

Statisztikai Szemle

A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL
TUDOMÁNYOS FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BAGÓ ESZTER, DR. BELYÓ PÁL (a Szerkesztőbizottság elnöke),
DR. FAZEKAS KÁROLY, DR. HARCZA ISTVÁN, DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő),
DR. JÓZAN PÉTER, DR. KARSAI GÁBOR, DR. OBLATH GÁBOR,
DR. RAPPAI GÁBOR, DR. ROÓZ JÓZSEF, DR. SPÉDER ZSOLT,
DR. SZÉP KATALIN, DR. SZILÁGYI GYÖRGY

89. ÉVFOLYAM 5. SZÁM

2011. MÁJUS

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

Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!

ISSN 0039 0690

Megjelenik havonta egyszer
Főszerkesztő: dr. Hunyadi László
Osztályvezető: Dobokayné Szabó Orsolya
Kiadja: a Központi Statisztikai Hivatal
A kiadásért felel: dr. Vukovich Gabriella
2011.075 – 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 6000 Ft, egy évre 10 800 Ft

Beszerezhető a KSH Könyvesboltban. Budapest II., Fényes Elek u. 14–18. Telefon: 345-6789

Tartalom

Tanulmányok

Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés – <i>Cseres-Gergely Zsombor</i>	481
A nem megfigyelt gazdaság mérésének lehetőségei – <i>Murai Bálint – Ritzlné Kazimir Ildikó</i>	501
A hosszú emlékezet összehasonlító elemzése piaci ser- tésárok esetében – <i>Dr. Kovács Sándor – Dr. Balogh</i> <i>Péter</i>	523
Egységgyöktesztek alkalmazása strukturális törések mel- lett a hazai benzinár példáján – <i>Mák Fruzsina</i>	545

Műhely

Jövőkereső – <i>Harcza István</i>	574
Az önkéntesek munkavégzésének mérési, elemzési hátte- re – <i>Nádudvari Zoltán</i>	582

Fórum

Hírek, események	590
------------------------	-----

Szakirodalom

Folyóiratszemle

Belkin, V. – Storozhenko, V.: Az oroszországi lakás- építés néhány jellemzője – (<i>Hajnal Béla</i>)	593
Vartia, Y.: Az indexek készítésének elvei és az in- dexsorok létrehozása – (<i>Marton Ádám</i>)	595
Tella, R. – MacCulloch, R.: Miért nem terjed a kapi- talizmus a szegény országokban? – (<i>Lencsés</i> <i>Ákos</i>)	598
Kiadók ajánlata	599
Társfolyóiratok	601

Munkapiaci áramlások, konzisztencia és gereblyezés*

Cseres-Gergely Zsombor,
az MTA Közgazdaságtudományi Intézet tudományos munkatársa és a Budapesti Szakpolitikai Elemző Intézet partnere
E-mail: zgergely@mtakti.hu

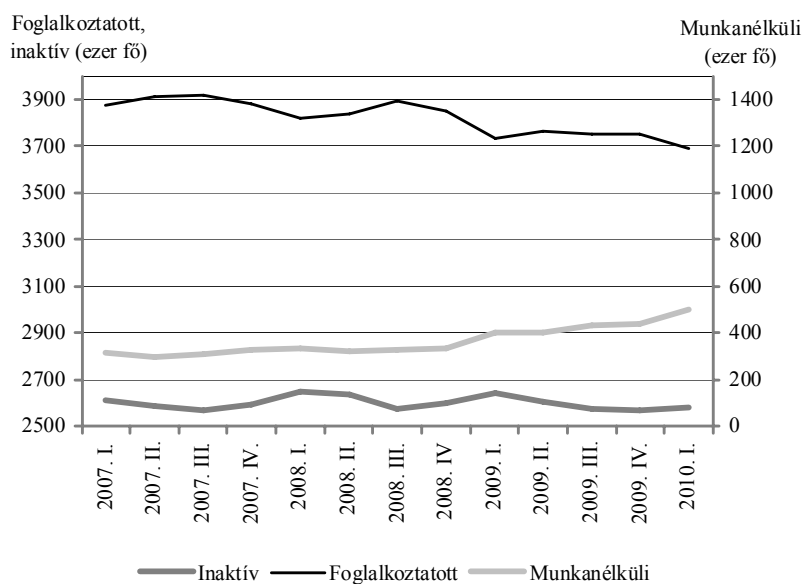
Az aktuális foglalkoztatási helyzet magyarországi elemzése szinte kizárólag a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívak számának változását vizsgálják, de nem foglalkoznak érdemben a közöttük megfigyelhető áramlásokkal. A szerző írásában az állományok közötti átmenetek számításának lehetséges konzisztens módszerét, valamint ennek segítségével a 2008 után kibontakozott válság foglalkoztatási hatásait ismerteti, elválasztva a támogatott és nem támogatott foglalkoztatás alakulását. A bemutatott módszer a napi elemzői, kutatói gyakorlatban alkalmazható és olyan többlet-információval szolgál, ami az állományok elemzésével nem szerezhető meg

TÁRGYSZÓ:
Munkaerőpiac.

* A tanulmány elkészítését a Foglalkoztatási és Szociális Hivatalnak az MTA Közgazdaságtudományi Intézetével kötött kutatási megállapodása segítette elő. A megalapozó munkálatokat 2007 nyarán, a Magyar Nemzeti Bankban végeztem vendégkutatóként. A felhasznált adatokat az MTA KTI Adatbankjának munkatársai tették könnyen használhatóvá, a számítások egy részét *Szabó Zsuzsa* végezte, és e téren segítséget nyújtott még *Szabó-Morvai Ágnes* is. Ezúton köszönöm e támogatásukat, valamint a Bureau of Labor Statistics (BLS – az Egyesült Államok Munkaügyi Statisztikai Hivatalának) munkatársai, *Ed Robinson* és *Greg Erkens* konzultációs készségét; továbbá *Kátay Gábor* korai kritikáját, *Molnár György* és *Nagy Gyula* segítő megjegyzéseit. Külön köszönöm a lektor, *Mihályffy László* megjegyzéseit és javaslatait. A tévedések és hibák természetesen csak engem terhelnek.

Magyarország 15–64 éves népességének foglalkoztatási rátája 1998 és 2008 között 53,6 százalékról 56,7 százalékra nőtt, elsősorban a nyugdíjkorhatár emelésének és a népesség javuló iskolázottságának köszönhetően (Kátay–Nobilis [2009]). A 2008 második felében kibontakozott világgazdasági válság hatására jelentős visszaesés volt megfigyelhető e mutatót tekintve: 2009-ben már csak 55,4 százalék volt és innen azóta sem mozdult el érdemben. Mindeközben a munkanélküliségi ráta 2008-ról 2009-re éves szinten 2,2 százalékponttal, közel 25 százalékkal nőtt, értéke 2010 első negyedévében 11,2 százalék volt (KSH stADAT, www.ksh.hu). A változás abszolút számokban mérve is jelentős: a munkanélküliek száma mintegy 330 ezerről félmillióra nőtt. (Lásd az 1. ábrát.) A regisztrált munkanélküliek aránya a 15–64 éves aktív népességben 2008 áprilisában 10,7, 2009-ban 13,7, míg 2010-ben 14,4 százalék volt ugyanebben a hónapban. A munkanélküliség jelentős növekedése ellenére kedvező jel, hogy az aktivitás nem csökkent az érintett időszakban.

1. ábra. A fő munkapiaci állományok alakulása 2007 és 2010 első negyedéve között (15–64 éves népesség)



Forrás: KSH munkaerő-felmérések.

Az előbbiekhöz hasonló elemzést több szakmai műhely ad közre, és ezekből egyértelmű, hogy a munkapiacon rendkívüli és válságos állapot alakult ki. De világosak-

e a részletek is? Ebben az írásban a munkapiaci állományok közötti áramlások segítségével kísérünk meg választ adni a kérdésre.

Az áramlások vizsgálatában kiemelt szerepet tölt be egy egyszerű, de Magyarországon e célra korábban nem használt eszköz, az ún. „gereblyezés”. Az egyéni paneladatokból számított átmenetbecslések a használt adatbázisok mintájának nemvéletlen kopása miatt torzítottak, azokat korrigálni kell. Ezt *Abowd–Zellner* [1985] módszertanilag igen kifinomult módon oldotta meg, de az Egyesült Államok Munkaügyi Statisztikai Hivatala (Bureau of Labor Statistics – BLS) csak tíz év múltán egy jóval egyszerűbb módszerrel, a gereblyézéssel kezdte meg a probléma kezelését *Frazis és szerzőtársai* [2005] alapján. Hazánkban az áramlások becslésére strukturális modellezés helyett imputálást használó kísérleti javaslatot *Fraller és szerzőtársai* [2007] tettek, bármilyen módszer rendszerszerű alkalmazására pedig még várni kell. A BLS eljárása azon emberek viselkedését vizsgálja, akik időben valóban követhetők, így merőben eltér *Abowd–Zellner* [1985] megközelítésétől, amely a tárgyidőszakban már nem megfigyelhető emberekre vonatkozó adatokat is használja, lehetséges státusukat megbecsüli. A jelen írás célja ebben a szellemben olyan eszköz bevezetése, amely kellően egyszerű a napi rutinban való használathoz, mégis alkalmas az áramlások konzisztens becslésére. A számításokat a KSH munkaerő-felmérésének (MEF) adatai segítségével végeztük, amelyek időben egymás után következő értékei (anonim kóddal) egyéni szinten összekapcsolhatók.

A továbbiakban bemutatjuk az állományok közötti átmenetek számításának problémáját, majd ismertetjük a gereblyezés által kínált megoldást, az alkalmazott módszerrel kapott eredményt és a számított áramlásokat.

