

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BAGÓ ESZTER, DR. BELYÓ PÁL, DR. FAZEKAS KÁROLY, DR. HARCZA ISTVÁN,
DR. JÓZAN PÉTER, DR. KARSAI GÁBOR, 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

87. ÉVFOLYAM 5. SZÁM

2009. MÁJUS

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

Utánnomás csak a forrás megjelölésével!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Lakatos Miklós
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Pukli Péter
2009.069 – Xerox Magyarország Kft.

Szakreferensek: Farkas János (társadalomstatisztika),
dr. Hajdu Ottó (módszertan), Laczka Sándorné dr. (gazdaságstatisztika)
Szerkesztők: Bartha Éva, dr. Kondora Cosette, Visi Lakatos Mária
Tördelőszerkesztők: Bartha Éva, Simonné Káli Ágnes
Internet szerkesztése: Bada Ilona Csilla

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

Internet: www.ksh.hu/statszemle

E-mail: statszemle@ksh.hu

Kiadó: Központi Statisztikai Hivatal, Budapest II., Keleti Károly utca 5–7.
Postacím: Postafiók 51. Budapest, 1525. Telefon: 345-6000

Előfizetésben terjeszti a Magyar Posta Rt. Hírlap 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., Fényes Elek u. 14-18. Telefon: 345-6789

Tartalom

Tanulmányok

- A magyar gazdasági növekedés és a fiskális politika kapcsolata: modellezésen alapuló vizsgálat – *Gáspár Attila* 449
- A teljes tényezőszelvényesség változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006) – *Baráth Lajos – Heinrich Hockmann – Keszthelyi Szilárd – Szabó Gábor* 471
- A rejtett városiasodás Magyarországon a XIX. század közepén – *Peter I. Hidas* 493

Műhely

- A hivatalos statisztika új nemzetközi folyóirata – *Dr. Szilágyi György* 507

Fórum

- Az MTA Statisztikai és Demográfiai Bizottságának együttes ülése – *Dr. Szép Katalin* 513
- Hírek, események 515

Szakirodalom

Könyvszemle

- Juhász Anikó – Seres Antal – Stauder Márta: A kereskedelem koncentrációja – *Balogh Irén* 520

Folyóiratszemle

- van den Brakel, J. A.: Beágyazott kísérletek „design-alapú” elemzése a holland munkaerő-felvételben – *(Marton Ádám)* 521
- McMenamin, T. M.: A többműszakos munkarendet és a rugalmas munkaidő-beosztást jellemző legújabb trendek – *(Lakatos Judit)*..... 525
- Görzig, B.: Az állóeszközök értékcsökkenésének mérése az EU tagállamaiban – *(Nádudvari Zoltán)* .. 526

Ajcepseva, R. P.: Az egyéni vállalkozók mintavéte- les összeírásáról – (<i>Holka László</i>)	530
Godderis, R.: A hatalom és identitás elemzése börtön- köztről szóló beszámolók alapján – (<i>Lencsés Ákos</i>)	531
Kiadók ajánlata	534
Társfolyóiratok	536

A magyar gazdasági növekedés és a fiskális politika kapcsolata: modellezésen alapuló vizsgálat*

Gáspár Attila,
a KSH fogalmazója
E-mail: gaspar.attila@ksh.hu

A gazdasági növekedés és a fiskális politika közötti összefüggések vizsgálata kiemelt makrogazdasági jelentőséggel bír napjainkban. A szerző a tanulmányában főként technikai jellegű elemzésekkel, mégpedig e két változó közötti kapcsolatrendszerrel foglalkozik: különböző ökonometriai modelleket ismertet a kapcsolat irányának és erősségének számszerűsítése érdekében.

TÁRGYSZÓ:
Gazdasági növekedés.
Költségvetési politika.

* A szerző köszönetet mond *Cserhádi Ilonának* és *Keresztély Tibornak* javaslataikért. A tanulmányban ismertetett elemzésekért, következtetésekért és az esetleges hibákért kizárólag a szerzőt terheli felelősség.

Napjainkban a legfontosabb makrogazdasági mutatók között a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány egyaránt kiemelt figyelmet kapott. Ez részben az EU-csatlakozásunknak (például konvergencia-kritériumok), részben pedig annak tulajdonítható, hogy az éppen aktuális gazdaságpolitikát gyakran elsősorban e két mutató alapján ítélik meg. Azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy milyen tényezők húzódnak e változók mögött, és miként alakultak az egyéb makrogazdasági mutatók (például árszínvonal, foglalkoztatás).

Bár számos mutató között a gyakorlati és az elméleti jellegű kutatások alátámasztottak kapcsolatot (például infláció, munkanélküliség, gazdasági növekedés), a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány esetében az egyes elméletek nem egységesek. Részben ezért, részben a két mutató kiemelt szerepe miatt érdekes lehet a kapcsolat empirikus vizsgálata, melynek nyomán megválaszolhatjuk, hogy milyen erősen és milyen időtávban fejti ki hatását az államháztartási kiadás a gazdasági növekedésre.

Dolgozatomban elsősorban arra a kérdésre igyekszem válaszolni, hogy milyen jellegű kapcsolat figyelhető meg a két mutató között. Ezért a tanulmány elsősorban módszertani, ökonometriai-statisztikai jellegű. Az elemzések ugyanakkor technikai jellegűek, mivel kifejezetten e két változó közötti kapcsolat mérésével foglalkozom, átfogó makrogazdasági modellek vizsgálata azonban nem képezi a dolgozatom tárgyát.

A továbbiakban elsőként a módszertant ismertetem: az elemzés elméleti hátterét, egyes kutatások eredményeit és a felhasznált adatbázist. Ezt követően a korrelációs- és regressziószámítás eredményeit, majd az egyszerűbb és az összetettebb modelleken alapuló vizsgálatokat mutatom be.

1. Módszertani áttekintés

A kapcsolat vizsgálatokor több módszertani probléma is felmerülhet, melyet jól szemléltet a következő történet:

Az esőtáncos azt a feladatot kapta egyik nap a törzsfőnöktől, hogy engesztelje ki táncával az eső szellemét. A varázsló neki is látott a feladathoz, azonban annyira megtetszett neki a saját tánca, hogy egy idő után már el is felejtette a tánca célját. Így kialakult az esőcsinálás művészete.

Ebből a rövid történetből többféle következtetés levonható. Egyrészt alapvető fontosságú, hogy ne öncélúan hajtsuk végre a kitűzött feladatokat, másrészt összhangot kell találni az elméleti és az alkalmazott kutatások között. A közgazdasági elméletek ugyan sokszor irányt mutatnak, azonban nem szabad elvetni minden olyan olyan ökonometriai modellt, amely ellentmond egy-egy axiómának, hiszen elképzelhető, hogy az elmélet (esetleg a megváltozott gazdasági helyzet miatt) hibás. Ugyanakkor a számokra sem szabad kizárólagosan hagyatkozni. Tegyük fel ugyanis, hogy a véletlenül kiválasztott száz esőcsináló közül 95 sikeresen hajtotta végre a feladatát. Ez vajon egyértelműen azt jelenti, hogy az esőcsináló képes befolyásolni az időjárást?

A probléma jobban szemléltethető azzal a klasszikus példával, miszerint a golyók száma és a születések száma között is kimutattak már szoros kapcsolatot. Ez a példa már erőteljesebben sugallja, hogy egy mindenféle elméletet mellőző modellben olyan változók között is kaphatunk kapcsolatot, amelyek között csak nagyon gyenge a korreláció. Ezért alapos vizsgálatokat kell végezni, nehogy hamis korrelációt kapjunk.

A gyakorlati és az elméleti kutatások ezért egyaránt a vizsgálat részét képezték. Ami a tanulmány elméleti oldalát illeti, ahogy a bevezetőben is utaltam rá, az egyes megközelítések ellentmondásosak. A neoklasszikus növekedésemélet alapján csak rövid távú kapcsolat lehet a két változó között, ugyanis hosszú távon a technológia és a gazdaságilag aktív népesség növekedési üteme befolyásolja a gazdasági növekedést. Így a fiskális politika még abban az esetben sem hat hosszú távon a gazdasági növekedésre, ha a megtakarításokat negatívan befolyásolja.

Ezzel szemben az endogén növekedésemélet hosszú távú kapcsolatot is megenged: alapvetően pozitív hatást generál az államháztartás egyenlege. A nemzeti megtakarítás változásai ugyanis hosszú távon is befolyásolhatják a gazdasági növekedést. Ugyanakkor mind a költségvetési kiadások, mind a költségvetési bevételek felbonthatóak növekedést serkentő, lassító, semleges és vegyes hatású tételekre.

A költségvetési kiadások és a GDP közötti kapcsolattal is több elmélet foglalkozik, ezek közül csak a legfontosabbakat ismertetem. *Keynes* tézise alapján megtöbbszörözve fejtik ki hatásukat a kiadások a termelésre. A monetáris-neoklasszikus nézetek szerint ugyanakkor a kormányzati kiadások nem növelik a kibocsátás mértékét, azonban az árszínvonalat igen, ennek következtében a termelést alapvetően csökkentik. A Wagner-törvény ezekkel az elméletekkel szemben azt mondja ki, hogy a nemzeti össztermelés növekedésével a költségvetési kiadások is emelkednek, így nő a jövedelem-újraelosztás terjedelme (*Mellár* [2003]).

Ami a bevételi oldalt illeti, az endogén növekedésemélet alapján a magasabb adóterhek a növekedést lassítják. Fontos azonban, hogy az adókulcs optimális legyen, vagyis sem a zéró, sem a rendkívül magas adókulcs nem tekinthető jó választásnak (*Valentinyi* [1995]).

Az eltérő megközelítések miatt olyan modelleket alkalmaztam, amelyek alapvetően nem elméletorientáltak. Ugyanakkor az endogén, illetve az exogén változók körét természetesen az elméletek alapján jelöltem ki.

Ami a vizsgálat gyakorlati oldalát illeti, abból a hipotézisből indultam ki, hogy a gazdasági növekedés és az államháztartási hiány között feltehetően van kapcsolat. A fiskális stabilitás ugyanis elengedhetetlen az egészséges gazdasági növekedéshez. Bár az állam a gazdasági recessziót képes tompítani beavatkozásokkal, a kapcsolat voltát feltehetően az befolyásolja nagymértékben, hogy inkább rövid vagy hosszú távú növekedés-e a kormányzat célkitűzése. Hiszen export- illetve beruházásösztönző intézkedések feltehetően egészséges és hosszú távú növekedést eredményeznek, míg a keresletorientált beavatkozásokra épp az ellenkező jellemző. Mivel számos, részben endogén, részben exogén tényező befolyásolja ennek a két változónak alakulását, ezért ezeket sem szabad figyelmen kívül hagyni.

A kapcsolat vizsgálatával több kutatóintézetben is foglalkoztak már. A Pénzügyminisztérium tanulmánya (*Bécsi et al.* [2001]) szerint nem létezik egyértelmű kapcsolat, azonban a vizsgálat nem ökonometriai jellegű, az idősorok grafikonjainak vizsgálatán, együttmozgásán alapul. A Kopint-Tárki (*Kopint-Tárki* [2007]) is hasonló eredményre jutott, de a szerzők kiemelték, hogy a gazdasági növekedés és a kiegyensúlyozott költségvetés egymást erősíti, illetve a túlköltekezés fékezi a növekedést. *Mellár Tamás* [2003] tanulmánya már modellezésen alapul, azonban a szerző nem a hiánnyal, hanem a költségvetési kiadásokkal magyarázta a GDP növekedési ütemét: a szerző kimutatótt kapcsolatot a két változó között. Részben más modelleket (eltérő típusok, más struktúra/változók/tesztek) alkalmaztam azonban ebben a tanulmányban különböző okokból kifolyólag, amelyeket a későbbiekben kifejtek.

Nemzetközi kutatások is készültek ebben a kérdéskörben, közülük kettőt ismertettek. A National Bureau of Economic Research (NBER) tanulmánya (*Early* [1993]) empirikusan, több megközelítésből is megvizsgálta a kapcsolatot. A számításai alapján a szállítással és a kommunikációval kapcsolatos beruházási kiadások növelik a GDP-t. Ugyanakkor a nagyobb lakosságszámú országok kevesebbet költenek ezekre a tételekre, a védelmi kiadásaik azonban magasabbak, és ez általában igaz az egészségügyi és szociális kiadásokra is.

Közvetetten a lakosságszám változása (az adófajták átrendeződésén keresztül) is hat a növekedésre, míg számos egyéb fiskális mutató esetében nem egyértelmű a kapcsolat. Ugyanakkor olyan tényezők, mint az állam demokratikus/diktatórikus berendezkedése alapvetően nincs szignifikáns hatással a fiskális politikára.

A Világbank kutatása (*Gray-Lane-Varoudakis* [2007]) is kiterjedt több változóra. A kutatók vizsgálata alapján alapvetően az oktatásra és az infrastruktúrára fordított kiadások növelik a GDP-t. Egyes fejlődő országokban azonban az infrastrukturális kiadások éppen az ellenkező hatást generálják. Összességében el-

mondható, hogy míg a „produktív” kiadások (például beruházások) növelik, a „nem produktív” kiadások (például fogyasztás) alapján véve csökkentik a növekedést. Továbbá a kiadások általános csökkentése is pozitívan hat a növekedésre.

De számos egyéb tényező is befolyásolja még a kapcsolatot. Az állam mérete is ezek közé tartozik: olyan országokban, ahol az állam nagy, de gyenge a kormányzás, negatív kapcsolat figyelhető meg. Az adórendszer is befolyásoló tényező, például olyan adók túlsúlya, amelyek gazdasági torzítást okoznak, szintén negatívan hatnak a GDP növekedési ütemére.

Az egyes kutatások több ponton is megegyeznek, ezért kiindulópontként szolgálnak a magyar kapcsolatrendszer vizsgálatához. A továbbiakban ismertetem az elemzéshez felhasznált adatbázist, a változók legfontosabb jellemzőit.

Az elemzéshez szükséges adatok – a harmonizált fogyasztási árindexet (Harmonised Consumer Price Index – HCPI) leszámítva – az Eurostat adatbázisából származnak. Negyedéves bontásban szerepelnek az értékek, mivel hosszabb időszakok révén megbízhatóbb következtetések vonhatók le.

A gazdasági növekedést az egy főre jutó GDP alakulásával mértem 2000. évi áron, az Eurostat láncolós technikája alapján, így a volumenadatok pontosabban számszerűsíthetők. Az államháztartási hiány esetében is hasonló módon jártam el, mivel nem álltak rendelkezésre volumenadatok, ezért egy speciális árindexet képeztem. Első lépésben olyan indexeket kerestem, amelyek az államháztartási kiadások és a bevételek egyes tételeinek alakulását (feltehetően a legerősebben) befolyásolják. Az indexek súlyait az egyes tételek megoszlása alapján határoztam meg oly módon, hogy az egyes súlyok negyedévente dinamikusan változnak. Bár nem létezik az összes tételhez index, a kiadási és bevételi tételeknek megközelítőleg egyharmadát sikerült lefedni összességében a termelői árindexszel, a beruházási árindexszel és az államháztartás fogyasztásának árindexével. A tételek maradék kétharmadát a GDP deflátorral vettem figyelembe. A súlyozott bevételi és kiadási árindexekkel pedig külön-külön defláltam az összesített bevételt és kiadást, majd ezek különbsége eredményezte a deflált államháztartási hiányt. Bár több árindex is alkalmas lett volna az árváltozások mérésére, ezeket azért nem alkalmaztam, mivel vagy nem álltak rendelkezésre valamennyi szükséges negyedévben, vagy pedig nem fedték le egyértelműen az egyes tételeket megfelelő mértékben, így jelentős torzítást okoztak volna. A deflálás hibaforrás lehet a vizsgálatok során, különösen az államháztartási hiány esetében (mivel egy speciális deflátor képeztem), ugyanakkor egyetlen (például a fogyasztói árindexen alapuló) volumenszámítás bár gyakori, feltehetően nagyobb torzítást okozhat. A dolgozatban azonban arra törekszem, hogy az esetleges hibaforrásokat kiszűrhessem, így folyóáras számítás is szerepel a tanulmányban, amelyre a későbbiekben röviden kitérek.

Az államháztartási hiányt nem a szokásos formában írtam fel, ugyanis az egy főre jutó GDP és az államháztartási hiány a GDP százalékában egyaránt függ a GDP

nagyságától. Ezért a gyakorlattól eltérően ezt a mutatót nem a GDP, hanem a népesség arányában fejeztem ki. Az átalakítás azonban nem csak technikai okokra vezethető vissza, ugyanis a multikollinearitás csökkentése mellett a konjunkturális ingadozások torzító hatása is kiküszöbölhető ezáltal.

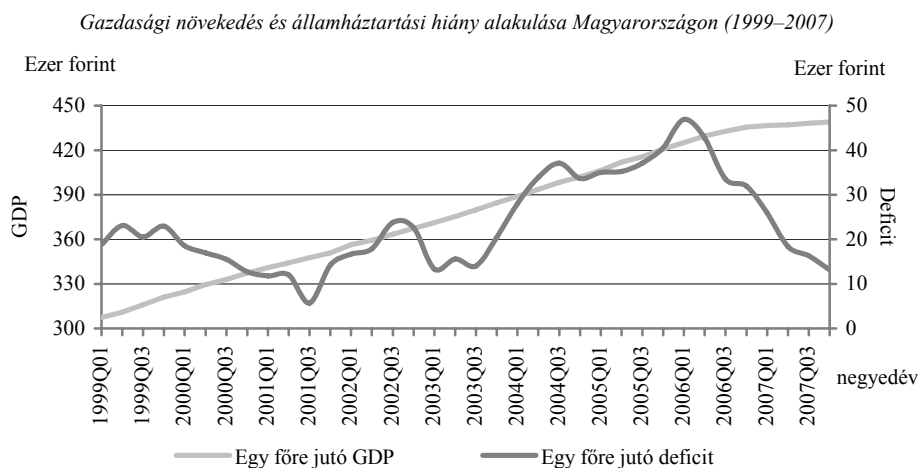
Szezonálisan is szükséges kiigazítani mindkét idősort, mivel ezek az adatok nem állnak rendelkezésre (illetve az egy főre jutó GDP más módszerrel van kiigazítva). Mivel sztochasztikus szezonális feltételezhető, ezért a TRAMO/SEATS-modellt alkalmaztam, amely az ökonometriai tesztek alapján megbízható volt (Box–Pierce, Ljung–Box, reziduumok normális eloszlása). A szezonális, a munkanapok, az ünnepnapok és az outlierok vizsgálata egyaránt az elemzés tárgyát képezték.

2. Kapcsolatvizsgálatok

A továbbiakban részletesen ismertetem a kapcsolat különböző módszerekkel végzett elemzését.

2.1. Korreláció- és regressziószámítás

Első lépésben korreláció- és regressziószámítást alkalmaztam, az ábra negyedéves bontásban szemlélteti a növekedés és az államháztartási hiány közötti kapcsolatot 1999 és 2007 között:



Forrás: Eurostat [2008].

Erőteljes ingadozás figyelhető meg az államháztartási hiány idősorában. Az egy főre jutó GDP ugyanakkor viszonylag egyenletesen növekedett, ami a szezonális ingadozás kiszűrésének tulajdonítható.

Természetesen nem lényegtelen, hogy milyen faktorokra vezethető vissza a növekedési tendencia. Elsősorban a végső fogyasztási kiadás (különösen a fogyasztói és a non-profit) az egy főre jutó GDP növekedésének motorja, de 2002–2003 óta az export és az import mutat különösen dinamikus növekedési tendenciát. Az államháztartási oldalon pedig elsősorban a különböző transzferek és a beruházások növekedtek szignifikánsan.

Jól látható, hogy ha nem is erőteljes, de bizonyos fokú együttmozgás felfedezhető a két idősor között, így nem meglepő, hogy viszonylag szoros, pozitív irányú ($r = 0,554$) közöttük a kapcsolat. Ugyanakkor az is szembetűnő, hogy a hagyományos értelemben nem fedezhető fel kapcsolat a változók között. Ennek ellenére egyéb módszereket is ismertetek a következő alfejezetben, ugyanis új változók bevonásával, különböző transzformációkkal, illetve más jellegű összefüggések vizsgálatával eltérő eredményeket kaphatunk.

A korrelációs együtthatót csak óvatosan szabad értelmezni, mivel a hagyományos kapcsolatvizsgálat tévútra vezethet. Ezt nevezik „hamis” korrelációnak. Jól látható ugyanis, hogy különösen a gazdasági növekedés erőteljes trendet mutat. Amennyiben bizonyos változók is hasonló mozgást mutatnak (például egy másik ország gazdasági növekedése), az nem feltétlenül jelenti azt, hogy az egyik ország egy főre jutó GDP-je „hajtja” a másik ország növekedési tendenciáját, hanem nagy valószínűséggel egyéb változókban kell keresni a választ a kérdésre. Mivel a legtöbb gazdasági idősor tartalmaz valamilyen trendet, ezért indokolt kiszűrni az időbeli hatást.

Egységgyök

Valószínűleg hibát követnénk el, ha egyszerűen kiszűrnénk a trendet az idősorokból, és a detrendizált reziduuumokra számolnánk ki az r -t. A legtöbb idősor ugyanis nem stacionárius, tehát a varianciájuk és a várható értékük nem állandó, autokovarianciájuk pedig idővariáns (*Hajdu–Hunyadi–Vita* [2004]). A stacionaritás azonban egy fontos egyszerűsítő kritérium, amelyre azért van szükség, hogy csökkentsük az idősor paramétereinek a számát.¹

A stacionaritást leggyakrabban egységgyök-próbákkal tesztelik le.² Statisztikailag az egységgyök úgy értelmezhető, hogy az idősor várható értéke és varianciája az idő előrehaladtával a végtelen felé konvergál. Ezáltal a véletlen hibák nem évülnek el, hanem hosszú távon beépülnek a folyamatokba. Egy adott időpontban egy sokkhatás például az idősor hátralevő részében is kifejti hatását, amennyiben az idősor egység-

¹ Az idősor ugyanis sztochasztikus folyamat, és így minden egyes időpontbeli értékről csak egyetlen megfigyelés áll rendelkezésre.

² Elsősorban az alkalmazandó valószínűség-eloszlás megállapítása miatt fontos az egységgyökök tesztelése.

gyököt tartalmaz, mivel az idősor „megismétli önmagát”. Ha azonban stacionárius, akkor ez a sokkhatás egy rövidebb vagy hosszabb időszakon belül elévül.

Sokféle próbával letesztelhető az, hogy egy adott idősor tartalmaz-e egységgyököt. Első lépésben a legelterjedtebb eljárásokat alkalmaztam. A kiterjesztett Dickey–Fuller-próba (ADF)³ mindkét idősornál elfogadta az egységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézist. Ez nem meglepő, hiszen egyik idősor sem tűnik stacionáriusnak. Így differenciákat képeztem az idősorokból, az államháztartási hiány esetében az első differenciák már stacionáriusak a teszt⁴ és a grafikus ábra alapján.

A GDP differenciált idősoránál már nem ilyen egyértelmű a helyzet. Az ADF-teszt alapján másodrendű differenciákat szükséges képezni, mivel az első differenciák sem stacionáriusak. Azonban több probléma is felmerülhet ezzel kapcsolatban. A PP-teszt (Phillips–Perron-teszt) alapján az első differenciák idősora nem tartalmaz egységgyököt. A differenciált idősor továbbá közelítően stacionáriusnak tűnik, leszámítva az idősor utolsó néhány értékét. Azonban outlier értékek (például strukturális törés) nincsenek az idősorban, mivel sem a grafikus ábra, sem a TRAMO/SEATS alapján nem detektálható egyetlen kiugró érték sem, ezért nem alkalmaztam átfogóbb eljárásokat ezen értékek tesztelésére. Azért fontos azonban az outlier értékek figyelembe vétele, mert befolyásolják az egységgyökteszteket.

Továbbá az ADF-próba során lényegesen magasabb t -értéket kaptam a differenciálást követően (abszolút értékben alacsonyabb), vagyis csak sokkal magasabb szignifikanciaszinten utasíthatom vissza az egységgyökök létezésére vonatkozó nullhipotézist. Másodrendű differenciákat viszont akkor indokolt általában alkalmazni, amikor másodfokú parabolikus függvénnyel írhatók le az értékek, ez a helyzet azonban nem áll fenn.

Ezért alkalmaztam olyan próbát is, amely a nullhipotézisben stacionaritást feltételez, mivel az egységgyökteszteknél a két hipotézis teljesülése nem ugyanolyan „jelentőségű”.⁵ A KPSS-tesztet (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin-teszt) alkalmaztam, amely nem utasította el a stacionaritás létezésére vonatkozó nullhipotézist. Azonban ennek a próbának (is) viszonylag gyenge az ereje, különösen akkor, ha erőteljes a mozgóátlaghibák hatása. Így robusztusabb próbákat alkalmaztam, amelyek képesek kezelni a mozgóátlaghibákat, és erejük is magasabb. Ezek azonban alapvetően eltérő eredményeket mutattak: míg a DF–GLS-próba⁶ és az NG–Perron-teszt elfogadta, addig az ERS-teszt (Elliott–Rothenberg–Stock-teszt) elutasította az egységgyökök létezésére vonatkozó hipotézist.

³ A teszt során a trend és a konstans tag mellett (eltolásos véletlen bolyongást feltételezve) a SIC és az AIC információs kritériumok alapján a függő változó késleltetett értékeit is feltüntettem (mivel az idősorok autokorreláltak). A többi tesztet ezzel az eljárással analóg módon végeztem el.

⁴ Olyan próbákat is alkalmaztam, amelyeknek magasabb az ereje.

⁵ Kivéve a bayes-i megközelítést.

⁶ Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetek módszere (Dickey–Fuller Generalized Least Squares).

Egyes ökonometerek szerint 10 százalékos szignifikanciaszinten⁷ indokolt lefuttatni a tesztek, lényegesen azonban nem módosulnak az eredmények magasabb szignifikanciaszintek alkalmazásakor. A problémát az is nehezíti, hogy az idősor aluldifferenciálása sokszor sokkal súlyosabb következményekkel jár, mint a túldifferenciálása.

Azonban több tesztnek (például ADF-nek) létezik az a kedvezőtlen tulajdonsága, hogy bizonyos körülmények között gyenge az ereje. Például ha $\phi = 1$ -et teszteljük, vagyis az egységgyökök létezésére vonatkozó hipotézist, azonban valójában $\phi = 0,95$, akkor nagy valószínűséggel egységgyököt fog kimutatni a teszt (*Maddala–Kim, In-Moo* [1999]). Az előbb kifejtett érvek alapján feltehetően erről az esetről van szó.

Másodrendű differenciákat azonban nem képeztem, annak ellenére, hogy több teszt is alátámasztotta a transzformáció szükségességét. Az eddig elhangzott érvek mellett két fontos szempontot vettem még figyelembe. Egyrészt a differenciált idősor korrelogramja és parciális korrelogramja rendkívül gyorsan nullává válik, a második késleltetések már inszignifikáns autokorrelációról, illetve parciális autokorrelációról tanúskodnak. Továbbá a másodrendű differenciák mozgóátlaghibák megjelenését sugallják az első differenciákhoz képest, amely egyértelműen a túldifferenciálás következménye. (A tanulmányban szereplő differenciált idősorok a *Statistikai Szemle* honlapján elérhető internetes mellékletben található.)

Megpróbáltam viszont „javítani” az idősoron oly módon, hogy logaritmizáltam az értékeket. Az eljárást az is alátámasztja, hogy bizonyos modellek esetén heteroszkedaszticitásra utaló jeleket mutattak a reziduumok. Mivel az államháztartási hiány is heteroszkedasztikus, ezért ezt az idősort is logaritmizáltam.

Mivel negyedéves adatokat vizsgálok, ezért elképzelhető, hogy szezonális egységgyökök is léteznek az idősorokban. A HEGY-teszt (Hylleberg–Engle–Granger–Yoo-teszt) (*Hylleberg–Granger* [1992]) azonban mindkét idősornál elutasította a szezonális egységgyökök létezésére vonatkozó nullhipotézist ($F = 2,89$; $F = 16,57$). A spektrálanalízis (periodogram) (*Hamilton* [1999]) alapján sem szignifikáns a szezonálitás, így a TRAMO/SEATS-modell valóban megbízhatónak tekinthető.

2.2. Kointegráció

Bár a differenciált idősorok között a korrelációs együttható értéke már lényegesen alacsonyabb ($r = 0,261$), a kapcsolat többféleképpen is értelmezhető. Láthattuk, hogy az idősorok első fokon integráltak, vagyis egy egységgyököt tartalmaznak. Azonban lehet, hogy a két idősornak létezik olyan lineáris kombinációja, amely már stacionárius. Ebben az esetben a két idősor kointegrált.

⁷ Sőt, egyesek még magasabb szignifikanciaszinteket javasolnak, például 25 százalék (*Maddala* [1999]).

Első lépésben felírtam a két változó között egy regressziófüggvényt, majd leesteltem a maradéktagokat. A (módosított) Durbin–Watson-próba a reziduumok autokorrelációját, a (módosított) Dickey–Fuller-próba pedig a reziduumok egységgyökeinek létezését teszteli (*Ramanathan* [2003]). Mindkét teszt ($DW = 0,12$, $ADF = -2,0$), valamint a robusztusabb egységgyökpróbák is elutasították a kointegráció létezésére vonatkozó hipotézist.

Ennek ellenére nem jelenthető ki egyértelműen, hogy a két idősor nem kointegrált, mivel a próbáknak a kritikus értékei csak $n = 100$ elemszámú mintára állnak rendelkezésre, és szükséges az egyik változót normalizálni. A tesztelési eljárás kibővítését a későbbiekben ismertetem, mivel egy átfogóbb modell felírása szükséges a próba elvégzése előtt. Ezért a kapott eredmények egyelőre csak jelzésértékűek, csupán azért ismertetem ezeket a tesztek, hogy rendelkezésünkre álljon egy kiindulópont a további számításokhoz.

2.3. Hibakorrekció

A hibakorrekciós modell a kointegrációhoz hasonló eljárás, amely a hosszú és a rövid távú kapcsolat vizsgálatán alapul (*Ramanathan* [2003]). Az alábbi modellt becsültem meg az eljárás során:

$$\text{dlog(GDP)} = 0,01 + 0,0018 \cdot \text{dlog(DEF)} - 0,58 \cdot u(-1),$$

ahol

dlog(GDP) – logaritmizált egy főre jutó GDP differenciált idősora;
 dlog(DEF) – logaritmizált egy főre jutó államháztartási hiány differenciált idősora.

Mivel hosszú távon egyensúlytalanság feltételezhető a változók között, ezért figyelembe kell venni a hibakorrekciót is, amely az alábbi módon írható fel:

$$u_t = \alpha \cdot (y_t - \hat{y}_t),$$

ahol

y – eredeti dlog(GDP) változó idősora;
 \hat{y} – becsült dlog(GDP) változó idősora.

A hibakorrekciós modell a GDP varianciájának nagyon alacsony hányadát magyarázza (korrigált $R^2 = 28$ százalék) és a hiány paramétere sem szignifikáns. Bár az előző időszak (egy negyedév) hiba a két változó között szignifikáns, negyedévente

nem „korrigálódik”, mivel a paraméter előjele pozitív. Így a két változó között nem létezik hosszú távú kapcsolat a modell alapján.

A számításokat elvégeztem oly módon is, hogy a $\text{dlog}(\text{DEF})$ változó alakulását magyaráztam egy konstans taggal, a $\text{dlog}(\text{GDP})$ változóval, valamint a hibakorrekciós koefficienssel. Ennél a modellenél bár negatív hibakorrekciót kaptam, a magyarázott variancia lényegesen alacsonyabb.

Óvatosan szabad csak értelmezni a modellek eredményeit, mivel a korrigált R^2 nagyon alacsony mindkét egyenlet esetében. Éppen ezért a modellek korrigálása, bővítése (a kointegrációnal leírtakkal analóg módon) jelentős mértékben módosíthatja az eredményeket, továbbá ezáltal lehetővé válik a kapcsolat átfogóbb vizsgálata.

2.4. Granger-okság

Míg a kointegráció a hosszú távú, addig a Granger-okság a rövid távú kapcsolat meglétét vizsgálja (*Ramanathan* [2003]). A következő modellt becsültem meg az eljárás során:

1. táblázat

Granger-okság vizsgálata (1999–2007)

Változó	<i>F</i> -statisztika	<i>p</i> -érték
$\text{dlog}(\text{DEF})$	1,94556	0,13846
$\text{dlog}(\text{GDP})$	1,06633	0,39671

Forrás: Eurostat [2008].

Az eljárás két (korlátozott és korlátozás nélküli) regressziófüggvény összehasonlításán alapul. A számítások eredményei arra utalnak, hogy az államháztartási hiány Granger-oka a GDP-nek, míg a fordított kapcsolat csak magas szignifikanciaszinten áll fenn. Tehát az államháztartási hiány egyértelműen elegendő információt hordoz a GDP előrejelzéséhez.⁸

2.5. Vektor-autoregresszív modellezés

Az eddig bemutatott módszerekkel a két makrogazdasági mutató közötti kapcsolatot vizsgáltam meg bizonyos aspektusokból. Ezek viszonylag egyszerűek voltak,

⁸ Négy késleltetést alkalmaztam, lényegesen nem változtat azonban az eredményeken a késleltetések növelése, illetve csökkentése.

hiszen egymástól elkülönülten vizsgálták az összefüggéseket. Ezért a tanulmányban alkalmaztam olyan modelleket is, amelyek lényegesen pontosabban szemléltetik a két változó viselkedését. A modellezés folyamata a következő lépésekből tevődik össze.

Modellek kiválasztása

Mivel a közgazdasági elméletek nem egységesek a vizsgált kérdéskörben, ezért nem alkalmaztam kifejezetten elméletre épülő modelleket (például dinamikus szimultán modellek). A vektorautoregresszív-modellek feltehetően a legalkalmasabbak a kapcsolat modellezésére, hiszen nem tesznek alapvető különbséget az endogén és az exogén változók között. Ezek a modellek úgy épülnek fel, hogy az egyes változókat a saját, illetve a többi változó késleltetett értékeivel magyarázzák. Nem szerepelnek azonban a többi (endogén) változó egyidejű értékei.⁹

Többféle VAR-modellt is felírtam, mivel sokféleképpen értelmezhető a kapcsolat a két változó között. Az *első modell* tulajdonképpen egy kointegrációs és hibakorrekciós modell kombinációja az Engle–Granger reprezentációs tétel alapján. Az eljárás során először a kointegráló regressziót kell megbecsülni, a második lépésben pedig ennek a függvénynek a felhasználásával írható fel a vektor hibakorrekciós modell (Darvas [2004]).

A *második modell* csak annyiban tér el az elsőtől, hogy szezonálisan kiigazítatlan adatokat használtam fel. A szezonális kiigazítás során ugyanis a szezonális „elvétség”, pedig előfordulhat, hogy a változók szezonálisitása között szignifikáns kapcsolat fedezhető fel.

