak 0,2 és 0,4 között mozog. Vizsgálataink szerint nincs szignifikáns kapcsolat a nemzeti jövedelem és a mortalitás, illetve a barátokkal és szomszédokkal meglévő kapcsolatok között sem. Az országokon belüli régiókra végzett számítások különböző eredményeket mutatnak országok szerint. Olaszországban, ahol az északi és déli országrészek közötti különbségek jól ismertek és jól dokumentáltak, az egy főre jutó GDP meghatározó szerepe jellemző. Csak négy

mutató nem korrelál vele szignifikánsan: a nők egészségi állapotának szubjektív mutatója, a férfi mortalitás, a szegénységi mutató és a barátokkal, szomszédokkal kialakított kapcsolat. Franciaországban és az Egyesült Királyságban viszont csak 2, illetve 3 mutató áll szignifikáns kapcsolatban az egy főre jutó nemzeti jövedelemmel. Mindkét országra jellemző, hogy a magasabb GDP-vel rendelkező régiókban magasabb az egyenlőtlenség mértéke. Nagy London és Párizs régióiban a magas GDP mellett jelentős a munkanélküliség és a jövedelemegyenlőtlenség. Ez a jelenség egyébként rámutat a GDP, mint jóléti mutató problémájára: az átlagot mutatja, a mögötte húzódó megoszlást nem. Németország és Spanyolország közepes helyzetet foglal el. A két szélsőséget képviselő ország mellett Németországban jellemző az oktatási mutató magas negatív korrelációja, ami a kelet-németországi magas oktatásberuházási igényekre utal.

A GDP említett problémái miatt érdemes elemezni a munkanélküliség és a többi mutató korrelációját is. A számítások szerint az EU egészére nézve a munkanélküliség gyengébb „vezérmutató”, mint a GDP, hiszen erős kapcsolatot csak az átlagos jövedelemmel, a szegénységgel, a hosszú távú munkanélküliséggel és a nem aktív népesség arányával mutat, ezenkívül négy indikátor esetében gyenge, de még szignifikáns a korrelációs együtttható. Meglepő, hogy negatív kapcsolat áll fenn, a női munkanélküliség és a női standard halálozási arányszám között, mivel a férfiakra érvényes hasonló mutatók nem korrelálnak egymással. Összességében elmondható, hogy míg a GDP-vel a 17 mutatóból 14, addig a munkanélküliséggel csak 9 indikátor mutat szignifikáns kapcsolatot. Az országokon belüli régiókat vizsgálva Olaszországban ugyanaz a helyzet, mint a GDP esetében, Franciaországban

viszont a munkanélküliség valamivel jobb vezérmutatónak bizonyul, mint a nemzeti jövedelem. Németországban a kapcsolatok általában gyengébbek, míg az Egyesült Királyság és Spanyolország esetében a GDP-hez hasonló eredményeket kapunk. Említésre méltó, mert meglehetősen eltér az egészségi állapot mutatóinak kapcsolata a két vezérendikátorral az egyes országokra nézve. Az Egyesült Királyságban mindkét egészségügyi mutató a GDP-vel és a munkanélküliséggel is erős és szignifikáns kapcsolatban van a férfiak és a nők esetében. Spanyolországban a szubjektív mérőszámok mindkét vezető indikátorral erős kapcsolatban vannak, de a női munkanélküliség és az egészségügyi mutatók közötti kapcsolat nem szignifikáns. Franciaországban ugyanakkor kizárólag a női munkanélküliség és az egészségi állapot egyéni megítélése közötti korreláció rendelkezik a megfelelő szignifikációs szinttel. Olaszországra nézve egészen váratlan eredmények születtek. A nők halálózási rátája mindkét vezető indikátorral erős kapcsolatban áll, míg a férfiak megfelelő mutatójára ez nem állapítható meg. A szubjektív mérőszámok esetében viszont éppen fordított a helyzet. Úgy tűnik, hogy a magas regionális munkanélküliség a férfiak esetében az egészségi állapotukról vallott elképzeléseiket befolyásolja, objektív egészségi helyzetüket nem. A nők viszont nem érzik magukat rosszabb állapotban, viszont mortalitásuk magasabb. Egy harmadik számítás tárgya a nem dolgozó, aktív korú népesség és a többi mutató közötti kapcsolat volt. Az eredmények szerint ez kevésbé töltheti be a vezető indikátor szerepét, mint a munkanélküliség, bár az együttthatók értéke számottevően különbözik az egyes országok régióiban.