1. Állományok és áramlások

A bevezetőben láthattuk, hogy az alapvető munkapiaci állományok vizsgálata a foglalkoztatás csökkenését és a munkanélküliség növekedését mutatja a 2007 utáni időszakban, ebből azonban még nem világos, hogy mindez miként történt. 2008 negyedik és 2009 első negyedéve között a foglalkoztatottak állománya 114 ezer fővel csökkent, a munkanélkülieké és az inaktívoké pedig 66, illetve 42 ezer fővel nőtt (a különbséget a 15–64 évesek számának enyhe mérséklődése felelős. (Lásd az 1. táblázatot.)

Az eddigiekben a megszokott elnevezést használva *állománynak* neveztük azon emberek számát, akik adott időpontban egy meghatározott állapotban találhatók. Ezzel szemben *áramlásnak* nevezzük azon emberek számát, akik két egymást követő (bázis- és tárgy-) időpontban két meghatározott állapotban találhatók. Más szóval az áramlás a két időszak közötti *állapotváltozások* száma. Az angol nyelvű szakiroda-

lom az áramlás két formáját különbözteti meg, a *bruttó* és a *nettó* áramlást. A bruttó áramlás a két állapot közötti áramlás, ha az áramlás irányát számon tartjuk, a nettó áramlás pedig a két állapot közötti bruttó áramlások egyenlege. Mivel a mintabeli összegek hányadosa a népességi arányok konzisztens becslését adja, a bruttó áramlások és a bázisidőszaki állományok aránya a kiválasztott állapotok közötti *átmenet esélyének* becslése. Bár azok más időszakok között is meghatározhatók, ebben az írásban csak két, egymást követő negyedév közötti áramlásokkal foglalkozunk.

1. táblázat

Munkapiaci állományok 2009 negyedik és 2010 első negyedévében (15–64 éves népesség)
(fő)

Munkapiaci státus	2009. IV. negyedév	2010. I. negyedév	Változás
Foglalkoztatott	3 850 688	3 736 019	-114 669
Munkanélküli	336 633	402800	66 167
Inaktív	2 602 477	2 644 160	41 683
<i>15–64 évesek</i>	<i>6 789 798</i>	<i>6 782 979</i>	<i>-6 819</i>

Forrás: Itt és a további táblázatoknál is saját számítás a KSH MEF mikroadataiból, egészre kerekített keresztmetszeti súlyokkal.

Az áramlások pontos ismeretének jelentősége nagy. Például, ha a munkanélküliségi ráta 12 százalék, igen sokat számít, hogy milyen mértékű a munkanélküli és a foglalkoztatott állapot közötti kapcsolat, mennyi az esélye annak, hogy egy dolgozó munkanélkülivé válik és mennyi annak, hogy éppen ellenkezőleg, egy munkanélküli állást kap. A munkanélküliség magas szintje mindenképpen aggasztó, de egészen más szakpolitikai beavatkozást igényel egy nagy fluktuációval jellemezhető, foglalkoztatásba jó eséllyel átlépő munkanélküli-állomány, mint az olyan, ahol kicsi a cserélődés. Nem véletlen, hogy az áramlások vizsgálata kiemelt helyen szerepel *Elsby–Hobijn–Sahin* [2010] tanulmányában is, amely a válságnak az Egyesült Államok munkapiacára gyakorolt hatását elemzi.

Az állományok nagysága kiszámolható az egy időszakra vonatkozó reprezentatív adatfelvételekből, az áramlások azonban nem. Ehhez nem pusztán két keresztmetszeti mintára van szükségünk, de a két időszakra vonatkozó mintának azonos személyeket is kell tartalmaznia. Szerencsére a MEF erre is lehetőséget biztosít a mintegy 70 ezer megfigyelést tartalmazó keresztmetszeti minta közel 5/6-át kitevő részmintáján, amelynek résztvevői és a rájuk vonatkozó adatok két negyedév között összekapcsolhatók.

Ésszerűnek tűnik az áramlásokat úgy számszerűsíteni, hogy a felvétel negyedévek között összekapcsolható almintáját használva megszámláljuk azon embereket, akik a

kiválasztott állapotpárokból voltak találhatóak a kiválasztott időpontokban. A 2. táblázatban a MEF paneladatainak a felhasználásával készített számítást látunk. A táblázat világosszürke blokkja azt mutatja meg, hogy az egyes állapotok időbeni kombinációja, tehát a köztük való átmenet hány ember esetében volt megfigyelhető. A korrekciót nem alkalmazó számítások csak erre az információra támaszkodnak. A konkrét számokat, az áramlásoknak a teljes népességre vetített becslését a mikroadatokból az adott cellában található emberek egyszerű megszámlálásával kapjuk meg, ezeket azután először a tárgyidőszakhoz tartozó keresztmetszeti súlyokkal szorzom fel – ezek a súlyok eredetileg egyrészt a teljeskörűsítést, másrészt a keresztmetszeti demográfiai reprezentativitást hivatottak biztosítani a teljes mintára. Mivel azonban itt a teljes mintánál kevesebb emberrel dolgozunk, minden cella értékét fel kell még szorozni a keresztmetszeti és a panelmintákhoz tartozó súlyok összegének hányadosával is annak érdekében, hogy csak a panel tagjait használva a teljes népességre vonatkozó összeseneket kapjunk.¹ A számítás elvégzésének tehát közvetlen akadálya nincs, azonban az mégsem pontos; akkor lenne csak az, ha a kapott áramlások megfelelnek egy igen egyszerű konzisztenciafeltételnek: az állományok változását rendre megkaphatnánk a nettó áramlások összegeként. A valóságban azonban nem ez a helyzet, mint azt a 2. táblázat „Változás becslés átmenetekből” feliratú oszlopa mutatja (ellenőrzés céljából mellette szerepel a keresztmetszeti adatokból készített, az 1. táblázatban már ismertetett becslés ugyanerre a változásra „Változás becslése keresztmetszetből” fejelettel, valamint a két becslés különbsége „Eltérés” fejelettel). Látható, hogy a direkt és a nettó változásokból számított indirekt becslések jelentős eltérést mutatnak. Az inaktivitás esetében a különbség elhanyagolható, a munkanélküliség növekedését és a foglalkoztatottság csökkenését azonban a naiv becslés alapján mintegy harmadával alulbecsülnénk. Ez nemcsak arányaiban nagy szám, hanem az ilyen jelenségek elemzését felhasználó szakpolitika szempontjából is, hiszen megegyezik például a 2009-ben a „Munkahelyek megőrzéséért” elnevezésű program által érintett személyek számával (mintegy 30 ezer fő), és két fontos aktív munkaerő-piaci program, a START Plusz és a START Extra résztvevőinek együttes számával 2009-ben (mintegy 28 ezer fő) (FSZH [2010]).

A bruttó áramlások számításának természetesen nem célja az állományi változások visszszámítása, hiszen amíg ezeket lehetséges direkt módon becsülni, addig az indirekt út választása teljesen értelmetlen. A változások helytelen becslése azonban rámutat arra, hogy maguk az áramlások becslései sem lehetnek pontosak – a hiba mértékét akkor számszerűsítjük majd, ha a korrigált becslés rendelkezésre áll. Mivel adott állomány nagyság mellett az átmentek száma és az átlépési esélyek között egyszerű és közvetlen kapcsolat van, az érintett emberek számának helytelen becslésén túl a hiba egyben azt is jelenti, ez utóbbiakat is rosszul becsüljük. Megjegyzendő, hogy a számszerű eltérések olyan mértékűek és jellegűek is lehetnek, hogy az áramlásokból származtatott

¹ A kétféleképpen kapott népességszám 6 782 979 és 6 782 585, a 394 fős eltérést a súlyok kerekítése okozza.

változásoknak nemcsak a nagyságát, de előjelét is helytelenül becsülnék meg. Példa erre 2008 második és harmadik negyedéve között a munkanélküliség változása, amely jobban jellemzi a nagy változások közötti „békeidőt”. Itt a hiba következtében a több mint 8 ezer fős növekedése helyett 7 ezer fős *csökkenést* becsülnék. A hiba jelenléte tehát nyilvánvaló – a következőkben megvizsgáljuk, honnan ered.

2. táblázat

*Munkapiaci állományok közötti átmenetek száma, naiv és hibás becslés esetén,
2009 negyedik és 2010 első negyedéve között
(fő)*

Megnevezés		Tárgydőszak			Változás- becslés átmenetekből	Változás becslé- se keresztmet- szetből	Eltérés
		Foglalkozta- tott	Munkanél- küli	Inaktív			
Bázis- időszak	Foglalkoztatott	3 673 955	75 025	77 399	-81 787	-114 669	32 882
	Munkanélküli	36 044	280 989	22 830	41 922	66 167	-24 245
	Inaktív	34 593	25 771	2 505 195	39 865	41 683	-1 818
	<i>Tárgydőszaki állomány az áramlásokból</i>						
	Tárgydőszaki állomány keresztmet-szetből	3 744 592	381 785	2 605 424	0		0
		3 736 019	402 800	2 644 160	-6 819		
	Eltérés	8 573	-21 015	-38 736			

2. Az áramlások becslésének kérdései

A különböző állapotok közötti átmenetekre irányuló vizsgálatok tartalmi célja az egyénre koncentrálna a következőképpen írható le a legegyszerűbb esetben, ha csak két állapot lehetséges. A t időpontban jelöljük I_t -vel a szereplő állapotát, aki az egymást kizáró A vagy B állapotban lehet – ennek megfelelően I_t értéke az $\{A, B\}$ halmazból adódik. A két állapotban levő szereplők számának összege megegyezik a népesség nagyságával, tehát $\#(I_t = A_t) + \#(I_t = B_t) = N$, ahol $\#()$ azt a függvényt jelöli, amely az argumentumban jelzett esemény gyakoriságát adja vissza.