Jogosan merülhet fel a kérdés, hogy mennyire általánosíthatók a kapott eredmények, hiszen az eddigi modellek csak a magyarországi adatokon alapultak. Ezért a *harmadik modell* egy panelmodell, amelyben több ország¹⁰ időszora (1999Q1–2007Q4) egyaránt összehasonlítható. Állandó és véletlen hatású panelmodelleket egyaránt alkalmaztam különböző típusú idő- és egyedhatások figyelembe vételével. Mivel viszonylag kevés ország szerepel a vizsgálatban, ezért az állandó hatású modelleket tekintettem elsődlegesnek (Kőrösi–Mátyás–Székely [1989]).

A *negyedik modell* egy több egyenletből álló VAR-modell, hiszen nem csak a két változó közötti kapcsolat lényeges, hanem az is, hogy ezeknek a változóknak az egyes tételei milyen kapcsolatban állnak egymással. Így a GDP esetében a felhasználá-

⁹ Ezért nem szimultán egyenletrendszerrel van szó.

¹⁰ A következő országokról álltak rendelkezésre adatok valamennyi negyedévben: Belgium, Csehország, Dánia, Németország, Észtország, Írország, Ciprus, Lettország, Litvánia, Luxemburg, Magyarország, Hollandia, Lengyelország, Szlovénia, Szlovákia, Finnország, Svédország, Egyesült Királyság és Norvégia.

lási szerkezetből, míg az államháztartási hiánynál a kiadásokból, illetve az adóbevételekből indultam ki. Bár ezek a tételek is viszonylag aggregáltak, részletesebb bontást nem alkalmaztam, mivel az idősorok hosszát figyelembe véve viszonylag sok paramétert kell becsülni.

Az *ötödik modellben* teljesen más jellegű kapcsolatot vizsgáltam elsősorban abból a célból, hogy egy részben elméleten alapuló modell is a vizsgálat tárgyát képezze, hiszen viszonylag sok elmélet született ebben a kérdéskörben. Strukturális vektor-autoregresszív modellt írtam fel, amelyet különböző sokkok feltárására használnak (elsősorban monetáris). Első lépésben egy korlátozás nélküli VAR-modellt írtam fel, majd megpróbáltam a VAR reziduumaikat felbontani abból a célból, hogy a fiskális és a kibocsátási sokkok hatását számszerűsíteni tudjam.¹¹

Endogén és exogén változók kiválasztása

A modelleket lefuttattam oly módon is, hogy az előbbieken ismertetett mutatók mellett több változót is bevontam. Nagymértékben korlátozta azonban a vizsgálatot, hogy 1999 és 2007 között viszonylag kevés változóról állnak rendelkezésre adatok negyedéves bontásban. Így a következő változókat tüntettem fel az egyes modellekben.

A második oszlop azt szemlélteti, hogy az egyes változókat melyik VAR-modellbe vontam be első lépésben. A GDP-összetevőket csak a negyedik modellben vizsgáltam külön, mivel el akartam kerülni a túlparametrizálás veszélyét.¹² Ugyanakkor természetesen nem tüntettem fel ebben a modellben a kormányzati hiányt és a GDP-t. A harmonizált fogyasztói árindex és a kamatláb egyedül a SVAR-modellben endogén.

Az exogén változók nem a modellekben határozódnak meg, azonban segítségükkel az endogén változók varianciájának magasabb hányada magyarázható, továbbá fontos változók kihagyásával sok információt veszíthetünk. A szezonális dummy változókat csak a második modellben tüntettem fel, hiszen ez a modell kiigazítatlan változókat tartalmaz. A determinisztikus (lineáris és kvadratikus) trendet a kointegrációs modellekbe (VAR, illetve kointegráló regresszió) vontam be.

¹¹ A paraméterek azonosításához rövid távú korlátozó feltételeket írtam fel: mivel negyedéves adatok rendelkezésre állnak, ezért *Perotti* tanulmánya alapján abból indultam ki, hogy a kiadásokra nem tud azonnal hatni a kibocsátás (*Perotti* [2004]), míg a bevételek esetében regressziófüggvény alapján egy rugalmassági együtthatót becsültem (1,42). Azonban ha a koefficiens értéke nulla, nem módosulnak lényegesen az eredmények.

¹² Ugyanis az idősorok viszonylag rövidek és több paraméter becslése szükséges. Továbbá késleltetéseket is indokolt alkalmazni, így egyrészt még jobban megrövidülnek az idősorok, másrészt pedig többszöröződik a becsülendő paraméterek száma.

2. táblázat

Változók transzformációja

Változó	Típus*	VAR-modell	Integráltság foka	Differenciálás	Logaritmizálás
GDP	ED	1–3, 5	1	✓	✓
Deficit	ED	1–3	1	✓	✓
Bruttó állóeszköz felhalmozás	ED	4	1	✓	✓
Végső fogyasztás (háztartás és non-profit)	ED	4	1	✓	✓
Végső fogyasztása (kormányzat)	ED	4	1	✓	✓
Export-import (árak és szolgáltatások)	ED	4	1	✓	✓
Adóbevétel (direkt és indirekt adók)	ED	4–5	1	✓	✓
Államháztartási kiadás	ED	4–5	1	✓	✓
Harmonizált fogyasztói árindex (HCPI)	ED / EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Pénzpiaci kamatláb	ED / EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Reál effektív valutaárfolyam	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Munkanélküliségi ráta	EX	1–2, 4–5	1	✓	✗
Kormányzati ciklus (dummy)	EX	1–2, 4–5	–	✗	✗
Szezonális ingadozás (dummy)	EX	2	–	✗	✗
Folyó fizetési mérleg egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Tökemérleg egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Portfólió-befektetések egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Közvetlen tőkebefektetések egyenlege	EX	1–2, 4–5	0	✗	✗
Determinisztikus trend és konstans	EX	1–4	–	✗	✗

* ED – endogén; EX – exogén.

Forrás: Eurostat [2008], OECD [2008].

Változók transzformációja

A 2. táblázat ismerteti azokat a transzformációkat, amelyeket indokolt elvégezni (az eljárások menete alapvetően megegyezik a korábban leírtakkal) a modellek lefuttatása előtt. A panelmodellben mindkét változó egyértelműen $I(1)$, azonban szezonálisan nem kiigazítottak, valamint folyóárasak. Ami a többi modellt illeti, a kormányzati szektor végső fogyasztási kiadását, a HCPI-t, az árfolyamot, a kamatlábat és a közvetlen tőkebefektetések egyenlegét sem szükséges szezonálisan kiigazítani.

Modellszelekció

A késleltetések számának meghatározása kiemelten fontos a VAR-modell felírásakor, hiszen sok probléma fakadhat abból, ha alacsony a késleltetések száma (pél-

dául téves következtetések). Részben információs kritériumok (például SIC, AIC), részben a t - és p -értékek, valamint a korrigált R^2 alapján határoztam meg a késleltetések számát. Alapvetően azonban egy túlparametrizált modelltől indultam ki, majd csökkentettem a késleltetések számát, hogy szignifikáns paramétereket kapjak. Általában 2–4, de a panelmodell esetében nyolc késleltetést alkalmaztam. A legtöbb exogén változó bevonása indokolt,¹³ az SVAR-modell esetében pedig külön kitérek a változók szelektálására a diagnosztikai vizsgálatok ismertetésénél.

Az egyes modell típusokon belül több modell is megbízható, ezek közül a következők tekinthetők elsődlegesnek (a legtöbb változó 5 százalékos szignifikancia szinten már szignifikáns):

1. Modell: ($R^2 = 63$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog(DEF)} = & -2,0 - 5,8 \cdot \text{CointEQ1} + 50,9 \cdot \text{dlog(GDP(-1))} + \\ & + 55,1 \cdot \text{dlog(GDP(-2))} + 37,2 \cdot \text{dlog(GDP(-3))} + \\ & + 0,4 \cdot \text{dlog(DEF(-1))} + 0,3 \cdot \text{dlog(DEF(-2))} + \\ & + 0,3 \cdot \text{dlog(DEF(-3))} + 0,1 \cdot t + 3,1 \cdot \text{CAP} - \\ & - 0,1 \cdot \text{HCPI} - 7,3 \cdot \text{EXIM}, \end{aligned}$$

ahol

CointEQ1 – kointegráló reláció;
EXIM – export-import;
CAP – tőkemérleg egyenlege.

2. Modell: ($R^2 = 93$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog(GDP)} = & -0,03 + 0,01 \cdot \text{CointEQ1} + 1,6 \cdot \text{dlog(GDP(-1))} + \\ & + 0,8 \cdot \text{dlog(GDP(-2))} - 0,01 \cdot \text{dlog(DEF(-1))} - \\ & - 0,01 \cdot \text{dlog(DEF(-2))} + 0,001 \cdot t, \end{aligned}$$

3. Modell

Mivel a panelmodell nem volt megbízható, ezért az egyenletét nem tüntettem fel. A következtetésekben a panelmodellel kapcsolatos problémákat ismertetni fogom.

¹³ Nem szignifikáns a második modellben a kamatláb és a tőkemérleg egyenlege, a negyedik modellben a tőke, a folyó fizetési mérleg és a tőkebefektetések egyenlege. A determinisztikus trend alkalmazása csak az első modellben indokolt.

4. Modell: ($R^2 = 88$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{CON1}) = & -0,01 - 0,1 \cdot \text{CointEq1} + 0,3 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-1)) - \\ & - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-2)) + 0,04 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-1)) + \\ & + 0,03 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-2)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{INV}(-1)) + \\ & + 0,4 \cdot \text{dlog}(\text{INV}(-2)) + 1,5 \cdot (\text{EXIM}(-1)) + \\ & + 2,4 \cdot (\text{EXIM}(-2)) + 0,3 \cdot \text{dlog}(\text{CON1}(-1)) + \\ & + 0,6 \cdot \text{dlog}(\text{CON1}(-2)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{CON2}(-1)) - \\ & - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{CON2}(-2)), \end{aligned}$$

ahol

CON1 – háztartási és nonprofit szektor végső fogyasztása;
CON2 – kormányzati szektor végső fogyasztása;
INV – bruttó állóeszköz felhalmozás.

5. Modell: ($R^2 = 96$ százalék)

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{EXP}) = & -0,01 - 0,6 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-1)) + 1,3 \cdot \text{dlog}(\text{TAX}(-2)) + \\ & + 0,02 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-1)) + 0,7 \cdot \text{dlog}(\text{EXP}(-2)) + \\ & + 0,03 \cdot \text{dlog}(\text{GDP}(-1)) - 0,1 \cdot \text{dlog}(\text{GDP}(-2)), \end{aligned}$$

ahol

EXP – kormányzati kiadások;
TAX – adóbevételek.

Diagnosztikai vizsgálat

A modellezés egyik kritikus pontja a modell hibátényezőinek tesztelése, hiszen a modell újraspecifikálása szükséges, ha fennáll valamelyik közülük. Ezért a következő hibátényezőket vizsgáltam meg:

- autokorreláció: az idősor reziduumaik között sztochasztikus kapcsolat áll fenn,
- heteroszkedaszticitás: a reziduális variancia nem állandó,
- normalitás hiánya: a reziduumok nem normális eloszlást követnek.

Egyik hibatényező sem áll fenn, tehát a modellek alapján megbízható következtetések vonhatók le. Bár a változók között multikollinearitás feltételezhető, megpróbáltam a hibatényező hatását minimalizálni (például a változókat egy főre vetítve vontam be). A SVAR-modell esetében pedig több modell típust¹⁴ is felírtam, mivel ezek nem tértek el lényegesen egymástól, ezért az eredmények robusztusnak tekinthetők.

A modellek értelmezése és következtetések

Az első két modell között nem fedezhető fel lényeges különbség. A Johansen-eljárással becsültem meg a kointegrációt, majd a trace és a maximum sajátérték tesztet alkalmaztam, és bizonyíthatóan kimutatható a kointegráció. A két változó tehát hosszú távon nem távolodott el egymástól, így felírhatók a vektor-hibakorrekciós modellek.

A harmadik modell elemzése során is kointegrációt kaptam, így állítható, hogy a hosszú távú kapcsolat általánosan is fennáll. Egy hagyományos regressziós modellt is felírtam (mesterséges változókkal kiegészítve) a két változó között, amely kimutatta, hogy az időbeli különbségek sokkal erőteljesebbek, mint az egyes országok közötti eltérések. Ugyanakkor nem teljesen megbízható a panelmodell, mivel a vizsgált országcsoport nem homogén, így az egyes országok eltérő gazdasági helyzete torzítást okoz.

A negyedik modellben valamennyi változó között kointegráció áll fenn, tehát nem csak a két változó, hanem az egyes tételeik között is felfedezhető hosszú távú kapcsolat. Noha egyes modellspecifikációk (például determinisztikus komponensek) során kevés kointegráló vektort kaptam, de legalább 3–4, legfeljebb 5 vektor kimutatható volt.

Az SVAR-modell impulzus-válaszfüggvényei alapján feltárhatók a fiskális sokkok hatásai. Az államháztartási bevételi sokkok, vagyis a bevételek hirtelen megnövekedése, rövid távon a bevételek csökkenéséhez vezet. Bár még ekkor is megfigyelhető pozitív tendencia a sokkhatás kezdeti értékeihez képest, fokozatos visszaesés figyelhető meg az adóbevételekben, és csak a sokkot követő harmadik negyedévben szűnik meg ez a sokkhatás. A kiadásokra is csak késleltetve (3–4 ne-

¹⁴ Első lépésben Cholesky-felbontást alkalmaztam, majd egy három, illetve öt endogén változót tartalmazó SVAR-modellt írtam fel. Az elsőben a kormányzati adóbevételek, kiadások és a GDP, míg a másodikban a változók mellett még a HCPI és a kamatláb endogén. Mivel bizonyos fokú kointegráció kimutatható a változók között (a tesztek eltérő eredményeket mutattak ki), ezért egy differenciált, illetve differenciálatlan változókat tartalmazó modellt is külön felírtam. Több exogén változót is bevontam, eltérő késleltetéseket is alkalmaztam, a Hodrick–Prescott-szűrőt is felhasználtam a változók trendjének kiszűrésére, valamint eltérő korlátozásokat is alkalmaztam (például „A” mátrix alsó háromszögmátrix, adóbevételek nem hatnak rövid távon a kormányzati kiadásokra, illetve fordítva). (A tanulmányban szereplő impulzusválasz-függvények egyik típusa a *Statisztikai Szemle* honlapján elérhető internetes mellékletben található.)

gyedév) hat pozitívan a bevételi sokk, hosszú távon nem figyelhető meg alapvető változás. A GDP-re azonban viszonylag gyengén, de negatív mértékben hat.

A kiadási sokk bár alapvetően szabálytalanul, összességében negatívan hat a változókra, különösen az adóbevételekre. Ugyanakkor a kiadásokat dinamikusan befolyásolja: bár a sokkot követően viszonylag magasak a kiadások, ezek jelentős (féléves) ingadozása figyelhető meg. A GDP is gyorsan kezd csökkenni a sokkot követően (bár rövid távon pozitív hatás figyelhető meg), ugyanakkor viszonylag gyorsan (három negyedév) meg is szűnik a sokkhatás.

A kibocsátási sokk az egyes változókra többnyire negatívan hat, ugyanakkor hosszú távon megfigyelhető a sokkhatás. Az adóbevételek a sokkot követő harmadik negyedévben indulnak ismét növekedésnek, és megközelítőleg a sokkot követő nyolcadik negyedévben érik el ismét az egyensúlyi helyzetet. Bár a kiadásokra rövid távon kis mértékben pozitívan hat a sokkhatás (két negyedév), a visszaesést követően viszonylag hamar megszűnik. A GDP-t az erőteljes visszaesést követően először pozitív, majd hosszú távon ismét negatív irányban befolyásolja a kibocsátási sokk. Az ingadozások ellenére összességében azonban mégis pozitív tendencia figyelhető meg, mivel a konjunkturális ingadozások pozitív hatása még a sokkot követő tizedik negyedévben is kimutatható, ugyanis a gazdaság még ekkor sem tért vissza az egyensúlyi helyzetbe.

A dinamikus kapcsolat valamennyi modellnél kimutatható, bár az egyes paraméterek előjelei nem azonosak valamennyi modellnél. Az eltérések elsősorban az eltérő struktúrákban keresendők (például eltérő transzformációk/szezonális ingadozás). Az államháztartási hiány nem váltott ki korlátozó hatást, mivel a változó késleltetett értékei (1–4. negyedév) a legtöbb esetben pozitív előjellel szerepelnek. Ez azonban nem tekinthető általános tendenciának, hiszen a panelmodell éppen az ellenkezőjét mutatta ki rövid távon (három negyedév). Az adóbevételeknél ugyanakkor csökkenő tendencia figyelhető meg. A GDP esetében viszont nem ilyen egyértelmű a kapcsolat, amely elsősorban a konjunkturális ingadozásokra vezethető vissza. Általában rövid távon negatív, hosszú távon pozitív dinamikus struktúrát kaptam. A legtöbb exogén változó is pozitív előjellel szerepel, kivéve az export-import és a HCPI változók.

Az eredmények összességében azt sugallják, hogy a két változó közötti kapcsolat pozitív irányú, de nem tekinthető a hagyományos értelemben erősnek, ha több változó nem szerepel a vizsgálatban. Az első modell egyenletében látható a már korábban ismertetett jelenség: erőteljes az ingadozás a kormányzati hiány idősorában, míg a GDP nagyjából lineáris tendenciát mutat. Ezért sokkal inkább egy általános együttmozgásra következtethetünk a modellek alapján. Mivel elsősorban dinamikus modelleket alkalmaztam, ezért a két mutató közötti kapcsolat árnyaltabban számszerűsíthető: a 3–4 negyedévvél késleltetett értékek is még szignifikánsan befolyásolják a változók alakulását. Ugyanakkor az eredmények nem általánosíthatók,

mivel a panelmodell kimutatott ugyan szignifikáns kapcsolatot, mégis negatív irányú összefüggést kaptam. Ezért bár Magyarországon pozitív, a vizsgált országokban együttesen negatív irányú dinamikus és statikus kapcsolat figyelhető meg a két változó között. A panelmodell eredményeit azonban csak óvatosan szabad figyelembe venni a korábban említett torzítások miatt. Természetesen az is elképzelhető, hogy a szezonális ingadozásra vezethető vissza a negatív irányú kapcsolat: a második modell egyenlete alapján ugyanis ellentétes tendencia figyelhető meg. Sokkal valószínűbb tehát, hogy éppen a szezonális ingadozások torzítják a kapcsolatot „valódi” jellegét.

Az egyes modelleknek több korlátja is van (például torzítás: szezonális kiigazítás, változók kihagyása vagy deflálás révén, esetleg hamis kointegráció¹⁵), éppen ezért tartottam szükségesnek a viszonylag részletes előzetes vizsgálatokat (például egyseggyökvizsgálat), valamint azt, hogy ne egy, hanem több egyszerűbb és összetettebb modell alapján ismertessem a kapcsolatot. Ugyanis a modellek felírásakor az elsődleges célom az volt, hogy az esetleges hibaforrások ne jelenhessenek meg valamennyi modellnél. Mivel valamennyi VAR-modell kimutatott kapcsolatot, ezért az eltérő modellstruktúra nem okozhat számottevő torzítást. Ugyanakkor mivel viszonylag rövid a vizsgált időintervallum, továbbá az összetettebb modellek egyes változók esetében viszonylag alacsony korrigált R^2 -et eredményeztek (elsősorban az adóbevételeknél) a paraméterek (szükséges) magas száma miatt, ezért óvatosan szabad csak értelmezni az eredményeket.

Az empirikus vizsgálat alapján mindenképpen levonható két általános megállapítás. Egyrészt, bár a Wagner-törvényt támasztotta alá több modell is (a tételek között is), hosszabb távon a tézis mégsem teljesül, tehát a gazdasági növekedés korlátlanul nem fokozható a kiadások jelentős növelésével. (Ez különösen akkor igaz, ha a sokkhatásokat is figyelembe vesszük.) Másrészt, szem előtt kell tartani, hogy mivel a vizsgált mutatók között egyértelmű kapcsolat áll fenn, az államháztartási hiány mindenképpen kifejti a hatását a gazdasági növekedésre rövid és hosszú távon egyaránt.

Irodalom

- BARRO, R. J. [2005]: *A gazdasági növekedést meghatározó tényezők*. Nemzeti tankönyvkiadó. Budapest.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2004]: A szezonális kiigazítás harmonizációja a Központi Statisztikai Hivatalban. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 8. sz. 691–704. oldal.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2005]: *Szezonális kiigazítás*. Statisztikai módszertani füzetek. 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.

¹⁵ Vagyis nehéz eldönteni a változók integráltsági fokát, és tévesen $I(1)$ -nek tekintjük őket.

- BÉCSI J. ET AL. [2001]: *Államháztartási hiány versus gazdasági növekedés*. Pénzügyminisztérium, Gazdaságpolitikai főosztály. Budapest.
- BÓTA L. ET AL. [2001]: Ökonometriai modell a fiskális politika szolgálatában. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 6. sz. 469–489. old.
- DALSGAARD, TH. – DE SERRES, A. [1999]: *Estimating Prudent Budgetary Margins for 11 EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach*. Economic Development Working Papers. No. 216. Organisations for Economic Co-operation and Development. Paris.
- DARVAS ZS. [2004]: *Bevezetés az idősorlemezés fogalmaiba*. Munkaanyag.
- DAVIDSON, R. – MACKINNON, J. G. [2004]: *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press. New York.
- EARLY, W. – REBELO, S. [1993]: *Fiscal Policy and Economic Growth: an Empirical Investigation*. Working Paper. No. 4499. National Bureau of Economic Research. Cambridge.
- EUROSTAT [2008]: Economy and Finance: Government Statistics; National Accounts. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136173,0_45570701&_dad=portal&_schema=PORTAL Letöltés dátuma: 2008. július 8. – 2008. szeptember 24.
- FERKELT B. [2006]: *A monetáris integráció hatása a területi egyenlőtlenségekre*. Pécsi Tudományegyetem. Pécs. Munkaanyag.
- FERNÁNDEZ DE CASTRO, F. – HERNÁNDEZ DE COS, P. [2006]: *The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain*. A SVAR approach. Working Paper Series. No. 647. European Central Bank. Frankfurt am Main.
- GRAY, CH. – LANE, T. – VAROUDAKIS, A. [2007]: *Fiscal Policy and Economic Growth*. The World Bank. Washington DC.
- GREENE, W. H. [2003]: *Econometric Analysis*. Prentice Hall. New Jersey.
- GOTTSCHALK, J. [2001]: *An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models*. Kieler Working Papers. No. 1072. Institute of World Economics. Kiel.
- GOTTSCHALK, J. – ZANDWEGHE VAN, W. [2001]: *Do Bivariate SVAR Models with Long-Run Identifying Restrictions Yield Reliable Results? The Case of Germany*. Kieler Working Papers. No. 1068. Institute of World Economics. Kiel.
- HAJDU O. [2003]: *Többváltozós statisztikai számítások*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU O. [2004]: Rotáció az egyszerű faktorstruktúráért. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 10–11. sz. 978–990. old. Akadémiai Nyomda. Budapest.
- HAJDU O. – HUNYADI L. – VITA L. [2000]: *Statisztikai elemzések*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HAJDU O. – HUNYADI L. – VITA L. [2004]: *Statisztika III*. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- HAMILTON, J. D. [1999]: *Time Series Analysis*. Princeton University Press. New Jersey.
- HJALMARSSON, E. – ÖSTERHOLM, P. [2007]: *Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated*. IFDPs. No. 915. Board of Governors of the Federal Reserve System. Washington.
- HÖPPNER, F. [2001]: *A VAR Analysis of the Effects of Fiscal Policy in Germany*. Institute for International Economics. University of Bonn. Bonn.
- HÖPPNER, F. [2002]: *Fiscal Policy and Automatic Stabilisers: A SVAR Perspective*. Institute for International Economics. University of Bonn. Bonn.

- HUNYADI L. [2005]: *Statisztikai következtetéselemélet közgazdászoknak*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- HUNYADI L. [2006]: A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 1. sz. 75–82. old.
- HYLLEBERG, E. – GRANGER, Y. [1992]: *HEGY-test*. Munkaanyag.
- ILYÉSNÉ MOLNÁR E. – LOVASNÉ AVATÓ J. [2006]: *Statisztika feladatgyűjtemény I–II*. Perfekt. Budapest.
- KANG, H. [2006]: *Inappropriate Detrending and Spurious Cointegration*. Kelley School of Business, Indiana University. Bloomington.
- KOPINT–TÁRKI [2007]: *Az Új Magyarország Fejlesztési Terv horizontális ex-ante értékelése: a GDP-re, a foglalkoztatásra és az államháztartásra gyakorolt hatások*. Budapest.
- KÖRÖSI G. – MÁTYÁS L. – SZÉKELY I. [1989]: *Gyakorlati ökonometria*. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- MADDALA, G. S. – KIM, IN-MOO [1999]: *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MADDALA, G. S. [2004]: *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó Rt. Budapest.
- MELLÁR T. [2003]: *Dinamikus makromodellek a magyar gazdaságra*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- MUNDRUCZÓ GY. [1981]: *Alkalmazott regressziószámítás*. Akadémia kiadó. Budapest.
- OECD [2008]: <http://stats.oecd.org/wbos/Index.aspx?querytype=view&queryname=221> Letöltés dátuma: 2008. augusztus 20.
- PALÓCZ É. [2006]: *Az államháztartási hiány csökkentésének lehetőségei*. ICEG-AmChamkonferencia. Kopint-Datorg Rt. Budapest.
- PEROTTI, R. [2004]: *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*. Federal Reserve Bank of San Francisco. San Francisco.
- POPOVICS P. A. [2007]: *Piaci árszimmetria a hazai tejtermékpályán*. Doktorandusz Konferencia. Debreceni Egyetem. Debrecen.
- RAMANATHAN, R. [2003]: *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*. Panem Könyvkiadó. Budapest.
- VALENTINYI Á. [1995]: Endogén növekedésemélet. *Közgazdasági Szemle*. XLII. évf. 6. sz. 582–594. old.
- VONNÁK B. [2005]: *Estimating the Effect of Hungarian Monetary Policy within a Structural VAR Framework*. MNB Working Papers. Monetary Assessment and Strategy Division, Economics Department. Magyar Nemzeti Bank. Budapest.

Summary

The economic growth and government deficit are in certain aspect the most important calculated indicators. On the basis of controversial macroeconomic theories, their connection can be quite different in certain economies. Therefore, I applied several types of econometric analyses to measure the nature and magnitude of the linkage. As the connection can be defined in multiple ways (for example short-term, long-term), not only the classical methods of regression analysis

(that are also biased) but also econometric models (like cointegration, ECM, Granger causality) were applied, by which the linkage can be analyzed in a more comprehensive way. VAR-models were also employed in order to link certain models, to implement other variables, to minimize the probability of distortion of specific models, and also to determine specific effects, like fiscal shocks. These models mostly confirm that there is indeed linkage between these variables but the calculations should be treated carefully as long time series are not available. Therefore, economic growth is affected by the effects of fiscal policy in multiple ways.

A teljes tényező termelékenység változásának forrásai a magyar mezőgazdaságban (2001–2006)

Baráth Lajos,

a Debreceni Egyetem tudományos segédmunkatársa

E-mail: lbarath@agr.unideb.hu

Heinrich Hockmann,

az IAMO Institut tudományos főmunkatársa

E-mail: hockmann@imao.de

Keszthelyi Szilárd,

az Agrárgazdasági Kutató Intézet osztályvezetője

E-mail: keszthelyi.szilard@aki.gov.hu

Szabó Gábor,

a Debreceni Egyetem egyetemi tanára

E-mail: szabog@agr.unideb.hu

Az európai uniós csatlakozást követő években a magyar mezőgazdaság helyzetét különböző szempontok szerint több szerző is elemezte. A teljes tényező termelékenység (total factor productivity – TFP) vonatkozásában viszont – a szerzők tudomása szerint – ebben az időszakban nem született elemzés. A TFP változását indexszámokon és a termelési folyamat modellezésén alapuló technikák segítségével lehet mérni. Az utóbbiak előnye, hogy alkalmazásukkal a TFP növekedése összetevőire bontható fel.

A termelési technológia az általánosan elterjedt gyakorlat szerint két fő eljárás, a Data Envelopment Analysis (DEA), valamint a Stochastic Frontier Analysis (SFA) segítségével modellezhető. A hagyományos DEA- és SFA-modellek a teljes tényező termelékenység értékének felülbecsléséhez vezethetnek, mivel valamennyi üzem esetén homogén technológia alkalmazását feltételezik. Ezért a szerzők egy heterogenitás kezelésére alkalmas SFA-modell adataiból kiindulva, a *Caves–Christensen–Diewert* [1982] által javasolt multilaterálisan konzisztens index segítségével végeztek elemzést. E módszer használatával az egyéni és a társas vállalkozások TFP-jének összehasonlítására is lehetőségük nyílt. Az adatbázist az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) által gondozott tesztüzemi adatbázis jelentette.

TÁRGYSZÓ:

Termelékenység.

Mezőgazdaság.

Indexszámok.

A magyar mezőgazdaság jövedelmi helyzetét, strukturális változásait az európai uniós csatlakozást követő években több szerző is elemezte, többek között Szabó [2007b], Laczka [2007], Kapronczai [2007a], Udovecz–Popp–Potori [2007], Kovács [2006], Szabó [2007a] foglalkoztak ezekkel a kérdésekkel.

A teljes tényezős termelékenység¹ tekintetében viszont – tudomásunk szerint – ugyanebben az időszakban nem született elemzés².

A TFP-t mérő módszereket két fő csoportra oszthatjuk: direkt és indirekt módszerekre. A direkt módszerek indexszámításokon alapulnak, míg az indirekt módszerek a termelési folyamat matematikai módszerrel történő becslésén.

Az ismeretlen termelési technológia becslésére két fő módszer áll rendelkezésre: a determinisztikus és nemparaméteres Data Envelopment Analysis (DEA), valamint a paraméteres és sztochasztikus Stochastic Frontier Analysis (SFA). A kettő közül a DEA a rugalmasabb, mivel használata során nem szükséges meghatározni az input-output kapcsolatot leíró speciális függvényformát; viszont ez az érzékenyebb a kiugró értékekre és az adatokban levő mérési hibákra. Az érzékenység problémája gyorsan változó környezetben működő szervezetek (gazdasági ágak) esetében gyakrabban jelentkezhet.

Az SFA viszont komoly elméleti feltételezést kíván, egyrészt a termelési függvény alakját, másrészt a nem hatékonyan termelő üzemek eloszlását illetően. E módszer alkalmazásakor ugyanakkor kevésbé jelentkeznek a kiugró értékek és a mérési hibák okozta problémák, mivel a hatékonyságszámítás során a termelési függvény meghatározása sztochasztikus. Mindkét módszer széles körben használt a nyugati (Brümmer–Glauben–Thijessen [2002], Abdulai–Tietje [2007]) és a közép- és kelet-európai országok mezőgazdaságának elemzésére (Hockmann–Pieniadz [2007], [2008]; Bokusheva–Hockmann [2006]; Latruffe et al. [2004], [2005]).

E módszerek előnyeit és hátrányait mérlegelve elemzésünkhöz az SFA-módszert választottuk. Az SFA (csakúgy, mint a DEA) ún. hagyományos modelljei homogén technológia alkalmazását feltételezik valamennyi termelő számára, ami félrevezető képet adhat, és ezáltal hibás következtetések levonásához vezethet. Mindezek figyelembevételével cikkünkben a termelési technológiát egy randomkoefficiens-modell segítségével mutatjuk be, ami egyaránt alkalmas a véletlenszerű folyamatok és az üzemek közötti heterogenitás kezelésére.

¹ A teljes tényezős termelékenység egyik elemének, a technikai hatékonyságnak az alakulását Bakucs et al. [2006] és Fogarasi [2008] elemezték.

² A magyar mezőgazdaság teljes tényezős termelékenységét az 1990-es években Mészáros Sándor [1990], [1991] több tanulmányában is vizsgálta. Szabó [2003] a többtényezős termelékenység mezőgazdasági számlarendszer adatain alapuló számításáról közölt cikket.

Célkitűzésünk a következő három kérdés megválaszolása volt:

1. Hogyan változott a teljes tényezős termelékenység a magyar mezőgazdaságban a 2001 és 2006 közötti időszakban?
2. Melyek a teljes tényezős termelékenység változásának meghatározó komponensei?
3. Megfigyelhető-e különbség a teljes tényezős termelékenység és tényezőinek alakulásában az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások között?

Az első és a második kérdés megválaszolásakor a teljes tényezős termelékenység időbeli változását mérjük, melyet a legtöbb index lehetővé tesz. A harmadik kérdésben szereplő csoportok közötti összehasonlítás viszont olyan index alkalmazását teszi szükségessé, ami eleget tesz a tranzitivitás követelményének. Ezért a teljes tényezős termelékenység mérésére a *Caves–Christensen–Diewert* [1982] által javasolt, EKS módszer³ alapuló indexet használtuk, mely tranzitív és multilaterálisan konzisztens.

A magyar mezőgazdaság teljesítményének vizsgálatára alapvetően három adatbázis áll rendelkezésre: a mezőgazdasági számlarendszer (MSZR), a tesztüzemi rendszer (TR) és a kettős könyvvitelt vezető mezőgazdasági üzemek beszámolóján alapuló APEH-adatbázis. Fő különbség a gazdaságok lefedettségében, valamint az adatok aggregáltsági fokában található az adatbázisok között (*Kapronczai* [2007b]). Mi az elemzés során a tesztüzemi rendszer adatait használtuk, mivel a mezőgazdasági számlarendszer és az APEH adatbázisa nem teszi lehetővé az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások közötti összehasonlítást.

1. A termelés modellezésének rövid elméleti áttekintése

A termelés folyamatát matematikailag többféleképpen (halmazokkal, termelési függvényekkel stb.) írhatjuk le. Egy output és több input esetében az alkalmazott technológiát termelési függvényekkel jellemezhetjük.

Tegyük fel, hogy I számú termelőről állnak rendelkezésünkre adatok, akik N inputot használnak egy output előállításához. Ebben az esetben a termelési függvény modellje a következőképpen írható fel:

$$y_i = f(\mathbf{x}'_i, \boldsymbol{\beta}) * TE_i, \quad /1/$$

³ Az EKS elnevezés *Éltető, Köves* [1964] és *Szulc* [1964] neveinek kezdőbetűiből származik, akik a nemzetközi összehasonlítások során fellépő indexszámítási problémákat vizsgálták.

ahol y_i az i -edik termelő kibocsátása, $i = 1, 2, \dots, I$, \mathbf{x}_i az i -edik termelő által használt N input vektora, és $\boldsymbol{\beta}$ a technológiai paraméter vektora. A TE_i pedig az i -edik termelő output orientációjú technikai hatékonysága. A technikai hatékonyság a megfigyelt és a potenciális kibocsátás hányadosaként definiálható. Ha a megfigyelt output eléri a potenciális outputot, $TE_i = 1$, minden más esetben $TE_i < 1$, ami a potenciálisnál kisebb hatékonyságot fejez ki.