A jóléti mutatók közötti összefüggések mélyebb elemzésére adnak lehetőséget a

regressziós egyenletek. 12 függő változóra számították ki, hogy milyen szerepet játszik alakulásukban a GDP és a munkanélküliségi ráta az egyes régiókban. A számítási eredmények azt mutatják, hogy a kiegyenlített országos medián 60 százaléka alatti jövedelemmel rendelkező családokban élők aránya – melyet a szegénységi mutatónak tekintettek –, a korrelációs számításoktól eltérően jobban függ a munkanélküliségi rátától, mint az egy főre jutó GDP-től. Az utóbbi 1 százalékos eltérése 1,4 százalékos változást okoz a szegénységi rátában, míg a munkanélküliségi arány hasonló mértékű növekedése 4,8 százalékkal növeli a szegénységi ráta értékét. Meglehetősen más a kép, ha regionális szinten végezzük el a számításokat. Az EU összes régióját tekintve pozitív a kapcsolat a GDP és a szegénységi ráta között, a munkanélküliségnek azonban a regressziós számítások szerint nincsen szerepe a szegénység alakulásában. A régiók átlagához mért régióon belüli ráta és az egyenlőség másik mutatója, a regionális decilis ugyanúgy viselkedik a regressziós egyenletekben: gyengén pozitív kapcsolat áll fenn a GDP-vel és a munkanélküliséggel is. Az oktatási mutatók az országok szintjén a regressziós egyenletekben a korrelációhoz hasonló módon viselkednek: a nagyobb GDP-vel és kisebb munkanélküliséggel rendelkező államokban nagyobb a középiskolát végzettek aránya. Az országokon belüli különbségeket vizsgálva, kiderül, hogy a GDP hatása már nem szignifikáns és a munkanélküliség befolyásoló szerepe is rendkívül csekély. A másik oktatási mutató a regionális GDP-vel mutat pozitív kapcsolatot: a gazdagabb régiókban több 17 éves vesz részt az oktatásban. Ami az egészségügyi mutatókat illeti, a regressziós egyenletek a korrelációhoz hasonló irányú összefüggéseket mutatnak, mértékük azonban jóval kisebb azoknál. A férfiakat illetően gyenge pozitív kapcsolat van a

munkanélküliség és a mortalitás között, illetve erősebb a szubjektív egészségmutató és a két független változó között. A nők esetében szignifikáns hatása csak a GDP-nek van, a munkanélküliséggel való negatív korreláció itt eltűnik, a számítások csak az országok közötti bizonyos különbségeket mutatják: ahol kisebb a női munkanélküliség, ott általában nagyobb a mortalitás a nők között. A regressziós számítások szerint a szubjektív egészségügyi mutató regionális alakulásában egyik függő változó sem játszik semmilyen szerepet. A korrelációs kapcsolattal éppen ellentétes eredményt mutat a gyermekhalandóság és a független változók közötti összefüggéseket leíró regressziós egyenlet. Az utóbbinál nem találtak kapcsolatot a GDP-vel, viszont szignifikáns és pozitív összefüggést találtak a munkanélküliségi rátával. A szakirodalomban elfoglalt jelentősége miatt a szegénységi rátát és az egyenlőtlenségi mutatókat, mint magyarázó változókat vizsgálták. Összességében elmondható, hogy egyik sem befolyásolja számottevően az egészségügyi állapot mutatóinak alakulását. A társadalmi részvétel mutatóit a GDP és a munkanélküliség alakulása nem befolyásolja jelentősen, bár ahol a két független változó értéke magasabb, ott a klubtagság és a szomszédokkal, barátokkal fenntartott társadalmi kontaktusok mértéke is némileg alacsonyabb értéket mutat.

A korrelációs és regressziós számítások azt mutatják, hogy a GDP és a munkanélküliség nem elégségesek az egyes országok és régiók jólétének meghatározásához, de mivel nagymértékben befolyásolják azt, így részletes adatok hiányában, helyettesítő mutatóként jól alkalmazhatók a strukturális alapok felhasználásával kapcsolatos döntésekben.

Dévai Péter,

a KSH Könyvtár és Levéltár csoportvezetője
E-mail: peter.devai@ksh.hu

Carrasco, C. – Mayordomo, M.:

**Kívül a foglalkoztatottságon
(idő, munkaidő)**

(Beyond employment: working time, living time.)
– *Time and Society*. 2005. 2–3. sz. 231–259. old.

Az emberi tevékenység térbeli-időbeli dimenziói a történelem folyamán módosulnak a társadalmi-technikai változások egyaránt hatnak az élet- és a munkafeltételekre. Az ipari társadalom létrejöttével az idő fogalma új értelmezést nyert. Az energiafelhasználás új dimenziói pedig a természeti tényezőktől függetlenítették a munkavégzést. (Például a villanyvilágítás terjedése megteremtette a tömeges éjszakai munkavégzés feltételét, kiterjesztette a munkavégzés produktív idejét.) A folyamat természetesen nem konfliktusmentes, hiszen a termelés, a tőkemaximalizálás érdeke gyakran ütközik az emberi individuum érdekeivel. A legújabb időkben az időfelhasználás új formái jelentek meg, illetve a férfi és női időfelhasználás közötti különbség is egyre inkább a figyelem középpontjába került. Az időfelhasználás és a munkaidő közötti összefüggés megértéséhez a férfiak és a nők szervezett munkavégzéssel töltött, illetve ezen kívüli időfelhasználásának vizsgálata szükséges.

A háztartási munkát a munkaügyi statisztika nem ismeri munkaként el, így rendszeresen nem is méri volumenét, eddig csak néhány eseti felvételre került sor. Az időmérlegfelvétel elvileg ugyan felméri az időeltöltés valamennyi fajtáját, felhasználásának viszont korlátot szab, hogy az nem munkaügyi statisztika, tehát a munkavégzés, beleértve abba a háztartási munkát is, jellemző aspektusairól nem nyújt elegendő információt. A megoldást egy olyan speciális felvétel kialakítása jelenthetné, mely a munkavégzés e tágabb koncepció szerinti megismerését tűzi ki célul.