Célunk megbecsülni a $t_{XY} = \Pr(I_t = X | I_{t-1} = Y)$ valószínűséget, tehát azt, hogy ha a szereplő a $t-1$ -edik időpontban az $X \in \{A, B\}$ állapotban van, akkor milyen eséllyel lesz az $Y \in \{A, B\}$ állapotban t időpontban. Konkrét példával élve: mennyi az esélye annak, hogy valaki „ma munkanélküli, ha tegnap dolgozott”. Ez a valószínűség az analógia elvére hagyatkozva konzisztensen becsülhető, ha a két állapot és a két időszak között lezajlott átmenetek számát elosztjuk a kiinduló népesség számával, így
$$\Pr(I_t = B | I_{t-1} = A) = \#(I_t = B | I_{t-1} = A) / \#(I_{t-1} = A).$$

Az átmenetek becsléséhez szokatlanul jó minőségű adatbázisra van szükség: olyanra, amelyben ugyanazok a szereplők találhatók meg mindkét vizsgált időpontban, és amely nemcsak mindkét időpontban reprezentatív mintája a teljes vizsgált népességnek, de az átmenetekre nézve is az. Ma már számos olyan adatbázis létezik, amelyben az első feltétel teljesül, ilyen a MEF is. Ebben ún. rotációs panelt alakítottak ki, amelyben a minta körülbelül egyhatoda minden negyedévben cserélődik, így az egyének időben követhetők, de csak meghatározott ideig (a cél eredetileg a keresztmetszeti minták folyamatos frissítése volt). Gond sokkal inkább a második feltétellel akad, és éppen a rotáció miatt. Bár az adatfelvételnél igyekeznek ügyelni arra, hogy a kilépő és belépő emberek összetétele hasonló legyen, ez csak bizonyos korlátok között biztosítható. A panelben maradó minta ennek eredményeként nem véletlenszerűen alakul ki, ezért a keresztmetszeti minta megoszlásait nem képes visszaadni, az átmenetekre vonatkozóan pedig a 2. táblázatban közöltekhez hasonló, közvetett következtetéseket tudunk levonni. Eszerint a megvalósult becslés nem helyes, mert a $\Pr(I_t = X | I_{t-1} = Y)$ valószínűséget csak a panelbe került emberek mintájának felhasználásával tudjuk becsülni. Mivel a panelminta A és B állapotok szerinti megoszlása jelentősen eltérhet mind a t , mind pedig a $t-1$ időszak teljes megvalósult mintájának megoszlásától, ez alapján más eredményt kapunk, mint amire a keresztmetszeti minta összes résztvevőjének megfigyelése által jutnánk.

Az itt bemutatott átmenetek becslését megnehezítő jelenség általános probléma, a nem elhanyagolható nemválaszolás (nonignorable nonresponse) Rubin [1976] által tárgyalt alosete, rokon a szelekciónak a munkagazdaságtanon belül a munkakínálattal összefüggésben Heckman [1979] óta sokat vizsgált esetével. Mindezzel együtt most a szelekció strukturális modellezésével nem fogunk foglalkozni, ahogyan a mérést befolyásoló hiba hatásával sem.

Meg kell jegyeznünk, hogy a tárgyalt probléma nemcsak az egyszerű pontbecsléseket, de az összetettebb regressziós eredményeket is érinti. A többváltozós becslések korrekciójának szükségességét könnyen beláthatjuk, ha egy igen egyszerű lineáris regressziót tekintünk, amelynek függő változója az átmenet tényét jelzi. Legyen ebben a konstans mellett az egyetlen magyarázóváltozó a nemi identitást jelző indikátor (értékei: 0 = férfi, 1 = nő). Egyszerű számítások után látható, hogy egy, az átmenet valószí-

nűségére vonatkozó lineáris valószínűségi modellben a konstans a férfiak, a konstans és az indikátorváltozóhoz tartozó együttható összege pedig a nők esetében adja az átlagos átmenet-valószínűség becslését. Ezek a számok megegyeznek a közvetlen számítással kapott értékekkel, és ennek megfelelően maguk is inkonzisztensek – ez a helyzet pedig lényegileg sem további kontrollváltozók bevonásával, sem akkor nem változik, ha a lineáris valószínűségi modell helyett nemlineáris (például probit) modellt alkalmazunk. A többváltozós modellek alkalmazása és korrekciója érdekes és fontos terület, amellyel azonban összetettsége miatt itt nem foglalkozunk.

3. Megoldási lehetőségek elméletben és gyakorlatban

A munkapiaci áramlások helyes becslése a naiv eljárás valamilyen korrekcióját igényli. A korrekció lehetséges formáját a következőkben *Fagan–Greenberg* [1988] megközelítését ismertetve egy általános statisztikai probléma, a „táblák additív tételének” speciális eseteként mutatjuk be. Az additív tétel igénye akkor merül fel, amikor egy $R \times C$ dimenziójú táblázat (mátrix) a_{ij} elemeit úgy kell módosítanunk, hogy azokat a sorok és az oszlopok irányában összegezve is egy külsődlegesen adott, \mathbf{r} és \mathbf{c} referencia-számsorral (vektorral) megegyező számsort kapjunk. Mindezt úgy kell megtennünk, hogy a módosítás után kapott tábla elemei valamilyen jól meghatározott szempont szerint a lehető legkevésbé térjenek el a kiindulásként használt, a nyers adatokból számított átmenetmátrixtól. Formális értelemben a feladat az, hogy egy ún. *megvalósítható A* kontingenciatáblából egy származtatott *B* táblát nyerjünk, egyidejűleg az elemeik között fennálló különbséget adott szempont és feltételek szerint minimalizáljuk. Ehhez *Fagan–Greenberg* [1988] bevezet néhány alapfogalmat.

Kontingenciatáblának nevezzük a nemnegatív valós számok azon tömbjét, amelyet az $\mathbf{A} = \{(a_{ij}), \mathbf{r}, \mathbf{c}\}$ hármas határoz meg. Ebben (a_{ij}) egy $R \times C$ elemű mátrix, $\mathbf{r} = (r_1, r_2, \dots, r_R)$ és $\mathbf{c} = (c_1, c_2, \dots, c_C)$ pedig vektorok, melyek elemeire igaz, hogy összegük megegyező, azaz

$$\sum_{i=1}^R r_i = \sum_{j=1}^C c_j.$$

A *B* tábla *additív*, ha elemeinek egy adott dimenzió nagyságának megfelelő vektor irányába vett összege az adott vektor megfelelő elemével megegyezik, azaz

$$\sum_{j=1}^C b_{ij} = r_i \quad i = 1, 2, \dots, R \quad \text{és} \quad \sum_{i=1}^R b_{ij} = c_j \quad j = 1, 2, \dots, C.$$

Az \mathbf{A} tábla *megvalósítható*, ha létezik olyan (b_{ij}) $R \times C$ mátrix amelyre igaz, hogy az \mathbf{A} -ból *levezetett* $\mathbf{B} = \{(b_{ij}), \mathbf{r}, \mathbf{c}\}$ kontingenciatábla additív, valamint $b_{ij} = 0$, akkor és csak akkor, ha $a_{ij} = 0$. A \mathbf{B} táblának tehát \mathbf{A} -val megegyező számú sora és oszlopa van, megfelelő elemei nulla értéket vesznek fel akkor, ha az \mathbf{A} elemei nulla értékűek, az \mathbf{A} -val ellentétben azonban igaznak kell lennie rá, hogy sorainak, illetve oszlopainak összege megegyezik az \mathbf{r} és \mathbf{c} vektorok megfelelő elemeivel. Az eljárással tehát olyan táblát szeretnénk kapni, amely kedvezőbb tulajdonságokkal bír, mint a kiindulásként használt, mégis megtartja annak bizonyos fontos tulajdonságait.

Adott megvalósítható $\mathbf{A} = \{(a_{ij}), \mathbf{r}, \mathbf{c}\}$ tábla esetében a következő a feladat: minimalizáljuk a

$$d(a_{ij}, b_{ij})$$

célfüggvényt a

$$\sum_{j=1}^C b_{ij} = r_i \quad i=1, 2, \dots, R \quad \text{és} \quad \sum_{i=1}^R b_{ij} = c_j \quad j=1, 2, \dots, C$$

korlátok mellett, ahol a $d(.,.)$ távolságfüggvény nem negatív, a változója szerint konvex, kétszer folytonosan differenciálható, és értéke csak akkor nulla, ha argumentumai egyenlők ($a_{ij} = b_{ij}$).

Fagan–Greenberg [1988] megmutatja, hogy a különféle módszereknek más és más célfüggvények feleltethetők meg, és bár eltérő eredményt hoznak, mindnek egyedi minimuma van (a szerzők a duális feladatot oldják meg, és azt találják, hogy minden célfüggvény Hesse mátrixa negatív definit). A bemutatott módszerek közül a maximum likelihood a tábla elemeinek igen szélsőséges eloszlását hozta, így annak alkalmazását a szerzők elvetették. A legkisebb négyzetekhez hasonló módszer pedig ugyan zárt alakban megoldható, de önmagában nem garantálja a tábla elemeinek nemnegativitását. Az ezeken felül megvizsgált minimum khi-négyzet és gereblyezés (*raking*, ami *ratio estimator* néven is ismert) módszere az adott feltételek mellett kiegyenlítettebb, nemnegatív (kedvezőtlen esetben hamis, az eredeti táblában nem jelentkező nulla) eredményt hoz, és valamilyen mértékig mindkettő megőrzi a tábla elemei közötti relációkat. Mindezek és egyszerűsége miatt választottam a gereblyézést, amihez a következő célfüggvény tartozik:

$$\sum_{i,j} d(b_{ij}, a_{ij}) = \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^C b_{ij} \ln \left(\frac{b_{ij}}{a_{ij}} \right).$$

A gereblyezés keresztmetszetben egyszerűen alkalmazható eljárás, de csak a feladat megfelelő megfogalmazása után használhatjuk a munkapiaci átmenetek igazítására. *Fagan–Greenberg* [1988] rámutat arra, hogy a korrekciós eljárások bármelyikét csak akkor szabad használni, ha más út nem járható, például nem lehetséges már kiegészítő információt bevonni. A munkapiaci áramlások esetében időbeli folyamattal van dolgunk, aminek hatása két területen is jelentkezik. Egyrészt a résztvevők korának előrehaladása, másrészt az adatfelvételnek a résztvevők követése terén korlátozott képessége által. Ennek figyelembe vétele nemcsak amiatt fontos, hogy a vizsgált rendszer logikailag zárt legyen, de azért is, hogy az alkalmazott korrekció feltétele, az A tábla additivitása teljesüljön.