A technikai hatékonyság definícióját az /1/ egyenlet egyszerű átrendezéséből a következőképpen írhatjuk fel:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta})}. \quad /2/$$

A /2/ egyenletben a termelési függvény $f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta})$ determinisztikus. A determinisztikus modellek hátrányai – melyek később a sztochasztikus modellek kialakulásához vezettek –, hogy nem veszik figyelembe az adatokban levő, a függvnyspecifikációból eredő esetleges statisztikai hibákat, valamint a termelők ellenőrzésétől független véletlenszerű folyamatokat.

A sztochasztikus termelési függvények használatát elsőként – egymástól függetlenül – *Aigner–Lovell–Schmidt* [1977], valamint *Meeusen–van den Broeck* [1977] javasolta. A technikai hatékonyság ezek esetében a következő:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta}) * \exp\{v_i\}}. \quad /3/$$

Ugyanis a sztochasztikus termelési függvény két részből áll: egy determinisztikus $f(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta})$ és egy sztochasztikus $\exp\{v_i\}$ részből; ez utóbbi feladata a determinisztikus modellek előzőkben említett hibáinak korrigálása.

Az első SFA-modellek (ún. „alapmodellek”) 1977. évi megjelenését követően az SFA-modellek számos variációja jött létre, melyekről *Kumbhakar–Lovell* [2003] és *Fried–Lovell–Schmidt* [2008] nyújtottak áttekintést. E modellek utóbbi években végbement fejlődésének eredményeképpen már létezik olyan fajtájuk is, amely a mintában az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitást is képes kezelni, lehetővé téve ezzel az üzemek teljesítményének pontosabb megítélését. A hagyományos modellek esetében ugyanis az alapfeltételezés az, hogy valamennyi üzem homogén technológiát alkalmaz, azaz valamennyi termelő ugyanazzal a termelési függvénnyel szembesül. A heterogén technológia figyelmen kívül hagyása a potenciálisan elérhető technológiai színvonaltól való lemaradás mértékének (és ezen keresztül a teljes tényező termelékenység) felülbecsléséhez, valamint ezáltal hibás következtetések levonásához vezethet.

Az elemzésünkhöz ezért olyan modellt választottunk, amely alkalmas az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitás kezelésére. Ennek leírását a következő fejezet tartalmazza.

2. Az elméleti modell és az alkalmazott módszerek

Elméleti modellünk a panellmodellekhez tartozik. A modellhez $i = 1, 2, \dots, N$ számú termelőről $t = 1, 2, \dots, T$ év adatai álltak rendelkezésre. A technológia jellemzésére transzlog típusú termelési függvényt használtunk ($\ln f(\mathbf{x}_{it}^e, t, m)$):

$$\ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m) = \alpha_0 + \alpha_\phi \ln \varphi_{it} + \frac{1}{2} \ln \varphi_{it}' \mathbf{A}_{\phi\phi} \ln \varphi_{it}, \quad /4/$$

$$\text{ahol} \quad \ln \varphi_{it} = [\ln \mathbf{x}' \quad t \quad m_i]', \quad \alpha_\phi = [\alpha'_x \quad \alpha_t \quad \alpha_m] \text{ és}$$

$$\mathbf{A}_{\phi\phi} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{xx} & \alpha_{xt} & \alpha_{xm} \\ \alpha'_{xt} & \alpha_{tt} & \alpha_{tm} \\ \alpha'_{xm} & \alpha_{tm} & \alpha_{mm} \end{bmatrix}.$$

A $K \times 1$ -es \mathbf{x} vektor fizikai inputot jelöl. A t változót az idő jellemezésére használtuk, mellyel a technológiai változást mérjük. Az m változó az egyes gazdaságokban alkalmazott termelési tényezők termelékenysége közötti, a mintán keresztül nem megfigyelhető eltérések jelölésére szolgál. (A különbség az egyes üzemek által használt inputok minőségének eltéréseiből, a menedzsment színvonalában levő különbségekből, az üzemszervezési differenciákból stb. adódhat.⁴)

Ha feltételezzük, hogy m_i aktuális értéke nem szükségszerűen egyezik meg annak optimális értékével (m_i^*), a technikai hatékonyságot a következőképpen határozhatjuk meg:

$$\ln TE_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i) - \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*), \quad /5a/$$

$$\ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i) - \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) \leq 0. \quad /5b/$$

⁴ Kimutatható, hogy a /4/ egyenletben meghatározott specifikáció megfelel az ún. „inputmódosító” reprezentációnak, ahol az effektív inputfelhasználás meghatározása a következő: $\mathbf{x}_{it}^e = \mathbf{x}_{it} e^{\alpha_{tm} m_i}$. Az x_{it}^e az effektív (valódi, tényleges) input-felhasználást, az x_{it} a megfigyelt input-felhasználást, az m_i a heterogenitás jellemzésére használt üzemspecifikus változót, az i az egyes üzemeket, a t pedig az időt jelöli.

Az /5b/ egyenlőtlenség – összhangban az előző bekezdéssel – azt fejezi ki, hogy csak az az üzem lehet technikailag hatékony, amelynél az üzemspecifikus hatás aktuális értéke (m_i) egyenlő annak optimális értékével (m_i^*).

Az /5a/ egyenlet közvetlenül nem használható az empirikus becslések elvégzéséhez, mivel sem az m_i , sem az m_i^* nem megfigyelhető; viszont az *Álvarez–Arias–Greene* [2003], [2004] által kialakított formában illeszthető, amely az eddigiek (/4/ egyenlet; /5b/ egyenlőtlenség) alapján a következőképpen írható fel:

$$y_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) + \ln TE_{it}, \text{ illetve} \quad /6a/$$

$$y_{it} = \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i^*) - u_{it}, \text{ ahol } u_{it} = -\ln TE_{it}. \quad /6b/$$

A /6a/, illetve /6b/ egyenletek a szimulált maximum likelihood (maximum simulated likelihood) technika segítségével illeszthetők a következő eloszlásokat feltételezve: $\ln TE_{it} \sim N^+(0, \sigma_u)$, $m_i^* \sim \bullet(0, 1)$. A (\bullet) azt jelöli, hogy m_i^* bármilyen eloszlást 0 várható értékkel és egységnyi varianciával követhet. Továbbá, a modell illesztése során a véletlenszerű folyamatok jelölésére a $v_{it} \sim N(0, \sigma_v)$ -t használjuk.⁵

A technikai hatékonyság TE_{it} az előzők alapján a következőképpen írható fel:

$$\ln TE_{it} = \gamma_0 + \gamma_t t + \gamma_x \ln \mathbf{x}_{it}, \text{ ahol} \quad /7/$$

$$\gamma_0 = \alpha_m (m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \alpha_{mm} (m_i^2 - m_i^{*2}),$$

$$\gamma_t = \alpha_{tm} (m_i - m_i^*),$$

$$\gamma_x = \alpha_{xm} (m_i - m_i^*).$$

A /7/ egyenlet alapján a technikai hatékonyság nagyságát három tényező befolyásolja. Az első az időben változatlan, üzemspecifikus hatást jelöli, a másik két tényező pedig az m^* kapcsolatát fejezi ki az idővel és az inputok volumenével.

Az m_i^* értéke a következő szimuláció révén határozható meg (*Álvarez–Arias–Greene* [2004]):

$$\hat{E}[m_i^* | \mathbf{y}_i, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta}] = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* \tilde{f}(\mathbf{y}_i | t, m_{i,r}^*, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta})}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \tilde{f}(\mathbf{y}_i | t, m_{i,r}^*, \mathbf{X}_i, \boldsymbol{\delta})}, \quad /8/$$

⁵ Feltételezzük, hogy a technikai hatékonyság ($\ln TE_{it}$) független fél-normális eloszlású (N^+) random változó, 0 várható értékkel és σ_u varianciával; míg a véletlenszerű „zajkomponens” (v_{it}) független normális (N) eloszlású random változó, 0 várható értékkel és σ_v varianciával.

ahol \hat{E} a várható érték, $m_{i,r}^*$ az m_i^* sokaságból vett minta, R a mintavételek száma, és \hat{f} az i -edik gazdaságra vonatkozó likelihood függvény, aminek az értékét a becsült paraméterek és az $m_{i,r}^*$ jelenlegi értéke határozza meg. A δ vektor jelöl minden olyan paramétert, amelyeket becsülni kell. A nagybetű használata az inputok és az outputok esetében arra utal, hogy a likelihood függvény minden i üzemre vonatkozóan meghatározásra kerül.

Az m_i^* értékének segítségével meghatározhatjuk a hatékonyság nagyságát (Jondrow–Lovell–Materov [1982]; Álvarez–Arias–Greene [2003], [2004]):

$$-\ln TE_{ij} = E[u_{it} | \varepsilon_{it}, m_i^*] = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda)^2} \left[\frac{\phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)}{\Phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)} - \lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma} \right], \quad /9/$$

ahol

$$\lambda = \sigma_u / \sigma_v, \quad \sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2, \quad \varepsilon_{it} = v_{it} + \ln T_{it},$$

ϕ – a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye,
 Φ – a standard normális eloszlás sűrűségfüggvénye.

Diewert [1976] kimutatta, hogy a Törnquist–Theil-index (TTI) egyértelműen meghatározza az inputváltozásból adódó változások nagyságát a termelésben, ha az alapul szolgáló termelési függvény transzlog típusú. A /9/ egyenletben meghatározott termelési függvény esetében a Törnquist–Theil-index a következőképpen írható fel:

$$\ln TTI = \frac{1}{2} \sum_j [(\varepsilon_{it,j_0} + \varepsilon_{ik,j_0})(\phi_{it,j} - \phi_{ik,j})], \quad /10/$$

$$\text{ahol } \varepsilon_{it,j_0} = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it}, t, m_i)}{\partial \phi_j} \quad \text{és } j \in \{\mathbf{x}_{it}, t, m_i\}.$$

Diewertet követően Caves, Christensen és Diewert [1982] mutatták ki, hogy milyen módon alakítható át a TTI a multilaterálisan konzisztens összehasonlítások céljából. Az index meghatározása során a minta átlagtól vett eltérését használták:

$$\ln TTI = \frac{1}{2} \sum_j \left[\left(\varepsilon_{it,j_0} + \bar{\varepsilon}_j \right) \left(\phi_{it,j} - \bar{\phi}_j \right) + \bar{\varepsilon}_j \bar{\phi}_j - \overline{\varepsilon_{it,j_0} \phi_{it,j}} \right]. \quad /11/$$

A TFP-számítás során, ha egy adott változó változását mérjük, nincs szükség aggregálásra, az index egyszerűen az átlagtól vett eltérést jelöli.

Így az output (ψ) és a technikai hatékonyság (υ) esetében az indexek a következőképpen alakulnak:

$$\ln \psi_{it} = \ln y_{it} - \overline{\ln y_{it}} \quad \text{és} \quad \upsilon_{it} = \ln TE_{it} - \overline{\ln TE_{it}}. \quad /12/$$

A /11/ egyenletben meghatározott index több tényező (a megfigyelt inputváltozás, a technológiai változás és a nem megfigyelhető heterogenitásváltozás) együttes hatását tartalmazza. Ezeket szétválasztva a következő egyenletekhez jutunk:

$$\ln \sigma_{it}^{VRS} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \left[\left(\varepsilon_{it,j_0} + \overline{\varepsilon_j} \right) \left(\ln \mathbf{x}_{it,j} - \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right) + \overline{\varepsilon_j} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} - \overline{\varepsilon_{it,j}} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right], \quad /13a/$$

$$\text{ahol } \varepsilon_{it,j} = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial \ln \mathbf{x}_{it,j}}.$$

$$\ln \chi_{it} = \frac{1}{2} \left[\left(\varepsilon_t + \overline{\varepsilon_t} \right) \left(t - \overline{t} \right) + \overline{\varepsilon_t} \overline{t} - \overline{\varepsilon_t t} \right], \quad \text{ahol } \varepsilon_t = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial t}. \quad /13b/$$

$$\ln \eta_{it} = \frac{1}{2} \left[\left(\varepsilon_{m_0} + \overline{\varepsilon_m} \right) \left(m_i - \overline{m_i} \right) + \overline{\varepsilon_m} \overline{m_i} - \overline{\varepsilon_m m_i} \right], \quad \text{ahol } \varepsilon_m = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it,j}, t, m_i)}{\partial m_i}. \quad /13c/$$

A /13a/ felső indexében szereplő *VRS* (variable returns to scale) a változó mérethozadékat jelöli.

A termelési frontier⁶ által meghatározott kibocsátás így komponenseire bontható: a termelési tényezők intenzitásából adódó különbségek /13a/, a technológiai változás /13b/ és a heterogenitás /13c/ hatásaira.

A TFP változását általában az outputok és az inputok átlagos változásának hányadosaként határozhatjuk meg. Ez grafikusán az origóból induló egyenesek közötti eltérésnek felel meg, és egyben azt is jelenti, hogy állandó mérethozadékat (constant returns to scale – CRS) feltételezünk.

⁶ A termelési függvény (production function) és a termelési frontier (production frontier) szinonim kifejezések. A hatékonysággal és a termelékenységgel foglalkozó irodalmakban a termelési frontier kifejezés használata terjedt el, hangsúlyozva azt a tényt, hogy a függvény a technikailag megvalósítható maximális kibocsátást adja meg (Coelli et al. [2005]).

Ha a /13a/, a /13b/ és a /13c/ egyenletekben leírt hatások alapján akarjuk a TFP változásának egyes forrásait meghatározni, módosítanunk kell a változó mérethezadék alapján meghatározott egyenletet:

$$\ln \sigma_{it} = \ln \sigma_{it}^{VRS} - \ln \sigma_{it}^{CRS}, \quad /14/$$

$$\text{ahol } \ln \sigma_{it}^{CRS} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \left[\left(\varepsilon_{it,j}^s + \overline{\varepsilon_j^s} \right) \left(\ln \mathbf{x}_{it,j} - \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right) + \overline{\varepsilon_j^s} \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} - \varepsilon_{it,j}^s \overline{\ln \mathbf{x}_{it,j}} \right]$$

$$\text{és } \varepsilon_{it,j}^s = \frac{\varepsilon_{it,j}^s}{\sum_{j=1}^K \varepsilon_{it,j}^s}.$$

Ezekkel az átalakításokkal a TFP és egyes forrásai a következőképpen határozhatók meg:

$$\ln TFP_{it} = \ln \psi_{it} - \ln \sigma_{it}^{CRS} = \ln \sigma_{it} + \ln \chi_{it} + \ln \eta_{it} + \ln \upsilon_{it}. \quad /15/$$

SE TCH HET TE

A TFP változása így négy komponensre, a *méretgazdaságosság* (scale efficiency – SE), a *technológiai változás* (technological change – TCH), a *gazdaságok közötti heterogenitás* (heterogeneity – HET) és a *technikai hatékonyság* (technical efficiency – TE) hatására bontható.

3. Felhasznált adatok

Az európai uniós csatlakozással bővültek azok a lehetőségek, amelyek segítségével képet kaphatunk a magyar mezőgazdaság helyzetéről. Kiépítésre került két olyan jövedeleminformációs rendszer, a mezőgazdasági számla- és a tesztüzemi rendszer, amelyek felhasználásával széleskörűen elemezhető a mezőgazdaság teljesítménye. A tanulmányhoz mi a tesztüzemi rendszer 2001–2006. évi gazdaságsoros „egyensúlyi” paneladatait⁷ használtuk.

⁷ Egyensúlyi panel alatt azt értjük, ha valamennyi év azonos számú megfigyelést tartalmaz. A tesztüzemi rendszerből/-be ki- és beléphetnek az üzemek, így abban eltérő a különböző években a gazdaságok száma. A számítás során ezért csak azokat az üzemeket vettük figyelembe, amelyekről valamennyi vizsgált évben rendelkezésre álltak adatok.

A tesztüzemi rendszer adatgyűjtéséből származó adatok kétféle adatbázisban kerülnek feldolgozásra, kielégítve mind a hazai kormányzat információs igényeit, mind az Európai Unió által előírt adatszolgáltatási kötelezettséget. Ezek közül az egyik a magyar adózási és egyéb törvényeknek, míg a másik az EU követelményeinek felel meg. Mi ez utóbbit használtuk tanulmányunkban, egyrészt mivel – tudomásunk szerint – még nem született ez alapján elemzés a magyar mezőgazdaság teljesítményének vizsgálatáról, másrészt így könnyebben összehasonlíthatók az eredmények az EU tagországainak hasonló adataival.

A számításához egy outputot (Y) (a bruttó kibocsátást) és négy inputot (a munkát (A), a mezőgazdasági területet (B), a tőkét (K) és a folyó termelőfelhasználásokat (V)) használtunk. A bruttó hozzáadott érték folyó áras adatait a Központi Statisztikai Hivatal mezőgazdasági termelői árindexével defláztuk. Földinputként az üzemek által használt (hektárban kifejezett) mezőgazdasági területet, munkainputként az összesített, fizetett és nem fizetett munkaerőt is tartalmazó éves munkaerőegységet (ÉME-t) alkalmaztuk. Számításunkban tőkeként a tesztüzemek birtokában levő befektetett eszközök értéke szerepelt. A tőke és a folyó termelőfelhasználások folyó áras adatait a beruházási javak, illetve a folyó termeléshez használt ráfordítások árindexével defláztuk.

A felhasznált változókról, jelölésükről és a mintát jellemző leíró statisztikáról az 1. táblázat nyújt áttekintést. (A táblázat már a deflált értékeket tartalmazza.)

1. táblázat

A modell változói és egyes jellemzői

Változó	Jelölés	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
2001. évben					
Bruttó kibocsátás	Y	349,9	917,6	1,6	9 486,6
Tőke	K	163,0	307,6	2,1	3 378,5
Folyó termelőfelhasználás	V	225,7	603,1	1,0	7 451,6
ÉME	A	8,8	21,2	1,0	218,0
Mezőgazdasági terület	B	291,5	627,0	1,0	5 736,0
2002. évben					
Bruttó kibocsátás	Y	341,8	839,2	2,0	9 109,9
Tőke	K	184,9	320,7	1,7	3 020,3
Folyó termelőfelhasználás	V	228,3	599,0	1,7	7 417,3
ÉME	A	9,1	21,1	1,0	199,0
Mezőgazdasági terület	B	300,1	627,8	1,0	5 736,0

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Változó	Jelölés	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
2003. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	329,9	777,0	2,3	7 534,6
Tőke	<i>K</i>	274,6	406,0	1,3	3 177,1
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	226,2	602,3	2,8	7 377,9
ÉME	<i>A</i>	8,9	20,1	1,0	190,0
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	300,8	628,8	1,0	6 184,0
2004. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	398,3	975,2	3,7	9 079,1
Tőke	<i>K</i>	287,5	528,3	1,4	4 375,8
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	203,8	527,5	2,0	5 865,8
ÉME	<i>A</i>	8,3	18,8	0,1	176,8
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	313,5	642,0	1,9	5 669,5
2005. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	359,6	919,4	1,5	10 632,1
Tőke	<i>K</i>	289,1	535,1	0,9	4 463,6
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	197,4	497,7	2,0	4 955,4
ÉME	<i>A</i>	8,0	18,0	0,1	181,4
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	312,9	623,9	0,7	5 336,0
2006. évben					
Bruttó kibocsátás	<i>Y</i>	351,6	869,1	1,5	10 632,1
Tőke	<i>K</i>	244,3	442,0	0,9	4 463,6
Folyó termelőfelhasználás	<i>V</i>	211,9	553,4	1,0	7 451,6
ÉME	<i>A</i>	8,5	19,5	0,1	218,0
Mezőgazdasági terület	<i>B</i>	305,7	628,3	0,7	6 184,0

Megjegyzés. Az átlag egyszerű számtani átlagot jelöl.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

4. Empirikus eredmények

A fejezet során elsőként a becült termelési függvény paramétereinek, majd a teljes tényező termelékenység és összetevőinek bemutatására kerül sor.

4.1. A termelési függvény paraméterei

A termelési függvény illesztése során a változók a geometriai átlagukkal normalizáltak, így a kapott paraméterek az üzemek átlagára vonatkozóan output-elaszticitásként⁸ értelmezhetők.

2. táblázat

Az illesztett modell becsült paraméterei

Paraméter	Együttható	Másodrendű hatások paraméterei	Együttható
	Becsült random		
α_0	0,403***	α_{tt}	-0,011**
α_t	0,022***	α_{ta}	-0,018***
α_a	0,116***	α_{tb}	-0,005
α_b	0,103***	α_{tk}	0,011
α_k	0,119***	α_{tv}	0,010***
α_v	0,703***	α_{aa}	0,205***
	Nem megfigyelhető heterogenitás hatása	α_{bb}	0,103***
α_{0m}	-0,168***	α_{kk}	0,102***
α_{tm}	-0,020***	α_{vv}	0,081***
α_{am}	-0,247***	α_{ab}	-0,048***
α_{bm}	0,087***	α_{ak}	-0,011
α_{km}	0,010	α_{av}	-0,103***
α_{vm}	0,183***	α_{bk}	-0,017
α_{mm}	-0,933***	α_{bv}	-0,023*
		α_{kv}	-0,033**

Megjegyzés. *** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szignifikanciaszint.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

A termelési függvény paramétereit a következő négy szempont alapján elemeztük: 1. a hatékonyság hiányának szerepe a véletlen hatással összevetve; 2. az egyes termelési tényezők outputra gyakorolt hatása; 3. a technológiai haladás; 4. a nem megfigyelhető véletlenszerű hatás inputra gyakorolt hatása.

A hatékonyság hiányának szerepét a véletlenszerű folyamatokhoz viszonyítva a λ paraméter segítségével vizsgálhatjuk. A λ a σ_u (0,45) és a σ_v (0,18) hányadosa-

⁸ Az output elaszticitás az output és az input százalékos változásának hányadosát mutatja meg (Samuelson–Nordhaus [2005]).

val egyenlő. Ha értéke 1-nél nagyobb, a technikai hatékonyság hiányának a véletlenszerű folyamatoknál nagyobb szerepe van. Esetünkben a λ értéke 2,5 (lásd a Függelék), így kijelenthetjük, hogy *a technikai hatékonyság hiánya jelentős szerepet játszik a magyar mezőgazdaság alakulásában.*

A termelési tényezők outputra gyakorolt hatását elemezve megállapíthatjuk, hogy a folyó termelőfelhasználások output-elaszticitása (α_v) a legmagasabb, mintegy 0,703-os értékkel. (A folyó termelőfelhasználások magas output-elaszticitása összhangban van a tesztüzemi rendszerben szereplő gazdaságok átlagos költségstruktúrájával. Eszerint a folyó termelőfelhasználások a teljes költség mintegy 70 százalékát teszik ki (*Keszthelyi* [2007].)) A folyó termelőfelhasználásokat követően a munka ($\alpha_a = 0,116$) és a tőke ($\alpha_k = 0,119$) output-elaszticitása közel azonos értékű. A legkisebb output-elaszticitást a mezőgazdasági terület ($\alpha_b = 0,103$) esetében tapasztaltuk.

Az alkalmazott modell esetében a beépített „ t ” (idő) változó segítségével a technológiai változás mérésére is lehetőség nyílt. A technológiai változás ebben az esetben a termelési függvény elmozdulását fejezi ki. A vizsgált időszakban technológiai fejlődés figyelhető meg ($\alpha_t > 0$). A technológiai haladás modell által becsült értéke hatévi átlagban közel 2,2 százalék volt évente. A növekedési ráta ugyanakkor folyamatosan csökkent ($\alpha_{tt} < 0$). A technológiai haladás jellegét tekintve a munkaerő-megtakarítás ($\alpha_{ta} < 0$) és a folyó termelőfelhasználás ($\alpha_{tv} > 0$) hatása volt szignifikáns.

A nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényezőnek eltérő hatása volt az egyes inputok esetén: a munkánál (α_{am}) és a technológiai haladásnál (α_{tm}) negatív, míg a területnél (α_{bm}) és a folyó termelőfelhasználásoknál (α_{vm}) pozitív. A tőke vonatkozásában nem mutatkozott szignifikáns összefüggés. A nem megfigyelhető heterogenitásból adódó hatás konkrét természetét nem ismerjük, ezért e paraméterek részletesebb értelmezése nem lehetséges. Az erősen szignifikáns értékek ugyanakkor arra utalnak, hogy *e folyamatok figyelmen kívül hagyása a termelési függvény becslése során torzított eredményekhez vezethet.*

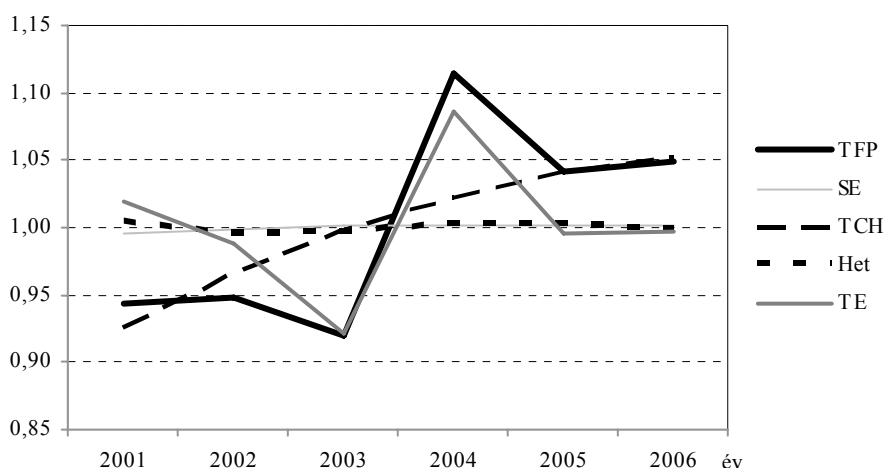
4.2. A TFP és komponenseinek alakulása

Az üzemek teljesítményének elemzésére a teljes tényezős termelékenység színvonalát (TFP_{it}) és időbeni változását (TFP_{it} / TFP_{it+k} ; $k = 1, \dots, K$) is felhasználhatjuk. Ahhoz, hogy adott időpontban az egyes üzemek vagy az egyes üzemek csoportjai egymással összehasonlíthatók legyenek, a tranzitivitás feltételének kell teljesülnie. Az általunk használt, Caves, Christensen és Diewert által javasolt EKS-típusú index eleget tesz a tranzitivitás követelményének, ezáltal a TFP időbeli változása mellett az egyéni és a társas vállalkozások teljesítményének összehasonlítására is lehetőségünk nyílt. Az alfejezet során elsőként a TFP szintjét és a TFP egyes meghatározóit ismer-

tetjük valamennyi gazdaságra, majd az egyéni gazdaságokra és a társas vállalkozásokra vonatkozóan, végül a TFP átlagos évi növekedési ütemét mutatjuk be.

Az 1. ábra valamennyi gazdaság teljes tényezősz termelékenységének és összetevőinek alakulását mutatja. Az ábrán a TFP 2001–2006 közötti jelentős ingadozása figyelhető meg. Értéke 2003-ban volt a legkisebb, míg 2004-ben a legmagasabb. A két év közötti jelentős ingadozás alapvetően az időjárás hatásának tulajdonítható: míg a 2003-as év a mezőgazdasági termelés tekintetében rendkívül gyenge évnek számított, 2004-ben a legtöbb növény rekordtermést hozott.

1. ábra. A teljes tényezősz termelékenység és összetevőinek alakulása, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

A kapott eredmény a magyar mezőgazdaság egy fontos jellemzőjére hívja fel a figyelmet, amit véleményünk szerint mind a hazai, mind az EU-szintű agrárpolitikai döntések során meg kell fontolni. Magyarország és a legtöbb kelet-közép-európai ország mezőgazdasága ugyanis érzékenyebben reagál az időjárás hatásaira, mint a 2004 előtt csatlakozott „rég” tagországoké, mely jelenségről már Szabó [2007b] is írt tanulmányában. Így az üzemek teljesítménye az időjárástól függően nagymértékű szóródást mutathat, ami kedvező időjárási viszonyok esetén könnyen egyes termékek túltermeléséhez vezet. Az időjárás hatása esetünkben a teljes tényezősz termelékenységét a technikai hatékonyságon (TE-n) keresztül befolyásolja; azaz kedvezőbb időjárási feltételek között az egyébként gyengébb üzemek is közelebb kerülnek az adott technológiai színvonal mellett potenciálisan elérhető kibocsátáshoz. Kevésbé kedvező időjárás esetén viszont megnövekszik az üzemek technikai hatékonysága közötti

különbség, s ennek köszönhetően az átlagos TFP érték közel ± 10 százalékos eltérést is mutathat.

A teljes tényező termelékenység nagyságát az általunk használt modell esetében a technikai hatékonyságon kívül a technológiai haladás (TCH), a méretgazdaságosság (SE) és az üzemek közötti nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényező (Het) határozza meg. A technikai hatékonyság után a második legfontosabb TFP-t meghatározó tényező a technológiai változás. A modellszámítás eredményei alapján megállapítható, hogy a vizsgált időszak alatt folyamatosan javult a technológia.

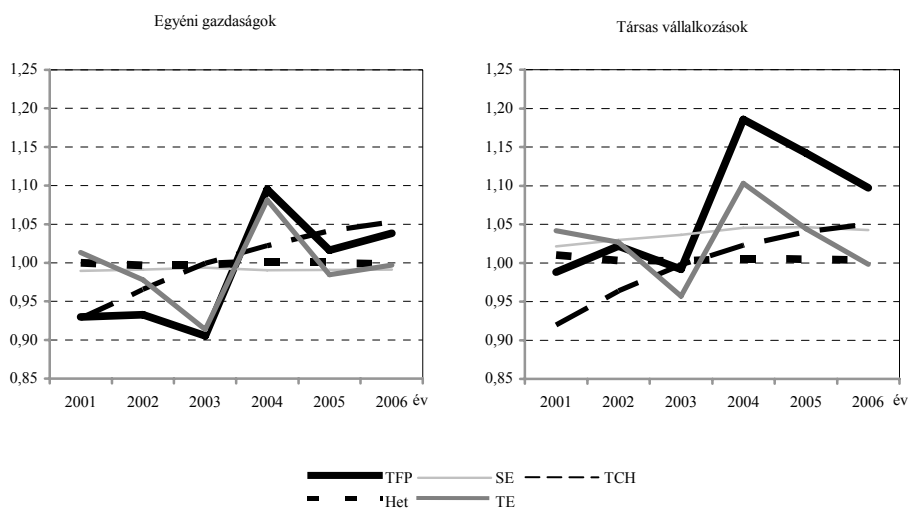
A TFP-t meghatározó fennmaradó két tényezőnek, a méretgazdaságosságnak és a heterogenitásnak az előzőkhöz képest csekélyebb hatása volt az eredmények alakulására. A heterogenitás gyakorlatilag állandó hatást gyakorolt és a méretgazdaságosság is csak minimális mértékben változott a vizsgált időszak alatt. Az utóbbinak 2001-ben és 2002-ben egy alatt volt az értéke, majd az ezt követő enyhe javulásnak köszönhetően egy körüli értéket mutatott. Ez arra utal, hogy minimálisan ugyan, de az üzemek közelebb kerültek az optimális méret eléréséhez. (Lásd az 1. ábrát.)

4.3. A TFP alakulása az egyéni gazdaságokban és a társas vállalkozásoknál

A tesztüzemi rendszer adatai alapján a vállalkozások többféleképpen, termelési irány, elhelyezkedés és jogi forma szerint csoportosíthatók. Mi az adatbázisban szereplő gazdaságokat jogi formájuk szerint osztályozva egyéni gazdaságokra és társas vállalkozásokra osztottuk. A társas vállalkozásokhoz – a szokásos csoportosításnak megfelelően – a korlátolt felelősségű társaságokat, a részvénytársaságokat és a szövetkezeteket soroltuk, míg az „egyéni gazdaságok” csoport az előző kategóriába nem tartozó gazdaságokat öleli fel.

A teljes tényező termelékenység valamennyi vizsgált évben némileg magasabb volt a társas vállalkozások esetében az egyéni gazdaságokhoz képest, ami döntően a nagyobb technikai hatékonyságra vezethető vissza. A TFP egyes összetevőit elemezve megállapítható, hogy 2001 és 2006 között a technológiai haladás tekintetében nem mutatkozott különbség az egyéni és a társas vállalkozási szektor között. A méretgazdaságosság a várakozásoknak megfelelően a társas vállalkozások esetében volt magasabb. E különbség azonban nem tekinthető nagynak, ezért a két szektor teljesítménye közötti különbség kialakulásában nem játszott lényeges szerepet. A heterogenitás hatását tekintve szintén nem mutatkozott érdemi különbség. Bár értéke az egyéni gazdaságokban nagyobb volt, mint a társas vállalkozásoknál, a különbség mindössze századokban mérhető. (Lásd a 2. ábrát és a Függelékét.)

2. ábra. A teljes tényező termelékenység és összetevőinek alakulása gazdálkodási formák szerint, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

4.4. A TFP (átlagos) évi növekedési üteme

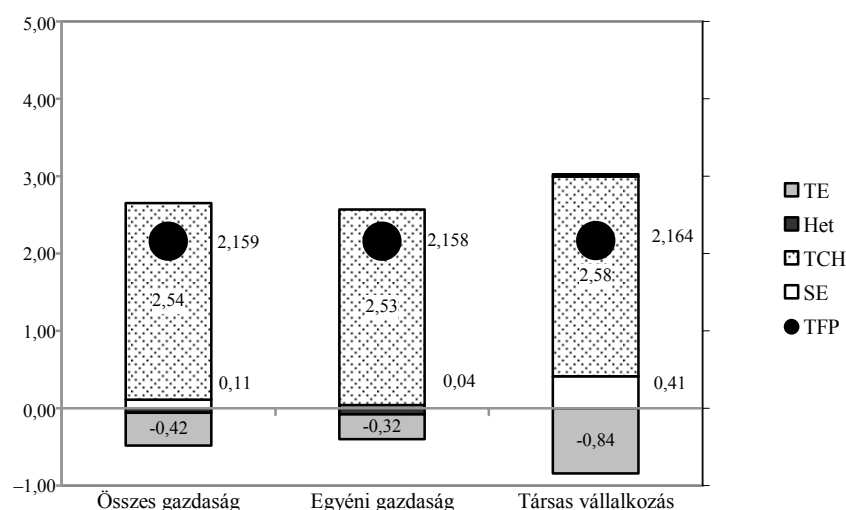
A 3. ábra alapján megállapítható, hogy a vizsgált időszak alatt a gazdaságok teljes tényező termelékenysége évente átlagosan 2,16 százalékkal növekedett. *E növekedés gyakorlatilag teljes egészében a nagyobb technológiai fejlődésnek volt köszönhető*, ami évi 2,54 százalékos növekedést mutatott átlagban. A technológiai fejlődés mellett a méretgazdaságosság minimális javulása járult a növekedéshez, évi 0,11 százalékkal. A vizsgált időszakban csökkent a technikai hatékonyság (évi $-0,42$ százalékkal), ami mérsékelte a technológiai haladás alapján elérhető növekedést. A nem megfigyelhető heterogenitást kifejező tényezőnek minimális hatása volt az értékek alakulására.