Ilyen felvételre került sor kísérleti jelleggel 2000-ben Spanyolországban, Barcelona népszámlálási címanyagából vett mintán. A mintavétel kétlépcsős volt, az elsőben a körzet, a másodikban a háztartás kiválasztására került sor. A felvétel a következő blokkokból állt: háztartási kérdőív, személyi kérdőív, benne általános adatok, iskolai végzettség munkavégzés (fizetett munka és háztartási és gondozási munka) valamint időfelhasználási napló.

A kérdések egy része az összehasonlítás érdekében az LFS (Labor Force Survey) -ből került átvételre. Az aktív-inaktív megkülönböztetés a munkaerőpiac és az otthoni munkavégzés szempontjai szerint is megtörtént. Az időfelhasználást a következő kategóriák szerint bontották meg (a 24 órás naplóvezetés adatainak alapján): személyes teendők, fizetett munka és tanulás, háztartási munka, szabadidő, utazási idő.

A nem és kor szerinti elemzés nagyon eltérő időfelhasználási görbéket rajzolt ki. Míg a fizetett munka a fiatal korosztályok esetében még a nőknél több, az életkor előrehaladásával, a gyermekneveléssel összefüggésben ez gyökeresen változik. A 30 éven felüli nőkhöz hasonló mennyiségű háztartási munkát csak a 65 évesnél idősebb férfiak végeznek, míg a 30 év körüli férfiak 15–30 százaléka egyáltalán nem végez háztartási munkát (azaz a férfiak azok, akik a női gondoskodásra vannak ráutalva és nem fordítva). A nők a gyermekgondozás időszakában, míg a férfiak nyugdíjasként fordítanak a legtöbb időt a háztartási munkára. Az 50 év fölötti életkorban a nők esetében az unokák ellátása tartja magas szinten, illetve növeli a háztartási munkára fordított időt.

A következő elemzési szempont a háztartástípus volt. Az időfelhasználás és a gyermekek jelenléte között egyértelműen a nők esetében mutatható ki szoros kapcsolat. Érdekes megállapítás, hogy az egyedül élő nők kevesebb háztartási munkát végeznek, mint a társas kapcsolatban élők, míg a férfiak esetében a helyzet ennek éppen fordítottja. A nők háztartási munkavégzése minden háztartástípus esetében felülmúlja a férfiakét, de ott a legnagyobb a különbség, ahol a háztartásnak gondozásra szoruló tagja van.

A férfiak fizető munkával összességben több időt töltenek el, mint a nők, de ha ehhez hozzáadjuk a háztartási munkát is, a háztartás formációjától függetlenül a nők dolgoznak többet.

Az elemzés másik szakasza a tevékenységek napon belüli eloszlásával foglalkozott, az ezt szemléltető ábrák jól jelzik, hogy a különböző tevékenységek a nap mely szakára jellemzők elsődlegesen, illetve, hogy e téren – nem függetlenül a háztartástípustól sem – milyen különbségek vannak a férfiak és nők között. A vizsgálat néhány olyan további szempontra is kitért, mint az atipikus munkaidő hatása a háztartási munkavégzés időzítésére.

Összességében a cikk szerzői a felvételt igen jónak minősítették, mivel csak az ilyen – a hagyományos időmérleg-módszertanon túlmutató – vizsgálatból nyerhető teljesebb kép, a férfiak és a nők tágabb értelemben vett munkavégzéséről, az ebben mutatkozó különbségekről.

Lakatos Judit

PhD, a KSH főosztályvezetője
E-mail: judit.lakatos@ksh.hu

Kiadók ajánlata

BURGERNÉ GIMES A. – SZÉP K. [2006]: *Az egyéni (családi) mezőgazdasági üzemek gazdasági helyzete napjainkban*. Agroiinform Kiadó. Budapest.

A szerzők saját tapasztalataikat összegezve kívánták megismertetni olvasóikat az egyéni gazdaságok jelenlegi helyzetével. A mezőgazdaság eredményei és problémái szinte napi témái a közbeszédnek. A statisztikai számok országos és regionális nagy átlagokról tájékoztatnak. A szerzők úgy vélték, többet tudnak meg a valóságról, ha meglátogatják a gazdaságokat és megkérdezik magukat a gazdálkodókat arról, hogy mit gondolnak helyzetükről. 613 egyéni gazdálkodót kerestek fel és kérdeztek ki kérdőívek segítségével Nyugat-Magyarország és Dél-Alföld 3–3 megyéjében. Céljuk az volt, hogy megismerjék és összehasonlítsák a különböző nagyságú birtokokon gazdálkodó, különböző korú és iskolázottságú gazdák tevékenységét, továbbá, hogy összevessék a növekedési centrumoktól távol eső dél-alföldi területek mezőgazdaságát a növekedési centrumokhoz közelebb eső dunántúliakéval. A felmérésből úgy tűnik, hogy a nagyobb területtel rendelkezők, az 50 év alattiak és az általános iskolánál magasabb iskolai végzettségűek általában jobb eredményeket érnek el, mint a kis területen gazdálkodók, az idősebbek és a kevésbé képzettek. A növénytermelés és a gabonatermelés dominanciája, különösen a nagyobb gazdaságokban, külterjes gazdálkodásra utal. A nagyarányú gabonatermelés időről időre túltermeléshez vezet. A jelenlegi támogatási rendszer ezt erősíti. A támogatásoknak a termelés diverzifikálására kellene törekedniük, oly módon, hogy a diverzifikálási szándékot a megelőző piackutatás, marketing és tanácsadás támassza alá. Bár sok szó esik napjainkban a mezőgazdasághoz kap-