A vizsgált két időszak között végbemenő munkapiaci átmenetekkel párhuzamosan a személyek számát növelő és csökkentő demográfiai tényezők hatása is érvényesül, amit valamilyen formában meg kell jelenítenünk. Egyrészt az adatfelvétel első időszakban megfigyelt résztvevőinek száma *csökken* azáltal, ahogy egy részük kora előre halad és ennek következtében egy életkor szerint korlátozott csoportból (például a 15–64 évesek köréből) éppen kilép; illetve kivándorol az országból; vagy meghal. Ezzel párhuzamosan vannak olyanok, a megfigyelendők számát *növelve*, akik éppen belépnek a vizsgált korcsoportba (vagy ha annak nincs alsó határa: megszületnek), illetve bevándorolnak az országba. Emellett az adatfelvétel sajátosságai is befolyásolják, hogy mennyire képes a népességben egyébként továbbra is megtalálható egyedeket követni. Mivel a KSH által használt ELAR-mintakeret elsődleges mintavételi egysége a lakás, az adott lakásból elköltöző személyek a felvétel számára annak ellenére elvesznek, hogy a népességben megtalálhatók. Ezek a személyek a halottakhoz hasonlóan, csak éppen más okra visszavezethetően csökkentik, ezzel szemben a mintakopás ellensúlyozására bevontak növelik a vizsgált minta nagyságát (az ő hatásuk a bevándorlókéhoz hasonlatos).

A demográfiai nemstacionaritás figyelembe vételére ambíciónk és a rendelkezésre álló adatok függvényében több lehetőségünk van. Mivel paneladatokkal dolgozunk, a korcsoportokba való be- és kilépésekre valamilyen becslést minden esetben tudunk adni, ezek pedig tartalmilag is fontos részei lesznek az elemzett rendszernek. Abban az esetben, ha a további tényezők differenciálásának nincs tartalmi indoka, dönthetünk akár úgy is, hogy az egyszerűség kedvéért a korcsoportból ki- és belépők kivételével minden különbséget egy mesterséges, a korrekció céljából létrehozott állapotban jelenítünk meg. A népesség két időszakban mért nagyságának különbsége egyetlen szám, ami két kérdést vet fel. Egyrészt mivel a különbség pozitív és negatív is lehet, az áramlásokat viszont nemnegatív számok jellemzik, a különbséget az előjeltől függően pozitív ki- vagy beáramlásként könyveljük el. Másrészt valamilyen szabályt kell alkalmaznunk arra, hogy a különbség „összesenjét” milyen módon osztjuk szét a másik időszaki állapotok között.

Amennyiben külső forrásból megbízható becslésünk van, például a (vizsgált állapotok szerint differenciált) halálozási rátákra, be- és kivándorlási adatokra, és ennek szükségét érezzük,² akkor ezeket explicit módon is megjeleníthetjük. *Frazis és szerzőtársai* [2005] például külső forrásból veszik át a halálozási arányokat, de nem jelenítik meg a ki- és bevándorlási arányokat. Az új állapotok az átmenetmátrixban új sorok és oszlopok formájában jelennek meg, amelyek többsége azonban nem vesz részt az igazításban – hiszen értékük külső forrásból adott. Szerepük az, hogy a referenciasor és -oszlop értékeit növelik vagy csökkentik, ezáltal biztosítják az **A** tábla additivitását. A korrekciót mindezek után, az említett kiegészítések eredményeként kialakult táblázaton végezzük el.

Noha a formális probléma célfüggvénye a kezdeti és a végeredményként adódó mátrixok hasonlóságára épül, a gyakorlatban alkalmazott algoritmus az áramlásokból származtatott és a megfigyelt állományok egyezését célozza. Az erre a célra itt alkalmazott eljárás az iteratív arányos illesztés (iterative proportional fitting – IPF) – lásd erről például *Deming–Stephan* [1940] korai írását – amelyet az input-output modellekre alkalmazva *Parikh* [1979] után RAS-ként is ismerhetünk.³ A módszer azt feltételezi, hogy az **A** megvalósítható táblát már előkészítettük, beleértve a referenciavektorok, valamint az áramlástábla kiszámítását és az előbbieken tárgyalt korrekcióját. Miután ez megvan, az iteratív arányos illesztés módszerét a következőképpen alkalmazzuk (tegyük fel, hogy a tábla sorai a bázisidőszak állapotait jelzik):

1. Sorok szerint haladva elsőként a bázisidőszak szerint igazítunk. Kiszámítjuk az első sor elemeinek összegét, majd vesszük ennek és a referenciavektor adott sorhoz tartozó elemének hányadosát. Ezzel a számmal osztjuk a sor minden elemét, amelyek összege ennek hatására megegyezik a referenciavektor megfelelő elemével. Ugyanezt meg tesszük a következő és mindegyik sorral.

2. Miután minden sorral végeztünk, oszlopok szerint kezdünk el haladni, így a tárgyidőszak sarokszámai szerint fogunk igazítani. Kiszámítjuk az első oszlop elemeinek összegét, majd vesszük ennek és a referenciavektor adott oszlophoz tartozó elemének hányadosát. Ezzel a számmal osztjuk az oszlop minden elemét, amelyek összege ennek hatására megegyezik a referenciavektor megfelelő elemével. Ugyanezt meg tesszük a következő és mindegyik oszloppal.

² Az ettől való eltérésre az lehet a motivációnk, hogy ezek a korrekciós tényezők igen nagyok lehetnek.

³ A RAS elnevezés a látszat ellenére nem rövidítés. *Molnár György*, a módszer egy hazai alkalmazója a következőképpen magyarázza kialakulását: „Az input-output táblákat tradicionálisan az **A** mátrix jelöli és a módszer alaplépése a következő transzformációt hajtja végre: $\mathbf{B} = \mathbf{rAs}$, amit gyakorta írtak $\mathbf{B} = \mathbf{RAS}$ formában, ahol **R** és **S** diagonális mátrixok. Ebből a bevett jelölésből alakult ki a név.”

3. Kerekítjük a tábla elemeit, hogy csak egész számokkal dolgozzunk. Vesszük a referenciaként használt és az átmenetekből számolt összesenек különbségének négyzetösszegét. Ha ez kisebb, mint egy korábban alkalmasan megválasztott határérték, vége az igazításnak; ha nagyobb, visszatérünk az 1. ponthoz.

Az eljárásnak megfeleltethető a korábban már bemutatott célfüggvény, amit *Fagan és Greenberg* [1988] vizsgál. Az általuk javasolt iteratív és az itt bemutatott módszer közötti azonosságot többek között *Frazis és szerzőtársai* [2005] cikke is felhasználja. Mindezek miatt a bemutatott eljárással véges számú lépésben megtalálható a probléma egyedi optimuma.

Bár a felsorolt lépések emlékeztethetnek az egyszerű, például az egyéni jellemzők szerint egyéni súlyokat igazító módszerhez – ahol a megfigyelt és a referenciaként adott számok hányadosaként egy lépésben kialakulnak a kívánt súlyok –, iteratív jellege miatt eltér azoktól. Magyarországon is a gereblyezéshez hasonló eljárást használnak a statisztikában: így készülnek többek között a MEF és a Háztartási Költségvetési Felvétel súlyai is, csak több dimenzió használatával és nem több időpontra vonatkozó referenciát használva. Ezt a módszert alkalmazzák a felvételt használó kutatók illetve tanulmányok, például *Mihályffy* [1995], valamint a módszert átvevő és módosító *Molnár* [2005]. A megoldandó feladatot ezekben az esetekben az jelenti, hogy a súlyokat háztartásokhoz rendelik, míg az illeszkedés peremfeltételeit egyéni jellemzők adják.

4. A munkapiaci állapotok korrekciójára választott módszer és alkalmazása

Az egyszerű munkapiaci állapotok korrekciójára a *Frazis és szerzőtársai* [2005] által alkalmazott eseménytér némileg egyszerűsített formáját választottuk, amit a 3. táblázat mutat be, és amelyre a gereblyezés módszerét alkalmaztuk. A táblázatban és később is rövidítéseket használtunk, ahol F a foglalkoztatott, M a munkanélküli és I az inaktív státust jelöli, ezek kombinációja pedig az átmeneteket és az áramlás nagyságát egyszerre. Az FM jelölés ennek megfelelően a foglalkoztatásból munkanélküliségbe áramlásra utal. Látható, hogy az áramlások vastag kerettel kiemelt 3×3 -as mátrixa mellett további állapotként jelenik meg a korcsoportba beáramló és az onnan kiáramló népesség nagysága. Az ez után fennmaradó népességszám-eltérést az egyéb be- és kiáramlás második oszlopa, illetve sora jeleníti meg pozitív számként aszerint, hogy a népesség száma nő (beáramlás), vagy csökken (kiáramlás). Az arányokat a kapcsolódó

időszak (rendre: tárgy- és bázis-időszak) állományi arányainak megfelelően osztjuk szét az állapotok között, amivel egyfajta átlagos viselkedést szándékozunk megjeleníteni. Két korlát szerepel a mátrixban: egyrészt nincs olyan 15 éves kort elhagyó személy, aki éppen 65 éves lesz, és olyan sem, aki „egyéb beáramló” státusából azonnal „egyéb kiáramló” lesz. Ezekkel a korrekciókkal a kibővített áramlási mátrix már konzisztens a demográfiai ki- és belépésekkel bővített referencia-állományokkal.