A teljes tényező termelékenység növekedése tekintetében az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások között gyakorlatilag nem figyelhető meg érdemi különbség. Az egyéni gazdaságok esetében a növekedés átlagosan évi 2,158 százalék, míg a társas vállalkozásoknál 2,164 százalék volt.

A növekedés forrásai ugyanakkor a két csoportban némileg eltérnek egymástól. A legnagyobb eltérés a méretgazdaságosság és a technikai hatékonyság értékének alakulásában mutatkozott. Míg az egyéni gazdaságok esetében a méretgazdaságosság-

ből származó növekedés gyakorlatilag nem játszott szerepet a TFP értékének alakulásában, a társas vállalkozások esetében érzékelhető hatása volt. Mindkét szektorban csökkent a technikai hatékonyság, de eltérő mértékben; az egyéni gazdaságok esetében évi 0,32, míg a társas vállalkozásoknál 0,8 százalékkal. A kapott eredmények alapján a két csoport eltérő stratégiájára következtethetünk: az egyéni gazdaságok a méretgazdaságosság helyett elsősorban a technikai hatékonyságuk társas vállalkozásokhoz mért hiányának csökkentésével próbálnak hozzájárulni a teljes tényező termelékenység növekedéséhez. A TFP további meghatározóiban nem mutatkozott lényeges különbség, hiszen mind a technológiai fejlődés, mind a heterogenitást kifejező véletlenszerű hatás tekintetében csupán századokban mérhető a két csoport közötti eltérés.

3. ábra. A teljes tényező termelékenység átlagos évi növekedési üteme és a növekedés forrásai, 2001–2006



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

*

A tanulmányban egy heterogenitás kezelésére alkalmas SFA-modell adatai alapján a Caves, Christensen és Diewert által javasolt multilaterálisan konzisztens TFP-index segítségével végeztünk elemzést.

Az eredmények alapján a következő megállapítások tehetők.

Az illesztett modell főbb paraméterei erősen szignifikánsak voltak, mely alapján arra következtethetünk, hogy a választott modell alkalmas a magyar mezőgazdaság ter-

melési folyamatának jellemzésére. Szignifikáns értéket mutattak a nem megfigyelhető heterogenitás figyelembevételére alkalmazott változók is (a tőke kivételével), következésképpen ezek kihagyása az eredmények bizonyos fokú torzításához vezethet.

A vizsgált időszak alatt nőtt a modell eredményei alapján számított teljes tényező termelékenység. Ennek forrásait feltárva megállapítottuk, hogy az emelkedés szinte kizárólag a nagyobb technológiai haladásnak köszönhető.

A TFP alakulására a technikai hatékonyság változásának volt a második legnagyobb, de negatív irányú hatása. A TE értéke nagymértékű ingadozást mutatott az elemzett időszak során, ami egyértelműen az időjárás hatásának tulajdonítható. A vizsgált évek adatai véleményünk szerint a magyar mezőgazdaság azon fontos jellemzőjére hívják fel a figyelmet, hogy teljesítménye az időjárás hatásától függően akár +/-10 százalékos eltérést is mutathat. A technikai hatékonyság növelésére irányuló agrárpolitikai döntések tehát nemcsak a teljesítményt, hanem a termelés stabilizálását is elősegíthetik.

Egy másik fontos jelenség, hogy 2001 és 2006 között romlott a technikai hatékonyság. Mindez arra enged következtetni, hogy a magyar mezőgazdaságnak a technikai hatékonyság növelése terén jelentős tartalékok vannak, hiszen ha az elmaradó üzemek közelebb tudnának kerülni az élen járó gazdaságok technológiai színvonalához, növelhető lenne a kibocsátás. A hatékonyságromlást meghatározó tényezők napjainkban is tudományos viták alapját képezik. Bár ezek vizsgálata túlmutat a jelen dolgozat keretein, a kapott eredmények a téma kutatásának jelentőségére hívják fel a figyelmet.

A teljes tényező termelékenység alakulására a méretgazdaságosságnak és a nem megfigyelhető heterogenitásnak a technológiai fejlődéshez és a technikai hatékonysághoz képest szerény hatása volt.

Az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások teljesítményét összehasonlítva hasonlóságokat és különbségeket egyaránt tapasztaltunk. Míg a vizsgált időszakban a TFP átlagos évi növekedése és a technológiai fejlődés is hasonlóan alakult, a méretgazdaságosság és a technikai hatékonyság változásában a két csoport között egyértelmű eltérés mutatkozott. A társas vállalkozások méretgazdaságosságának javulása ugyanis nagyobb volt az egyéni gazdaságokénál. A technikai hatékonyság mindkét szektort jellemző romlása pedig az egyéni vállalkozásoknál csak kisebb mértékben jelentkezett. Az egyéni gazdaságok ez utóbbival tudták kompenzálni a társas vállalkozásokhoz viszonyítva elszenvedett hátrányukat a méretgazdaságosság növekedésének tekintetében.

Összességében megállapítható, hogy a teljes tényező termelékenység és forrásaiban feltárásával hasznos következtetések levonására nyílt lehetőség, amelyek – megítélésünk szerint további kutatásokkal kiegészülve – hozzájárulhatnak a magyar mezőgazdaság teljesítményének javulásához, valamint a vidéki életszínvonal és a munkalehetőségek növeléséhez.

Függelék

Variancia- és aszimmetriaparaméterek

Paraméter	Együttható	Paraméter	Együttható
σ_u	0,45	σ	0,486***
σ_v	0,18	λ	2,48***

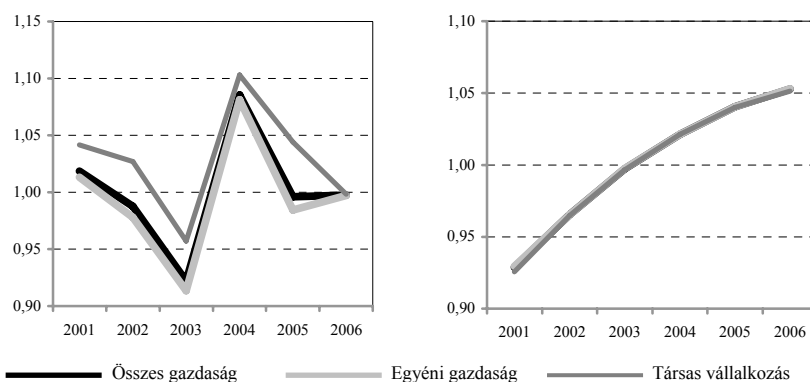
Megjegyzés. *** 1 százalékos szignifikanciaszint.

Forrás: Saját összeállítás AKI-adatok alapján.

A teljes tényezőös termelékenység összetevőinek alakulása az egyéni gazdaságok és a társas vállalkozások esetében, 2001–2006

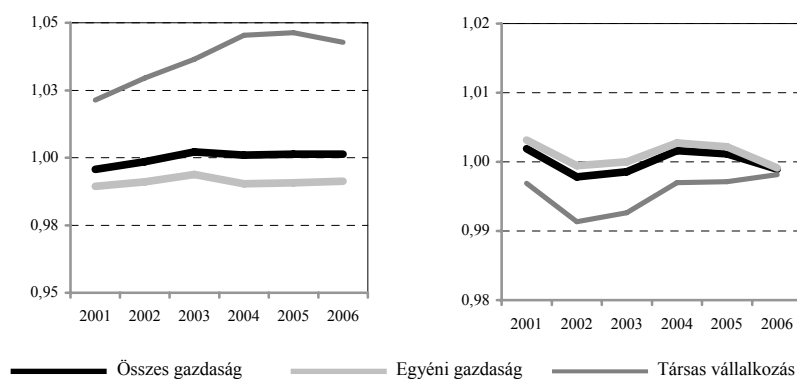
A technikai hatékonyság (TE)

A technológiai változás (TCH)



Méretgazdaságosság (SE)

A heterogenitásból adódó hatás (HET)



Forrás: Saját számítás AKI-adatok alapján.

Irodalom

- ABDULAI, A. – TIETJE, H. [2007]: Estimating Technical Efficiency Under Unobserved Heterogeneity with Stochastic Frontier Models: Application to Northern German Dairy Firms. *European Review of Agricultural Economics*. 34. évf. 3. sz. 393–416. old.
- AIGNER, D. J. – LOVELL, C. A. K. – SCHMIDT, P. [1977]: Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*. 5. évf. 1. sz. 21–37. old.
- ÁLVAREZ, A. – ARIAS, A. – GREENE, W. [2003]: *Fixed Management and Time Invariant Technical Efficiency in a Random Coefficient Model*. Department of Economics, Stern School of Business, New York University. Munkaanyag.
- ÁLVAREZ, A. – ARIAS, C. – GREENE, W. [2004]: *Accounting for Unobservables in Production Models: Management and Inefficiency*. Fundación Centro de Estudios Andaluces. Serie Economía. E2004/72. <http://public.centrodeestudiosandaluces.es/pdfs/E200472.pdf>
- BAKUCS L. Z. ET AL. [2006]: *Technical Efficiency of Hungarian Farms Before and After Accession*. Transition in Agriculture – Agricultural Economics in Transition III Conference. November 10–11. Budapest.
- BOKUSHEVA, R. – HOCKMAN, H. [2006]: Production Risk and Technical Inefficiency in Russian Agriculture. *European Review of Agricultural Economics*. 33. évf. 1. sz. 93–118. old.
- BRÜMMER, B. – GLAUBEN, T. – THIJESSEN, G. [2002]: Decomposition of Productivity and Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries. *American Journal of Agricultural Economics*. 84. évf. 3. sz. 628–644. old.
- CAVES, D. W. – CHRISTENSEN, L. R. – DIEWERT, W. E. [1982]: Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers. *The Economic Journal*. 92. évf. 365. sz. 73–86. old.
- COELLI, T. J. ET AL. [2005]: *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. Second edition*. Springer Science. New York.
- DIEWERT, W. E. [1976]: Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*. 4. évf. 2. sz. 115–145 old.
- ÉLTETŐ Ö. – KÖVES P. [1964]: Egy nemzetközi összehasonlításoknál fellépő indexszámítási problémáról. *Statisztikai Szemle*. 42. évf. 5. sz. 508–518. old.
- FOGARASI, J. [2008]: *Farm Size and Determinants of Productive Efficiency in Hungarian Crop Production*. 2nd Halle Workshop on Efficiency and Productivity Analysis. Május 26–27. Halle.
- FRIED, H. O. – LOVELL, A. C. K. – SCHMIDT, S. S. [2008]: *Efficiency and Productivity*. Oxford University Press. Oxford.
- HOCKMANN, H. – PIENIADZ, A. [2007]: *Farm Heterogeneity and Efficiency in Polish Agriculture: A Stochastic Frontier Analysis*. 104th (Joint) EAAE-IAAE Seminar Agricultural Economics and Transition: “What was expected, what was observed, the lessons learned” Corvinus University of Budapest. Szeptember 6–8. Budapest.
- HOCKMANN, H. – PIENIADZ, A. [2008]: Betriebliche Heterogenität und Effizienz polnischer Familienbetriebe. IAMO 2008. 37–43. old. http://www.food-monitor.de/docs/medien/iamo/iamo2008_de.pdf
- JONDROW, J. C. – LOVELL, A. C. K. – MATEROV, I. [1982]: On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*. 19. évf. 2–3. sz. 233–238. old.

- KAPRONCZAI I. [2000]: Az agrárinformációs rendszer elemei az EU-harmonizáció tükrében. *Statisztikai Szemle*. 78. évf. 4. sz. 212–224. old.
- KAPRONCZAI I. [2007a]: A mezőgazdaság gazdaságstruktúrája és jövedeleminformációs rendszerei. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 1. sz. 36–56. old.
- KAPRONCZAI I. [2007b]: *Információs rendszerek a közös agrárpolitika szolgálatában*. Szaktudás Kiadó Ház. Budapest.
- KESZTHELYI SZ. [2007]: A Tesztüzemi Információs Rendszer 2006. évi eredményei. *Agrárgazdasági Információk*. 5. sz. 1–39. old.
- KOVÁCS G. [2006]: A KAP-reform várható hatásai a mezőgazdasági üzemek termelésére és a földhasználati viszonyokra. *Agrárgazdasági Tanulmányok*. 4. sz. Budapest.
- KUMBHAKAR, S. C. – LOVELL, A. C. K. [2003]: *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press. Cambridge.
- LACZKA É. [2007]: A magyar mezőgazdaság az EU-csatlakozás körüli években, 2000–2005. *Statisztikai Szemle*. 85. évf. 1. sz. 5–20. old.
- LATRUFFE, L. ET AL. [2004]: Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland. *Applied Economics*. 36. évf. 12. sz. 1255–1263. old.
- LATRUFFE, L. ET AL. [2005]: Technical and Scale Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland: Does Specialization Matter? *Agricultural Economics*. 32. évf. 3. sz. 281–296. old.
- MEEUSEN, W. – VAN DEN BROECK, J. [1977]: Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Function with Composed Error. *International Economic Review*. 18. évf. 1. sz. 435–444. old.
- MÉSZÁROS S. [1990]: *A gazdasági hatékonyság értelmezése, mérése, nemzetközi összehasonlítása és növelésének tényezői a magyar élelmiszer-termelés főbb vertikumaiiban*. OTKA tanulmány. AKI. Budapest.
- MÉSZÁROS S. [1991]: A hatékonyság alakulása az EK és Magyarország mezőgazdaságában. *Gazdálkodás*. 35. évf. 9. sz. 1–13. old.
- SAMUELSON, P. A. – NORDHAUS, W. D. [2005]: *Közgazdaságtan*. Akadémiai kiadó. Budapest.
- SZABÓ, G. [2007a]: *Changes in the Structure of Agricultural Production, Farm Structure and Income in Hungary in the Period of 2004–2006*. 104th (Joint) EAAE-IAAE Seminar, Corvinus University of Budapest. Szeptember 6–8. Budapest.
- SZABÓ P. [2003]: Mezőgazdasági termelékenységi mutatók. *Gazdaság és Statisztika*. 54. évf. 4. sz. 56–63. old.
- SZABÓ P. [2007b]: Az EU-csatlakozás hatása a mezőgazdasági jövedelemre. *Statisztikai Szemle*, 85. évf. 1. sz. 21–35. old.
- SZULC, B. J. [1964]: Indices for Multi-regional Comparisons. *Prezegląd Statystyczny (Statistical Review)*. 3. évf. 3. sz. 239–254. old.
- UDOVECZ G. – POPP J. – POTORI N. [2007]: Alkalmazkodási kényszerben a magyar mezőgazdaság. Folytatódó lemaradás vagy felzárkózás? *Agrárgazdasági Tanulmányok*. 7. sz. Budapest.

Summary

After EU accession the Hungarian agriculture has been analysed by many authors from a variety of aspects. Total Factor Productivity (TFP), however, has not been investigated, to the best of

our knowledge. TFP can be measured by index number techniques or with the help of production technology modelling. The advantage of the latter alternative is that it allows to separate TFP growth into different components. The production technology is usually modelled by two alternative methods: Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA). The conventional DEA and SFA models, though, may lead to the overestimation of the Total Factor Productivity change, since they assume homogenous technology for all producers. For this reason, in our paper we used an SFA model, which is suited to deal with heterogeneity, to provide the basis for an analysis with a multilateral consistent index as suggested by *Caves–Christensen–Diewert* [1982]. This allowed us to draw comparisons of TFP between family farms and companies. The data were provided by the Farm Accountancy Data Network of the Research Institute of Agricultural Economics.

A rejtett városiasodás Magyarországon a XIX. század közepén

Peter I. Hidas,

történész

E-mail: peterhidas@yahoo.com

A tanulmány a magyarországi polgárosodás egyik szegmensét helyezi górcső alá. Azt kívánja feltárni, hogy a XIX. század első felében a magyar városi népesség száma miként alakult, nevezetesen elsősorban a zsidó vallású népesség bevándorlása milyen mértékben befolyásolta a városban élő népesség létszámát, foglalkozási szerkezetét, mindenek előtt a kereskedéssel foglalkozók számát és arányát. A szerző „rejtett városiasodásnak” nevezi azt a korrelációs összefüggést, melyet elemzése során feltár a városban élők foglalkozása és vallási hovatartozása között. Hangsúlyozza, hogy mindez a magyar polgárosodási folyamat első időszakára, a kiegyezést megelőző 20–30 esztendő társadalmi változásaira jellemző. Elemzését a statisztika-történet korai időszakának alapvető adataira, majd a létrehozott hivatalos statisztika (népszámlálások) eredményeire alapozza.

TÁRGYSZÓ:

Vallás.

Foglalkozás.

Korrelációs számítás.

Magyarországon a XIX. századi „nekilendülés” – amely vizsgálódásunk középpontját képezi – az 1820-as évektől az 1870-es évekig tartott. Gazdasági szempontból a magyar társadalom az elmúlt 150 évben, a nekilendülés előfeltételei kialakulásának időszakán, a nekilendülés szakaszán át jutott az érettség vagy a tömegfogyasztás korszakába (Rostow [1967] 4. old.). Ennek a Rostow-féle modellnek az alkalmazása a magyar társadalomra, vagyis az a feltevés, hogy a fejlődés Kelet-Közép-Európában azoknak a társadalmaknak a modelljét követte, amelyeket Rostow tanulmányozott, megkönnyítheti a XIX. századközepi Magyarországnak vizsgálatát. Rostow szerint „a nekilendülés kezdete rendszerint egy különösen erős ösztönzésre vezethető vissza”. (Rostow [1967] 36. old.) Magyarországon ez az ösztönzés az 1867. évi kiegyezés volt. Az érettség kora a XX. század közepéig tartott.

A napoleoni háborúkat követő nekilendülést megelőző korszakban a magyar nemesség a gazdasági növekedéshez szükséges olyan tartós és folyamatos „felkészítésen esett át”, részben a saját erőfeszítése eredményeképpen, részben külső erők hatására, mely a magyar politikai elit figyelmét a magyar nemzetre és a szélesebb nemzetközi összefüggésekre összpontosította. Az átmenetet motiváló nagy erő a nemzeti tudatra ébredés volt az osztrák hatalmi törekvésekkel szemben. A nemesség és a fejlődő polgárság egyaránt egy független, modern állam létrehozására törekedett. Ugyanakkor az 1848 előtti magyar politikai vezetés „...kívánta a modernizáció gyümölcseit, de ténylegesen túlságosan súlyosan nehezdedtek rájuk a múltból örökölt hagyományos érdekek és magatartásformák, s ezek megakadályozták, hogy azt tegyék, ami szükséges a modern társadalom létrehozására” (Rostow [1967] 30. old.). Az 1848–49-es forradalom és szabadságharc hibái is hozzájárultak a világsi tragédiához, a szlávok közé ékelt magyarok elszigetelődéséhez. „Végül az átmenet második szakaszában olyan generáció került hatalomra, amely nemcsak a nemzeti függetlenség elérésére törekedett, hanem felkészült arra is, hogy létrehozzon egy városi bázisú modern társadalmat” (Rostow [1967] 30. old.). Az 1860-as évekre kialakult egy új magyar elit, melyet a nemesség és az új típusú gazdaság vezetőrétege alkotott, és kihasználva Ausztria nemzetközi nehézségeit, az 1867-es kiegyezéssel megnyitotta Magyarország számára a nekilendülés szakaszát.

1. Az új gazdasági elit megjelenése

Az előfeltételek kialakulása négy évtizeddel korábban vette kezdetét, nem annyira a belső, mint inkább olyan külső tényezők hatására, mint a magyarországi zsidó közösség gyors növekedése, a különböző nemzetiségű (örmény, szerb, svájci, német, zsidó)

kereskedelmi és ipari szakemberek és vállalkozók betelepődése, a nyugati haladáseszmék és az ipari forradalom első eredményeiről érkező hírek, megrázták mind a városi, mind a vidéki magyar társadalmat és megkezdték annak felbomlását. Egyre inkább elterjedt az a gondolat, hogy „...a gazdasági haladás nemcsak lehetséges, hanem szükséges feltétele is más, kívánatos célok elérésének, legyen az nemzeti méltóság, magánprofit, általános jólét vagy a jövő generációk jobb élete” (Rostow [1967] 6. old.). Új típusú vállalkozók jelentek meg, akik hajlandók voltak mobilizálni a megtakarításokat és kockázatot vállalni a profit vagy a modernizáció érdekében. Az 1830-as években alakultak Magyarországon az első pénzügyi intézmények, amelyek megteremtették a tőkemobilizálás feltételeit. A bel- és külkereskedelem kiszélesedett, megnőtt a külföldi tőkebefektetés, különösen a malomiparban, a szállításban, a közlekedésben és a bányászatban. Mindezzel egyenes arányban egy új típusú középosztály kezdett kialakulni. Ezen belül, miután a zsidó kereskedők elegendő tőkét halmoztak fel a kereskedelemből, melynek befektetésével új lehetőségek nyíltak, és fel tudták használni a helyi szakemberek tudását is. Elkezdődött a modern ipari vállalatok kialakulása. Ugyanakkor mindez a tevékenység mérsékelt ütemben és egy olyan gazdaság és társadalom keretei között folyt, amelyben még a hagyományos, alacsony termelékenységű módszerek, a régi struktúrák és értékek, valamint a regionális jellegű politikai intézmények voltak uralkodók (Rostow [1967] 7. old.).

Más oldalról az a többletjövedelem is, amely korábban a földbirtokosok kezéből többnyire luxusfogyasztásra került, kezdett utat találni azok kezébe, akik produktív célokra költötték, azután rendszeresen visszaruházták a profitot, amint a termelés és a termelékenység növekedett (Rostow [1967] 19. old.). A beruházási ráta fokozatosan felülmúlta a népesség növekedési ütemét. Az 1860-as évektől kezdve már kínálkozott tőke az ipari befektetések és a költségcsökkentő találmányok számára, főleg a malomiparban. A felbomló céhek tagjai és a felszabadult parasztok pedig engedelmese munkaező-kínálatot nyújtottak. A gyorsan növekvő bányászati termelés és a korábban adómentes nemesség részéről befolyó adók erős anyagi alapot nyújtottak az új infrastruktúra kiépítéséhez. A növekvő birtokjövedelmek és a középosztály gazdagodása hozzájárultak a belső piac megélénküléshez. Kezdetét vette Magyarország modernizációja.

Tanulmányomban azt a kérdést kívánom megválaszolni, hogy ehhez a nekilendüléshez a magyar reformnemességen, az egyre liberálisabb osztrák köztisztviselőrétegen túl milyen mértékben járult hozzá az egyre növekvő arányban szereplő zsidó népesség. Feltételezem, hogy ennek a folyamatnak a lényegét, a kereskedőosztály születését, behatolását az ország legelmaradottabb régióiba, a kereskedelem irányításának átvételét és gyors fejlődését Magyarország városaiban, mindazt, amit én első sorban az urbanizációnak nevezek, számokkal is be lehet mutatni. Annak ellenére, hogy a korra vonatkozó demográfiai adataink hiányosak, a rendelkezésre álló statisztikai adatok elemzése világosan mutatja modellünk érvényességét.

2. A foglalkozási szerkezet változása

A vizsgált háromnegyed évszázados időszak demográfiai adatai egyértelműen mutatják a zsidó bevándorlást a városokba. De vajon ezt a jelenséget azonosíthatjuk-e a modern urbanizációval? Önmagában ez kevés. Azonban ha be tudjuk bizonyítani, hogy a Magyarországra bevándorolt zsidók elsődlegesen kereskedők voltak és elsősorban a városokba telepedtek meg, akkor feltételezhetjük, hogy a városokba való betelepedésük a kereskedelmi tevékenység hasonló arányú növekedését is maga után vonja, ami pedig az urbanizáció egyik jellemzője.

Az 1857. évi népszámlálás szerint Magyarország lakosságának csaknem 1,4 százaléka foglalkozott kereskedelemmel. Az első önálló magyar népszámlálás szerint 1869-re ez az arány majdnem 1,6 százalékra nőtt (*Népszámlálás* [1871]). Korábban a zsidó népességről országos adatok nem állnak rendelkezésre, de vannak részadataink. Pesten 1846-ban a zsidó keresők 59,5 százaléka kereskedő volt, 18,0 százaléka iparos és gyáros, 9,4 százaléka értelmiségi és 13,0 százaléka munkás. Ugyanebben az évben a kereskedők aránya Budán 65, Óbudán 32, Székesfehérváron 70, Komáromban 45, Szabadkán 63, Szegeden 51 százalék volt. Egyes megyékben ezek az arányok a következőképpen alakultak: Turócban 37, Nógrádban 54, Somogyban 42, Szepesben 29, Beregben 9, Borsodban 52 százalék (*Pollák* [1848]).

Bácskai és *Nagy* szerint, akik 58 piacközpontot vizsgáltak (*Bácskai–Nagy* [1984]), egy évtizeddel korábban (1828-ban) a zsidó háztartások 34 százaléka kereskedelemből élt. A zsidó háztartások 50 százalékát azonban az „ismeretlen foglalkozású” kategóriába sorolták, de az ebbe a kategóriába tartozó családfők közül is sokan foglalkozhattak kereskedelemmel vagy a kereskedelemmel kapcsolatos más tevékenységgel. (Itt a vándorkereskedőkre gondolunk, valamint a kocsmárosokra, akik a zsidó háztartások 3 százalékát tették ki, és akik szintén a kereskedők közé sorolhatók, bár ekkor még többnyire bérlőkként, hiszen a kocsmajog külön elbírálás alá esett.)

Ugyanebben az 58 városban a lakosság nagy többségét alkotó nem nemes népességnek 3,4 százaléka foglalkozott kereskedelemmel. 1827-ben ezeknek 19 százaléka volt zsidó. *Bácskai* és *Nagy* szerint bizonyos városokban a kereskedőknek több mint a fele zsidó volt. A zsidók különösen a gabona- (47%) és a bőrkereskedelemben (67%) játszottak kiemelkedő szerepet. A vándorkereskedőknek mintegy 90 százaléka volt zsidó. Ezek az adatok jól mutatják mind a zsidók fontos szerepét a kereskedelemben az 1820-as évek végén, mind a magyarországi zsidóság foglalkozási szerkezetének alakulásában ekkoriban érvényesülő tendenciákat. Az idézett szerzőpáros számításait egybevetettük az 1848. évi „Első magyar zsidó naptár és évkönyv” (*Pollák* [1848]) adataival (lásd az 1. táblázatot) melyek jelzik, még ha nem is bizonyítják, eredeti feltevésünk helyességét.

1. táblázat

A zsidó népesség száma néhány városban és megyében foglalkozás szerint, 1846-ban

Megye, város	Kereskedelmi	Ipari	Mezőgazdasági	Értelmiségi	Munkás	Zsidó népesség összesen
	foglalkozású dolgozók száma (fő)					
	<i>Néhány megye</i>					
Turóc	70	48	47	25	0	190
Nógrád	547	174	85	109	91	1006
Somogy	435	278	21	63	251	1048
Szepes	127	83	148	78	0	436
Bereg	122	270	708	77	209	1386
Borsod	663	331	105	146	33	1278
Bihar	296	197	170	82	14	759
Csanád	240	70	20	40	0	370
Torontál	319	79	39	43	0	480
Krassó	105	50	4	21	0	180
Verőce	12	12	6	7	0	37
Szerém	56	1	2	3	0	62
Zágráb	85	30	4	29	0	148
Varasd	34	12	16	9	0	71
<i>Összesen</i>						
<i>Szám</i>	3111	1635	1375	732	598	7451
<i>Százalék</i>	41,8	21,9	18,5	9,8	8,0	100,0
	<i>Városok</i>					
Pest	1948	591	0	308	427	3274
Buda	207	84	0	25	4	320
Óbuda	176	344	3	21	0	544
Székesfehérvár	37	10	0	6	0	53
Komárom	87	62	1	45	0	195
Szabadka	149	54	10	24	0	237
Szeged	117	63	3	18	27	228
<i>Összesen</i>						
<i>Szám</i>	2721	1208	17	447	458	4851
<i>Százalék</i>	56,1	24,9	0,4	9,2	9,4	100,0

Forrás: Pollák [1848] 111–112. old.

Mivel 1846-ról nem állt rendelkezésünkre megbízható információ a nem zsidó népesség foglalkozási szerkezetéről, kénytelenek voltunk közvetett úton, a korrelá-

ció statisztikai módszerének segítségével kapcsolatot teremteni a kereskedelmi foglalkozásokat folytatók és a zsidó, nem zsidó népesség között. Ugyanakkor ha ki tudjuk mutatni a zsidó városi népesség jelentős növekedését, akkor – bármely más általánosan alkalmazható tényező hiányában – elfogadhatónak tartom, hogy a városokban megnövekedett kereskedelmi tevékenységet többek között a zsidók beáramlásával egyre nagyobb számú jelenlétével magyarázzuk.

3. Az urbanizáció alakulása

Demográfiai tény, hogy a születések száma egy adott közösségen belül csak akkor kétszereződhet vagy háromszorozódhat meg, ha hasonló arányban megnövekszik a szülőképes korban lévő nők száma, ha nem így van, az új népességnek bevándorlásból kell származnia. Másfelől viszont, ha a születések száma erőteljesen csökken, ez többnyire az elvándorlással vagy a népesség elöregedésével magyarázható. Mint-hogy a népesség összes száma, a születések és a halálozások számával együtt 1836-ra és 1869-re ismeretes, ki tudjuk számítani az átlagos természetes születési és halálozási arányszámokat és a vándorlás mérlegét. Például a mai Borsod-Abaúj-Zemplén megye területén a nyers születési arányszám lényegében nem változott 1836 és 1900 között. Az ezer lakosra jutó születések száma 1836-ban és négy későbbi népszámlálás alkalmával a következőképp alakult: 1836-ban 41,86; 1870-ben 42,55; 1880-ben 40,49; 1890-ben 43,04; 1900-ben 40,43 volt (*Klinger* [1979]).

A áttekintett csaknem 30 év alatt az átlagtól való eltérés mindig kisebb volt 5 százaléknál. Tehát az évi születések számának bármiféle növekedése a bevándorlásnak tulajdonítandó.

Az urbanizációt – többek között – úgy is meghatározhatjuk, mint a népesség falusi és mezőgazdasági jellegének csökkenését, illetve megszűnését és mint a városi jelleg növekedését a falusi rovására. Ez a folyamat, azaz az urbanizáció, párhuzamosan halad a bruttó nemzeti termék növekedésével és annak egyenes következménye (*Bairoch* [1981]). Nem könnyű azonban általánosan elfogadott meghatározást találni a városra. Ebben a tanulmányban három különböző definíciót fogunk használni: a jogi meghatározást, amelyet *Ludovicus Nagy* használt 1827-ben; az ún. szabad királyi városoknak egy módosított jogi meghatározását; és egy modern meghatározást két mai magyar kutatótól, *Bácskai Verától* és *Nagy Lajostól*.

A 2. táblázat az urbanizáció helyzetét mutatja Magyarországon, 1827-ben vallások szerint. Az egyes településeket a XIX. századi statisztikus, *Ludovicus Nagy* által használt jogi meghatározás szerint minősítve „város”-nak, „mezőváros”-nak vagy „falu”-nak. E szerint Magyarországon a római és görög katolikusok 30, a görögkeletiek 22, a

protestánsok 34 és a zsidók 46 százaléka élt városokban és mezővárosokban. Annak ellenére, hogy a zsidók jogilag ki voltak zárva sok szabad királyi városból, s a Nagy által „mezőváros”-nak minősített települések egy részének városi jellege kétséges, szignifikáns különbség mutatkozik a zsidók és a nem zsidók lakhelye között az urbanizálódott településtípusok szerint. Az 1870. évi népszámlálás szerint a Nagy által városnak minősített településeken, amelyekről adataink vannak, az urbanizáció foka a katolikusok esetében 8-ról 9 százalékra nőtt, az ortodoxoknál 5-ről 3 százalékra csökkent, a protestánsok esetében 6-ról 7 százalékra nőtt, az összes nem zsidók esetében alig, de csökkent. Ugyanebben az időszakban a zsidók urbanizációs foka több mint megkétszereződött, 8-ról 20 százalékra nőtt. Így tehát *Yehuda Don* és *George Magos* tanulmányának végkövetkeztetése, miszerint Magyarországon 1825 és 1869 között gyors urbanizáció ment volna végbe, revízióra szorul (*Don–Magos* [1985]).

2. táblázat

Urbanizáció és vallás Magyarországon 1827-ben

Településtípus, településnagyság	Katolikusok	Ortodoxok	Protestánsok	Zsidók	Összesen
	Száma (fő)				
Szabad királyi városok	410 840	45 370	127 683	15 754	599 647
Mezővárosok 2000 lakos felett	782 578	140 014	526 300	55 653	1 504 545
Mezővárosok 2000 lakos alatt	314 288	24 551	90 326	16 896	446 061
Falvak 2000 lakos felett	500 773	241 850	300 479	17 456	1 060 558
Falvak 2000 lakos alatt	3 067 906	519 993	1 123 438	85 721	4 797 058
<i>Összesen</i>	<i>5 076 385</i>	<i>971 778</i>	<i>2 168 226</i>	<i>191 480</i>	<i>8 407 869</i>
	Megoszlás (százalék)				
Szabad királyi városok	8,0	5,0	6,0	8,0	7,0
Mezővárosok 2000 lakos felett	15,0	14,0	24,0	29,0	18,0
Mezővárosok 2000 lakos alatt	6,0	3,0	4,0	9,0	5,0
Falvak 2000 lakos felett	10,0	25,0	14,0	9,0	13,0
Falvak 2000 lakos alatt	60,0	54,0	52,0	45,0	57,0
<i>Összesen</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>

Forrás: B. Lukács [1979].

Ha *Fényes Eleknek* az 1830-as és 40-es években megjelent munkáiból és az 1869. évi népszámlálásból merített korrigált adatokat használjuk, akkor a következő eredményeket kapjuk: Magyarország lakossága, Erdély és Horvátország nélkül, 1836-ban 9 millió, 1847 körül 9,8 millió, 1869-ben pedig 11 millió volt. Az 1830-as évek-

től 1847-ig az ország lakossága 10 százalékkal növekedett, 1847-től 1869-ig pedig 12 százalékkal. Az egész vizsgált időszakban 25 százalékkal nőtt a lakosság száma. Ha figyelmen kívül hagyjuk a zsidók városba áramlását, akkor Pesten kívül igen csekély mértékben nőtt a városi népesség. Valójában az 1830-as és 1840-es években a nem zsidó városi népesség, Pestet leszámítva, 3 százalékkal lassabban növekedett, mint Magyarország egész népessége (10%). Az 1830-as évek és 1869 között ezeknek a városoknak a nem zsidó lakossága 23 százalékkal növekedett. Mivel azonban az egész lakosság növekedése 32 százalék volt ugyanezen időszakban, a növekedés jelentős része a zsidók bevándorlásának eredménye volt. A magyarországi városok zsidó lakossága az 1840-es évek végétől 1869-ig több mint megháromszorozódott. A növekedés Pesten volt a leggyorsabb, de megfigyelhető a kisebb városokból a nagyobbakba irányuló zsidó népességmozgás is.