csolódó egyéb tevékenységek fejlesztéséről, ilyeneket elvétve is alig találtak a szerzők. A dél-alföldi és a nyugat-dunántúli régió összehasonlítása arra enged következtetni, hogy a Dél-Alföldön nagyobb jelentőségű a mezőgazdasági termelés, többen foglalkoznak mezőgazdasággal, több a főfoglalkozású és a dolgozó családtag a kisebb egyéb munkalehetőségnek megfelelően, többen áldoznak a mezőgazdasági termelésre, nagyobb arányú a főliás termelés, több állatot tartanak. Viszont a Nyugat-Dunántúlon erősebb a gazdálkodók kereskedő kedve, többen kötnek kereskedelmi szerződést, több hitelhez és támogatáshoz jutnak a gazdálkodók, és nyereségesebben gazdálkodnak. De az ipari és szolgáltatási centrumokhoz, továbbá az Ausztriához való közelség inkább visszaszorította ott a mezőgazdálkodást, semmint előmozdította volna annak fejlődését.

ORRIS, J. B. [2007]: *Basic statistics using Excel and MegaStat with student CD*. (Statisztikai alapok Excel és MegaStat használatával. CD-vel.) McGraw–Hill. New York.

Ez a könyv az üzleti életben használt statisztika Excel központú megközelítését adja. Minden statisztikai fogalmat alkalmazott példával illusztrál már a bevezetésnél. Modern számítástechnikai eszközöket és felhasználásokat is bemutat, valamint erőteljesen összpontosít olyan statisztikai fogalmak bemutatására, mint a MegaStattal kiegészített Excel használata, illetve a programnak a szerző által kifejlesztett és a McGraw és Hill/Irwin üzleti statisztikai tankönyvek által használt változata. A tankönyv lehetővé teszi a diákok számára, hogy teljes mértékben kihasználják az Excel nyújtotta lehetőségeket problémamegoldó képességeik fejlesztésére és alkalmazására.

WOOLDRIDGE, J. M. [2007]: *Econometric analysis of cross section and panel data*. (Keresztmetszeti és paneladatok ökonometriai elemzése.) MIT Press. Cambridge.

A tankönyv második kiadása egységesen mutatja be a kortárs közgazdasági kutatás két módszerét: a keresztmetszeti és a panelvizsgálatokat. Kellő mértékben összpontosít a behaviorista tartalmú feltevésekre, szigorú és következetes, miközben az intuitív gondolkodást hangsúlyozza. Vizsgálatai lefedik a lineáris és nemlineáris modelleket beleértve a dinamikus és/vagy egyéni heterogenitású modelleket is. Az általános becslési eljárások mellett (momentumok és a maximum likelihood módszerek) részletesen bemutat speciális lineáris és nemlineáris módszereket, beleértve az egy- és többváltozós probit és logit modelleket, a Tobit modelleket, adatszámítási modelleket, a cenzúrázott vagy hiányzó adatok sémáját, a véletlen (vagy adatfeldolgozási) hatásokat és időtartam-elemzést. Ez volt az első egyetemi tankönyv, amely mikroökonómiai adatstruktúrára összpontosít, a megengedett feltevéseken belül pedig elkülöníti a népességre és mintákra vonatkozókat. A második kiadást alaposan felfrissítették és átdolgozták. Bekerült a könyvbe a hiányzó adatok problémájával foglalkozó modellek széles köre, a klaszterek részletesebb leírása, a gyakorlati alkalmazásokkal dolgozó kutatók számára fontos témák, így az „általános eszközváltozók” (general instrumental variables – GIV) becslésének kiterjesztett tárgyalása, az inverz valószínűségi súlyozás (a szerző saját kutatásain alapuló) új ismertetése, komplex keretek kidolgozása a paneladatok feldolgozása során jelentkező hatások becslésére, illetve a nemlineáris paneladatok és a statisztikát, valamint az egyéb területeket felölelő népszerűsítő irodalom által emlegetett „általános becslő egyenletek” közötti kapcsolat ökonometrikus megközelítése. A speciális ökonometrikus módszerek alkalmazásán is nagyobb a hangsúly, a cél az, hogy az

olvasóban ne csak tudatosítsuk, hogy mely módszerek működőképesek, hanem az is, hogy bizonyos egyértelmű eljárások miért nem azok. Számos elméleti és számítógépes példa segíti az olvasót, hogy a könyvben leírt eljárásokat használja, és betekintés kapjon az új módszerekbe.

PAARSCH, H. J. – HONG, H. – HALEY, M. R. [2006]: *An introduction to the structural econometrics of auction data*. (Bevezetés az aukciós adatok strukturális ökonometriájába.) MIT Press. Cambridge.