A mátrixot a MEF korábban kiválasztott két hullámának, 2009 negyedik, és 2010 első negyedévének egyéni adatait felhasználva töltöttük fel számokkal. A kapcsolt adatbázisban a második időszakban 15–64 éveseken kívül azokat is megtartottuk, akik a második időszakban 65 évesek, de a korábbi időszakban 64 évesek, illetve azokat, akik az első időszakban 14 évesek voltak, de a másodikban már 15 évesek voltak. A tárgyidőszakot véve alapul, ennek keresztmetszeti súlyszámait használjuk kiindulásként, majd ennek a keresztmetszetebe becsült összlétszámához igazítjuk a súlyokat. Elsőként kiszámoljuk az életkort váltók számát, amihez – tekintve, hogy külső felhasználók számára a keresztmetszeti adatbázisban napra pontos életkor nem érhető el – már a paneladatokat kell használni. A népességszámnak a bázisidőszakhoz képest tapasztalt eltérését a korábban leírtaknak megfelelően az egyéb ki- és beáramlás állapottal korrigáljuk.

3. táblázat

*A főbb munkapiaci állapotok közötti átmenetek sémája:
a KSH munkaerő-felmérés felhasználásával történő számításhoz használt eseménytér*

Megnevezés			Tárgyidőszak					Állomány
			Munkapiaci státus			Egyéb kiáramlás		
			F	M	I	65 lett	Egyéb ki	
Bázis- időszak	Munkapiaci státus	F	FF	FM	FI	FL65	FEk	F
		M	MF	MM	MI	ML65	MEk	M
		I	IF	IM	II	IL65	IEk	I
	Egyéb beáramlás	15 volt	V15F	V15M	V15I	0	V15Ek	V15
		Egyéb be	EbF	EbM	EbI	EbL65	0	Eb
Állomány		F'	M'	I'	L65	Ek		

Az így kialakított táblázatra alkalmaztuk a gereblyezés módszerét, az állományi referencia- és az áramlásokból következő vektorok különbségének négyzetösszegét minimalizálva, megállási szabályként 0-hoz közeli pozitív számot használva. Az iterációk számát 500-ban korlátoztuk, amit a rendszer a gyakorlatban egyszer ért csak el, de a hiba akkor is mérsékelt maradt. Az eredményt a 4. táblázat mutatja be.

Az illeszkedés vizsgálatok azt várjuk, hogy az adott állapotból induló-, illetve az oda tartó áramlások összege és a demográfiai változással együtt adódó, származtatott állomány az egyéb áramlásokkal korrigált referenciaállománnyal egyezzen meg. A táblázat e két állományt mutató soraiból és oszlopaiból látható, hogy az illeszkedés a foglalkoztatás esetében tapasztalt néhány százast – a multiplikatív igazításból és a kerekítésből adódó – eltéréstől eltekintve tökéletes. Elsőként érdemes a vizsgálat fő tárgykörébe nem tartozó áramlásokat szemügyre venni. Tízezres nagyságrendű áramlásokról lévén szó, nem hanyagolható el az a tény, hogy a korcsoportba és -ből történő áramlások nagyságrendje is hasonló: mintegy 20 ezer fő volt a vizsgált negyedévek között. A népesség időbeli különbségét mégsem ez adja, hanem a máshova nem sorolt, mintegy 7 és fél ezres „egyéb” csoport, amelynek több, mint felét a foglalkoztatáshoz rendeltük.

4. táblázat

Kibővített munkapiaci átmenetmátrix a 2009 negyedik és 2010 első negyedéve között, gereblyézással konzisztenssé téve, keresztmetszeti súlyozásból indulva (fő)

Megnevezés			Tárgyidőszak						Referencia-állomány
			Munkapiaci státus			Egyéb kiáramlás		Származtatott állomány	
			F	M	I	65 lett	Egyéb ki		
Bázis-időszak	Munkapiaci státus	F	3 672 965	89 301	83 014	1 152	4 255	3 846 432	3 846 433
		M	30 643	284 763	20 856	0	372	336 262	336 261
		I	32 411	28 736	2 519 115	19 339	2 876	2 599 601	2 599 601
	Egyéb beáramlás	15 lett	0	0	21 175	–	23	21 175	21 175
		Egyéb be	0	0	0	0	–		0
	Származtatott állomány			3 736 019	402 800	2 644 160	20 491		
Referencia-állomány			3 736 019	402 800	2 644 160	20 491	7 526		6 803 470

A 4. táblázat kiemelten fontos, sötéttel keretezett területét a 2. táblázat megfelelő területével érdemes hasonlítani. Korábban azt találtuk, hogy az áramlások alapján a foglalkoztatás változásának mértékét korrekció nélkül jelentősen alulbecsülnénk, ennek eredményeként itt a foglalkoztatásból mindkét irányba mért kiáramlásra nagyobb becslést adunk. A munkanélküliség változása által emelt korlát érvényesül: a növekmény sokkal nagyobb mértékben jelentkezik a foglalkoztatásból munkanélküliségbe áramlás esetében, mint az inaktivitásba áramlásnál. Hasonló gondolatmenet

alapján lefelé korrigáltuk a munkanélküliségből foglalkoztatásba és inaktivitásba, az inaktivitásból munkába lépők, valamint a stabil inaktivításban levők számát is, felfelé pedig a többi értéket.

Az átlépési esélyek az áramlások abszolút nagyságával együtt változnak, a korrekció hatásának megítéléséhez mégis érdemes ezeket külön is kiszámítani. Az 5. táblázat bemutatja az átlépési esélyeket korrekció nélkül és korrekcióval, valamint azt is, hogy a korrekció hány százalékos változást idézett elő az érintett átmenet nagyságának becslésében (ez egyúttal az abszolút számokban megfigyelhető változást is mutatja).

5. táblázat

*A munkapiaci állapotok között átlépési esélyek gereblyezés előtt és után,
2009 negyedik és 2010 első negyedéve között
(százalék)*

Munkapiaci státus	F	M	I
	Eredeti		
F	0,955	0,020	0,020
M	0,107	0,836	0,068
I	0,013	0,010	0,964
	Igazított		
F	0,955	0,023	0,022
M	0,091	0,847	0,062
I	0,012	0,011	0,969
	Változás		
F	0	19	7
M	-15	1	-9
I	-6	12	1

Az átlépési esélyek főként a foglalkoztatás és a munkanélküli státus közötti átmenet esetében módosulnak jelentősen, 15, illetve 19 százalékkal. A változás nem tűnik jelentősnek, de közelebbről megvizsgálva látható, hogy mégis az nagyobb, mint azok a változások, amelyeket az átlépési arányban a válság előtti időszakban megfigyelhettünk, és közelíti azok nagyságrendjét, amelyek a válság hatására alakultak ki.

A korrekciós eljárás leírásakor magától értetődőnek kezeltük, hogy a kiinduló átmenetmátrix számítása során súlyoznunk kell, mégpedig keresztmetszeti súlyokkal. Ennek oka az, hogy az elméleti irodalom nem tárgyalja e kérdést, a napi gyakorlat-

ban pedig – legalábbis a BLS-en belül⁴ – keresztmetszeti súlyokat használnak kiindulópontként. A súlyozás szerepe bizonyos mennyiségek keresztmetszeti egyszerű pontbecslések készítése esetében világos, ha azonban ettől eltérünk, már koránt sem az – lásd erről *Johansson* [2007] tanulságos összehasonlító elemzését, amely azt vizsgálja, hogy a súlyozás vagy a torzulások modellezése mely esetekben vezet kedvezőbb eredményre. Megmaradva az egyszerű pontbecslés eseténél, a súlyozásnak akkor van létjogosultsága, ha annak eredményeként a becslés minősége (konzisztenciája és/vagy hibája) javul. A munkaerő-felmérés esetében a súlyozásra egyrészt azért kerül sor, hogy a mintaterv sajátosságait tükrözhesse – erre valók az előre ismert „design” súlyok –, másrészt mert a nem használható címek kiválasztódása és a válaszmegtagadás nem véletlenszerű. Míg a mintasúlyok a mintaterv alapján előre tudhatók, a második ok miatt szükséges a súlyokat, ahogy arról már szóltunk, becslési eljárással előállítani. A becslési eljárás bizonyos Z kulcsváltozók – jellemzően demográfiai tulajdonságok – együttes eloszlása tekintetében biztosítja a minta illeszkedését a kiválasztott referenciaadatokhoz. Amennyiben (például: regressziós) elemzésünk tárgya az X változó, amely teljesen nem azonos Z -vel, akkor a súlyozás hatása olyan mértékben érvényesül, amilyen erős az X és Z közötti összefüggés.

A keresztmetszeti súlyozás alapját a MEF-nél is demográfiai jellemzők adják. A foglalkoztatást jelző változót az elemzés során akkor érdemes súlyozni, ha ezek a jellemzők korreláltak vele (jelen helyzetben úgy véljük: igen), és ha a minta torzulásának explicit modellezése nem lenne célszerű: ilyen az egyszerű és rutinszerűen végzett pontbecslés esete. Az áramlások számításakor azonban a helyzet összetettebb. Itt a súlyozást az X -ek egy adott státussal való korrelációja még nem indokolja, sokkal inkább az, hogy magával az átmenetet jelző változóval (tehát az időben egymást követő státusok interakciójával) korrelált. Ennek eldöntése az érintett változók ismeretét és külön elemzést igényli. Sajnálatos módon a munkaerő-felmérés módszertanát ismertető kiadvány (*KSH* [2006]) nem szolgál e téren részletes információval, *Mihályffy* [1995] pedig a munkaerő-felmérés súlyozásának csak az elvét dokumentálja, a pontos eljárást azonban, ide értve a referenciaként felhasznált változók ismertetését, nem. Ezek ismerete nélkül nem vizsgálható a referenciaváltozók korrelációja a mintában maradással, ezáltal a súlyok alkalmazásának relevanciája sem. Támponként *Molnár* [2005], a szintén ELAR mintakeretre alapozott, a HKF-fel kapcsolatban szerzett tapasztalataira hivatkozhatunk, amely szerint a keresztmetszeti súlyok kalibrálása esetében a demográfiai szempontok szerepet kapnak. Mivel tudjuk, hogy ezen tulajdonságok közül több összefügg a munkapiaci sikerességgel, illetve sérülékenységgel, arra a következtetésre juthatunk, hogy a keresztmetszeti súlyok a becslést segítik, és nem hátráltatják. Ilyen megfontolásból azokat az itt közölt számításoknál felhasználtuk, így a kiindulásként alkalmazott átmenetmátrix súlyozott.