3. táblázat

A vizsgált városok száma a zsidók össznépességén belüli aránya szerint

Időszak	Nagyobb városok*	Kisebb városok**	Összesen
Nincs zsidó			
1830-as évek	4	8	12
1840-es évek	3	8	11
1857	0	1	1
1869	0	0	0
1–2 százaléka zsidó			
1830-as évek	1	7	8
1840-es évek	1	7	8
1857	1	3	4
1869	0	2	2
3–6 százaléka zsidó			
1830-as évek	3	7	10
1840-es évek	3	7	10
1857	5	6	11
1869	4	6	10
7–15 százaléka zsidó			
1830-as évek	6	1	7
1840-es évek	3	2	5
1857	4	2	6
1869	6	4	10

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Időszak	Nagyobb városok*	Kisebb városok**	Összesen
16 és több százaléka zsidó			
1830-as évek	0	5	5
1840-es évek	1	5	6
1857	2	8	10
1869	2	4	6
A vizsgált városok összesen			
1830-as évek	14	28	42
1840-es évek	11	29	40
1857	12	20	32
1869	12	16	28

* Többek között Pest, Buda, Óbuda, Pécs, Miskolc, Kassa, Nagyvárad, Sopron, Debrecen, Veszprém, Arad, Kanizsa, Pozsony, Győr, Szeged, Ungvár, Temesvár, Baja.

** Mezővárosok 2000 lakos alatt.

Megvizsgáltam a Bácskai és Nagy által említett városok közül néhányat, hogyan alakult a zsidóság beáramlása a városokba. 1836-ban a kiválasztott városok közül 12-ben nem élt egy zsidó lakos sem. Korszakunk végére (1867) már mindezen városoknak volt zsidó lakossága is. Igen erősen csökkent azoknak a városoknak a száma, amelyekben a zsidók aránya az országos átlag (3–6%) alatt volt. A nagyobb városokban (piacközpontok, lásd *Bácskai–Nagy* [1984] 45. old. és a legnagyobb szabad királyi városok) a zsidók száma meghaladta az országos átlagot, s azoknak a kisebb városoknak a száma, ahol a zsidó népesség aránya az országos átlag alatt volt, 15-ről 2-re csökkent. 1857 után a kisebb városok zsidó vallási közösségei hanyatlásnak indultak, de ekkor már létezett két olyan nagyobb város (Miskolc és Pécs), ahol igen nagy zsidó közösség élt. Ezzel összehasonlítva, a nem zsidó közösség csekély növekedést mutatott.

Az 1848–49-es forradalom és szabadságharc átmenetileg megszakította a magyarországi urbanizáció folyamatát. Pesten továbbra is megfigyelhető némi népességnövekedés, de a nem zsidó népesség hirtelen és feltehetően politikai okokból nagy számban elhagyta a nagyobb városokat, s helyüket zsidók foglalták el.

1857-ben száz zsidó vallású közül hét lakott ezekben a városokban, szemben az 1828. évi 4 százalékkal. 1828 és 1869 között a nem zsidó lakosságból a nagyobb városokban lakók száma csak 0,6 százalékkal növekedett. Ugyanebben az időszakban a 17 nagyobb város zsidó lakossága megötszöröződött. 1869-ben a magyarországi zsidók több mint 9 százaléka ezekben a városokban lakott. A kisebb városok népessége nem sokat változott az 1830-as és 1840-es éveken, és az 1848–49-es események sem

gyakoroltak nagyobb hatást növekedésükre. 1870-ig e kis városok lassabban növekedtek mint az ország egésze. Sok nem zsidó elhagyta ezeket a városokat és helyüket csaknem ugyanakkora számban zsidók foglalták el. A vizsgált csaknem 40 éves időszakban az 53 vizsgált magyarországi város (ebből 17 nagy-, 36 kisváros) nem zsidó népességének száma, Budapestet leszámítva a növekedés minimális volt. Az 53 város nem zsidó lakosságának növekedési rátája lényegileg megegyezik az ország összlakosságának növekedési ütemével. E városok lakosságának növekedése jelentős részben a zsidó közösség gyors urbanizálódásának (azaz városba vándorlásának) volt köszönhető. Ez nem jelenti azt, hogy a XIX. század közepén a fővároson kívül nem lett volna városiasodás Magyarországon, hanem az urbanizáció rejtett volt, azaz a városok szociális struktúrája alakult át.

Az 1840-es évektől kezdve a zsidó közösségen belül is jelentős demográfiai átalakulás ment végbe. Pest vonzotta a legnagyobb számban – de minden kereskedelmi központ vonzotta – a zsidókat akik, különösen 1857 után, egyre inkább a nagyobb központokba költöztek a kisebb településekről, a hagyományos közösségeket felcserélték a városokra. Némely család egy évtizedet sem töltött egy településen, hanem mind nagyobb helységbe költözött. A 2000-nél nagyobb lakosságú szabad királyi városok 1869. évi adatainak elemzése alátámasztja ezt az állítást. A statisztikai elemzés azt mutatja, hogy mind a város nagysága, mind a zsidók aránya igen szignifikáns kapcsolatban volt a kereskedelemmel foglalkozó népesség arányával ($p < 0,0001$). (A korrelációs együttható: $r = 0,682$ és $r^2 = 0,465$). A kereskedelemmel foglalkozó népesség arányának változásait 1869-ben mintegy 46,5 százalékbán magyarázza a zsidók jelenléte vagy távolléte a szabad királyi városokban.

4. A vallási és foglalkozási hovatartozás kapcsolata

A zsidó közösség foglalkozási megoszlásáról vannak adataink az 1848 előtti évekből, de nincsenek az 1848 utáni évtizedekből. A XIX. század közepén ezen felül alig rendelkezünk információkkal a különböző magyarországi foglalkozási csoportok szociális, etnikai vagy vallási eredetéről. Az osztrák és a magyar kormány, a római katolikus egyház és egyes statisztikusok mégis gyűjtöttek adatokat a lakosság vallási, etnikai és foglalkozási megoszlásáról. Mivel a XIX. század első felében gyakran szoros kapcsolat állt fenn e tényezők között, a vallási hovatartozás és a foglalkozás közötti kapcsolat vizsgálata hasznos közvetett bizonyítékkal szolgálhat a magyarországi kapitalizmus szereplőinek szociális eredetéről.

Jelen tanulmány egyfelől a nagyobb magyarországi vallási közösségekre (a római katolikusokra, kálvinistákra, a luteránusokra, a görög katolikusokra, görögkeletiekre és

a zsidókra) irányult, másfelől a kereskedelemben és iparban foglalkoztatottakra az 1830-as, 1840-es években, valamint 1857-ben és 1869-ben. Semmiféle kapcsolatot nem tudunk kimutatni a vallási csoportok és a városi kézműipari vagy nagyipari foglalkozásuk között. Feltételezem, ez nem azt jelenti, hogy ilyen kapcsolatok egyáltalán nem léteztek, csupán azt, hogy ilyen kapcsolatok nem mutathatók ki a mi statisztikai módszereinkkel. Egy sajátos közösségen belül, egyes kisebb csoportok bizonyos iparágakban vezető szerepet játszhattak. Minthogy az ipari fejlődés üteme az 1860-as évek első felében lelassult, az is lehetséges, hogy a korreláció időben eltolódott.

Ami azonban a kereskedelmi foglalkozásokat illeti, 53 város adatainak elemzése lényeges kapcsolatot mutatott ki a zsidók jelenléte és a kereskedők száma között: az r^2 értéke 0,61 az 1830-as években, 0,76 1857-ben és 0,92 1869-ben.¹ A korreláció 1869-ben a legerősebb, amikor a kereskedők jelenlétét a városokban 92 százalékban megmagyarázza a zsidók jelenléte. Hasonlóképpen, 31 vármegye adatainak vizsgálata lényeges kapcsolatot mutat ki 1857-ben, s erős korrelációt 1869-ben, amikor is a kereskedők jelenlétét 56 százalékban lehet megmagyarázni a zsidók jelenlétével.

A pontdiagramok a 1836-ban 11 dunántúli megye esetében negatív korrelációt mutatnak a kereskedelemben foglalkoztatottak és a kálvinista vallásúak között. 1847-ben a zsidók és a luteránusok azonos súllyal alakították a kereskedők számát. 1869-ben viszont a zsidók és a katolikusok játszanak meghatározó szerepet. Az északnyugati megyékben szintén a zsidók és a katolikusok számának alakulása meghatározó a kereskedelmi foglalkozásuk számának alakulásában, de a zsidók esetében 1836 és 1869 között az r értéke 0,6-ról 0,9-re nőtt. Az alföldi megyékben ugyancsak a zsidók és a katolikusok hatása a döntő, de a luteránusoknak is volt némi befolyása 1857-ben, a görögkeletieknek pedig 1869-ben.

A városok esetében a korrelációelemzés a következő szignifikáns eredményeket adta. (Lásd a 4. táblázatot.)

A nagyobb városokban 1836-ban a kereskedők és a katolikusok közötti korreláció 64 százalék, a kereskedők és a zsidók közötti viszont csak 32 százalék. 1857-ben és 1869-ben csak a katolikusok és a zsidók esetében mutatkozik pozitív korreláció. A pontdiagramok a kisebb városokban 1836-ban és 1869-ben a görögkeletiek némi befolyását mutatják, s a katolikusokét csupán 1869-ben.

Délkelet-Magyarország városaiban a pontdiagramok 1836-ban igen erős korrelációt mutatnak a kereskedők és a görögkeleti vallásúak között, de 1869-ben csak a zsidó vallású és a kereskedő foglalkozás között volt korreláció (96%). Az Alföldön a zsidók és a katolikusok befolyása a legerősebb 1836-ban és 1869-ben, 1857-ben némi ortodox és

¹ Az r^2 , azaz a determinációs együttható azt fejezi ki, hogy az Y értékeinek szórását milyen mértékben magyarázza az X értékek szórása. Ha r^2 0,00 és 0,19 között van, akkor a korreláció elhanyagolható; ha 0,20 és 0,49 között van, akkor a korreláció jelentős; ha 0,50 és 0,64 között van, akkor a korreláció erős; ha 0,65 és 0,80 között, akkor a korreláció nagyon erős; ha 0,81 és 1,00 között van akkor a korreláció rendkívül erős.

görög katolikus befolyás is kimutatható. A Dunántúlon katolikus és zsidó befolyás figyelhető meg, de csak 1869-ben. Északkeleten katolikusok, zsidók és kálvinisták is találhatóak legalább négy város kereskedői között. A pontdiagramok főleg a zsidók és a katolikusok jelenlétét mutatják ki a kereskedők között a városokban.

4. táblázat

A kereskedő foglalkozásúak száma és a vallás közötti korreláció a városokban

Vallás	Év	Korreláció	r^2
Zsidó	1836	erős	0,60985
Római katolikus	1836	erős	0,61575
Zsidó	1857	nagyon erős	0,76337
Római katolikus	1857	lényeges	0,45544
Görög katolikus	1857	lényeges	0,49328
Zsidó	1869	rendkívül erős	0,91686
Római katolikus	1869	nagyon erős	0,68615

A kutatások finomítása céljából, a parciális korreláció módszerét alkalmaztuk. A zsidók átmeneti figyelmen kívül hagyása 1847-ben 3 város esetében megszüntette a korrelációt a kereskedők és a katolikusok között, 1857-ben 16 város és 1869-ben 20 város esetében. Más volt a helyzet 1836-ban, amikor a zsidók figyelmen kívül hagyása a katolikusok befolyását 66-ról 37 százalékra mérsékelte.

Ugyanez a módszer azt sugallja, hogy a kereskedő foglalkozásúak és valamennyi vallási csoport közötti korreláció, a kálvinisták kivételével, csak látszólagos mind a megyékben, mind a városokban. A parciáliskorreláció-elemzés szerint a kálvinisták ugyan gyakoroltak némi befolyást a kereskedők számának alakulására, legalábbis vidéken, de inkább csak a vizsgált korszak végén, 1869-ben. Az 1830-as és 1840-es években már volt kapcsolat a két változó között, de más csoportok, főleg a katolikusok jelenléte is mérsékelt korrelációt mutatott a kereskedők számával. Így 1857-re a kereskedők és a zsidók jelenléte a magyarországi városokban már kölcsönösen meghatározták egymást. Regionális különbségek is kimutathatók. Az Alföld városaiban gyorsabban nőtt a zsidók és a kereskedők közötti korreláció szorossága, mint más vidékeken. 14 városban már az 1830-as években 84 százalékos volt a korreláció. Délkeleten és a Dunántúlon nem mutatkozik korreláció 1869-ig, de ekkorra igen erős lesz: 98 illetve 96 százalékos. Északkeleten az 1830-as évektől 1869-ig a korreláció 68-ról 82 százalékra nőtt. Végül megállapítható, hogy erősebb korreláció mutatkozik a zsidók és a kereskedők száma között a nagyobb városokban mint a kisebbekben.

*

Látható tehát, hogy 1830 és 1870 között Magyarország nagy része a gyors városiasodás útjára lépett. A folyamat nem korlátozódott a legnagyobb magyar városra, Pestre, hanem kiterjedt a nagyobb és a kisebb városi központokra is. Pest kivételével a városok összlakossága ugyan lassan nőtt, ha egyáltalán növekedett és ez a növekedés gyakran kisebb volt, mint az ország egészének növekedése, mégis beszélhetünk urbanizációról. Mivel azonban ez a demográfiai adatokat vizsgálva nem önmagában nyilvánvaló, ezért „rejtett urbanizációról beszélhetünk”.

A „rejtett urbanizáció” tehát azt jelenti, hogy a városok társadalmi struktúrája változott meg alapvetően. Bizonyos csoportok elhagyták a városokat, s a helyüket jelentős, főleg bevándorló zsidó közösség foglalta el. Ez a közösség vált többek között a tőkés fejlődés élesztőjévé, mert a aktívkeresőinek többsége szabad kereskedő volt, és a többiek is főleg városi típusú foglalkozásokat űztek. A változás gyorsan ment végbe, már az 1850-es években folyamatban volt, s az 1860-as években még intenzívebbé vált. A zsidókon kívül más felekezeti csoport jóval kisebb százalékban vett részt ebben a fejlődésben, s a zsidók szerepe Pest kereskedelmében tovább erősíti tézisünket. A zsidó közösség alapvető szerepet játszott Magyarország urbanizációjában és egyúttal biztosította a gazdaság számára a hazai tőkefelhalmozás egyik legfontosabb forrását, a kereskedelmet. Midőn a magyarok 1867 után újra kezükbe vehették ügyeik irányítását 1867 után, már kialakult körükben egy új középosztály, amelynek közreműködésével lehetséges volt egy modern gazdaság felépítése.

Irodalom

- B. LUKÁCS ÁGNES [1979]: *Magyarország népessége törvényhatóságok szerint az 1820-as években*. KSH. Budapest.
- BÁCSKAI V. – NAGY L. [1984]: *Piackörzetek, piacközpontok és városok Magyarországon 1828-ban*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- BAIROCH, P. [1981]: Urbanization and Economic Development in the Western World: Some Provisional Conclusion of an Empirical Study. In: *Scham, H. (szerk.): Patterns of European Urbanisation Since 1500*. London. 61–75. old.
- BÁRÁNDY J. [1843]: *A Magyarországi városok népessége átnézete vallásra, s nyelvre tekintvén és legújabb polgármegyei összeírások szerint*. 2. kiad. Raffelsperger Ferencz. Wien.
- CZOERNIG, K. F. VON [1861]: *Statistisches Handbüchlein für die österreichische Monarchie*. Wien.
- DON, Y. – MAGOS, G. [1985]: A magyarországi zsidóság demográfiája. *Történelmi Szemle*. 3. sz. 437–469. old.
- FÉNYES E. [1836]: *Magyarországnak, s a hozzá kapcsolt tartományoknak mostani állapota statisztikai és geográfiai tekintetben*. 6 köt. Pest.
- FÉNYES E. [1847]: *Magyarország leírása*. 2 köt. Pest.
- FÉNYES E. [1851]: *Magyarország geográfiai szótára mellyben minden város, falu, s pusztá, betűrendben körülményesen leíratik*. 2. köt. Kozma Vazul. Pest.
- FÉNYES E. [1857]: *Az ausztriai birodalom statisztikája, s földrajzi leírása*. 2 köt. Heckenast. Pest.

- FÉNYES E. [1859]: *Magyarország 1859-ben statistikai, birtokviszonyi, s topographiai szempontból. Részletes, s kimerítő leírása az egyes vármegyéknek, s azokban a 100 holdnál többet bíró birtokokok.* I. Boldini Nyomda. Pest.
- FÉNYES E. [1860]: *Magyarország statistikai, birtokviszonyi, s topographiai szempontból.* I. Rath Mór. Pest.
- FRÁTER ZS. [1980]: *Az 1855. évi kolerajárvány Magyarországon.* Történeti Statisztikai Füzetek 5. Budapest.
- HAKHILLLOT, P. [1969]: *Rumania.* [Encyclopedia of Jewish Communities]. Yad Vashem. Jerusalem.
- HAKHILLLOT, P. [1976]: *Hungary.* [Encyclopedia of Jewish Communities.] Yad Vashem. Jerusalem.
- HORNÝÁNSZKY V. [1858]: *Geographisches Lexikon des Königreichs Ungarn und der Serbischen Woivodschafft mit dem Temescher Banate.* Heckenast. Pest.
- KLINGER A. (szerk.) [1979]: *A népmozgalom adatai községenként 1828–1900.* VI. kötet: Borsod-Abaúj-Zemplén magyar, Miskolc, Heves megye. KSH. Budapest.
- MINISTERIUM DES INNEREN [1859]: *Bevölkerung und Viehstand von Ungarn (Sämmtliche fünf Verwaltungsgebiete nach der Zählung vom 31. Oktober 1857).* Wien.
- NORMAN H. NIE ET AL. [1975]: *SPSS: Statistical Package for the Social Sciences.* McGraw Hill. New York.
- ORSZÁGOS STATISZTIKAI HIVATAL [1871]: *A magyar korona országaiban az 1870. év elején végrehajtott népszámlálás eredményei.* Pest.
- POLLÁK H. [1848]: Adatok a magyar izraeliták statisztikájához. In: *Első magyar zsidó naptár és évkönyv 1848-ik székőévre.* Az Izraelita Magyar Irodalmi Társulat Kiadványai. 6. köt. Franklin Nyomda. Pest.
- ROSTOW, W. W. [1967]: *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto.* Cambridge.

Summary

Between 1830 and 1870 Hungary entered the track of rapid urbanization. The process was not restricted to the largest Hungarian town, Pest, but also encompassed the other major and minor urban centres. Except for Pest, the total population of the towns grew slowly, if at all. The increase was frequently less than the growth of the country as a whole. Nevertheless, urbanization did take place. Since it is not self-evident from general demographic data, it may be labelled „hidden urbanization”.

Hidden urbanization meant a fundamental change in the social makeup of the towns. Some groups abandoned the towns and were replaced by a prominent Jewish community. This community became the yeast for capitalist development, because the majority of its breadwinners were free merchants, and the others pursued mainly urban-type occupations. The change was a rapid one, taking place in the 1850s and intensifying in the 1860s. No other group participated in this development except for Jews, whose role in the commerce of Pest further strengthens our thesis. The Jewish community played a fundamental, if not exclusive role in the general urbanization of Hungary and, at the same time, provided the economy with the most important source of domestic capital accumulation – commerce. When the Hungarians regained control of their own affairs after 1867, they had in their midst a new middle class with whom they stood a chance to build a modern economy.

Dr. Szilágyi György,
a közgazdaság-tudomány
doktora,
Laureatus Academiae
E-mail: szileiler@t-online.hu

A hivatalos statisztika új nemzetközi folyóirata*

2007 augusztusa óta *Statistical Journal of IAOS* címen önálló folyóirata van a Hivatalos Statisztika Nemzetközi Társaságának (International Association of Official Statistics – IAOS).¹ A megjelenés híre bizonyára meglepetést kelt, hiszen manapság létező, sőt rangos folyóiratok is anyagi gondokkal küzdenek, nem egy közülük meg is szűnt, mások csökkenő példányszámban jelennek meg. Hogyan sikerül ilyen körülmények között új lapot létrehozni? Úgy, hogy az IAOS átvette az ENSZ Európai Gazdasági Bizottságának 1984 óta megjelenő, *Statistical Journal of the United Nations ECE* című folyóiratát; így az új periodika mintegy „folytatása” a megszűntnek, bár a profilja sok tekintetben más, mint a *Statistical Journal*-é volt.

A negyedéves újság főszerkesztője *Siu-Ming Tam*, az Ausztrál Statisztikai Hivatal vezető munkatársa. A folyóirat eddig összevont számokat jelentetett meg (2007. évi 1–2., 3–4. sz. és 2008. évi 1–2. sz.). A hivatalos statisztika szoros kapocs az elődhez, ennek ellenére érezhető az „előd” és az „utód” közötti – főleg hangsúlybeli – különbség, a szerzői kör pedig nem korlátozódik Európára (pontosabban az EGB régióra, amelyhez az Egyesült Államok és Kanada is hozzátartozik).

A nemzetközi statisztikai szabványok sorsa

A folyóirat cikkei között tallózva, az egyik legérdekesebb, eredeti gondolatokban leggazdagabb tanulmánynak két amerikai szerző „*Nemzetközi statisztikai szabványok (standardok) – eltérés a szabványok elfogadása és alkalmazása között*”, már címében is ígéretes munkája tűnik. A szerzők az Egyesült Államok Elnöki Költségvetési

* A folyóirat elérhető: <http://isi.cbs.nl/iaos/>

¹ Az IAOS a Nemzetközi Statisztikai Intézet (International Statistical Institute – ISI) számos (nagy önállóságot élvező) szekciójának egyike.

Hivatalának munkatársai: *Katherine K. Wallman*, a Hivatal vezető statisztikusa és *Suzanne K. Evinger*, a Hivatal elemzője.² Mondanivalójukat messziről, a Népszövetségtől indítják, amely 1928-ban statisztikai konferenciát hívott össze; a konferencia eredménye „Nemzetközi konvenció a gazdaságstatisztikáról” címen jelent meg. A Népszövetség 1931 és 1939 között nyolc ülést tartott a statisztika tárgyában, amelyeken a módszerekre vonatkozó megállapodások jöttek létre. Ezek a megállapodások a Népszövetség megszűnte után is tovább éltek, hivatkozási alapul szolgálva az ENSZ 1946-ban létrejött Statisztikai Bizottsága számára.

A Statisztikai Bizottság megalakulásától kezdve vezető szerepet játszott a statisztikai fogalmak, definíciók, osztályozások és módszerek kidolgozásában. A nemzeti statisztikai szolgálatok többnyire készséggel tették magukévá ezeket a standardokat, például a statisztika integritásának védelme és a nemzetközi összehasonlíthatóság érdekében. Ennek ellenére a nemzetközi szabványok vagy ajánlások elfogadása nem mindig járt és jár együtt ezek alkalmazásával (tulajdonképpen ez a tanulmány legfőbb mondanivalója). A szakadék jellemzésére a szerzők a nemzeti számlák, az ágazati osztályozások és a népmozgalmi statisztika példáját választották.

Az ENSZ Statisztikai Bizottsága 2000-es évek elején áttekintette a *nemzeti számlarendszer* (SNA) alkalmazásának helyzetét. A 207 ország és terület közül 84 (az országok és területek 41 százaléka) járt el az SNA előírásai szerint; ezek a számok a világ népességének 56 százalékát, a GDP 92 százalékát jelentik, és a nemzetközi módszertanok elfogadása, valamint alkalmazása közötti eltérést illusztrálják.

A számlarendszer alkalmazásának más oldalról való vizsgálatát szolgálta egy *minimum-adatrendszer* (minimum requirement data set – MRDS) kialakítása, amely a teljes nemzetiszámla-kérdőív kilenc tábláját foglalta magában. Az eredmény: 47 ország (az adatszolgáltatók 25 százaléka) volt képes kitölteni ezt a táblahalmazt, 78 ország (41 százalék) pedig hat vagy annál több táblával birkózott meg sikerrel.

A tanulmány szerzői a számlarendszerben járatos szakértők számának és képzettségének, valamint az adatforrásoknak elégtelenségében látják az elmaradottság fő okait. Az 1993-as SNA közelmúltban történt korszerűsítése (1993 SNA Rev. 1) óta megélné a nemzetközi szervek (eddig is figyelemre méltó) tevékenysége a fejlődő országok számlarendszerének teljessé tétele érdekében.

Az ENSZ ágazati osztályozási rendszerét (*International Standard Industrial Classification – ISIC*) eredetileg 1948-ban fogadta el a Statisztikai Bizottság. Céljai – például a nemzetközi összehasonlíthatóság – közül érdemes kiemelni annak bemutatását, hogy – az akkori fogalmazásban – a legfrissebb gondolkodás szerint hogyan kell a gazdaságstatisztikai adatokat szervezni és tárolni. Mint a nemzetközi statisztikai előírások általában, az idők folyamán az ISIC is több revízió esett át.

² WALLMAN K. K. – EVINGER S. K. [2008]: International Standards for Compilation of Statistics: The Gap Between Standards Adoption and Standards Implementation. *Statistical Journal of IAOS*. 1–2. sz. 3–10. old.

1999-ben a Statisztikai Bizottság felmérte az 1989-ben elfogadott harmadik revízió szerinti ISIC bevezetésének állását az országokban. Eszerint az országok mintegy fele még egyáltalában nem vezette be az osztályozási rendszert, 82 az előző (második) revízió szerinti változatot használta és csak 50 vezette be a legfrissebb verziót (ezek közül 32 az Európai Közösség Osztályozási Rendszeréhez alkalmazkodott, amely lényegét illetően csak részletezettségi fokában különbözött az ISIC aktuális változatától).

A felmérés a rendszer be nem vezetésének okaira is kiterjedt. Számos fejlődő ország számára az ISIC nem bírt olyan relevanciával, amely az átállást érdemessé tette volna. Mások számára az átállás költségei jelentették a visszahúzó erőt; több ország a technikai kapacitások elégtelenségére vagy a belföldi jogi háttér hiányára hivatkozott. (A 2006. évi ISIC-revíziót a Statisztikai Bizottság kézikönyvekkel, szemináriumokkal és technikai kooperációval segítette elő.)

Az ENSZ Statisztikai Bizottságának felelősségi körébe tartozik a *népmozgalmi statisztika* és a polgári nyilvántartási rendszer (anyakönyvezés) koordinációja és fejlesztése. A Statisztikai Bizottság meghatározása szerint a polgári nyilvántartás „folyamatos, állandó, kötelező és általános rögzítése a népmozgalmi eseményeknek (élve születésnek, halálnak, házasságkötésnek és válásnak). A „népmozgalmi statisztika” azt a statisztikát jelenti, amely a polgári nyilvántartásokból származtatható. A Statisztikai Bizottság 1953-ban fektette le a népmozgalmi statisztika kereteit; ezt két revízió követte: 1973-ban és 1999-ben.

Több mint ötven évvel a rendszer első változatát követően a fejlődő országok jó részének nincs teljes és megbízható születési és halálozási regisztere. Az ENSZ Demográfiai évkönyvéhez – a tanulmány szerzői szerint – az országoknak csak 54 százaléka ad meg teljes körű születési és 52 százaléka teljes körű halálozási adatokat az 1995 és 2004 közötti időszakra. A szerzők a hiányos nyilvántartásokat különböző okokkal magyarázzák:

- az események alulértékelése; például a születés anyakönyvezésének elmaradása egy napon belüli elhalálozás esetén;
- az elhunyt személy halálozási életkorának és/vagy a halál okának téves nyilvántartása;
- változás a regisztráció szabályaiban;
- a regisztráció szervezési zavarai, például hiányos adatközlés a kórház és az egészségügyi hatóság vagy ezek és a statisztikai hivatal között;
- a regisztráció (bejelentési kötelezettség) nem ismerete;
- a regisztrációs költségek „elszórása”,
- a regisztráció fontosságának elhanyagolása kormány szinten.

A nemzetközi statisztikai szabványok fejlődése és alkalmazása nagyjából sikerrel, kisebb (de nem elhanyagolható) részt balsikerek összessége. Az elfogadás és

alkalmazás közötti kisebb-nagyobb szakadékokra bemutatott példák azt mutatják, hogy a nemzetközi statisztika időnként „előreszalad”; sikerei olyankor is nemzetközi normákban öltenek testet, amikor a világ tekintélyes része nem tud ezzel a fejlődéssel lépést tartani. A technikai segítségről – kézikönyvekről, tanfolyamokról, tanulmányutakról stb. – sok szó esik és sok minden történik is a nemzetközi statisztika világában, de nehéz olyan helyzettel megbirkózni, amelyben egy – gazdaságilag és statisztikailag – kevésbé fejlett ország nem lát elégséges okot arra, hogy korlátozott forrásaiból például új osztályozási rendszer bevezetésére fordítson, vagy nem is tartja a szóban forgó témát a maga számára relevánsnak. A szerzők következtetése szerint a nemzetközi közösségnek ezt a relevanciahatárt kell megtalálnia és ezen a ponton kialakítania az elfogadás és az alkalmazás közötti egyensúlyt.

A nemzeti statisztikák rendszerétől a Nemzeti Statisztikai Rendszerekig

E némileg talányos cím alatt találjuk *Pali Lehohla*, a Dél-afrikai Köztársaság főstatisztikusának írását.³ Véleménye szerint az 1990-es évtized eddig soha nem látott változásokat hozott a statisztikában, különösen a statisztikát körülvevő környezetben, beleértve a technológiai előrehaladást, de különösen a statisztikai rendszerek változását. Lehohla megítélése szerint az ENSZ Statisztikai Bizottságának hatvan évéből az első negyvenöt a nemzeti statisztikák rendszerének fejlődése volt; az ezt követő másfél évtizedben pedig lassú változás indult meg a gyökeresen más Nemzeti Statisztikai Rendszerekig.

Nem könnyű a szerző szövegéből kihámozni, mit is ért Nemzeti Statisztikai Rendszeren. Hagyományos formájú definíció helyett érjük be azzal, hogy a Rendszer az adminisztratív nyilvántartásokon alapszik, ezért a statisztika minden területén szükség van pontos és a célokhoz igazodó nyilvántartásokra. Ezek a nyilvántartások képezik a mintavételi kereteket is, ezért minden pillanatban időszerűnek kell lenniük. E tekintetben az észak-európai országok járnak az élen, ahol hosszú története van a nyilvántartásoknak és használatuknak, amelyek lényegében alapját képezik a Nemzeti Statisztikai Rendszernek.

E gondolat alapján a szerző felteszi a kérdést, hogy ott, ahol az adminisztratív nyilvántartások nem annyira fejlettek mint Észak-Európában, mely tényezők játsszák a főszerepet. Természetesen illúzió volna teljes lista készítésére törekedni, az intézmények mai vagy múltbeli neve azonban jellemző példákkal szolgálhat. Brazíliában például „Földrajzi és Statisztikai Intézet” elnevezéssel találkozunk, ami arra utal, hogy eredetileg a földrajz volt a statisztika „szíve” és az államigazgatás alapja.

³ LEHOHLA, P. [2007]: From Systems of National Statistics to National Statistical Systems. *Statistical Journal of the IAOS*. 3–4. sz. 41–46. old.

Az „Egyiptom Általános Mobilizációs és Statisztikai Központi Ügynöksége” elnevezést Lehohla kettős tartalommal értelmezi. Egyrészt úgy, hogy az intézmény mobilizációs erővel rendelkezik, például statisztikai összeírások végrehajtására, másrészt az intézmény történelmében a katonai mozgósítások is szerepet játszottak, vagyis a statisztika – összeírásai révén – a katonai mozgósítás alapjául szolgálhat. Ez azonban – ha nem is egy intézmény nevében kifejezve – nem egyiptomi, hanem általános történelmi sajátosság. A statisztikától a történelem folyamán gyakran és sok helyen arra vártak választ, hogy hányan vannak hadra foghatók és hányan lehetnek adóalanyok.

Lehohla nagy figyelmet fordít *Marx* és követőinek munkáira. Megítélése szerint *Marx* polarizált világot látott, amely a tulajdonviszonyok alapján munkára (közvetlen termelőkre) és tőkére (tulajdonosokra) oszlik. Ma azonban a környezet éppen olyan termelési tényező, mint *Marx* idejében a tőke és a munka. De míg *Marx* és követői idejében a tulajdonviszonyok egyértelműen osztották meg a javakat a társadalom fő rétegei között, ma más a helyzet. A kétpólusú világban egyértelműek a tulajdonviszonyok – nem kétséges kié a munka, kié a tőke –, a környezetet illetően azonban aligha beszélhetünk „tulajdonról”. A környezet mindenkié, még akkor is, ha különböző csoportok különböző módon és mértékben befolyásolhatják az állapotát. Ez az állapot mindenkire hatással van (ha nem is mindig azonos formában és mértékben), szegényre és gazdagra, hatalommal rendelkezőre és hatalom nélküliyre egyaránt. A szerző ezt azért is hangsúlyozza, mert kérdéses, hogy a környezet (mint a munkával és a tőkével egyenrangú tényező) – az elmondottak ellenére is – elvezet-e egy olyan polarizált világhoz, mint a munka és a tőke. Erre a kérdésre nem a statisztikusok, hanem a politikusok, de még inkább az emberi közösségek adják meg a választ. Semmiképpen sem kétséges azonban, hogy a mérés számára a környezet állapota és hatásai sem kerülhetők meg.

A Lehohla által óhajtott és ígért Nemzeti Statisztikai Rendszerek az élet minden területén támaszkodni tudnak a minden pillanatban naprakész adminisztratív forrásokra. A technológiai – és részben a politikai – környezet a szerző szerint már-már kész egy ilyen rendszer megvalósítására. Teljes kibontakozása azonban nem kevés időt vesz igénybe; a szerző is mintegy ötven évre becsüli a Nemzeti Statisztikai Rendszerek világának beköszöntét.

A változások hajtóereje

Az amerikai és az afrikai példa után Európában folytassuk tallózásunkat a hivatalos statisztika világában, Hollandia hivatalos statisztikai rendszerének áttekintésével. A „Hollandia változó statisztikája: a holland statisztika változásának hajtóereje” című tanulmány szerzője *Grosse van der Veen*, a Holland Központi Statisztikai Hivatal főigazgatója.⁴

⁴ VAN DEN VEEN, G [2007]: Changing Statistics Netherland: Driving Forces for Changing Dutch Statistics. *Statistical Journal of the IAOS*. 3–4. sz. 61–69. old.