A könyv mind diákok, mind kutatók számára alkalmas hatásos, összeszedett bevezetés az aukciók strukturális ökonometriájába. Az elméleti ökonometria legújabb fejleményei által kínált eszközök kombinálva a bejáratott számítási módszerekkel biztosítanak gyakorlati útmutatót a legtöbb nagy koncepcióhoz az aukciókból származó adatok gyakorlati elemzéséhez. Többek között a könyv a nagyszámú matematikai probléma és számítógépes példa felvetéséért is jelentős, melyek megoldását a munka végén közlik. A számítógépes gyakorlatok esetén a Matlab programban írt példakód olyan eszközt ajánl, mely segíti az olvasót sok, gyakorlati specifikáció hatásos megalkotásában. Az első két fejezetben a szerzők bemutatják az aukciókról szerzet primer adatok elemzésének számos, fontos kérdését, utána pedig kifejlesztnek egy egyszerű, elméleti modellt a független privátérték paradigmán belül. A harmadik fejezetben a számos adatgeneráló sémán belül a szerzők kiemelik az egy-egységes Vickrey- és angol aukciók elemzésének módszerét, míg a negyedik fejezetben bemutatják az egy-egységes holland, illetve az első árra titkos-licites aukciók elemzésének módszereit. Az ötödik fejezetben a szerzők ismertetik azokat az elméleti kérdéseket, melyek a több-tárgyas aukciók elemzéséhez fontosak a több-egységes aukciókra összpontosítva, majd bemutatnak néhány olyan új stratégiát, melyeket az ilyen aukciós adatok elemzé-

sére terveztek. A könyv végi függelékek olyan technikai eszközök áttekintését adják, melyek a könyvben említett témák fejlesztéséhez szükségesek. A munkát számítógépes mintakódot tartalmazó CD-ROM egészíti ki.

ALBERT, J. H. – KONING, R. H. (szerk) [2007]: *Statistics in sports*. (Statisztika a sportokban.) Routledge. London

A sport a statisztikai kutatás alkalmazásának gyümölcsöző területe volt sok éven át. A munka a terület vezető kutatóinak hozzájárulásával készült, lefedi a statisztikai és az ökonometriai módszertant sokféle sportban felhasználható alkalmazással. Statisztikai témák szerint szervezve a könyv olyan témákat mutat be, mint a helyezés és teljesítménymérés, a hazai pálya előnyeinek mérése és azok interpretálása, a sportba való beavatkozások mérése, verseny-egyensúly, a sportágak határai, fogadás és a sporteseményeken való részvétel. A könyv kiegyensúlyozottan mutatja be az amerikai mellett az európai sportágakat is.

STOCKWELL, D. [2006]: *Niche modeling: Predictions from statistical distributions*. (Szerepmodellezés: statisztikai eloszlások predikciója.) Chapman and Hall. London.

Elméleti, alkalmazási és példákön bemutatott levezetésekön keresztül a könyv ismerteti, hogyan vezessük és értékeljük az ökológiai szerepmodellezés (ecological niche modeling – ENM) projekteket bármely felhasználási területen. A könyv bemutat egy sor elméleti és gyakorlati példát az ökológiai szerepmodellek fejlesztésében és értékelésében egy mellékelt CD-n található szoftverek sorozatának felhasználásával. Ezek lefedik a földrajzi információs rendszereket, a többváltozós modellezést, a mesterséges intelligenciák módszerét, az adatkezelést és az információs infrastruktúrát.

A szerző ismerteti a prediktív modellezési módszereket a feltételezésekből levonható érvényes következtetésekre utalva. A munka éppúgy termékenyítő referencia lehet az ökológusok, mint kézikönyv a diákok számára.

Társfolyóiratok



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

2005. ÉVI 387. SZÁM

Gilli, F.: Nagyobb Párizs 1975 és 1999 között: területi és gazdasági átalakulás.

Greenan, N. – Walkowiak, E.: Információs technológia, munkaszervezés és társadalmi kapcsolatok.

Ekert-Jaffé, O. – Terraz, I.: Felcserélhető-e az állam és a családok szerepe a munkanélküliek pénzügyi támogatásában Európában? Az európai panelen alapuló összehasonlítás.

2005. ÉVI 388–389. SZÁM

Moulet, S.: A szakmai és technológiai baccalaureatus végzettség után: megtérülés a munkába állást követően a kétéves felsőbb fokú diplomásoknál (Bac+2).

Chardon, O.: A képzési szakosodás általában másodlagos szerepet játszik a foglalkoztatás elérésében.

Nauze-Fichet, E. – Tomasini, M.: A fiatalok karrierútja tanulás után és az alulfizettség.

Bonnal, L. – Favard, P. – Mendés-Clemont, S.: Vezetnek-e minőségileg jobb állásokhoz a szakmai kompetenciájú (CAP) és a szakképzési (BEP) diplomák?

Perez, C. – Thomas, G.: Állásbizonytalanság és folyamatos képzés: következmények a szakmai életútra vonatkozóan.

Givord, P.: Bizonytalan foglalkoztatás és a fiatalok beilleszkedése a munkaerőpiacon.

Lainé, F.: Átmenet a képzés szakosodásától a szakértelemig: az építőipar, a szálloda és vendéglátóipar, valamint az élelmiszeripar és a vállalkozók.