⁴ A BLS munkatársának, *Greg Erkensnek* személyes közlése alapján.

5. A munkanélküliség alakulása a válság alatt az átmenetek tükrében

Az áramlások korrekcióját nemcsak egy időszakra, hanem egy teljes időorra is alkalmazhatjuk, hiszen az eljárás páronkénti megfelelést biztosítva az áramlások tetszőleges hosszúságú idősorát konzisztenssé teszi. A 6. táblázat az előbbieken ismertetett módszert alkalmazva az átmenetmátrixnak a munkanélküliséggel kapcsolatos minden komponensét, a 2. ábra pedig a munkanélküliség változását és csak azon komponenseit ábrázolja a 2007 első és 2010 első negyedéve közötti időszakra, amelyeket a rutinszerű elemzésben használni szoktunk. A munkanélküli-állomány időbeli változását mindkét esetben D.M-mel jelöltük, a gereblyezett áramlásokból származtatott változás pedig a D.Mi fejrovat alatt található a táblázat utolsó oszlopában a korrekció pontosságának megítélése érdekében. Láthatjuk: az értékek közel vannak egymáshoz, a korrigált áramlások tehát jól visszaadják a megfigyelt változásokat.

6. táblázat

Az ILO-definíciót követő munkanélküliség alakulása 2007 és 2010 első negyedéve között –
állományi és gereblyézéssel állománykonzisztenssé tett áramlási adatok
(fő)*

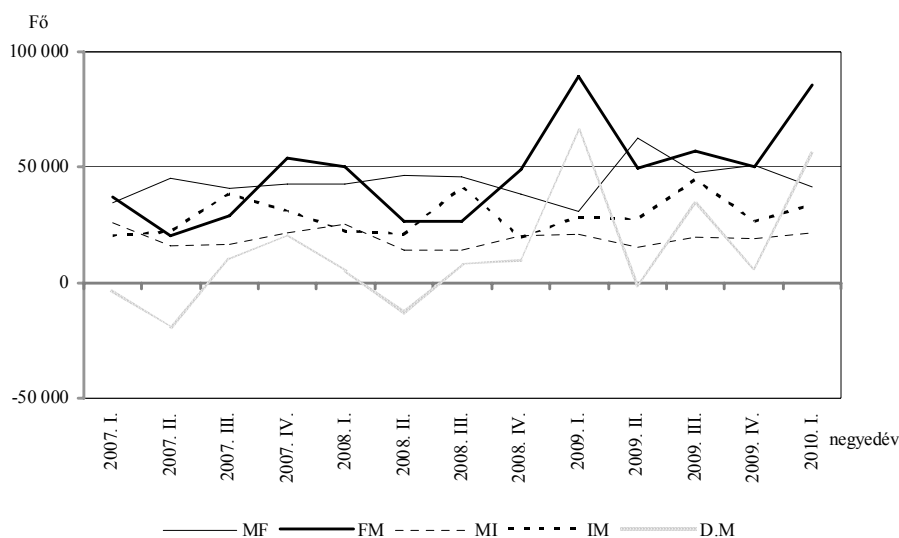
Negyedév	M	MM	MF	FM	MI	IM	M65	ME	15M	EM	D.M	D.Mi
2007. I.	316 044	258 661	34 604	36 933	25 726	20 450	0	465	0	0	-3 411	-3 412
2007. II.	296 646	253 857	45 508	20 599	16 246	22 190	0	433	0	0	-19 398	-19 398
2007. III.	306 662	239 152	40 847	29 183	16 375	38 327	0	272	0	0	10 016	10 016
2007. IV.	327 322	242 263	42 874	53 951	21 525	31 108	0	0	0	167	20 660	20 827
2008. I.	332 390	259 705	42 634	50 352	25 118	22 333	0	32	0	0	5 068	4 901
2008. II.	318 970	271 615	46 443	26 254	13 981	21 100	0	350	0	0	-13 420	-13 420
2008. III.	327 142	258 703	45 799	26 815	14 260	41 624	0	208	0	0	8 172	8 172
2008. IV.	336 633	267 911	38 373	49 268	20 650	19 454	0	208	0	0	9 491	9 491
2009. I.	402 800	284 763	30 643	89 301	20 856	28 736	0	372	0	0	66 167	66 166
2009. II.	401 368	324 077	62 618	49 825	15 284	27 465	248	573	0	0	-1 432	-1 433
2009. III.	435 361	333 637	47 664	57 120	19 969	44 603	0	98	0	0	33 993	33 992
2009. IV.	441 744	365 033	50 702	50 001	19 234	26 710	0	392	0	0	6 383	6 383
2010. I.	497 557	378 215	41 626	85 671	21 903	33 672	0	0	0	273	55 813	56 087

* MEF 60. és 73. hullám.

A 2. ábrából 2008 végéig egy viszonylag stabil MF és MI áramlással, illetve minimális szezonális szezonalitást mutató FM és IM áramlással jellemezhető időszakot azonosíthatunk.

A változást 2008–2009 telén egy rendkívül erős, a foglalkoztatásból a munkanélküliségbe irányuló áramlás hozza meg, ami a korábnál mintegy 30 ezer fővel magasabb szinten látszik stabilizálódni. Ez egyúttal a beáramlás mértékének megduplázását is jelenti. Mindeközben a munkanélküliségből a foglalkoztatásba áramlás is nő, de egyik negyedévben sem képes a munkanélküliséget nettó módon növelő áramlást megfordítani. Az inaktivitásból munkanélküliségbe áramlás ezalatt nem változik jelentősen, illetve nettó módon kismértékben nő. A válság során tehát a korábnál jóval nagyobb mértékben nőtt meg a munkanélküliségbe áramlás, de egyúttal fokozódott a munkanélküliségből a munkába áramlás intenzitása is. Mindez összeegyeztethető a válság tisztító hatásával, az azonban ebből nem nyilvánvaló, hogy az inaktivitásból a munkanélküliségbe áramlás hátterében a támogatott foglalkoztatásában bekövetkezett változások állnak. Erről a jelen cikk egy bővebb munkaváltozata ad számot (Cseres-Gergely [2010]).

2. ábra. A gereblyézéssel konzisztenssé tett munkanélküliség-változás és komponensei 2007 és 2010 első negyedéve között



6. Következtetések

Ebben az írásban a munkapiaci áramlások konzisztens számbavételének módszerét tárgyaltuk. Bemutattunk egy egyszerű eljárást, a gereblyézést, és azt, hogy miként lehet segítségével a munkapiaci állományok változását dekomponálni más munkapi-

aci állapotok felől érkező és oda tartó átmenetekre. Az eljárás a KSH munkaerő-felmérésére alkalmazva hatékonynak bizonyult, amennyiben használatával jelentős, a munkanélküliség és a foglalkoztatás közötti átmenetek esetében közel 20 százalékos inkonzisztens eltérést sikerült korrigálni. A számításokkal szerzett tapasztalatok alapján úgy gondoljuk, hogy az eljárás alkalmazható mind az aggregált áramlási idősorok, mind az ezekre alapozott átmenetmátrixok számítására. A tapasztalt eltérések nagysága miatt nemcsak ajánlott a korrekció – főként a kisebb állományokat érintő nagyobb változások esetében –, de szükséges is ahhoz, hogy az adatokból hiteles következtetést vonhassunk le.

Irodalom

- ABOWD, J. M. – ZELLNER, A. [1985]: Estimating Gross Labor-force Flows. *Journal of Business & Economic Statistics*. 3. évf. 3. sz. 254–283. old.
- CSERES-GERGELY Zs. [2010]: *Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai*. BWP 2010/4. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- DEMING, W. E. – STEPHAN, F. F. [1940]: On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table when the Expected Marginal Totals are Known. *The Annals of Mathematical Statistics*. 11. évf. 4. sz. 427–444. old.
- ELSBY, M. W. – HOBIJN, B. – SAHIN, A. [2010]: *The Labor Market in the Great Recession*. National Bureau of Economic Research. Working Paper. Series 15979. Cambridge. <http://www.nber.org/papers/w15979>
- FAGAN, J. T. – GREENBERG, B. V. [1988]: *Algorithms for Making Tables Additive: Raking, Maximum Likelihood, and Minimum Chi-Square*. Bureau of the Census. Washington, D.C.
- FRALLER G. – HARCSA I. – JÓNÁS I. – KMETTY Z. [2007]: *A 2001. évi népszámlálás és a 2005. évi mikrocenzus összekapcsolása – Módszertani kísérlet*. Munkaanyag.
- FRAZIS, H. J. – ROBINSON, E. L. – EVANS, T. D. – DUFF M. A. [2005]: Estimating Gross Flows Consistent with Stocks in the CPS. *Monthly Labor Review*. 128. évf. 9. sz. 3–9. old.
- FSZH (FOGLALKOZTATÁSI ÉS SZOCIÁLIS HIVATAL) [2010]: *Az aktív foglalkoztatáspolitikai eszközök működése 2009-ben*. Budapest.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*. 47. évf. 1. sz. 152–161. old.
- JOHANSSON, F. [2007]: *How to Adjust for Nonignorable Nonresponse: Calibration, Heckit or FIML?* Uppsala University. Munkaanyag.
- KÁTAY, G. – NOBILIS, B. [2009]: *Driving Forces Behind Changes in the Aggregate Labour Force Participation in Hungary*. MNB Working Papers 2009/5. Budapest. http://english.mnb.hu/Root/Dokumentumtar/ENMNB/Kiadvanyok/mnben_mnbfuzetek/mnben_WP_2009_5/wp_2009_5.pdf
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2006]: *A munkaerő-felmérés módszertana*. Statisztikai Módszertani Füzetek. 46. Budapest. <http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/munkfelmmod.pdf>