A holland statisztika változásai három tényezőben foglalhatók össze: az Európai Közösség adatigénye, a költségvetés szabta korlátok, valamint a másodlagos (adminisztratív) adatforrások maximális fel- és kihasználása. Ami az első tényezőt illeti, máris leszögezhetjük, hogy jelenleg a Hivatal munkaprogramjának hetven százaléka kapcsolódik közvetlenül vagy közvetve az Európai Unió adatigényéhez.

A jelenlegi statisztikai törvény 2004-ben lépett életbe és jelentősen emelte a Statisztikai Hivatal pozícióját. A törvény mindenekelőtt garantálja a Hivatal függetlenségét a kormánytól. A főigazgató egyedül felelős a statisztikák módszereiért és terjesztéséért. A Hivatal finansziális függetlenségét öt évre előre meghatározott költségvetés biztosítja.

A Hivatal vezetése szinte szenvedélyesen keresi a statisztikával szemben fellépő új igényeket, és ezek kielégítése érdekében csökkenti a hagyományos statisztikák részletezettségét és gyakoriságát. Ennek következtében 175 főfoglalkozású munkatársát sikerült a hagyományos feladatok alól felmenteni és az új programok szolgálatába állítani. Az új igények pontosabb kitapintása érdekében a hivatal a társadalom különböző területeinek 50 kulcsfiguráját kérte fel olyan esszék megírására, amelyek rávilágítanak a holland társadalmat legjobban érdeklő információkra. Ennek eredményeképpen a következő témák, illetve igények kaptak erős megvilágítást:

- a) a társadalmi dinamika és a munkaerőmérlegek;
- b) a mikroadatok infrastruktúrája (az elérhetőség technikája);
- c) az egészségügyi és jóléti statisztika integrált rendszere;
- d) az öregedés gazdasági és társadalmi implikációi;
- e) a tudásalapú gazdaság és a vállalati szintű termelékenység;
- f) az igazság- és biztonságügyi statisztika;
- g) a kereskedelem és a szolgáltatások;
- h) a területi statisztika, különösen a területi egységek közötti mobilitás.

Az új feladatok azonban új költségvetési forrásokat is követelnek, amelyek nem állnak automatikusan rendelkezésre. A legfontosabb kiút az állami regiszterek fokozott igénybevétele, de említést érdemel a „statisztikai vakáció” elnevezésű ötlet is: azok a kis- és középvállalatok, amelyek részt vesznek egy felvételen, több évre felmentést kapnak az adatszolgáltatás alól.

Az évek során a Hivatal sok átalakuláson esett át. A szokásos ágazati tagolást új struktúra váltotta fel. Kialakult egy *üzleti statisztikai*, valamint egy *szociális és területi* divízió. Egy további részleg képviseli a *makrogazdaságot* és a *tájékoztatást*. Jólval később alakult meg az *információtechnika*val és *-módszertannal* foglalkozó részleg; majd néhány év után ez a két funkció külön-külön egységre vált szét.

Az MTA Statisztikai és Demográfiai Bizottságának együttes ülése

A MTA IX. osztály Demográfiai és Statisztikai Bizottsága 2009. március 9-én a KSH Keleti Károly-termében rendezte meg együttes ülését, ahol a résztvevők a Statisztikai Bizottság 2009. évi programjáról és a 2011. évi népszámlálás előkészületeiről tárgyaltak. Ez utóbbi téma előadója *Waffenschmidt Jánosné*, a KSH főosztályvezetője volt.

Az előadó ismertette a következő népszámlálásra ható nemzetközi tényezőket; kiemelte, hogy EU-tagként ez az első végrehajtandó népszámlálás, melyet uniós rendelet szabályoz. E szabályozás kötelezően előírja az alaptermatikát és az első referenciaévet, de módját tekintve elfogadható a hagyományos, a regiszteren alapuló, valamint a mintavételes népszámlálás, illetve ezek különböző kombinációi is. Az adatfelvétel módjának kiválasztásában a tagországok saját lehetőségeiket mérlegelve, maguk döntenek.

(A rendelet szövege és a 2011. évi népszámlálás előkészítésének első szakaszáról szóló tanulmány megtalálható a *Statisztikai Szemle* honlapján: www.ksh.hu/statszemle. *Waffenschmidt J.* [2009]: Felkészülés a 2011. évi népszámlálásra. *Statisztikai Szemle*. 87. évf. 3. sz. 245–261. old.)

A Központi Statisztikai Hivatal – az elvárások és a lehetőségek ismeretében – azt a célt tűzte maga elé, hogy a felhasználói igényeket költségtakarékosan és az adatszolgáltatási terhek méltányos szinten tartásával, a lehető legjobban elégítse ki.

Az előkészítés első szakasza, az Európa több országában alkalmazott, nyilvántartásokra

épülő népszámlálás alkalmazási lehetőségeinek vizsgálatára koncentrálódott, melynek jogi feltételei továbbra is hiányoznak, a hatósági nyilvántartások adattartalma, teljes körűsége pedig jelenleg még nem megfelelő a lakossági adatfelvétellel nyerhető információk kiváltására. A Hivatal szakemberei külön próbafelvétel keretében vizsgálták a népesség demográfiai adatait tartalmazó személyiadat- és lakcímnnyilvántartás adatminőségét.

A vizsgálatok eredményeként két megvalósítási módot dolgoztak ki: egy alacsonyabb költségigényű, a nyilvántartási adatokat nagymintás lakossági adatfelvétellel kiegészítő változatot, amely az alapadatok egy részét nem településenként, hanem csak régióként tudja biztosítani, és egy nagyobb költségigényű, teljes körű lakossági összeírást tartalmazó változatot, amely a lakossági elutasítás minimalizálását tűzte ki célul. Ez utóbbi csak alapkérdéseket tartalmaz, és korszerű adatfelvételi módokat tervez, de – szemben az első változattal – valamennyi felvett adatot településenként képes biztosítani. A kormány 2008 októberében a második változat végrehajtása mellett döntött.

A korszerű adatfelvételi módok közül a postai, a telefonos, az internetes kitöltés lakossági fogadtatását vizsgálták az eddigi próbafelvételek. Eredményeik alapján megállapítható, hogy az önkitöltéses formára, ezen belül az internetes módszer alkalmazására szükség van, így nagyobb a remény a nehezen válaszoló lakossági csoportok elérésére.

A népszámlálást, mivel személyes adatokat kezel és kötelező adatfelvétel, törvénynek

kell elrendelnie. Az előadó ismertette és indokolta a készülő törvénytervezetben szereplő meghatározó jellemzőket. Eszerint a következő népszámlálás eszmei időpontja 2011. október 1., az adatfelvételi szakasz teljes időtartama 2 hónap lesz, a tematikája a kötelező uniós ismérvekre terjed ki, a felhasználók bővítési igényeinek befogadására a törvényi előkészítés időszakában lesz lehetőség és az adatfelvétel interjú és önkitöltés módszerével történik.

Katona Tamás professzor korreferátumában elmondta, hogy mivel az általános nemzetközi tendencia szerint a népszámlálásra fordítható költségvetési források egyre szűkösebbek, meg kell barátkozni a gondolattal, hogy költséges összeírás nélkül, nyilvántartásokból kell majd Magyarországon is összeállítani a népszámlálási adatokat, valamint a de facto (tényleges) népesség összeírási nehézségei miatt a de jure (bejelentett) népességekategóriát kell előtérbe helyezni. Ehhez ismételtelen fel kell vetni az adat-össze kapcsolások jogi lehetőségének megteremtését, még akkor is, ha erre a 2011. évi népszámlálás után, esetleg csak 2020 körül lesz lehetőség. Támogatta az olcsóbb önkitöltéses módszer alkalmazását. Hangsúlyozta az adatok archiválásának fontosságát, hogy azok később is kutathatók legyenek. Az adattartalmat érintve kiemelte a kongruenciavizsgálatok időszerűségét és annak vizsgálatát, hogy az utóbbi időben tömegességé vált felsőfokú képzésben részt vett emberek a képzettségüknek megfelelő munkát végeznek-e. Kérdésekre adott válaszában a korlátozott adattartalmú, teljes körű felvételt kiegészítő, széles tematikát felölelő, reprezentatív kiegészítő felvétel mellett foglalt állást.

Klinger András, a KSH ny. elnökhelyettese korreferátumában megfontolásra ajánlotta néhány olyan kérdés felvételét a tematikába, amelyeket az uniós előírás nem tartalmaz, de a korábbi magyar népszámlálásoknak részei voltak, például: családi kapcsolatok kérdésköre; az inaktívak utolsó foglalkozása, az eltartottak kö-

rében az eltartó társadalmi csoportja; a lakóépület falazata, felszereltsége gázzal, szennyvízelvezetéssel. Javasolta a szenzitív kérdések programba vételét is, kiemelten a nemzetiségi és az etnikai hovatartozásra vonatkozó kérdéskört. Elmondta, hogy ez nemcsak statisztikai szakmai kérdés, hanem a szomszédos országokat illetően politikai is. Eszmei időpontnak 2011. január elsejét tartotta megfelelőnek, és javasolta, hogy a felvétel időtartama – még ha többféle felvételi módot alkalmazunk is – a lehető legrövidebb legyen. Az önkitöltés alkalmazása esetén a teljes körűség teljesíthetőségének esélyeit, feltételeit járta körül. Fontosnak tartotta az egyeztetést a felhasználók széles körével, célként jelölte meg, hogy olyan népszámlálást kell előkészíteni, amit társadalmi konszenzus támogat.

A további hozzászólások a fogalmak tisztázásának szükségességével, a különleges helyzetek, például a kollégiumban lakók kezelésével, a kérdőívek anonimitásával, illetve a névvel történő adatszolgáltatás szükségességével, a nemzetiségi-etnikai összeírás módjával, az utóvizsgálat fontosságával foglalkoztak. A hozzászólók többségének véleménye szerint a nemzetiségre vonatkozó kérdéseket be kell venni a programba, ugyanakkor megfogalmazódott az a szakmai álláspont is, hogy ez a kérdés nem minden esetben hoz valós eredményt, a különböző technikák tesztelésére, alapos módszertani előkészítésre van szükség. Elhangzott az a vélemény is, hogy a *Statisztikai Szemlének* továbbra is szerepet kell vállalnia a népszámlálás előkészítésével kapcsolatos anyagok publikálásában.

Az előadások és az azt követő vita során a Statisztikai Bizottság tagjai egyetértettek a következőkben:

– A 2011. évi népszámlálási törvény előkészítésének, elfogadásának és végrehajtásának minden fázisában törekedni kell a politikai konszenzus, a társadalom széles körű támogatásának megszerzésére.

– A 2011. évi népszámlálás eredményeinek minősége érdekében támaszkodni kell a korszerű adatfelvételi módokra és az alapos módszertani előkészítés eredményeire.

– A 2011. évi népszámlálás előkészítését a felhasználók (szakértők, kutatók, közigazgatási szakemberek stb.) bevonásával, a társadalmi nyilvánosság biztosításával kell végrehajtani.

– A népszámlálások végrehajtásában a nyilvántartások szerepe növekedni fog, erre a

tényre már a 2011. évi népszámlálás időszakában is fel kell készülni, és e népszámlálás végrehajtásának tapasztalatait is fel kell használni annak érdekében, hogy az adminisztratív nyilvántartások alkalmasak legyenek regiszter alapú népszámlálás végrehajtására.

Dr. Szép Katalin

kandidátus, a KSH főosztályvezetője
E-mail: katalin.szep@ksh.hu

Hírek, események

Jutalom. Közszolgálati jogviszonyban töltött idejük alapján 2009. március hónapban jubileumi jutalomban részesültek 25 éves szolgálatért: *Buják Ágnes*, Gazdálkodási főosztály; *Merczel Ferencné*, Vállalkozás-statisztikai főosztály; *Schindele Miklós*, Vállalkozás-statisztikai főosztály; 30 éves szolgálatért: *Bartháné Molnár Emília*, Informatikai főosztály; *Figezki András*, KSH Debreceni Igazgatóság; *dr. Forgon Mária*, Nemzeti számlák főosztály; *dr. Forró Ilona*, KSH Pécsi Igazgatóság; *Kassainé Nagy Beáta*, Informatikai főosztály; *Kómár Erzsébet*, Informatikai főosztály; *Takács Mihály Imre*, KSH Pécsi Igazgatóság; *Vida Judit*, Tájékoztatási főosztály; 35 éves szolgálatért: *Fekete Anikó*, Informatikai főosztály; *dr. Novák Zoltánné*, KSH Pécsi Igazgatóság; *Rónainé dr. Györgyi Márta*, Statisztikai kutatási és módszertani főosztály; *Sólyom Mihály*, KSH Debreceni Igazgatóság; 40 éves szolgálatért: *dr. Fekete Gyula*, Szektorszámlák főosztály; *Gálik Éva*, Vállalkozás-statisztikai főosztály; *Györki Ildikó*, Informatikai főosztály; *Orbán Péter*, Vállalkozás-statisztikai főosztály; *Takács Ferenc*, Vállalkozás-statisztikai főosztály.

A Nemzeti Fenntartható Fejlődési Tanács (NFFT) 2009. március 20-án megtartott

ülésén *Szili Katalin*, a Tanács elnöke megköszönte a Központi Statisztikai Hivatalnak a Tanács munkájához nyújtott jelentős segítségét.

Az Európai Parlament és a Tanács rendelete. 2009. április 1-jén hatályba lépett az Európai Parlament és a Tanács 223/2009/EK (2009. március 11.) rendelete, ami hatályon kívül helyezi az 1101/2008/EK Euratom európai parlamenti és tanácsi rendeletet, a 322/97/EK tanácsi rendeletet és a 89/382/EGK Euratom tanácsi határozatot. A valamennyi tagállamban teljes egészében kötelező és közvetlenül alkalmazandó rendelet jogi keretet alapít meg az európai statisztikák fejlesztéséhez, előállításához és közzétételéhez.

A Partnerségi Csoport (Partnership Group – PG) 2009. április 3-án, Dublinban rendezte meg ülését, amelyen tagként *dr. Pukli Péter*, a KSH elnöke is részt vett. A tárgyalás fő témája az Európai Statisztikai Rendszer (ESR) új irányítási struktúrájának kialakítása volt. A PG tagjai a Statisztikai Programbizottságból az ESR Bizottságba való átmenetről, valamint a Partnerségi Csoport átszervezésének kérdéseiről tárgyaltak. Megvitatták az Eurostat 2009 októberében megrendezendő ár-statisztikai konferenciájának napirendjét, a

minőségi ügyekkel kapcsolatosan felállítandó munkacsoport mandátumát, a bizalmas adatok kezelését, illetve a 2009. és a 2010–12. évi DGINS-konferenciák tematikájának és szervezésének kérdéseit is.

A Közép-európai Technológiai Intézet (Central European Institute of Technology – CEIT) szervezésében 2009. március 19-én Schwechatban került sor a „Cross Border Statistical Data Exchange” (Határokon átnyúló Statisztikai Adatsere) elnevezésű ülésre, melynek célja a Közép-európai Régió közös adatbázisában szerepeltethető adatkörök tartalmának, részletezettségének, módszertani jellemzőinek egyeztetése volt. A megbeszélés során az osztrák–magyar, valamint a cseh–német–lengyel határmenti kapcsolatok bemutatására is sor került. Az együttműködésben résztvevők jövőbeni tervei között szerepel a „Centroe in Zahlen” (Közép-európai Régió számokban) című kiadvány elkészítése, ami öt nyelven (angol, cseh, magyar, német, szlovák) jelenne meg és NUTS 3 szintű adatokat tartalmazna. Az ülésen a KSH Győri Igazgatóságát *Kása Katalin* igazgatóhelyettes és *Vass Anikó* vezető tanácsos képviselte.

Az Európai Biztonsági és Együttműködési Szervezet Demokratikus Intézmények és Emberi Jogok Irodája 2009. március 30. és 31. között „Expert Meeting on Population Registration” (Népességnyilvántartási Szakértői Ülés) címmel szervezett Bécsben nemzetközi konferenciát, melyen *Kátainé Csincsák Éva*, a KSH főosztályvezető-helyettese is részt vett. A megbeszélés – amin összesen huszonhat ország képviseltette magát – betekintést nyújtott a népességnyilvántartás során keletkező adatok felhasználhatóságának nemzetközi tapasztalataiba, az anyakönyvi események (születés, házasság, halál), a belső és az országok közötti vándorlás nyomon követésének

gyakorlatába, valamint az országok népességnyilvántartással kapcsolatos problémáiba.

A Koszovói Statisztikai Hivatal Informatikai és módszertani főosztályának vezetője, *Ramiz Uraj* vezetésével négytagú informatikus delegáció látogatott a KSH-ba. A koszovói vendégeket *Kópházi József*, a KSH főosztályvezetője és *Pál Tamara*, a KSH osztályvezetője köszöntötte.

A 2009. március 23. és 26. között lezajlott megbeszéléseken a résztvevők áttekintették a két hivatal számítástechnikai rendszerét. A koszovói küldöttséget a KSH Győri Igazgatósága is fogadta, ahol a PDA-alkalmazás során nyert tapasztalatok áttekintésére került sor.

A 2010-es Gazdaság szerkezeti összeírásról (GSZÖ 2010) tartott ülést a Lakossági Adatgyűjtési Kollégium 2009. február 26-án, a KSH Keleti Károly-termében. Az összeírás tervét *Laczka Éva*, a KSH főosztályvezetője ismertette a jelenlevőkkel. Az új 1166/2008 EK rendelet értelmében az összeírásnak a mezőgazdasági földterület és az állattalomány legalább 98 százalékát kell majd lefednie; a gazdaságokat pedig földrajzi koordinátákkal kell azonosítani, azon a helyen, ahol a gazdálkodás meghatározó része történik. A GSZÖ 2010-t – melynek tervezett időszaka június – a többi mezőgazdasági adatgyűjtés rendszerébe kell beilleszteni.

Az Európai Lakossági Egészségfelmérés (ELEF) előkészítéséről tartottak szakértői értekezletet a Központi Statisztikai Hivatalban 2009. március 17-én, melynek résztvevői az őszi, országos egészségfelmérésről kaptak tájékoztatást. A 2009. évi összeírást – ami az öt-évenként kötelezően ismétlődő adatgyűjtés alapjául fog szolgálni – a KSH uniós támogatással hajtja majd végre, széles szakmai kör bevonásával. A szakértői értekezleten *Boros Juli-*

anna, a KSH munkatársa – aki egyben a felmérés vezetője is – ismertette az ELEF előzményeit és a megvalósítás tervét. Az Országos Tisztifőorvosi Hivatal (OTH) és az Országos Szakfelügyeleti Módszertani Központ hasonló tárgyú felméréséről *Marczis László*, az OTH titkárságvezetője, illetve *Gárdos Éva*, a KSH szakmai főtanácsadója tartott rövid beszámolót. Végül *Tokaji Károlyné*, a KSH főosztályvezetője adott tájékoztatást az ELEF végrehajtásával kapcsolatos tervekről, kommunikációs ötletekről, valamint felvázolta a KSH és a szakértők együttműködési lehetőségeit.

A KSH „Sajtóreggeli a párbeszédért” című rendezvénysorozatának 2009. április 9-én megtartott találkozóján *dr. Probáld Ákos*, a KSH főosztályvezetője „Számokban utazunk” címmel tartott a meghívott újságíróknak a turizmusról előadást a KSH Sajtószobájában.

A KSH elektronikus adatgyűjtési rendszerének fejlesztéséről, valamint az Európai Unió Elektronikus Közigazgatás Operatív Programjának 1. A. 1 támogatásával kapcsolatos pályázatról tartott a Központi Statisztikai Hivatal 2009. április 23-án sajtótájékoztatót a Keleti Károly-teremben. *Dr. Bagó Eszter*, a KSH elnökhelyettese elmondta, hogy az elektronikus adatgyűjtésben résztvevők számának növelése, és ennek érdekében az elektronikus adatszolgáltatás kényelmi funkcióinak bővítése a KSH fontos célja. Ezért a Hivatal a közeljövőben kérdőíves felmérést fog végezni a jelenleg használatos elektronikus adatgyűjtési rendszerekről. A kérdőívet, amellett, hogy az a KSH honlapján is elérhető lesz, 118 ezer adatszolgáltatóhoz juttatják majd el.

A Központi Statisztikai Hivatal a fejlesztések kivitelezésének támogatásával kapcsolatban egy pályázatot nyújtott be a Nemzeti Fejlesztési Ügynökség Elektronikus Közigazgatás Operatív Programjához. Kedvező elbírálás esetén korszerű informatikai megoldású, hosszú távon is alkalmazható elektronikus adatgyűjtési rendszer kifejlesztésére nyílnak lehetőségek.

Halálozás. *Oros Iván* agrárközgazdász, a KSH Mezőgazdasági statisztikai főosztályának ny. osztályvezetője, a *Statisztikai Szemle* Szerkesztőbizottságának volt tagja hosszú betegség után 2009. március 26-án, 84. életévében elhunyt. *Oros Ivánt* a Központi Statisztikai Hivatal saját halottjának tekinti. Életútjának és munkásságának méltatására egy későbbi számban visszatérünk.

*

Dr. Ehrlich Éva közgazdász, a MTA Világgazdasági Kutatóintézetének ny. kutatási igazgatója, címzetes egyetemi tanár 2009. március 24-én, életének 77. évében elhunyt. Folyóiratunk a neves szakember több cikkét is közölte.

*

Dr. Heinz Ervin, a KSH ny. főtanácsosa, a KSH Területi, Tájékoztatói, valamint Igazgatási és nemzetközi főosztályainak egykori dolgozója, az SPSC Természetbarát szakosztályának volt vezetője 2009. március 26-án hosszú szenvedés után, 74. életévében elhunyt. *Heinz Ervin* a *Statisztikai Szemlét* több írásával is megtisztelte, kritikai észrevételeivel segítette a Szerkesztőség munkáját. *Heinz Ervint* a Központi Statisztikai Hivatal saját halottjának tekinti.

Emléküket kegyelettel őrizzük.

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

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

New York, NY, Egyesült Államok. 2009. május 27–28.

Előrejelző üzleti, marketing és internetes analitikák. (*Predictive Analytics for Business, Marketing and Web.*)

Információ: *Prediction Impact, Inc.*

Telefon: (+1) (415) 683-1146

E-mail: training@predictionimpact.com

Honlap: www.predictionimpact.com/predictive-analytics-training.html

Cagliari, Szardínia, Olaszország. 2009. május 30. – június 3.

A Nemzetközi Üzleti és Ipari Statisztikai Társaság európai regionális ülése. (*European Regional Meeting of the International Society for Business and Industrial Statistics – EURISBIS'09.*)

Honlap: <http://www.eurisbis09.it>

Vancouver, Brit Columbia, Kanada. 2009. május 31. – június 3.

A Kanadai Statisztikai Társaság 37. ülése. (*37th Annual Meeting of the Statistical Society of Canada.*)

Információ: *Nancy Heckman*

Telefon: (+1) (604) 822-3595

E-mail: nancy@stat.ubc.ca

Honlap: www.ssc.ca/2009/index_e.html

Eindhoven, Hollandia. 2009. június 8–10.

Műhely a dinamikus rendszerek paraméterbecsléséről. (*Workshop on Parameter Estimation for Dynamical Systems.*)

Információ: *Shota Gugushvili*

Telefon: (+31) 40-247-8113

Fax: (+31) 40-247-8190

E-mail: gugushvili@eurandom.tue.nl

Honlap: www.eurandom.tue.nl/workshops/2009/PEDS/PEDS_main.htm

Genf, Svájc. 2009. június 8–10.

Az Európai Statisztikusok Konferenciájának 57. plenáris ülése. (*57th Plenary Session of the Conference of European Statisticians (CES).*)

Honlap: <http://www.unece.org/stats/documents/2009.06.ces.htm>

Siena, Olaszország. 2009. június 10–12.

Első olasz konferencia az összeírások módszertanáról. (*First Italian Conference on Survey Methodology.*)

Információ: *L. Fattorini*

E-mail: itacosm09@unisi.it

Honlap: www.unisi.it/eventi/dmq2009/

Izmir, Törökország. 2009. június 13–17.

Nemzetközi szimpózium a biomatematikáról és az ökológiáról: kutatás és oktatás. (*International Symposium on Biomathematics and Ecology: Research and Education.*)

Információ: *Olçay Akman*, Department of Mathematics, Illinois State University, Normal, IL, 61790, USA

E-mail: oakman@ilstu.edu

Honlap: www.biomath.ilstu.edu/bere

Lviv, Ukrajna. 2009. június 14–20.

Sztocasztikus elemzés és véletlen dinamikus rendszerek. (*Stochastic Analysis and Random Dynamical Systems.*)

Információ: *A. Dorogovtsev*

Telefon: (+380) 44-234-5372

Fax: (+380) 44-235-2010

E-mail: sard@imath.kiev.ua

Honlap: www.imath.kiev.ua/~sard

Troyes, Franciaország. 2009. június 15–17.

Második nemzetközi műhely a szekvenciális módszertanokról. (*The second International Workshop in Sequential Methodologies.*)

Információ: *Igor Nikiforov*
 Telefon: (+33) 325-71-5678
 Fax: (+33) 325-71-5699
 E-mail: Igor.Nikiforov@utt.fr
 Honlap: <http://www.utt.fr/iwsm20>

Bressanone, Olaszország. 2009. június 18–20.

Hatodik műhely a Bayes-féle következtetésről a sztochasztikus folyamatokban. (*Sixth Workshop on Bayesian Inference in Stochastic Processes.*)

Információ: *Fabrizio Ruggeri* és *Antonio Pievatolo*
 Telefon: (+39) 022-369-9521
 Fax: (+39) 022-369-9538
 E-mail: bisp6@mi.imati.cnr.it

Párizs, Franciaország. 2009. június 18–20.

Konferencia a döntéshozatali adatokról. (*DD4D – Data Designed for Decisions.*)

Információ: *Lucie Jagu*
 Telefon: (+43) 699-152-69192
 E-mail: lucie.jagu@dd4d.net
 Honlap: <http://www.dd4d.net>

Milánó, Olaszország. 2009. június 22–26.

10. Európai Sztereológiai és Képelemzési Kongresszus. (*10th European Congress of Stereology and Image Analysis.*)

Információ: c/o Department of Mathematics,
 Via Saldini, 50, 20133 Milano (MI), Italy
 Fax: (+39) 025-03-16090
 E-mail: ecs10@mat.unimi.it

Smolenice, Szlovákia. 2009. június 23–27.

Mátrixokról és statisztikákról szóló 18. nemzetközi műhelykonferencia. (*The 18th International Workshop on Matrices and Statistics.*)

Információ: *Viktor Witkovsky*
 Telefon: (+421) 2-591-04530
 E-mail: Witkovsky@savba.sk
 Honlap: www.um.sav.sk/en/iwms2009.html

Neuchâtel, Svájc. 2009. június 24–26.

A Neuchâtel-i Egyetem Statisztikai Intézetének konferenciája *Jean-Claude Deville* tiszteletére. (*A conference in honour of Jean-Claude Deville organized by the Institute of Statistics, University of Neuchâtel.*)

Információ: *Soazig L'Helgouac'h*
 E-mail: soazig.lhelgouac'h@unine.ch
 Honlap: www2.unine.ch/colloque_deville/page24065_en.html

Közljük kedves Olvasóinkkal, hogy a *Statisztikai Szemle* ára és előfizetési díja 2009. június 1-jétől megváltozik: számonkénti ára 1000 forint, a féléves díj 6000 forint, az éves díj 10 800 forint lesz.

A régi előfizetők az előfizetés időtartamára a régi áron kapják a folyóiratot.

Könyvszemle

**Juhász Anikó – Seres Antal –
Stauder Márta**

A kereskedelem koncentrációja

MTA KTI. Budapest. 2008. 135 old.

A közgazdasági kutatások eléggé elhanyagolt, ugyanakkor rendkívül fontos területe az ágazati, azon belül a kereskedelemben végbemenő koncentrációs folyamat vizsgálata. A globalizálódó világban milyen szerepük és lehetőségeik vannak a kisvállalkozásoknak, a kisboltoknak? Milyen hasonlóság és milyen különbség mutatkozik a hazai és a külföldi kereskedelmi koncentráció között?

A könyv a T 042469-es számú, „A kereskedelem koncentrációs folyamatának jellemzői és hatása a termelő és kereskedelmi kisvállalkozásokra” című OTKA-kutatás alapján készült. Célja a kereskedelmi koncentráció módszertanának, valamint fő tendenciájának és hatásterületének elemzése. Részben módszertani jellegű, fogalmakat tisztázó és mérési lehetőségekkel is foglalkozó, részben gazdag számanyagra támaszkodó elemző tanulmány. Igen széles körű, elsősorban nemzetközi szakirodalom bemutatását, elemző feldolgozását adja.

A kötet első fejezete a módszertannal foglalkozik. Tisztázza a kereskedelem és a kiskereskedelem fogalmát és áttekinti a bolthálózatok típusait. A koncentráció a kereskedelemben általában a forgalom koncentrációjára vonatkozik, de a szerzők még további fontos ismérveket is megjelölnek, így az alapterület, a piac, a tőke, a létszám, a jövedelem és a rendelkezési hatalom koncentrációját. A kereskedelmi koncentrációról adott definíciójuk iga-

zodik az általános közgazdasági koncentráció fogalmához, miszerint „a kereskedelmi koncentráció a kereskedelmi forgalom (árbevétel) kevés nagyméretű gazdasági egységre (vállalatra, boltra stb.) való összpontosulást” jelent. Megkülönböztetik a koncentráció fogalmát a centralizáció fogalmától. Ismertetik a kereskedelmi koncentráció keletkezését, irányát és okait, bemutatják a kereskedelmi koncentráció osztályozását, tipizálását. A szerzők – a teljesség igénye nélkül – áttekintést adnak a kereskedelemben is alkalmas koncentrációvizsgálati módszerekről, foglalkoznak a kereskedelmi koncentráció mérésének problémáival.

A második fejezetben kerül sor a koncentráció külföldi tendenciáinak elemzésére. A könyv a globális tendenciák mellett kiemelten elemzi az Európai Unió, az Egyesült Államok, Németország és Ausztria kereskedelmét. Németország és Ausztria kereskedelmében végbement tendenciák megismerése különösen fontos lehet, hisz számos területen hasonlóságot mutat a magyar kiskereskedelem fejlődésével. Külföldi szakirodalmak alapján vizsgálják a koncentráció és a gazdasági verseny közötti kapcsolat néhány kérdését. A hazai bolti kiskereskedelemben is a kilencvenes évek közepétől erősödő koncentrációs folyamat vette kezdetét.

A harmadik fejezetben a szerzők a hazai kereskedelem koncentrációjának vizsgálatával foglalkoznak. Elemzik a hazai kereskedelem vállalati, bolthálózati és települési koncentrációjának trendjét és mértékét.

A vállalati koncentráció mértékének alakulását ágazati szinten és hét szakágazatban koncentrációt bemutató táblák, segítségével vizsgálják, árbevétel és létszám-kategóriák szerint.

A létszám-kategóriák alapján a legmagasabb vállalati koncentrátság 2004-re az élelmiszer- és iparcikk-jellegű vegyes kereskedelemben alakult ki. Jelentős volt, de az általános profilú kiskereskedelemnél kisebb mértékű a bútórész és elektromos háztartáscikk-kiskereskedelem koncentrációja. A szerzők bemutatják a bevásárlóközpontok és hipermarketek szerepét, ugyanis a nagy alapterületű egységek a koncentráció folyamatában jelentős szerepet töltenek be. Terjeszkedésükre a vizsgált időszakban a dinamizmus volt a jellemző. A bevásárlóközpontokban és hipermarketekben működő üzletek száma nőtt és az alapterületük is meghaladja az országos átlagot. A multinacionális vállalatok térnyeréséből a mikrovállalkozások,

kisboltok fokozódó piacvesztése következik. A megfelelő színvonalú kis üzletekre azonban fogyasztói, foglalkoztatási és társadalmi okokból is szükség van. A könyv foglalkozik a kiskereskedők, kisboltok fennmaradási, alkalmazkodási lehetőségeivel, a kormányzati és a helyi önkormányzatok támogatási, közreműködési szerepével, ezzel kapcsolatban számos konkrét javaslatot is megfogalmaz.

A könyv egészében jó áttekintést ad a kereskedelem területén végbemenő koncentráció folyamatáról és egyben ráirányítja a figyelmet e témakör kutatásának fontosságára.

Balogh Irén,

a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa
E-mail: iren.lbalogh@gmail.com

Folyóiratszemele

van den Brakel, J. A.:

Beágyazott kísérletek „designalapú” elemzése a holland munkaerő-felvételben

(Design-based Analysis of Embedded Experiment with Applications in the Dutch Labour Force Survey.) – *Journal of the Royal Statistical Society*. 2008. évi 3. sz. 581–613. old.

A tanulmány letölthető:

<http://www3.interscience.wiley.com/journal/119411748/abstract?CRETRY=1&SRETRY=0>

A mindennapos statisztikai gyakorlat szerkesztésének képezik a nem teljes körű, folyamatosan végrehajtott reprezentatív statisztikai felvételek (munkaerőpiac, árstatisztika, kisvállalkozások felmérése, mezőgazdasági statisztika stb.). Mivel évről évre ismétlődő felvételekről van szó, a társadalmi és gazdasági környe-

zet változásához alkalmazkodni kell mind a minta, mind a megfigyelt termékek, termelőegységek stb. tekintetében. A kitűzött cél változatlanlansága mellett időről időre (általában évente) szükség van tehát a felvétel kereteinek felülvizsgálatára, korszerűsítésére.

A szakirodalomban sok példa található arra, hogy különböző kérdőívekkel vagy kérdézési technikákkal miként lehet a válaszadási torzítást csökkenteni, illetve a válaszadási hajlandóságot növelni és a felvétel végrehajtását megkönnyíteni.

Gyakran alkalmazott módszer, hogy a folyó reprezentatív felvételek keretei között, azokba „beágyazott” (Embedded Experiments – EE) randomizált kísérletekkel tesztelik a korszerűsítés érdekében tervezett változtatások hatását a válaszadási hibára, hajlandóságra vagy bizonyos paraméterek értékére.

A nemzeti statisztikai hivatalok gyakorlatában különösen akkor fontos ilyen kísérleteket

Megjegyzés. A Folyóiratszemelet a KSH Könyvtár (Orbán-Szirbucz Zsófia) állítja össze.

végezni, amikor a felvétel folyamata valamilyen módszertani módosítás következtében „megszakad”. A holland munkaerő-felvétel (Dutch Labour Force Survey – DLFS) folyamatosan biztosít információkat a munkaerő-piaci helyzet változásáról. Az időszám folyamatosnak kell lennie. A módosítások nem okozhatnak megmagyarázhatatlan ingadozásokat. A tanulmány olyan beágyazott kísérletekről számol be, amelyek az alternatív kérdőívek, adatgyűjtési módszerek stb. becslésekre gyakorolt hatását próbálják számszerűsíteni. Ezek a kísérletek egyben rámutatnak arra is, hogy milyen fontos az ilyen kísérletek „designalapú” (*design-based*) elméletének kidolgozása.