2005. ÉVI 390. SZÁM

Attais-Donfut, C. – Wolff, F. C. – Tessier, P.: Idős bevándorló generációk közötti transzferek.

Thomas, G.: Mezőgazdasági-élelmiszerkereskedelem 1992 és 2002 között.

Butault, J. P. – Delame, N.: A mezőgazdasági termelés koncentrációja és a mezőgazdasági egységek növekedése.

2006. ÉVI 391–392. SZÁM

Brousse, C.: Egy szegmentált hajléktalan-támogatási hálózat.

Brousse, C.: Hajléktalanná válás és megmaradás: a szociális kapcsolatok diszintegrációja vagy nehézségek a lakhatás elérésében?

Marpsat, M.: A szegénység rejtett formája: meleg étel elosztási szolgáltatásokat igénybevevő elhelyezett emberek.

Firdion, J. M.: A fiatalok események és a társadalmi örökség hatásai a hajléktalan-támogatási szolgáltatásokat igénybevevő emberekre.

Peretti-Watel, P.: Társadalmi érintkezés és a hajléktalanok egészsége.

Beck, F. – Legleye, S. – Spilka, S.: A hajléktalanok alkoholizálása: kérdések a sztereotípiákról.

Peretti, G.: Van az igénybevevőknek valami hozzátenni valója?

2006. ÉVI 393–394. SZÁM

Garner, H. – Média, D. – Senik, C.: A munka szerepe a személyi identitásban.

Cenner, E.: Identitás a nyugdíjas életben.

Ruffin, D. – Ville, L.: Az egészség mint az identitás meghatározója.

Tavan, C.: Migráció és karrier: egy longitudinális megközelítés.

Guérin-Pace, F.: Szerepet kapnak-e a hely(ség)ek a személyi identitás felépítésében?

Algava, E. – Béque, M.: Az intoleráns viselkedés érzékelése és gyakorlata.

Galland, O.: Fiatalság: megkülönböztetés megjelenés alapján.

Crenner, E.: Családi szerepek és identitás.

Amossé, T. – Chardon, O.: Szakképzetlen munkások: egy új társadalmi osztály?



AZ AMERIKAI STATISZTIKAI TÁRSASÁG
FOLYÓIRATA

2005. ÉVI 475. SZÁM

Sirakaya, S.: Visszaesés és szociális kölcsönhatások.

Grogger, J. – Ridway, G.: Tesztelés a faji profillal kapcsolatban a sötétség leple alatti közlekedési megállításokban.

Ho, D. E. – Imai, K.: Randomizációs következtetés természetes kísérletekkel.

Hong, G. – Raudenbush, S. W.: Az óvodai visszatartási politika értékelése: okozati kö-

vetkeztetés esettanulmánya többszintes megfigyelési adatokra.

Robinson, J. W. – Zeger, S. L. – Forrest, C. B.: Egy többváltozós kétrészes modell az egészségügyi kezelési költségek fedezői hatásainak profilkialakítására.

Schenker, N. et al.: Hiányzó jövedelem-adatok többszörös imputálása az országos egészségügyi interjúfelvételben.

Zhang, M. et al.: Bayesi következtetés egy kétrészes hierarchikus modellre.

Cauchemez, S.: Heterogenitás vizsgálata pneumococcus átvitelben.

Fan, J. et al.: Fák korrelelált túlélési adatokra darabolásjóság segítségével, alkalmazásokkal fogprognózisokra.

Gneiting, T. et al.: Kalibrált valószínűségi előrejelzés a szatellit szélenergia-központnál.

Koenker, R. – Xiao, Z.: Kvantilis autoregresszió.

Müller, H. G. – Stadtmüller, U. – Yao, F.: Funkcionális szórásfolyamatok.

Lohr, S. – Rao, J. N. K.: Többszörös keretfelvételek becslése.

Hedayat, A. S. – Stufken, J. – Yang, M.: Optimális és hatékony kereszteződési tervek véletlen akadályhatásoknál.

Chen, S. Y. – Harris, B.: Az alacsonyabb tőréskorlátokról pontos lefedési valószínűségekkkel normális véletlen hatású modelleknél.

Lee, C. I. C. – Peng, J. – Liu, L.: Statisztikai következtetés a legjobb kezelési átlag és egy kontrollátlag közötti különbség esetén.

Jensen, S. T. – Madsen, J.: Becslés ismeretlen és lehetséges egyenlőtlen skálázású megfigyelésekre alapozott lineáris modellekben.

Hennerfeind, A. – Brezger, A. – Fahrmeir, L.: Geoadditív túlélési modellek.

Quale, C. M. – Laan, M. J. – Robins, J. R.: Lokálisan hatékony becslés kétváltozós, jobbról ellenőrzött adatokkal.

Peng, L. – Fine, J. P.: Gyorsított élettartammodellek rangsorbecslése függő ellenőrzéssel.

Dümbgen, L. – Freitag-Wolf, S. – Jongbloed, G.: Egyalakú eloszlás becslése intervallumon ellenőrzött adatokból.

Fligner, M. A. – MacEachern, S. N.: Nemparaméteres kétmintás módszerek rangsorhalmazú mintaadatokra.