- MIHÁLYFFY L. [1995]: Meghiúsulások kompenzálása lakossági felvételekben: egy speciális lineáris inverz probléma. *Sigma*. XXV. évf. 4. sz. 191–202. old.
- MOLNÁR GY. [2005]: Az adatállomány és a rotációs panel. In: *Kapitány Zs. – Molnár Gy. – Virág I.* (szerk.): *Háztartások a tudás- és munkapiacra*. MTA KTI. Budapest.
- PARIKH, A. [1979]: Forecasts of Input-Output Matrices Using the R.A.S. Method. *The Review of Economics and Statistics*. 61. évf. 3. sz. 477–481. old.
- RUBIN, D. B. [1976]: Inference and Missing Data. *Biometrika*. 63. évf. 3. sz. 581–592. old.

Summary

Analyses of the Hungarian employment situation are almost exclusively concerned with the change in the number of the employed, unemployed and inactive, not paying particular attention to the flows between these states. The present paper discusses a method of calculating labour market flows in a consistent way and the employment effects of the crisis unfolding after 2008, separating supported and not-supported employment. The presented method is easily applicable in the everyday work of analysts and researchers and supplies information not available from the analysis of stocks.

A nem megfigyelt gazdaság mérésének lehetőségei

Murai Bálint,
a Központi Statisztikai Hivatal
osztályvezetője
E-mail: Balint.Murai@ksh.hu

Ritzné Kozimir Ildikó,
a Központi Statisztikai Hivatal
vezető tanácsosa
E-mail: Ildiko.Ritzne@ksh.hu

A nem megfigyelt gazdaság szintjének, alakulásának meghatározására számos módszer született. Ennek egyik oka a mérhetőség nehézségében, a másik a tevékenységek sokrétőségében rejlik. A különböző mérési technikák a nem megfigyelt gazdaság más-más dimenzióját ragadják meg. Vannak makroszinten számított és alulról felfelé építkező modellek. Más megközelítésben direkt és indirekt csoportba sorolhatjuk a módszereket.

A tanulmány összefoglalja és csoportosítja a nem megfigyelt gazdaság mérésére kidolgozott becslési alternatívákat, valamint ismerteti az Eurostat által meghatározott elemzési módszereket, becslési javaslatokat.

TÁRGYSZÓ:
Rejtett gazdaság.
Eurostat.

Egy ország gazdasági teljesítményébe beletartozik minden értékteremtő, hozzáadott értéket előállító gazdasági tevékenység eredménye, függetlenül attól, hogy annak előállítása legális vagy illegális, illetve statisztikusok által megfigyelhető-e. A közvetlenül nem mérhető gazdasági aktivitás összességét nevezik a statisztika által *nem megfigyelt gazdaságnak*, amely nagyrészt, de nem kizárólag az adócsaló, adóelkerülő vagy az illegális, a kriminalitás körébe tartozó aktivitást tartalmazza.¹

A nem megfigyelt gazdaságba eltérő jellegű és motivációjú tevékenységek tartoznak, amelyeknek közös vonása, hogy a róluk rendelkezésre álló információ valamely okból nem teljes. Ezért a nem megfigyelt gazdaságot a vizsgálat céljának és az elemzett tevékenységnek megfelelően számos megnevezéssel illetik. A különböző elnevezések, mint fekete-, árnyék-, rejtett, informális, sőt földalatti gazdaság arra utal, hogy többnyire valamilyen illegális, etikailag negatívan megítélt tevékenységet jelent.

Célszerű a nem megfigyelt tevékenységek különválasztása, és elkülönült elemzése, hiszen így részletes kép kapható e terület struktúrájáról és dinamikájáról. Segítségével a nemzetgazdasági környezetben bekövetkező változások, különösen a gazdaságpolitikai intézkedések hatásai jobban nyomon követhetők. Az olyan területeken, amelyeknek mechanizmusai nem teljesen ismertek a gazdaságpolitika sem lehet célszerűen célzott.

A különféle definíciót használó vagy közgazdaságilag eltérően meghatározott becslési rendszerek jelentősen különböző arányokat eredményezhetnek. A kilencvenes évek elején Magyarországon működő Kék Szalag Bizottság ezért több módszerrel is vizsgálta a rejtett gazdaság teljesítményét. Az alkalmazott eljárások közül több is (például termelési függvény alapján, adminisztratív adatokból készített becslés) újszerűnek volt tekinthető (*Árvay–Vértes* [1994])

Az eltérő mérési technikákra és eredményeikre példa, hogy a rejtett gazdaság 1997-es hazai nagyságára vonatkozó becslések 15,4 (*Eilat–Zinnes* 2000-ben publikált becslése az áramfogyasztás alapján) és 34 százalék (OECD-becslés a GDP termelési és felhasználási oldala közötti különbség alapján) között helyezkedtek el (*Elek et al.* [2009] 85. old.).

¹ A korrupció vagy védelmi pénzek szedése általános értelemben véve nem értékteremtő folyamat, így ezeket a tevékenységeket nem szokás a nem megfigyelt gazdaságba számításba venni (*Schneider* [2007b], *Bhattacharyya* [1999]). A korrupciót csak akkor tekinthetjük értékteremtő folyamatnak, ha figyelembe vesszük az externális hatásait, amelyek bizonyos intézmények működésének hatékonyságát javítják. Ha feltérképezzük a korrupció sajátosságait és a résztvevők motivációit, akkor olyan mechanizmus tervezhető, amely képes csökkenteni a korrupció szintjét (*Aidt* [2003]). Bizonyos becslésekben – abból kiindulva, hogy a rejtett gazdaság olyan jövedelmeket generál, amelyek az adózás és a kötelező társadalombiztosítás rendszerébe nem kerülnek be – a rejtett gazdaság részének tekintették a korrupciót is, amely a gazdasági szereplők jövedelemallokációját változtatja meg (*Schneider* [2007b]).

A tanulmány első részében a nem megfigyelt tevékenységek mérésére kidolgozott fontosabb becslési lehetőségeket mutatjuk be. Ezt követően a szektorális és a tevékenységek jellege szerint csoportosított nem megfigyelt gazdaság számbavételének lehetőségét elemezzük az EU erre vonatkozó táblarendszerén keresztül.

1. Becslési és mérési lehetőségek

A rejtett gazdaság nem tekinthető homogénnek, mert számos különböző jellegű tevékenységet foglal magában. A nem megfigyelt gazdaság mérése, becslése ezért is problematikus. Nem található olyan közös ismérv, ami minden nem megfigyelt jelenségre jellemző lenne. Az aggregátumokat becsülő eljárásokban jelentős a bizonytalanság. A gazdaságban bekövetkező változások hatására a nem megfigyelt gazdaság struktúrája is átalakulhat, módosulhatnak a szereplők magatartásformái, a szektorok súlya, vagyis az aggregátumok becslése azonos paraméterek használatával hosszú távon bizonytalanává válhat.

A rejtett gazdaság becslését leginkább az nehezíti, hogy nem áll rendelkezésre kellően részletes információ a számításokhoz. Ezért a becslések egy részét indirekt módszerre építve végzik el, vagyis nem a rejtett tevékenységet mérik, hanem a megfelelő tulajdonságokkal rendelkező, a rejtett tevékenységet okozó, vagy azzal párhuzamosan alakuló indikátor vagy indikátorcsoport segítségével becsülik a rejtett gazdaság szintjét. Léteznek direkt módszerek is, ezek azonban a terület érzékenysége miatt bizonytalanabbak.

1.1. Aggregátumokat felhasználó módszerek

Bizonyos, makrogazdaságra jellemző aggregátumok tartalmazzák a rejtett gazdaság hatását, míg más aggregátumokból ez kimarad. Továbbá, ha a vizsgálatok szerint ezeknek az egymáshoz viszonyított változása eltér a feltételezhető szabályszerűségtől, akkor ez a nem megfigyelt tevékenységek arányának változását jelenti.

A legismertebb ilyen módszer, amely *Vito Tanzi* nevéhez fűződik, a *kézpénzkereslet és a GDP arányának* alakulását elemzi. Feltételezi a kézpénzkereslet és a GDP rögzített arányát, és azt, hogy a rejtett gazdaságban leginkább kézpénztranzakciókat hajtanak végre. Ezért a kézpénzkereslet és GDP arányának változása a rejtett tevékenységek GDP-n belüli súlyának változását jelenti.

Más aggregátumokat szintén lehet a rejtett tevékenységek becsléséhez proxyként használni. Az *elektromosáram-fogyasztás GDP-re vetített arányának* emelkedése a

rejtett gazdaság arányának növekedésére utal (Lackó [2000]). Az elektromos áram proxyként történő szerepeltetése, néhány területen gondot okozhat. Idővel az áramfogyasztás a technológia fejlődése miatt változhat, emellett az áramfogyasztás GDP szerinti rugalmassága szintén nem tekinthető állandónak, ráadásul nem minden rejtett tevékenység jár áramfogyasztással (Schneider [2002]).