A folyamatos reprezentatív felvételekbe ágyazott vizsgálódások gondolatát *Mahalanobis* vetette fel 1946-ban, amikor a kérdezők különbözőségéből adódó szórást (*interviewer variance*) vizsgálta. Az utóbbi egy-két évtized során több tanulmány foglalkozott e témával.

A beágyazott kísérletek megtervezésének első lépése az, hogy a folyamatos felvételből egy K almintára ($K \geq 2$) osztott véletlen mintát kell választani. Az egyes alminták képviselik a „kezeléseket”. A vizsgálat célja annak megállapítása, hogy az egyes alcsoportokban a mintavételi terv szerint kiszámított (becsült) paraméterértékek hogyan szóródnak, van-e közöttük szignifikáns különbség. Számos designalapú technika ismeretes (például a Completely Randomized Design – CRD vagy a Randomized Block Design – RBD). A becslési eljárásokat illetően az ismertetett tanulmány a Horvitz–Thomson, illetve az általánosított regressziós becsléseket használja, tehát a kezelésekből adódó különbségek elemzése a t -statisztikával történik. A gyakorlati igényeknek megfelelően két paraméter értékének hányadosait is vizsgálták (összeg, átlag és hányadosbecslések). A terepmunka korlátai miatt a mintaelemek klasztereit randomizálták a kísérletek során.

A tanulmány a DLFS keretei között végrehajtott kísérletsorozatot, az EE tervezésének néhány általános szempontját ismerteti; a klaszterek és a hányadosbecslések néhány technikai kérdésével foglalkozik, valamint a szórásbecslések és a Wald-statisztikák tulajdonságait vizsgálja szimulációs kísérlettel, és módszertani kérdéseket is tárgyal.

A DLFS mintája 7500 címből álló rotációs panel. A PSU-k kis területi egységek (*municipalities*), míg a címek (*addresses*) a másodlagos (SSU) mintavételi egységek. Az egyes címeket négy, egymást követő negyedévben keresik fel. Első alkalommal személyes kikérdezésre kerül sor laptop segítségével (computer assisted personal interviewing – CAPI), a többi esetben telefonon (computer assisted telephone interviewing – CATI) történik a kikérdezés. Az ismételt megkeresések alapvető célja a változások feltárása. A DLFS legfontosabb változói a teljes munkanélküliség, a munkában állók és a munkanélküliek aránya.

1999-ben új kérdőív készült. A kérdéseket átfogalmazták, azokat más sorrendben tették fel, míg a szociális juttatásokra vonatkozókat elhagyták. Kísérletet hajtottak végre, hogy a kérdőív változásából adódó hatást felbecsüljék, számszerűsítsék. Feltételezhető volt ugyanis, hogy a válaszadási hiba változik.

1999 I. és II. negyedévében a havonkénti mintát véletlenszerűen két részre osztották (80-20%). A nagyobbik rész alapján végezték a hivatalos becsléseket, míg a kisebbik rész kísérleti célra szolgált. A két rész mind az összeírókat, mind a laptopokat illetően elkülönült, az alkalmazott szoftver is különbözött. Így a kísérlet lényegében kétkezeléses RBD volt. Az átervezett kérdőív alapján a munkanélküliségi rátára szignifikánsan nagyobb becslési eredményt kaptak.

2005-ben a kérdőívet kibővítették egy olyan blokkal, ami bizonyos szociális gondoskodással kapcsolatos tevékenységeket vizsgált. Azt feltételezték, hogy ez nem befolyásolja az ered-

ményt. Elvégezve az előzőkhöz hasonló kísérletet – a várakozásnak megfelelően –, az eredmények nem voltak szignifikánsan különbözők.

2001-ben azt vizsgálták, hogy a módosított adatgyűjtési módszerek miként befolyásolják a becsléseket: például ha az első interjú is telefonon (CATI) hajtják végre a személyes felkeresés (CAPI) helyett. A mintát 90-10 százalékos arányban megosztva azt kapták, hogy a módszer változtatása szignifikánsan csökkentette a munkanélküliségi rátára kapott eredményt.

A szerzők még azt is vizsgálták, hogy *anyagigény*, illetve a *felkérő levelek* alkalmazásának hatására változik-e a becslés eredménye.

Beágyazott kísérletek tervezése. A felsorolt példák azt jelezték, hogy a felvételek módosítása, áttervezése nem okozott nagy megrázkódtatást, azaz zökkenőmentes volt az átmenet. Ugyanakkor a beágyazott kísérletek lehetővé tették a folyamatos működést, kételyek esetén a módosítástól való eltekintést. Mindez nem igényelt nagy anyagi ráfordítást. Kétségtelen, hogy a CRD elvileg a legjobb megoldás, azonban számos, főként gyakorlati szempont szól az RDB alkalmazása mellett. Igaz ez az összeírók beosztását tekintve is. A szerző rámutat arra is – ami jól ismert –, hogy az összeírók egyéni képességei, adottságai befolyásolják az eredményeket, ezért gondosan kell eljárni a különböző szempontok válogatásánál.

Egy kétlépcsős mintavételi eljárásba ágyazott kísérlet megtervezhető mint RDB, ahol a PSU-k a blokkváltók, míg az SSU-k a kísérleti egységek, de úgy is, hogy a PSU-k a kísérleti egységek. Általában az SSU-k közötti szórási kisebb, mint a PSU-k esetében. Ezért a kísérlet hatékonysága nagyobb, ha a PSU-k a blokkváltók.

Klaszterek mint kísérleti egységek. A kísérletek célja tehát az, hogy megtudjuk a becslések eredményei szignifikánsan különböznek-

e ugyanarra a célsokaságra vonatkozóan a különböző felvételtechnikai körülmények között. Ebből következik, hogy minden alminta kialakításánál tekintettel kell lenni a folyamatos felvétel mintavételi tervére, az alminták megtervezésére, a vizsgált paraméterek becslési eljárására.

Ilyen körülmények között az átlagokra, összegekre, hányadosokra vonatkozó hipotézis vizsgálatának Wald-statisztikája adódik. A szerző a továbbiakban az RDB kísérleti terveit mutatja be, amikor a PSU-k a kísérleti egységek.

A hipotézisvizsgálat során abból kell kiindulni, hogy ha nem lennének különböző torzítások, akkor a megfigyelt érték megegyezne a valódi értékkel. Ha kiindulunk abból az egyszerű modelltől, hogy a megfigyelt érték a valódi értéktől valamilyen véletlen hibával tér el, akkor könnyen felírható az általános modell, mely szerint a hiba az egyes „kezelésektől” (összeírók, kérdőívek stb.) függ.

Azt kell tehát vizsgálni, hogy a különböző körülmények között kapott becslések eltérése nem szignifikáns-e, vagy van-e legalább egy olyan összehasonlított pár, amelyek eltérése jelentős. (Az persze nem egyértelmű, hogy melyik hatás a szignifikáns.) A szerző egy egyszerű modell alapján végzi el az elemzést.

A tanulmány a következőkben a paraméterek becslési módszereit taglalja a beágyazott kísérletekben. Ennek az a lényege, hogy az egyes elemekhez tartozó kiválasztási valószínűségeket kell jól meghatározni ahhoz, hogy a „felszorzás” után torzítatlan becslést kapjunk. Amennyiben az eredeti felvételben általánosított regressziós becslést használunk (a DLFS esetében ez a helyzet), akkor a kísérletek eredményeinek kiszámításánál is azt kell használni.

A kovariancia mátrix becslése az egyes kísérleti változók mellett bonyolultnak látszik. A tanulmányból megismerhetők a variancia becs-

lésének lépései, figyelembe véve a különböző alminták szerkezetét.

A Wald-teszt alapján lehetőség nyílik arra, hogy a kezelések hatásáról tett kiinduló hipotézist elfogadjuk vagy elvessük. Ha K a kezelések száma, akkor a kapott \mathbf{W} érték $K-1$ szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ.

A munkaerő-felvételben a feladat két népességszám hányadosának becslése. Az előzőekben ismertetett becslési eljárásokat ki kell terjeszteni hányadosokra. Megfelelően kiterjesztett Wald-statisztikával dönthető el az a hipotézis, hogy a kezelések, a megváltozott körülmények torzítják-e a hányadosbecslést. A szerző bemutatja az általánosított regresszió formális átalakítását, ami a hányadosbecslés eredményeinek értékeléséhez szükséges. Megemlíti még néhány speciális esetet: például az összejárók randomizálása a klaszterek és a kezelések vagy a végső mintavételi egységek között, illetve azt, amikor csak két kezelés van a kísérletben, ami t -próbához vezet stb.

Egy szimulációs kísérlet. Szimulációs kísérlettel tanulmányozták a hányadosoknál a varianciabecslés és a Wald-statisztika működését. Két mesterséges, öt rétegből álló sokaságot generáltak. A Z és Y valódi (intrinsic) értékeit jelöljük $u_{ij}^{(z)}$ -vel és $u_{ij}^{(y)}$ -vel. A PSU-k száma a rétegeken belül és azok között nem azonos.

A szimulációs kísérletben az egyik paraméter a Z sokaság (például az átlagos havi jövedelem) átlaga, a másik az Y és Z változók összegének hányadosa (például a havi jövedelem elsődleges szükségletekre költött hányada) volt.

A kissé bonyolult technikával kiválasztott mintákat három almintára osztották. Minden rétegben a PSU-k egyharmadát rendelték a három kezeléshez. Ez egy RDB elrendezést eredményezett, ahol a rétegek a blokkváltozók és a PSU-k a kísérleti egységek. A mintákból kapott eredmények elemzése Hajek-esztimatorral történt. A szimulációs kísérlet-

ben 80 ezer mintavétel történt. A tanulmány lehetővé teszi az egész szimulációs kísérlet részletes áttekintését.

A javasolt kísérleteket az X-tool szoftverrel végezték el, ami a Holland Statisztikai Hivatal által kifejlesztett BLAISE-program része.

Alkalmazás a DLFS-ben. A továbbiakban a tanulmány bemutatja azt a kísérletet, amivel azt vizsgálták, hogy javítható-e a válaszolási hajlandóság szerény anyagi ösztönzéssel, amit logisztikus regressziós modellel és a design-alapú becslési módszerrel elemeztek.

Az anyagi ösztönzés általában javította a válaszolási hajlandóságot. A részletekbe menő vizsgálat felderítette azt is, hogy az ösztönzés mértéke, illetve annak alkalmazása a lakosság különböző csoportjaiban nem azonos mértékben hatott. Ezzel együtt a minta reprezentativitása csorbát szenvedett, amit átsúlyozással ki lehetett egyenlíteni.

A válaszolási hajlandóság mindkét modellben feltételezhetően a következőktől függ: az átlagtól, a kezeléstől (ösztönzés), a blokkoktól (összejárók), valamint a területi rétegektől, az urbanizáció színvonalától, a háztartásfő korától, a háztartás nagyságától, az etnikumhoz tartozástól, a jövedelemtől, a családi állapottól.

Az ösztönzés (1,95; 3,9; 7,9 euró) hatásos volt, de kiderült, hogy a közepes méretű (3,9 euró) az optimális, mivel azt megduplázva már nem adódott szignifikáns javulás. Másik érdekes eredmény, hogy egyedül a nemnyugati almintá esetében volt hatástalan az ösztönzés. Az elemzések részletes bemutatása mellett lényeges megállapítás az is, hogy a kísérletek során a legfontosabb munkaerőpiacot bemutató paraméterek becslése (például a munkanélküliségi ráta) nem változott.

Összefoglalva, az ismertetett módszerek főként arra alkalmasak, hogy a folyamatos felvételekben elemezzék, számszerűsítsék a technikai módosítások hatását. Olyan kísérletekről

van szó, amelyekben a CRD- vagy RBD-mintákon klaszterek a kísérleti egységek, és a becsült paraméterek átlagok, összegek vagy hányadosok.

A bonyolult mintavételi tervű szimulációs kísérlet azt jelezte, hogy a javasolt módszerek hatékonyan működnek. Különösen előnyös a javasolt varianciabecslési-módszer. A DLFS-ben végzett kísérletek hasznos tapasztalatokkal szolgáltak, de szembe kell nézni azzal a problémával, hogy ha el kell vetni azt a hipotézist, miszerint mindegyik kezelés hatástalan, akkor nem lehet tudni melyik az, amely szignifikáns változást eredményezett.

Marton Ádám,

a KSH ny. osztályvezetője
E-mail: adam.marton@ksh.hu

McMenamin, T. M.:

A többműszakos munkarendet és a rugalmas munkaidő-beosztást jellemző legújabb trendek

(A Time to Work: Recent Trends in Shift Work and Flexible Schedules.) – *Monthly Labour Review*. 2007. évi 12. sz. 3–15. old.

Az Egyesült Államok munkarendjét a hétfőtől péntekig, napi 9-től 5 óráig tartó munkarend jellemezte általánosan. A 2004. évi májusi munkaidő-műszakrend-felvétel adatai szerint ez már nem így van, a dolgozók egyre növekvő hányadánál tapasztalható az általánosított eltérő munkaidő-beosztás. A bérből és fizetésből élőknek például egyharmada rugalmas munkaidő-beosztásban dolgozik, egyötödük többműszakos munkát végez, és vannak, akik hét végén is dolgoznak. A munkaidő-beosztás és a műszakrend alapvetően az adott gazdasági szegmens igényétől függ, de a dolgozók munkahely-választási döntéseit az is befolyásolja, hogy például van-e döntési lehetőségük, a

munka kezdő és befejezési időpontjának megválasztásában. A különböző, nem szokványos időben történő munkavégzés különösen a részmunkaidősök esetében nagyarányú, ezért az ismertetett tanulmány ahol lehetett, a teljes és részmunkaidős foglalkoztatottak munkaidő-jellemzőire külön-külön is kitért.

Rugalmas munkaidő. 2004 májusában 36,4 millió alkalmazásban álló (a teljes sokaság 30 százaléka) dolgozott rugalmas munkarendben, azaz közel háromszor annyi volt számuk, mint 1985-ben, de a kilencvenes évek második felétől lényegében ez az arány változatlan. Érdekes módon, e téren a férfiak és a nők között nincs, és korábban sem volt különbség, viszont igen erős a korreláció a rugalmas munkaidő elterjedtsége és a munkahely ágazati hovatartozása között. Így például a kereskedelemben, a pénzügyi szolgáltatás gazdasági ágakban gyakori, de kevésbé jellemző az oktatásra. Vannak foglalkozások, munkakörök, ahol a dolgozók szabadságfoka e téren nagyobb, ilyen például a vezetői munkakörök közel fele, ugyanakkor – érthető módon – nagyon kevés pedagógusnak van módja rugalmas munkarendben dolgozni. Azonos foglalkozási főcsoporton belül a férfiak általában nagyobb arányban dolgoznak rugalmas munkaidő-beosztásban, mint a nők. Például a „Felsőfokú végzettség önálló alkalmazását igénylő foglalkozások” főcsoportban a férfiak 41,8 százaléka, míg a nők 26, 2 százaléka rendelkezik bizonyos fokú szabadsággal a munkaidő-beosztás terén. (Ennek oka, hogy a nők aránya nagyobb a kötött munkaidő jellemezte egészségügyi és szolgáltatási területeken.)

A fehérek és az ázsiaiak nagyobb, az afroamerikaiak és a hispanók az átlagosnál kisebb arányban dolgoznak rugalmas formában, míg az életkort tekintve az idősebbekre inkább jellemző, mint a fiatalabb munkavállalókra. A rugalmas munkaidő elterjedtsége elsődlegesen végzettségfüggő: a legalább főiskolai végzett-

ségűek 39,1 százaléka, az annál alacsonyabb végzettségűeknek viszont csak 15,7 százaléka végezte munkáját ilyen munkarendben.

A nappalitól eltérő munkavégzés. 2004 májusában a bérből és fizetésből élők mintegy 80 százaléka nappal, azaz reggel 6 és délután 6 óra közötti időszakban dolgozott, míg közel 18 százalék, 21 millió fő, munkavégzésének legalább egy része más napszakra, leginkább késő estére, illetve kora éjszakára esett. Több műszakban az alkalmazásban állók 2,7 százaléka, állandó éjszakásként 3,1 százaléka, ún. készenléti műszakrendben 3,1 százaléka dolgozott. A rendhagyó munkavégzés vállalásának okául általában valamilyen családi kööttség vagy egyszerűen az így elérhető jobb kereset szolgált, de az összes eset felében ez egyszerűen a végzett munka természetéből következett.

A részmunkaidősként rendhagyó munkaidőben dolgozók esetében a legfőbb magyarázó ok a tanulás volt. (Azaz az oktatási időn kívül vállaltak csak munkát.) A vendéglátóiparban dolgozóknál, hasonlóan a kórházi személynél, a nem kizárólagosan nappali munkavégzés nagyobb előfordulási gyakorisága a munka természetéből következik, míg például ez az építőiparra vagy az oktatásra alig jellemző. Természetesen a rendhagyó munkavégzés gyakorisága nem független a foglalkozástól, így a védelmi foglalkozásúaknál igen magas az ilyen módon dolgozók aránya, míg a vezetők esetében nem jellemző. A részmunkaidősök a teljes munkaidőben dolgozóknál kétszer gyakrabban dolgoznak rendhagyó munkarendben. Jóllehet a rendhagyó munkarend jellemezte ilyen munkahelyek számát az adott tevékenység jellege determinálja, ilyen munkát nagyobb arányban végeznek kevésbé képzettek. Még a részdőben dolgozó felsőfokú végzettségűek esetében is kisebb a nem nappali munkát végzők aránya, mint ami az alacsonyabb iskolai végzettségű teljes munkaidősöket jellemzi.

Hétfégi munkavégzés. Az alkalmazásban állók többsége, 66,3 százaléka csak hétköznap dolgozott a felvétel idején. 15,8 százalék volt azok aránya, akik legalább a hétféve egyik napján rendszeresen munkát végeztek, míg az esetenkénti munkavégzés további 16,8 százalékra volt jellemző. A hétfégi rendszeres munka a férfiak esetében összességében gyakoribb, a nőket tekintve a gyermekesekre az átlagosnál is kevésbé jellemző.

A nagyszámú táblázattal illusztrált cikk végső következtetése az, hogy az elmúlt évtizedekben összességében nőtt a „klasszikustól” eltérő munkaidő-beosztásban, illetve műszakrendben dolgozók aránya. A változás oka, hogy az ilyen fajta rugalmasság mind a dolgozók, mind a munkáltatók számára előnyökkel járhat.

Lakatos Judit

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

Görzig, B.:

Az állóeszközök értékcsökkenésének mérése az EU tagállamaiban

(Depreciation Measurement in the EU Countries, 31st CEIES Seminar: Are We Measuring Productivity Correctly?) Eurostat. 2007. 35–49. old.

A kiadvány elérhető:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/B/KS-PB-06-002/EN/KS-PB-06-002-EN.PDF

Az OECD és az Eurostat módszertani kézikönyve ajánlást tartalmaz az állóeszközök értékcsökkenésének elszámolási eljárására. Erre alapozva nemzetközi összehasonlítások készültek.¹ Az ajánlott statisztikai módszer al-

¹ Koszerek, D. et al. [2007]: An Overview of the EU KLEMS Growth and Productivity Accounts. *European Economy; Economic Papers*. (Letölthető: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication9467_en.pdf)

kalmazásához feltételezik a hasznosítási időtartamot, valamint az élettartam végén esedékes selejtezés időpontját az egyes állóeszköz-csoportokra. Az állóeszközök beruházott értéke fokozatosan megtérül a felhasználás várható hozamaiból. Az évek során elszámolt értékcsökkenés implicit értéke szerepel a nemzeti számlák elszámolásaiban is.

A szerző megállapítja, hogy az éves tőkeszolgálat (consumption of fixed capital – CFC) elszámolása az Európai Unió vizsgált 15 tagállamában egymástól eltérő szemlélettel szerepel a nemzeti számlák eszközszámláiban. Az eltérés fő oka, hogy különbözők a statisztikai célú elszámolások eszközkategóriái, eltérők a selejtezési függvények, valamint a hasznosítási időtartamok. Ezek a különbségek az évente számított értékcsökkenési leírások alakulását is befolyásolják. Egységes eszközértékelési módszertan alkalmazása javíthatná a tárgyévi tőkeszolgálat nemzeti mutatóinak összehasonlíthatóságát. A nemzetközi összehasonlítás alapja az összehangolt osztályozás, mind a felmért állóeszközöket, mind a működtető ágazatokat tekintve. Javítaná az eszközhatékonyság mutatóinak összehasonlíthatóságát, ha kisebb lenne a várható hasznos élettartam becsléseinek szórása.

A cikk felhívja a figyelmet arra, hogy az értékcsökkenési leírás szabályai és mértékei történelmileg alakultak ki az EU tagállamaiban. A várható hasznosítási idő növelése, illetve csökkenése erőteljes üzemgazdasági hatásokkal jár, befolyásolja a működési eredményt. A vállalkozás számvitelében irányadó az elszámolható értékcsökkenés hatósági előírása. Az éves amortizációk százalékos mértékei igazodnak például az állóeszköz műszaki jellemzőihez, az ágazatok sajátosságaihoz, valamint a célzott állami gazdasági ösztönzésekhez, többek között a telepítési döntések érdekében.

A termelékenység ágazati bontású elemzése során az elérhető eszközmutatókról meg kell állapítani, hogy a tárgyévben elszámolt

tőkeszolgálatot milyen eljárással határozták meg:

- a modellszámítás épülhet az új eszközök beruházási idősorára;

- ettől eltérő szemléletű, ha a teljes eszközforralom szerepel a modellben: minden beszerzéssel, valamint a használt eszközök értékesítésével;

- olyan komplex elszámolás is lehetséges, amelyben figyelembe vesznek más állományváltozásokat is: ilyen például az idő előtti eszközselejtezés vagy a szakosodott telephely aktuális (szektor szerinti, ágazati) besorolásának módosulása.

Az Európai Számlák Rendszerének (ESA'95) módszertana előírja az említett tőkeszolgálat-mutató meghatározását. A cikk szerint ez a tőkeszolgálat-mutató az 1994 és 2001 közötti időszakban átlagosan 18 százalék volt az EU 15 tagállamaiban. A rangsorban a legnagyobb a finn (24%) és legkisebb a görög (11%) mutató. Viszonylag széles sávban szóródnak a tőkeszolgálat nemzeti mutatói.

A csökkenő CFC-mutatók szerinti sorrendben a finn gazdaságot az átlagos arányt meghaladó portugál, dán, német, holland, osztrák, belga, francia, luxemburgi és svéd követi. A legkisebb görög tőkeszolgálat-mutatónál sorrendben az ír, a brit, a spanyol és az olasz gazdaságé nagyobb, de ezek sem érik el a 15 EU tagállam átlagát.

A tőkeszolgálat értéke a nem piaci szektorokban a bruttó hozzáadott érték egyik összetevője. Amennyiben nagy a mutató szórása az eltérő nemzeti módszertanokból eredően, torzítások mutatkoznak például a kormányzat eszközei, valamint a lakások elszámolásában. Ezek a szektorok több mint 30 százalékkal részesednek a 15 tagállam összes becsült CFC értékéből.

A szerző kiemeli a GDP összehasonlítható tartalmú elszámolásának fontosságát, mivel ez a viszonyítási alap a közpénzügyek mutatói-

hoz, továbbá a közösségi költségvetéshez való nemzeti hozzájárulások megállapításának is alapmutatója. Modellezéssel igazolható, hogy a 15 tagállam átlagos CFC-arányát alkalmazva, ennek hatására mintegy 6 százalékkal nőne a létrehozott bruttó hazai termék a görög és az ír GDP számításában. Az említett országrangsor másik végpontján levő dán és portugál GDP mintegy 3 százalékkal kisebb lenne az átlagos aránynál.

A szerző megvizsgálta, hogy a piaci termelők nemzeti CFC számításainak módszertani eltérése adhat-e magyarázatot a tőkeszolgáltatmutató ilyen mértékű szóródására. A modell szerint, ha a piaci termelők miatt alakulna ki teljes mértékben a CFC szóródása, akkor a működési eredményeik GDP-hez mért aránya több mint 10 százalékponttal lenne kisebb az ír, a görög, a spanyol és a német gazdaságban. A működési eredmény említett aránya viszont növekedne a dán, a portugál és a finn gazdaság piaci termelő ágazataiban.

A szerző a CFC számításának módszertani eltéréseit több tényezőre vezeti vissza, felhasználva az ENSZ Európai Gazdasági Bizottsága (UNECE) elemzését.² A nemzetközi felmérés megállapításai szerint a módszertani különbségek oka lehet

- az eszközállományra, az értékcsökkenésre vonatkozó adatok forrása,
- az eszközállomány továbbvezetett adataihoz alkalmazott modell,
- az értékcsökkenés függvényalakjának feltételezése,
- az állóeszköz hasznos élettartamának becslése.

Az értékcsökkenési és más eszközt statisztikai adatok forrása lehet felmérés, illetve igaz-

gatási adatok átvétele, vagy az eszközállomány ismert mutatóira alapozott statisztikai becslés. Az OECD módszertani ajánlása egyértelműen meghatározza az értékcsökkenés viszonyítási alapjaként a tárgyidőszaki ún. újrabeszerzési értéke, amelynek meghatározása eltér a számvitelben kimutatott eredeti beszerzési bruttó érték nyilvántartás szerinti értékétől. A számvitelben alkalmazott amortizációs kulcsok elsősorban az üzemgazdasági és az adózási szempontokat érvényesítik, a nemzeti számlák előírt elszámolásai ettől az általános gyakorlat-tól eltérő szemléletűek.

A cikk értékeli a mennyiség és az időszak árszintje alapján modellezett ($p \times q$) eszközértékelés megbízhatóságát, alkalmazási körét az EU-tagállamok gyakorlatában. A működtetett eszközök állományában sokféle minőség fordulhat elő, és mivel a fizikai mértékegységekre alapozott (például közút-)értékelés átlagokkal számol, az ilyen értékbecslések torzításai jelentősek lehetnek. A 15 tagállam többsége a folyamatos leltározás módszerét (perpetual inventory method – PIM) alkalmazza az eszközműanyagok összeállításához, ágazati bontásban. A modell az év eleji állományt az időszakok beruházásaival növeli és az elszámolt éves értékcsökkenésekkel, tervezett selejtezésekkel csökkenti. A számítások kiinduló mutatósorozata a referencia-időszakban felmért eszközállomány és ismertek a bruttó (újraelőállítási) eszközértékek a homogénnek tekintett csoportok szerinti bontásban.

A modellszámítás eredményei 3–6 tárgyieszköz-kategóriára, és az állóeszközök további néhány speciális csoportjára állnak rendelkezésre az összesített közlési táblákban, a nemzetközi eszközt statisztikai ajánlás szerinti mutatókkal. A nemzeti modellben általában 14–53 nemzetgazdasági ág, illetve ágazat alkot homogén csoportot. Eltérő ettől a dán és a német eszközt statisztika modellje, ahol mintegy 400, illetve 200 eszközcsoportra számítják a

² *Survey of National Practices in Estimating Service Lives of Capital Assets* [2004]. Joint UNECE/Eurostat/OECD Meeting on National Accounts, Genf. (Letölthető: <http://www.unece.org/stats/documents/ces/ac.68/2004/18.e.pdf>)

mutatókat, felhasználó-ágazatok szerinti bon-tás nélkül.

A cikk áttekinti az EU új tagállamainak eszközstatisztikai sajátosságait, kiemelve, hogy a piacgazdaságra áttérés időszakában új értékelési szabályok alkalmazása vált szükségessé. Az átfogó újraértékelés alapján indulhatott a nemzeti számlák módszertani előkészítése, és a 10 új tagállam többnyire 1995 utáni újraelőállítási értékekkel, más országokban bevált modellekkel vezeti tovább eszközszámláit. Kialakulóban vannak a sajátos feltételeknek megfelelő értékcsökkenési, selejtezési függvények, az eszközök közvetlen adatgyűjtési módszereit is alkalmazva. A tömeges és nehezen regisztrálható privatizáció, a nem tervezett üzemleállítás és más hasonló átmeneti folyamatok nem elfogadható torzítást okoznának a beruházásra alapozott mutatósorozatok modellezése esetén, különösen az eszköztulajdonos szektora szerinti elszámolásban. Az épületek, egyéb építmények kategóriáiban különösen erős lehet a tulajdonosváltásnak a hatása.

A szerző utal a selejtezési függvénnyel kapcsolatos gyakorlatra, a PIM-modell szokásos feltételezéseire. Egyes eszközstatisztikák az Egyesült Államok modellezési eljárását vették át az értékcsökkenések ütemezésére (ilyen az osztrák és a svéd modellezés). Néhány kivételtől eltekintve lineáris a függvény. Az osztrák és a svéd eszközstatisztika modelljében geometriai függvényt alkalmaznak.

A cikk megállapítja, hogy a várható hasznosítási időszak (az élettartam) hosszára vonatkozó feltételezés az értékcsökkenés éves mértékeit is megszabja. A spanyol, az olasz, a francia és a német eszközstatisztika a szakértők becsléseivel állítja össze a várható hasznosítási időszak paramétereit. Sok országban az adózási adatokra építve modellezik az eszközállomány kor szerinti összetételét, a selejtezési számítható évek számát. A PIM számításai sok esetben más országoktól átvehető, meg-

alapozott élettartambecsléseket is alkalmaznak, főként az Egyesült Államok eszközstatisztikai táblái alapján. Egyes eszközcsoportokra az igazgatási nyilvántartások is elérhetőek. A várható hasznosítási időtartam statisztikai felmérését végezték a Hollandiában, Finnországban. Ezek a paraméterek a technikai fejlődés eredményeként változhatnak, és a várható pótlási ciklusok az egyes gazdasági területeken egymástól nagyon eltérők.

A szerző ismerteti a termelékenység nemzetközi összehasonlító elemzéseire összeállított, ún. fordított PIM-módszer feltételezéseit. A vizsgálat eredménye a tőkeszolgálat teljes értékének becslése. A kutatók az átlagos értékcsökkenési rátákat a rendelkezésre álló nemzeti beruházási adatsorok alapján, az 1970 és 2004 közötti időszak átlagában számították.

Nem lineáris kapcsolat van egyrészt a beruházás volumenének növekedési üteme, másrészt a tényleges értékcsökkenés között, mindezt a feltételezett hasznosítási időtartammal összefüggésben modellel elemezték. Jól dokumentált az állóeszköz-felhalmozás alakulása folyó és összehasonlító árakon, és ennek alapján elemezhető az optimálisan illeszkedő tőkeszolgálati regressziós vonal az EU 15 tagállamára.

A következőkben a német gazdaságkutatók szimulációs számításai szerint szerepel az átlagos használati időtartam (év) és értékcsökkenési ráta (%), az utóbbi csökkenő sorrendje szerint rendezve. A luxemburgi (18 év; 9,3%) értékcsökkenés rátája a legnagyobb, ezt követi a portugál (20; 8,7), a dán (20; 8,7), a belga (24; 8,4) értékcsökkenés ráta. A brit (27 év, 6,1%), az ír (29; 5,1), a holland (29, 5,6) és a finn (30; 5,6) eszközhasználati időtartamok egymáshoz közeli.

A leghosszabb várható élettartam a görög állóeszközökre jellemző (59 év; 2,1%). Az értékcsökkenési ráta szerint rangsorban a mézőny második felébe sorolták az osztrák (38

év; 4,3%), az olasz (38; 4,2), a svéd (36; 4,4), a német (35; 4,6), a francia (33; 4,8) és a spanyol (33; 4,8) mutatókat.

A cikk összefoglalja a várható hasznosítási időtartamok alakulását 1970 és 2004, 1980 és 2004, valamint 1990 és 2004 közötti átlagokkal. Az állóeszközök szimulált gazdasági élettartama rövidebb lett az EU 15 tagállama többségében a harmadik (másfél évtizedes) periódusban.

A kiugróan nagy görög eszközstatisztikai adatsort elhagyva a több vizsgált ország várható eszközhasználati időtartama átlagosan 25 év. Egyes termelékenységi mutatók nemzetközi összehasonlítása indokolja annak mélyebb elemzését, hogy a nemzeti tőkeszolgáltatmutatók, értékcsökkenési ráták milyen történelmi, gazdasági, minőségi, technikai és egyéb tényezők hatására szóródnak az átlaghoz mérten.

Nádudvari Zoltán,

a KSH főtanácsosa
E-mail: zoltan.nadudvari@ksh.hu

Ajcsapseva, R. P.:

Riz egyéni vállalkozók mintavételes összeírásáról

(O viborocsnom obsledovanii individualnyh predprinimatelej. – *Voproszi Sztatizsytiki*. 2008. évi 10. sz. 62–64. old.)

Oroszországban a kisvállalkozások, ezen belül az egyéni vállalkozások egyre lényegesebb szerepet játszanak a gazdasági életben. E gazdasági egységek megfigyelése az Oroszországi Föderáció kormányának 2006-ban hozott rendeletéhez illeszkedik, amely az állami statisztikai rendszer 2007 és 2011 közötti fejlesztését szabályozza. Az egyéni vállalkozók mintavételes vizsgálatát a föderációban 2008 már-

ciusában hajtották végre (elvégzéséhez a statisztikai szolgálat rendelkezett megfelelő jogi háttérrel). A felmérés kiterjedt azokra a természetes személyekre, akiknek vállalkozása szerepelt az oroszországi egyéni vállalkozók egyénes állami regiszterében. A terület szerinti mintavételt országos szinten (a statisztikai szolgálat cégregiszterének 2007. november 30-i állapota alapján) végezték el, a mintába a regisztrált vállalkozások 10 százaléka került, a tevékenység szerinti csoportosítás pedig a gazdasági tevékenységfajták oroszországi osztályozási kódjának három számjegyes mélységéig történt.