Journal of
OFFICIAL STATISTICS

A SVÉD KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 2. SZÁM

Faas, T. – Schoen, H.: Nem elég egy kérdőívet a webre tenni. A 2002-es német szövetségi választással kapcsolatban végrehajtott online és offline felvételek összehasonlítása.

Heerwegh, D. – Loosveldt, G.: Egy kísérleti vizsgálat a megszemélyesítés, felvételi hosszú mondatok, a felvétel előrehaladásának mutatói hatásáról, valamint a felvétel támogatójának logói webfelvételekben.

Blair, E. – Blair, J.: Két keretes webfelvétel ritka csoportokra.

Thomas, R. K. – Klein, J. D.: Pusztán véletlen? A válaszformátum hatásai az önbevallásos viselkedésre.

Conrad, F. G.: Tisztázó jellemzők használata vagy nem használata webfelvételekben.

Walston, J. T. – Lipsitz, R. W. – Rudner, L. M.: Webalapú kérdőív bemutatási variációk hatása a felvételi együttműködésre és a felvétel minőségének észlelésére.

Link, M. W. – Mokdad, A.: Javítják-e a web- és postai felvételi módok a részvételt egy RDD-alapú országos egészségügyi megfigyelésben?

Galesic, M.: Kiejtések a weben: az érdeklődés és teher egy online felvételben tapasztalt hatásai.

Lee, S.: Hajlandósági pontszám finomítása, mint súlyozási séma önkéntes panelweb felvételekben.

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 3. SZÁM

Régnier-Loillier, A.: Az eredeti testvérek számának hatása a kívánt gyermekek számára az élet különböző pillanataiban.

Sardon, J. P.: A fejlett országok jelenlegi demográfiai alakulása.

Sardon, J. P.: Termékenység az Európán kívüli fejlett, angol nyelvű országokban. Kanada, Egyesült Államok, Ausztrália és Új-Zéland.

Giraldo, A. – Daga Zuanna, G.: Egy javító eljárás a nemválaszolások torzításaira: a városi termékenységre vonatkozó olasz felvétel, 2001–2002.

2006. ÉVI 4. SZÁM

Prioux, F.: A demográfia jelenlegi fejlődése Franciaországban.

Meslé, F.: Az életkilátások jelenlegi javulása Franciaországban: a férfiak ledolgozzák hátrányuk egy részét.

Mencarini, L. – Tanturri, M. L.: Sokgyermekes családok és gyermektelen párok: a reprodukciós magatartás egyéni meghatározói Olaszországban.

Festy, P.: A homoszexuális párok legalizálása Európában.

Beltzer, N. – Bozon, M.: Szexuális élet házasságtörés után. A nők és az életkor kénysze-re.

Guyavarch, E.: A fogamzásgátló-használat alulértékelése felvételek szerint: a szubszaharai falusi Afrika példája.

Lasbeur, L. et al.: Az egészség társadalmi-gazdasági egyenlőtlenségeinek elemzése a népszámlálás szerint.

Statistical Papers

NEMZETKÖZI ELMÉLETI ÉS ALKALMAZOTT
STATISZTIKAI FOLYÓIRAT

2006. ÉVI 4. SZÁM

Baltagi, B. H. – Song, S. H.: Kiegyensúlyozatlan paneladatok.

Miazhynskaya, T. – Dorffner, G.: MCMC-alapú bayesi modellkiválasztás összehasonlítása GARCH-típusú modellek egy alkalmazásával.

Nadarajah, S.: Pontos és közelített eloszlások invertált Dirichlet-összetevők szorzatával.

Faraz, A. – Parsian, A.: Hotelling-féle T -négyzet folyamatára kettős figyelmeztető vonalakkal.

Rosolowski, M. – Schmid, W.: EWMA ábrák stacionárius folyamatok átlagának és autokovarianciáinak követésére.

Chan, D. C. – Fries, M. – Cheng, X. Z.: Távolságbecslések statisztikai tulajdonságai.

Kim, C. S. – Chung, Y. S.: $P(Y < X)$ bayesi becslése helytelen megfigyeléseket tartalmazó Burr-típusú X modellekből.

2007. ÉVI 1. SZÁM

Emadi, M. – Ahmadi, J. – Arghami, N. R.: Rekordadatok és statisztikai bizonyítékon alapuló véletlen megfigyelések összehasonlítása.

Singh, S. – Singh, H. P. – Upadhyaya, L. N.: Lánccarány és regresszió típusú becslések mediánbecslésre reprezentatív felvételen.

Jung, B. C. – Jhun, M. – Song, S. H.: Egy új véletlen permutációs teszt ANOVA modellekben.

Stepanov, A.: A rekordok száma az aktuális rekord egy véletlen intervallumán belül.

Stocker, T.: Az OLS aszimptotikus torzításáról autokorrelált hibákkal terhelt dinamikus regressziós modellekben.

Wu, J. W. – Tseng, H. C.: A Weibull-eloszlásalak paramétereinek statisztikai következtetése felső rekord értékek segítségével.

Arnab, R.: Randomizált választéchnikák komplex felvételi tervekhez.

Liau, P. H.: Az erős kombinált optimális terv létezése.