A szerző áttekinti, milyen tapasztalatok szűrhetők le a (statisztikai szolgálat déli föderatív körzetébe tartozó) Karacsajevo-Cserkeszföld Köztársaságban elvégzett összeírás alapján. A kaukázusi köztársaságban a minta 1 185 egyéni vállalkozásra terjedt ki, amelyet 2004-től rendszeresen ellenőriztek, hogy megállapítsák valóban működnek-e. A mintavételes felmérés során 545 egyéni vállalkozó közül 55,8 százalék számolt be arról, hogy 2007-ben kifejtett gazdasági tevékenységet. Közülük 490 vállalkozás adatait korábban egyeztetették a statisztikai regiszterben szereplőkkel, amikor is ezek 82 százaléka működőnek vallotta magát. A mintavételes felmérés idején nem működő egyéni vállalkozások 77 százaléka vett részt a korábbi egyeztetéseken, ezeknek több mint fele (56,7 százaléka) viszont a felmérés pillanatában működőnek mondta magát. A statisztikai regiszter szempontjából lényeges mozzanat, hogy az adat-egyeztetések és a felmérés eredményei a működő vállalkozások tevékenységi besorolását tekintve két számjegy mélységig 69 százalékban, négy számjegy mélységig 50,5 százalékban fedték egymást. A szerző azt az óvatos következtetést szűri le, hogy az egyéni vállalkozók többsége hajlandó az együttműködésre a statisztikai szolgálattal, „legalábbis nem tit-

kolja el a tevékenység tényét és szféráját”. Hozzáfűzi egyben, hogy az adott gazdasági terület ágazati szerkezetéről nem mondható el, hogy rohamos ütemben átalakulna. A köztársaságban a felmérés meghiúsulása 18 százalékos volt. Ennek okai között szerepelnek a lakcímek nyilvántartásának hiányosságai (a szerző ezt az adminisztratív nyilvántartásokat vezető szervek tökéletlen együttműködésének tulajdonítja); továbbá, hogy az ideiglenes külföldi (idényjellegű) munkavégzés esetén hivatalosan nem jelentik be a lakcím megváltozását, illetve a kapukódok miatt bizonyos címek megközelíthetetlenek voltak az összeírók számára.

Az adóhivatal és a népességnylvántartó szervek adminisztratív regisztereiben szereplő adatok megbízhatatlansága az egész déli föderatív körzetben nehezítette a mintavételes összeírást. Az oroszországi egyéni vállalkozók egységes állami regiszterébe hiányosan kerültek be adatok (nem szerepelt a telefonszám), vagy nem létező lakcímet tüntettek fel, és előfordult az is, hogy csak késve jegyezték be a vállalkozás működésének megszűnését. Mindezt helyenként már-már a mintavételes vizsgálat eredményességét veszélyeztette, s megnehezítette a postai úton történő adatfelvételt is. A körzet statisztikusainak értekezletén elhangzott, hogy az asztrahanyi területen „címezett ismeretlen” bélyegzővel a borítékok 9 százalékát küldték vissza, 46 százalékuk sorsa teljességgel ismeretlen volt; a volgográdi területen a kijelölt megkérdezettek 38,2 százalékától nem érkezett válasz, és nem is sikerült felvenni velük a kapcsolatot, a rosztovi területen a hasonló esetek aránya 19,1 százalékot tett ki. A szerző szerint a megoldást az adminisztratív nyilvántartásokban szereplő adatok megbízhatóságának javítása jelenti.

Holka László,

a KSH vezető főtanácsosa
E-mail: laszlo.holka@ksh.hu

Godderis, R.:

A hatalom és identitás elemzése börtönkosztról szóló beszámolók alapján

(Food for Thought: An Analysis of Power and Identity in Prison Food Narratives.) – *Berkeley Journal of Sociology*. 2006. évi 50. sz. 61–73. old.

Az étkezés az emberi élet központi eleme, az ételhez való kapcsolatunk elsősorban a szükségességre és az ismétlődésre épül. A folytonos ismétlődés miatt az étkezés mindennapjaink megszokott és bensőséges tevékenysége, azonban az étkezés és körülményei már túlmutatnak a biológiai szükségleteken. Hiszen az étkezés és a hozzá kapcsolódó szokások jelképezik az egyéni és a közösségi identitást.

Ennek megfelelően az étkezés az egyik legalapvetőbb kérdés, amellyel egy intézményen belül, különösen a börtönök esetében foglalkozni kell. A börtönön belül az étel elkészítése és felszolgálása meghatározza a napi tevékenységek szerkezetét, mivel nagylétszámú csoport egésznapos ellátása a cél. A csoport tagjai az egész nap során ételt készítenek, felszolgálnak vagy takarítanak. A börtönön belül a csoport tagjainak egyéniségérzékelése erősen torzul, ezért az ételhez és a felszolgáláshoz kapcsolódó szokások erőteljesen jelképezik a hatalmi struktúrát.

Ennek vizsgálatához a szerző 16 félig strukturált interjút készített egy kanadai börtön férfi lakóival. A tanulmány célja többek között annak vizsgálata, hogy a hatóság hogyan használja fel az étkezési szokásokat a börtönben töltött mindennapok szabályozásában. Igyekszik azt is bemutatni, hogy az étkezési szokások szabályozása felett elvesztett uralom miképp formálja a börtönben tartózkodókat egyénekből „bentlakókká”.

Az ételhez fűződő szimbolikus kapcsolat a börtönön belül felerősödik. Mint szabályozó intézmény a börtön határokat állít fel a szociá-

lis kapcsolatok számára. A börtönön belül az emberek a mindennapi élet egyes tevékenységeit elkülönítve élhetik meg. Minden egyes tevékenység – beleértve az étkezést is –, minden nap ugyanazokkal az egyénnel történik, ugyanolyan körülmények között, ugyanolyan irányító személyekkel. Ez is hozzájárul ahhoz, hogy a börtönbe kerülő személy mihamarabb bentlakóvá váljon. Mivel a táplálkozás naponta többször történik, így állandó figyelem kíséri, és kulcsszerepet játszik a börtönben lakók életének formálásában.

Az elítéltekre olyan szabályozások vonatkoznak, amelyek nehezítik azt, hogy saját választásuk alapján történjék az étkezés. Ez kihat az énképre és a fizikai állapotra is. Az étkezési választási lehetőség megmutatja, hogy milyen egyéniségek vagyunk, hogy döntési jogunk van, így mi dönthetjük el, hogyan viselünk gondot a szervezetünkre. Ezek a lehetőségek nem adóttak a börtönön belül, mivel az elítéltek nem választhatják meg, hogy mit, mikor és hogyan esznek. Éppen ezért a börtönben lakók elvesztik az uralmat saját szervezetük felett is, és ez az identitás meghatározását is nehezebbé teszi.

Az interjúk lehetőséget kínáltak a börtönben lakó, perifériára szorult réteghez tartozó egyéneknek, hogy hallassák hangjukat. Az interjúk közepes és enyhe veszélyességi osztályba sorolt kanadai börtönökben zajlottak, 28 és 47 év közötti elítélt férfiakkal folytatott kérdeztek, egy-egy beszélgetés időtartama 30 és 120 perc között mozgott. Az interjúalanyok kiválasztásánál az elsődleges szempont a kutatásban való részvételi hajlandóság mértéke volt. Bár nem voltak kötelesek beszélni arról, hogy miért vannak börtönben, nyolc elítélt mégis megosztotta ezt az interjúkészítővel: kábítószerrel történő visszaéléstől a gyilkosságig terjedt a skála.

A börtönön belül a lakók mindennapi életét a hatalom kérdése határozza meg. Ez túlmutat azon, hogy mekkora hatalma van egy börtönőrnek, egy börtönben lakónak; sokkal inkább az

intézményi rendszer működéséből adódó hatalom-megnyilvánulásokról van szó. A hatalommal történő találkozás két csoportba osztható. Az első csoport a nyílt találkozás, melynek során a hivatalos fél hatalmát közvetlen találkozás formájában fejezi ki, esetünkben a börtönben lakók és a konyhai személyzet. Idetartozik még a szabályok következtlen használata, a kötelező átszállítások más intézményekbe, vagyis minden olyan történés, melynek során az egyén egy hierarchikusan nagyobb hatalmat birtokló egyénnel kerül kapcsolatba. Ezeknek az eseteknek közös jellemzőjük, hogy a hatósági fél a cselekedetét a börtön lakójának viselkedésével indokolja, és a börtön lakójától elvárják, hogy teljesítse az elvárásokat vagy viselje engedtlenségének következményeit. A második csoport a burkolt találkozás. Ehhez nem szükséges tényleges találkozás két személy között. Idetartozik a börtönben lakók anyagi viszonyai fölött történő rendelkezés; az, hogy csak korlátozott mértékben szólhatnak bele a börtön reformintézkedéseibe és az, hogy a börtönben lakókat a konyhai munkánál alkalmazzák. Az ilyen találkozások nem személyes kapcsolat útján történnek, inkább a bürokratikus szabályokon keresztül jelentkeznek. Hatósági részről ezeket a börtönben lakók saját érdekére, illetve a börtön funkciójára történő hivatkozással magyarázzák.

Gyakran okoz jelentős frusztrációt a konyhai személyzet, illetve a börtönőrök önkényes döntéshozatala. (Egy alkalommal egy elítélt új tányért szeretett volna kérni, mert egy hajsza volt az ételben. A konyhai segítő visszautasította, mondván, hogy elég, ha kihúzza a hajszaát. Egy másik lakó arról beszámolt, hogy az örök mennyire semmibe veszik az egészséges ételeket.)

A börtönben lakók nem képesek a fogyasztásukat szabályozni, nincs ráhatásuk a fogyasztott étel minőségére és mennyiségére, ezért fokozatosan elidegenednek a fizikai én-

jüktől, ahogy annak igényeit hosszabb ideig nem képesek kielégíteni. Gyakran érzik úgy, hogy egy-egy szabály inkább a hivatalos hatalom megnyilvánulását jelenti, mint a tényleges biztonsági előírást.

Többen beszámoltak arról, hogy az előírások tiltják bizonyos konyhai készülékek használatát a börtönben lakók számára. Ezt azzal magyarázzák, hogy ha nincs eszköz, amivel az ételt elkészíték maguknak, akkor csökkenni fog a konyhai lopások száma. A börtönben lakók ezt nevenséges magyarázatnak tartják, és véleményük szerint, ha valaki szeretne elkészíteni egy ételt, akkor annak megtalálja a módját.

A vizsgálat nem kívánja eldönteni, hogy az ilyen döntések mennyiben kapcsolódnak ténylegesen a biztonsági előírásokhoz, a vizsgálat tárgyának szempontjából a lényeg az, hogy a börtönben lakók hogyan élik meg ezeket az intézkedéseket.

A hatalom kifejezésének egyik módja lehet az is, ha az elítélteket magasabb biztonsági fokozatú börtönbe szállítják. Az átszállítástól való félelem megjelenik azoknál is, akik a legkisebb biztonsági fokozatú börtönben tartózkodnak. Ők nincsenek cellákba zárva, hanem 6–8 fős házakban laknak, mindenkinek saját kulcsa van a szobájához.

A cella, zár és biztonsági kapu nélküli börtönök világ nyugtatónak és békésnek tűnik, de fogvatartottak mégis pszichikailag és fizikailag is érzik a bezártság súlyát és érzik a hivatali hatalom jelenlétét a mindennapi életük során.

Az olyan burkolt hatalmi megjelenések, mint az önkényes döntéshozatalok, a következetlen szabályok, az átszállítások másik börtönbe, mind-mind arra emlékeztetik a börtönben lakókat, hogy nincs lehetőségük dönteni az élet mindennapi kérdéseiben, és ez teljesen kiszolgáltatottá teszi őket.

A gazdasági megszorításokkal az intézmény azt is szabályozza, hogy az elítéltek milyen mértékben tudják az önkifejezést a fo-

gyasztásukkal megvalósítani. Ha lehetőség van a fogyasztásunk megválasztására, az egyben az önkifejezésnek is egy erős formája: kifejezi, hogy kinek tartjuk magunkat, és ez hogyan nyilvánuljon meg. Ezt a lehetőséget a börtönben erősen korlátozzák.

A börtönben lakók a hatályos törvények alapján egy program keretében kaphatnak fizetést, melynek célja az, hogy tevékenységre ösztönözzék őket, és segítsék a társadalomba történő visszailleszkedésüket. A fizetesként kapott összeg 10 százalékát azonban automatikusan előtakarékszámra utalják, amelyhez a börtönben lakók csak különleges indokkal, külön engedély mellett férhetnek hozzá míg, a maradék 90 százalékot szabadon elkölthetik a börtön szabályai alapján. A programban nem kötelező a részvétel, és a fizetés csökkenthető, ha az elítélt intézményen belüli konfliktusban vesz részt. Ennek megfelelően a börtönben lakók döntési lehetőségei (kereseti, kulturális csoporthoz való csatlakozás stb.) szigorú szabályozás és megfigyelés alatt állnak.

Bár a kanadai törvények lehetőséget biztosítanak arra, hogy a börtönben lakók véleményezzék a saját ellátásukat, az elítéltek beszámolóit szerint véleményüknek kevés hatása van. Szintén frusztrációt okoz az, hogy néha a sikeresen keresztül vitt reformok is csak felszínes változásokat jelentenek a börtönéletében. Hasonlóan zavaró, ha az elért változások néhány héten belül eltűnnek, és minden visszaáll a korábbi állapotoknak megfelelően. Ehhez társul még az is, hogy az elítéltek egy része fél a reformok kezdeményezésétől, mivel tartanak attól, hogy attól kezdve mint „bajkeverők” tűnnek fel az örök és a személyzet szemében.

A tizenhat interjúalany közül kilenc számolt be arról, hogy végzett már a konyhán szolgálatot. A konyhai személyzet nagy része elítéltekből áll a közepes és alacsony biztonsági fokozatú börtönökben (nem elvárás se a szakmai tapasztalat, se a hozzáértés), felügye-

letüket és szakmai támogatásukat a konyhai alkalmazottak végzik.

Hárman arról is beszámoltak, hogy a konyhai személyzet nem tanít semmit az elítélteknek, úgyhogy esélyük sincs a szükséges tudás elsajátítására. Az elítélteket a börtön rendszere sem bátorítja arra, hogy a konyhán végzett munkájukra büszkék legyenek, és semmiféle motivációt nem nyújt, hogy képességeiket fejlesszék ezen a téren. Az ételek rossz minősége mellett a börtönben lakókat az egészségügyi és higiéniai körülmények is aggasztják, valamint félnek attól, hogy a konyhában kisegítők az alapvető feltételeket sem tartják be.

A megkérdezettek egyöntetűen állították, hogy a rossz minőségű ételekért a képzetlen elítéltek is felelősek. Ezt a problémát erősíti az is, hogy a konyhai személyzet nem segíti a fogvatartottak képzését.

A börtönben lakók ételhez és egészséghez való viszonya, a sok frusztráció, amit ezen a téren szenvednek, és az, hogy nem uralják a saját fogyasztásukat, ami segíthetné őket a saját magukról való gondoskodásban, mind arra mutat, hogy kezdenek elidegenedni saját fizikai énjüktől.

Lencsés Ákos,

a KSH Könyvtár osztályvezetője
E-mail: akos.lencses@ksh.hu

Kiadók ajánlata

ROSS, S. [2009]: *Probability and Statistics for Engineers and Scientists*. (Valószínűség-számítás és statisztika mérnökök és kutatók számára.) Academic Press. London. New York. San Diego.

A könyv ezen új, átdolgozott tartalmú kiadása kiváló bevezetést nyújt az alkalmazott valószínűség-számításba és statisztikába a mérnöki vagy a természettudományi tanulmányokat folytatók számára. A szerző hangsúlyt helyez annak bemutatására, hogy a valószínűség-számítással miképp nyerhető betekintés a statisztikai problémákba, melynek eredményeként végül a gyakorló mérnökök és a természettudósok által leggyakrabban alkalmazott statisztikai eljárások intuitív módon érthetőek meg. A könyvben található gyakorlatok és példák széles köre valós adatokra épít, az adatok ilyen jellegű alkalmazása indokolja a valószínűség-számítás ismertetését. A valódi adatokon alapuló példákon és gyakorlaton túlmenően a kötet rendkívül világos magyarázatokat

tartalmaz, csakúgy, mint az előző kiadások. A szerző számos példában, gyakorlatban és alkalmazásban valószínűségelméletet használ a mindennapi statisztikai problémák és helyzetek megoldására.

NISBET, R. – ELDER J. – MINER, G. [2009]: *Handbook of Statistical Analysis and Data Mining Applications*. (A statisztikai elemzés és az adatbányászati alkalmazások kézikönyve.) Academic Press. London. New York. San Diego.

Az adatbányászati elemzések végrehajtásának megismeréséhez jelenleg számos könyvet és szoftverleírást kell összeszedni. Ez az átfogó, szakszerű forrás minden szükséges információ biztosításával és szakmai igény kielégítésével nélkülözhetetlen útmutatóként szolgál a statisztikai alkalmazásokkal és módszerekkel végzendő, hatékony adatbányászathoz.

A kötet az adatelemzés széles területét lefedi, beleértve az adatbányászati algoritmuso-

kat, a statisztikai megközelítéseket és a gyakorlati alkalmazásokat is. A témák nagy és komplex adatállományokat magukban foglaló problémákat, újszerű adatbányászati algoritmusokat alkalmazó megoldásokat és/vagy újfajta statisztikai megközelítéseket, valamint az elemzések és a megoldások objektív értékelését ölelik fel. A könyv leírja az elemzési technikákat és bemutatja azok alkalmazásait a valós problémák megoldásában, így ezek könnyen érthetővé és hasznossá válnak a természettudományi, a műszaki és a kereskedelmi területen dolgozó szakemberek számára.

E nélkülözhetetlen forrás mellett, hogy segít megoldani nagyméretű, komplex állományokat érintő adatelemzési problémákat, alkalmazás- és megoldás-orientált, a valós problémák megoldására összpontosít. Újszerű adatbányászati algoritmusokat és újfajta statisztikai megközelítéseket mutat be, valamint probléma-megoldási technikákat hasonlít össze az elemzések és a megoldások objektív értékelése mellett. A könyv elősegíti a tudományágak közötti interdiszciplináris együttműködést, az újszerű adatbányászati és statisztikai technikák továbbadását, illetve az elemzések és a megoldások értékelését a gyakorlati problémákkal kapcsolatos adatok elemzésében részt vevő diákok és szakemberek számára.

A könyv a gyakorlati problémák megoldásában érdekelt szakemberek fontos forrása, amelynek segítségével képesek saját hasznukra fordítani más területeken kidolgozott elgondolásokat. Az interdiszciplináris hangsúlynak és a témák lefedettségének köszönhetően a könyvnek ott kell lennie a szakértők, a gyakorlati szakemberek, a kutatók és a tudósok könyvespolcain is.

RAMACHANDRAN, K. M. – TSOKOS C. P. [2009]: *Mathematical Statistics with Applications*. (Matematikai statisztika alkalmazások-

kal.) Academic Press. London. New York. San Diego.

A matematikai kurzusokon jó eredményt elérő diákok közül sokan nehezen találják a statisztika nézetrendszerének megértését. A „Matematikai statisztika alkalmazásokkal” egyedülálló a tekintetben, hogy jól meghatározott módon, lépésről-lépésre, valós problémák megoldásán keresztül mutatja be a tananyagot. Ez a statisztikai problémák megoldásának logikus megközelítésében segíti a diákokat.

A tankönyv a statisztika matematikai alapú tárgyalását nyújtja, illetve bevezeti a diákokat az elméleti statisztika és alkalmazásainak módszereibe. Nem feltételez előzetes statisztikai vagy valószínűségelméleti tudást, de matematikai ismereteket megkíván az olvasótól. A legtöbb ilyen szintű könyvben a valószínűség-számítás alapos leírása található. Ez azonban problémát okoz olyan más tudományágakra szakosodott, főtárgyként nem statisztikát választó hallgatók számára, akik a matematikai statisztikában és alkalmazásaiban akarnak megbízható alapot szerezni. A szerzők a statisztika alapfogalmait alapos elméleti magyarázattal mutatják be. Számos példa és tárgyhoz tartozó gyakorlat más területekről származik, mivel a statisztika széleskörűen alkalmazott tantárgy.

A könyv sok, más tankönyvekben nem ismert, modern statisztikai számítási és szimulációs fogalmat is bemutat, például a jackknife, a bootstrap módszereket, az EM algoritmusokat és olyan Markov-láncos Monte Carlo módszereket, mint a Metropolis algoritmus, a Metropolis–Hastings algoritmus és a Gibbs-féle mintavétel.

HASTIE, T. – TIBSHIRANI R. – FRIEDMAN, J. [2009]: *The Elements of Statistical Learning. Data Mining, Inference and Prediction, Second Edition*. (A statisztikai tanulás elemei. Adatbányászat, következtetés és előrejelzés. Második kiadás.) Springer. New York.

Az elmúlt évtizedben robbanásszerű változás ment végbe a számítástechnikában és az információtechnológiában. Ez számos területen (például az egészségügyben, a biológiában, a pénzügyben és a marketingben) óriási mennyiségű adat megjelenésével járt együtt. Az ezek megértéséből fakadó kihívás a statisztika területén új eszközök/módszerek kifejlesztéséhez vezetett és olyan új területek fejlődését eredményezte, mint az adatbányászat, a gépi tanulás és a bioinformatika. Több eljárás közös alapokon nyugszik ugyan, gyakran mégis különböző terminológiát használ. A szerzők az előzőekben említett területek fontos fogalmait általános koncepcionális keretben írják le. A könyv statisztikai szemléletben íródott, a hangsúlyt a fogalmakra, mintsem a matematikára

helyezi és számos színes grafikával ellátott példát tartalmaz. Értékes forrás mind a statisztikusok, mind azok számára, akik a tudományos vagy az ipari adatok bányászatában érdekeltek. A könyv a felügyelt tanulástól (előrejelzés) a felügyelet nélküli tanulásig a témák széles körét fedi le. A témakörök – amelyek a területről első ízben nyújtanak átfogó ismeretést – magukban foglalják többek között a neurális hálókat, az osztályozási fákat és a boosting eljárásokat.

A könyv új kiadása több, a korábbiiban nem érintett témát is bemutat, így például a gráf modelleket, az ún. „random forest” eljárást, az „ensemble” módszereket, a nem negatív mátrixfaktorizációt és a spektrális klaszterezést.

Társfolyóiratok

POPULATION

A FRANCIA DEMOGRÁFIAI INTÉZET
FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 3. SZÁM

Prioux, F.: Franciaország demográfiai fejlődése napjainkban – a várható élettartam továbbra is növekszik.

Desplanques, G.: Az éves francia népességszámlálási összeírások erősségei és bizonytalanságai.

Duthé, G.: Újjáéledő malária Szenegálban. A malária okozta halálos esetek mérése Mlomp-ban.

Franckel, A. – Arcens, F. – Lalou, R.: Egészségmegőrző életvitel falusi környezetben Szenegál Fatick körzetében.

Setbon, M. – Raude, J.: Chikungunyavírus a Réunion szigeten – szociális, környe-

zeti és viselkedésszerű tényezők járványhelyzet esetén.



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

2007. ÉVI 414. SZÁM

Dormont, B. – Samson, A.-L.: Egészségügyi dolgozók demográfiája és a háziorvosok karrierje. – Generációk közötti egyenlőtlenségek.

Baclet, A. – Raynaud, É.: Egyenlőtlenségek vizsgálata a tulajdonosi jövedelmek számba vételével.

Lesnard, L. – Saint Pol, T. de: Hogyan szervezik munkahatüket az egyedülálló dolgozók?

zók és a párok? A meghatározó gazdasági és a szociális tényezők hatása.



AZ EGYESÜLT ÁLLAMOK
MATEMATIKAI STATISZTIKAI INTÉZETÉNEK
FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 3. SZÁM

Nicolae, D. L. – Meng, X. – Kong, A.: A hiányzó adatok frakciójának számszerűsítése a statisztikai és a genetikai kutatások hipotéziselemzéseiben.

Consonni, G. – Veronese, P.: Előzetes feltételek felcserélhetősége lineáris modellek esetén.

Davison, A. C. – Sartori, N.: A Banff-kihívás: egy zajos jel statisztikai észlelése.

Martin, R. – Ghosh, J. K.: Egy vegyes eloszlás sztochasztikus megközelítése és Newton-féle becslése.

Zhang, Z. – Jordan, M. I.: Többirányú spektrálfelbontás eltérésalapú megközelítéssel.

Rosenberger, W. F. – Sverdlov, O.: Kovariánsok kezelése a klinikai próbák kialakításában.

Samaniego, F. J.: Beszélgetés *Myles Hollanderrel*.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2009. ÉVI 3. SZÁM

Fogyasztóiár-index, 2008.

Zöldségtermelés, 2008.

Gyümölcs-termelés, 2008.

Környezetvédelmi kiadások Ausztriában, 2006-ban.

Ökoadózás Ausztriában 1995 és 2007 között.

Integrált nemzeti elszámolási mátrix környezeti elszámolással (national accounting matrix with environmental accounts – NAMEA) 1995 és 2006 között.

Újonnan regisztrált gépjárművek 2008-ban.

Adóbevételek, 2006.



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2009. ÉVI 1. SZÁM

Dr. Dövényi Z.: „Város az, ami magát annak nevezi”. Tűnődések Tóth József tanulmánya kapcsán.

Németh S.: Mintha-városból mintavárost! A magyar urbanizáció mennyiségi útja és minőségi átmenete.

Egyed K.: A kistérségek kialakulása, kialakítása hazánkban. NUTS 4, újabban LAU I szint az Európai Unióban.

Somai J.: A vidékfejlesztés Erdély gazdasági prioritása.

Dr. Kőszegfalvi Gy.: Infrastruktúra, életkörülmények.

Dr. Erdősi F.: A vasúthálózatok alakulásának területi különbségei Kelet-Európában.

Kenesei B.: Dánia térszerkezetének vizsgálata.

2009. ÉVI 2. SZÁM

Pirisi G.: Város vagy nem város? Dilemmák a formális és a funkcionális városfogalom kettőssége kapcsán.

Pirisi G. – Dr. Trócsányi A.: Így készül a magyar város.

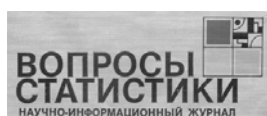
Szebényi A. – Dr. Nagyvárad L.: Új város a pécsi agglomerációban – a kozármislenyi példa.

Dr. Nemes Nagy J. – Tagai G.: Területi egyenlőtlenségek, térszerkezeti determinációk.

Dr. Michalkó G. et al.: A gyógyfürdővel rendelkező magyarországi települések életminőségének vizsgálata.

Csomós Gy.: A regionális centrumok súlyának meghatározása Magyarország településhálózatában.

Antal Z.: A Sellyei kistérség kitörési pontjai a munkaerő-piaci sajátosságok alapján.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2009. ÉVI 1. SZÁM

Sokolin, V. L.: A Orosz Állami Statisztikai Szolgálat tudományos és információs folyóiratának 90. évfordulója.

Eliseeva, I. I. – Dmitriev, A. L.: A „Vestnik Statistiki” alapításának 90. évfordulója.

Belyaevsky, L. K.: Statisztikai folyóirat – évek és emberek.

Ryabushkin, B. T.: Történelmi állomások a „Vestnik Statistiki-től” a „Voprosy statistiki-ig”.

Az Oroszország egészét felölelő 2006. évi mezőgazdasági összeírás alaperedményei.

Korbut, L. S.: A vidéki területek fejlődésének statisztikai megfigyeléséhez használt fő adatforrások.

Vasilieva, V. N.: A FÁK-országok tapasztalatai a mezőgazdasági összeírások terén.

Trofimova, I. N.: Jelenleg jobb Oroszország versenyképessége, mint a 90-es évekhez képest?

Uskova, T. V. – Barabanov, A. S.: A régiók versenyképességének becslésével kapcsolatos problémák.

Raiskaya, N. N. – Sergienko, Y. V. – Frenkel, A. A.: A régiók integrált beruházási hajlandóság szerinti rangsorolása.

Pashintseva, N. I.: Az állam hivatalos statisztikai tájékoztatási feladatának adminisztratív szabályozása, valamint ennek alkalmazása a rosstat-i területi irodákban.

Bogatkova, L. V. – Pochechina, E. N.: A régiók közötti információáramlás fejlődése a Volga-menti Szövetségi Körzetbe tartozó rosstat-i irodáknál.

Emelianov, V. V.: A Déli Szövetségi Körzet rosstat-i területi irodavezetőinek regionális tanácsa.

Diachenko, V. N.: Statisztikai adatok alkalmazása a Távol-Kelet szociális és gazdasági fejlesztési programjának kidolgozásában.

Shulgina, L. V. – Zherebin, V. M.: A voronyezsi terület regionális demográfiai fejlesztési programja és hatékonyságának becslése.

2009. ÉVI 2. SZÁM

Zinchenko, A. P.: A statisztika, mint tudományág.

Ilyshev, A. M. – Shubat, O. M.: A kisvállalkozások statisztikai vizsgálatának kiterjesztési lehetőségei.

Dumnov, A. D.: Mi történik a hulladékstatisztikával?

Ryzhikova, Z. A. – Belokonnaya, L. A. – Kulyaeva, G. V.: Foglalkozási csoportok szerinti adatbázis létrehozása szervezetek munkaerőigénye alapján.

Sushko, E. D.: A vállalkozások tevékenységének hatékonysága és a vezetői politika összefüggéseinek vizsgálata a javadalmazás tekintetében.

Popov, A. D.: Az állami munkaközvetítő ügynökség szerepe 2000 és 2007 között a munkaerő támogatásában.

Tyuleneva, N. A. – Avkhimovich, A. O.: A munkaadók munkaerővel kapcsolatos költségeinek regionális szintű összehasonlító elemzése.

Sablina, E. A.: A bankszektor elemzésének módszertani megközelítése.

Yakovenko, L. I. – Loseva, A. V.: Eldöntetlen kérdések a régió adókapacitásának statisztikai becslésében.

Vanchikova, E. N. – Naletov, A. Y.: A régió költségvetési adóbevételeinek rövid távú előrejelzése alapadatok főkomponens-elemzés útján történő előzetes vizsgálatával.

Krupnov, Y. S.: A pénz forgási sebessége és mérésének módszertani problémái.

Laikam, K. E. – Golovanov, Y. K.: Az állami statisztika adatszámítási rendszerének fejlődése 2008–09-ben.

Borisova, V. V. – Zarubina, E. V.: A statisztikai nyilvántartás fenntartásának és alkalmazásának érdekességei – tanácskozás.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2009. ÉVI 1. SZÁM

Florezrak, W.: A bérek és a keresetek közötti egyenlőtlenségek makroökonómiai vizsgálata.

Guzik, B.: Az empirikus adatokra jellemző tulajdonságok változásának CCR modellezése.

Zalega, T.: A háztartások fogyasztásában a munkanélküliség hatására bekövetkezett változások.

Dańska-Borsiak, B.: A gazdasági növekedés területi elemzése.

Kunasz, M.: A hallgatók vállalkozói kedvének többdimenziós összehasonlító elemzése.

Sarama, M.: Különbségek a háztartások között az információs és a kommunikációs technológia alkalmazásának terén.

Plich, M.: A Tudományos Statisztikai Tanács ülése.

Lazowska, B.: 37. Lengyel Statisztikai Verseny.

2009. ÉVI 2. SZÁM

Niedbalska, G.: Nemzetközi intézmények módszertani tanulmányai a kutatás-fejlesztési tevékenység költségeinek tőkésítéséről és statisztikáiról.

Baruk, J.: Az ipari szektor vállalkozásainak innovatív ereje.

Szukalski, P.: Tizenéves lányok termékenysége a háború utáni Lengyelországban.

Radziukiewicz, M.: A munkaerőpiac tendenciái és kilátásai.

Czempas, J.: A Közösségi alapok felhasználása járási szinten a Sziléziai vajdaságban.

Strojny, J.: A közúti szállítás infrastruktúrája az EU országaiban.

Bolonek-Lasoń, K. – Bialek, J.: 27. konferencia a többdimenziós statisztikai elemzésről.

Lengyelország szocioökonómiai helyzete 2008-ban.

2009. ÉVI 3. SZÁM

Zdunek, E.: Ökonometriai modellek használata a csődelőrejelzés során.

Domańska, W.: Környezetvédelem 2007-ben.

Laskowska, I. – Lewandowska, K.: Az egészségvédelem hatékonyságának vizsgálata.

Piekut, M.: A háztartások fogyasztási kiadásainak nagysága és struktúrája.

Wagner, W. – Patryn-Stolarz, J.: Turistaszállások kihasználtsága járási szinten a Lublini és a Kárpátaljai vajdaságban.

Gorczyca, M.: A balti országok lakáshelyzete.

Gontarczuk, W. et al.: Az ITC-technológia használata Lengyelországban.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2008. ÉVI 10. SZÁM

Pierdzioch, S.: A kórházi szolgáltatások árkorrekciója a nemzeti számlákban.

Wollgramm, M. – Krüger, H.: Gépjármű-eladás 2006-ban.

Dietz, O.: Az állami költségvetés teljesítményének értékelésére szolgáló indikátorok.

Fey, C. – Leidel, M. – Müller, W.: Államháztartás 2008. első felében.

Dechent, J.: Épületárak – 2007. évi eredmények és az átírási árakra vonatkozó előzetes adatok.

Bartels, H.: A nemzeti számlák rendszere a Német Szövetségi Köztársaságban.

2008. ÉVI 11. SZÁM

Moser, G. – Solymosi, A.: Szerkezeti reformok a kínai statisztikai rendszerben.

Angele, J. – Frank-Bosch, B. – Neuhäuser, J.: A magánszemélyek túlzott eladósodása és a fogyasztói fizetési képtelenség.

Blang, D. – Helmert, T.: Belső (hot deck) eljárások alkalmazása a külkereskedelmi statisztika terén.

Schmidt, D.: Új szakképzési statisztika.

Baumann, T.: Oktatási ráfordítások Németországban.

Haustein, T.: Lakhatási hozzájárulás Németországban, 2007-ben.

2008. ÉVI 12. SZÁM

Brachinger, H. W.: Gerhard Fürst-díj, 2008.

Lugert, P.: A kötelező egészségbiztosítás 2002. évi adatainak kiértékelése – egy projekt zárójelentése.

Schäfer, T. – Brückner, G.: A társadalom szociális homogenitása alternatív migrációs definíciók alkalmazásával.

Köhne-Finster, S. – Lingnau, A.: A foglalkoztatottsági statisztika minőségének vizsgálata mikrocenzusadatok alapján.

Gude, J.: Válások, 2007.

Bick, M.: Megállapított bérek és keresetek Németországban. – Információ a megállapított bérekre és keresetekre vonatkozó statisztikákról.

Mayer, H. – Flachmann, C.: A háztartások energiafogyasztása 1995 és 2006 között.

2009. ÉVI 1. SZÁM

Räth, N. – Braakmann, A.: Bruttó hazai termék, 2008.

Krenzer, M. – Tischner, A.: Kötelező adatszolgáltatással kapcsolatos web-alapú adatbázis létrehozása.

Greulich, M.: A gazdasági tevékenységek osztályozásának felülvizsgálata és a befejezett termékek osztályozása.

Bauer, O. – Tenz, B.: Az információs és a kommunikációs technológia alkalmazása a vállalkozásoknál.

Grobecker, C. – Krack-Roberg, E. – Sommer, B.: Társadalmi fejlődés, 2007.

Haustein, T. – Dorn, M.: Az állami támogatásokra vonatkozó statisztikai eredmények, 2007.

Schwahn, F.: Az időskorúakat védő állami szociális rendszer tendenciái.

Linz, S. et al.: Árváltozások 2008-ban.