Namba, A. – Ohtani, K.: A Stein-szabály becsléskockázati összehasonlítása lineáris regressziós modellben.

2007. ÉVI 2. SZÁM

Al-Saleh, M. F. – Al-Ananbeh, A. M.: Kétváltozós normál átlagok becslése mozgó extrém rangsorolt mintavétel segítségével kísérő változók esetén.

Baratpour, S. – Ahmadi, S. – Arghami, N. R.: Rekordstatisztikák entrópiatulajdonságai.

Kim, J. M. – Elam, M. E.: Egy rétegzett nem összefüggő kérdés randomizált válaszmodell.

Li, P. F. – Liu, M. Q. – Zhang, R. C.: $2^m 4^l$ tervek minimum eltéréssel vagy gyenge minimum eltéréssel.

Sordo, M. A. – Ramos, H. M.: Sztochasztikus sorrendek jellemzése L -funkcionálok segítségével.

Wong, T. T.: Bayesi elemzés tökéletes aggregálása összetevő adatokra.

Ahmad, I. – Kayid, M.: Sztochasztikus sorrendek fordított megőrzése véletlen minimumok és maximumok esetén alkalmazásokkal.

Behboodian, J. – Dolati, A. – Ubeda-Flores, M.: A Gini-féle rangsor-asszociációs együttható egy többváltozós változata.

Canal, L. – Micciolo, R.: Megengedhetőségi intervallumok lineáris korrelációs együtthatókra.

Gupta, K. – Nguyen, T. – Pardo, L.: A Christensen-sejtésről.

Lolulotte, I. R.: A REML-likelihood függvény közvetlen deriváltja.

Sanjari Forsipour, N.: Megengedhetőségi becslés abszolút folytonos eloszlások egy egyparaméteres, nem szabályos családjában.

Nelson, R. B.: A nemváltoztathatóság extremitásai.

Schweizerische Zeitschrift für
**Volkswirtschaft und
Statistik**

A SVÁJCI STATISZTIKAI ÉS KÖZGAZDASÁGI TÁRSASÁG FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 2. SZÁM

Aebi, R. – Neusser, K. – Steiner, P.: Egy nagy eltéréssel megközelítés a mobilitás méréséhez.

Courbage, C.: Dohányzási viselkedés és rangsorfüggő várható haszonelvűség.

Diagne, D.: A technikai hatékonyság mérése az oktatási szektorban.

Falter, J. M.: Ekvivalenciaskálák, szegénységi vonalak és szubjektív adatok Svájcban.

Hein, M.: Hogyan fejlődött a gazdasági kutatás Svájcban a 90-es évek kezdete óta?

2006. ÉVI 3. SZÁM

Bodmer, F.: A svájci adóssághűk: hogyan működik és mi megy rosszul.

Drobotz, W. – Grüniger, M. C.: Miért történik vállalati hitelváltozás?

Schaffer, A. – Stahmer, C.: A nők GDP-je – egy időalapú input-output elemzés.

Torgler, B. – Schaltegger, C. A.: Adómórák: egy felvétel különös tekintettel Svájcra.

TERÜLETI
STATISZTIKA

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FOLYÓIRATA

2006. ÉVI 4. SZÁM

Dr. Marosi E.: Merítsünk ihletet a múltból!

Dr. Demény P.: Körösy József, a demográfus.

Nyitrai F.-né dr.: Körösy József, a metodikus.

Dr. Besenyei L.: Körösy József, az akadémikus.

Dr. Józsan P.: Néhány megfigyelés Budapest demográfiai történetéből.

Dr. Herman S.: A Budapest Fővárosi Statisztikai Hivatal megalapítója.

Dr. Korazim-Körösy, Y.: Körösy József a család szemével.

Körösy J.: Van-e szabad akaratumk?

Salamin G.: A területi tervezés aktuális kérdései, folyamatai és feladatai.

Dr. Kapros T.-né: Város versenyhelyzetben – Miskolc.

Szabó E.: A környezetterhelés és a gazdasági fejlődés szétválása.

Heizler Gy.: Tűzoltás, műszaki mentés, biztonság.

2006. ÉVI 5. SZÁM

Toroczkai A. – Hahn Cs.: Európai Unió támogatási adatok területi értékelése.

Dr. Tóth G.: Centrum–periféria viszonyok vizsgálata a hazai közúthálózaton.

Bajmócy Z. – Bajmócy P. – Major Á.: Az üzleti inkubáció helyi gazdaságfejlesztési hatásai.

2006. ÉVI 6. SZÁM

A Kovács Tibor emlékére kiírt pályázat eredményhirdetése.

Dr. Marton Á.: Országos reprezentatív felvételek – (kis)területi becslések.

Dr. Kovacsicsné Nagy K.: Borsod-Abaúj-Zemplén megye statisztikai kistérségeinek összehasonlítása komplex mutató útján.

Kasza J.-né – Dr. Lakatos M.: Az agrártársadalom rétegződése. (Információk a 2000. évi általános mezőgazdasági összeírás és a 2001. évi népszámlálás eredményeiből.)

Kólyáné Sziráki Á. – Végh L.-né: A gazdasági fejlődés regionális különbségei Magyarországon. I.

Dr. Erdős F.: A mobiltelefon elterjedésének területi sajátosságai a Földön. I.