Egyes kutatók, például *Bhattacharyya* [1999] szerint a *kormányzati kiadások szintje* szintén használható proxyként, ha feltételezhető, hogy a kormányzat ismeri a rejtett jövedelmeket és azok eloszlását. A kormányzati kiadások szintjét és strukturáját a megfigyelt és nem megfigyelt jövedelmek együttes figyelembe vételével alakítják ki, vagyis e kiadások növekedése a rejtett gazdaság szintjének csökkenését jelenti. A *háztartások tartós fogyasztási javak iránti keresletének* alakulása szintén proxy-nak tekinthető, ha feltételezzük, hogy együtt mozog a rejtett tevékenységek alakulásával. Ezek az összefüggések valószínűleg nem tekinthetők általános érvényűnek, erősségük függ az adott ország sajátosságaitól.

Az aggregátumokat használó becslési módszer csak a rejtett gazdaság dinamikáját képes meghatározni. A nem megfigyelt tevékenységek szintje csak egy referenciaérték kijelölése után számítható ki, amely általában a nulla, vagyis a becslések feltételeznek egy évet, amikor nem volt rejtett tevékenység (*Ahumada–Alvaredo–Canavese* [2006]).

Az elmondottakat illusztrálendő modell *Ahumada, Alvaredo és Canavese* [2006] cikkéből származik, és a nem megfigyelt gazdaság méretének becslésére mutat be egy pénzkeresleten alapuló módszert. Az alapfeltevés az, hogy a vizsgált időszakban a pénz forgási sebessége állandónak tekintendő, illetve a megfigyelt és nem megfigyelt gazdaságban azonos. A modell a pénzpiac egyensúlyára épül, amelyből ismert a pénzmennyiség, amit a megfigyelt és nem megfigyelt gazdaságban együttesen használnak. Ezután a megfigyelt gazdaság pénzkeresletét a regisztrált gazdaság GDP-szintjét és a pénztartás alternatív költségét felhasználva számítják ki. A pénzkínálat így felosztható a pénz felhasználása szerint rejtett és megfigyelt pénzkeresletre. Ha feltesszük, hogy a megfigyelt és nem megfigyelt gazdaságban azonos a pénz forgási sebessége, akkor ez a mutató kiszámítható a megfigyelt gazdaságról ismert adatok alapján, és segítségével meghatározható a rejtett GDP.² Az eljárás a nem megfigyelt gazdaság legfontosabb motivációjának az adók és adminisztratív eljárások elkerülését tekinti, amihez a készpénzforgalom elengedhetetlen.

A modell kiinduló összefüggése a mennyiségi pénzelmélet alapegyenlete, amely a pénzkereslet és pénzkínálat egyenlőségét fejezi ki:

$$MV = PY, \quad /1/$$

² A feltételt a becslési eljárás működőképességének érdekében kevésbé általánosan is ki kell mondani – a korai pénzkeresleten alapuló modellek szerint. A pénz forgási sebességének a megfigyelt és a nem megfigyelt gazdaságban egyenlőnek kell lennie. Ez csak akkor lehetséges, ha a pénzkereslet jövedelemrugalmassága egy-egynyi (*Ahumada–Alvaredo–Canavese* [2006]), *Giles* [1999]).

ahol M a pénzmennyiség a látra szóló betéteket is beleértve, V a pénz forgási sebessége. A jobb oldalon álló PY pedig a tranzakciók értékét jelenti, P az árszínvonal, Y pedig a GDP reálértéke.

A becslési eljárást kiegészíti még a pénzkereslet ökonometriai becslése is. A pénzkeresleti függvény (C_0) általános alakja a következő:

$$C_0 = A(1 + \Theta)^\alpha Y_0^\beta \exp(-\gamma i), \quad /2/$$

ahol Θ jelenti a rejtett gazdaságban való részvételre ösztönző tényezőket magában foglaló változót; Y_0 egy skálaváltozó (például a megfigyelt gazdaságra vonatkozó GDP vagy a tranzakciók értéke); a pénztartás alternatív költsége i , ami lehet a kamatláb vagy inflációs ráta is. Az A , α , β , γ pozitív paraméterek, amelyek közül az α és a β a pénzkereslet rugalmasságát fejezik ki a rejtett gazdaságra ható indikátorok, illetve a GDP (jövedelem) szerint; γ a kamatláb pénzkeresletre gyakorolt hatásának erősségét mutatja meg.

A pénzkeresletet (C_0) feloszthatjuk a regisztrált és a rejtett tranzakciókra felhasznált részre.

$$C_0 = C_R + C_H, \quad /3/$$

ahol C_R a regisztrált tranzakciókhoz, míg C_H a rejtett tranzakciókhoz szükséges pénzmennyiség. A pénzkereslet a regisztrált tranzakciókra a következő összefüggéssel becsülhető:

$$\hat{C}_R = \hat{A} Y_R^\beta \exp(-\hat{\gamma} i), \quad /4/$$

ahol Y_R a regisztrált tevékenységekből megtermelt GDP-t jelenti. Ekkor a rejtett gazdaságban való részvételre ösztönző tényezőket nem kell figyelembe venni.³ A rejtett gazdaság pénzkereslete megbecsülhető a teljes pénzkereslet és a regisztrált tranzakciókhoz szükséges pénzkereslet különbségeként:

$$\hat{C}_H = C_0 - \hat{C}_R. \quad /5/$$

A pénz forgási sebessége kiszámítható a megfigyelt GDP és a megfigyelt tranzakciókhoz szükséges pénzmennyiség hányadosaként úgy, hogy a pénzpiac egyensúlyát feltételezzük. A következő összefüggés elméleti alapja tehát az /1/ egyenlet:

$$\hat{V}_R = \frac{Y_R}{\hat{C}_R}. \quad /6/$$

³ Ez a feltételezés szintén leegyszerűsítés, hiszen a növekvő ösztönzés a rejtett gazdaságban való részvételre biztos, hogy csökkenti a regisztrált gazdasági aktivitást.

Az alapfeltevések között szerepel, hogy a pénz forgási sebessége a regisztrált és nem regisztrált gazdaságban azonos, így igaz a következő összefüggés:

$$\hat{V}_R = \frac{\hat{Y}_H}{\hat{C}_H}, \quad /7/$$

ahol \hat{Y}_H a rejtett gazdaságban előállított GDP-t jelenti. A /7/ összefüggésből pedig megkaphatjuk a rejtett gazdaságban megtermelt GDP-t:

$$\hat{Y}_H = \hat{V}_R \hat{C}_H. \quad /8/$$

A modell és becslési eljárás működőképességének az a feltétele, hogy a pénzkereslet jövedelemrugalmassága, vagyis a β paraméter értéke egységnyi legyen (*Ahumada–Alvaredo–Canavese* [2006]).

A rejtett gazdaság pénzkeresleten alapuló megközelítése egyéb modellezési technikáknál kiegészítésként szolgálhat arra, hogy segítségével a rejtett és megfigyelt gazdaság arányát hosszú távon becsülni lehessen. Az így meghatározott rejtett gazdaság szint viszonyítási alapként használható (*Giles* [1999]).

Az aggregált makrogazdasági adatok felhasználásával becsült rejtettgazdaság-értékek a nagyon szigorú feltevések miatt óvatosan kell kezelni. Természetesen bizonyos feltételek feloldhatók, ám így a modell bonyolultsága, ugyanakkor megbízhatósága is növekszik. Az eljárás sajátosságai miatt azonban a nem megfigyelt gazdaság szintjét csak egy referenciaértékhez képest és kizárólag a pénzügyi tranzakciók becsülhetők a segítségével.

A nehézségek ellenére a modell egyszerű, könnyen használható, bár a nyolcvanas évektől kezdve veszít népszerűségéből, még napjainkban is számos becslésnek ez az alapja.

1.2. A commodity flow method és a normák alkalmazása

A nemzetgazdaság teljesítményének különböző dimenzióiról eltérő adatállományok állnak rendelkezésre. A ágazatok termelési statisztikái, a külkereskedelmi forgalom nyilvántartása, a szektorok végső vagy folyó termelő célú fogyasztásának az összevetése fontos információkat hordoz.

A *commodity flow eljárás* alapja, hogy nemzetgazdasági szinten a források és a felhasználások megegyeznek minden lehetséges termékre, ágazatra és szektorra vonatkozóan.⁴ Kicsit részletesebben ez azt jelenti, hogy minden szektort, ágazatot és terméket

⁴ A statisztikai gyakorlatban használt forrás- és felhasználástáblák rendszere segítségével a termékszintű eltérések vizsgálhatók.

tekintve egyenlő a hazai összes kibocsátás és import összege (az összes forrás), a háztartások, a kormányzat és a háztartásokat segítő nonprofit szervezetek végső fogyasztásának, a felhalmozásnak és az exportnak az összegével (összes felhasználás). A rendelkezésre álló adatok ilyen felbontásban általában nem igazolják az egyenlőséget, vagyis az összpiaci egyensúlyt. A részletes elemzésnek fel kell tárnia az eltérések okait, amelyek közül számos a rejtett gazdaság tevékenységéből eredhet.

A módszer nem aggregátumok szintjén, hanem részleteiben tárja fel a rejtett gazdaság tevékenységével érintett területeket, melyek struktúrája, valamint a látens és megfigyelt gazdaság kapcsolata és alakulása ezzel a technikával rendkívül jól felderíthető. Mivel a módszer az input-output modellek elemzési eszközeit használja, ezért segítségével megállapíthatók – az input-output modellekben használt egyéb tényezőigényességi mutatókhoz hasonlóan – az egyes tevékenységek rejtett gazdaság igényessége, vagy ellenkező esetben a megfigyelt gazdaság kibocsátásához szükséges megfigyelt tevékenység igényessége.

A *normák elemzését* felhasználó módszertan az előzőhöz hasonlóan az egyes tevékenységek erőforrás-igényességét becsüli (általában valamilyen szakértői becsléssel), és ezzel hasonlítja össze a ténylegesen rendelkezésre álló megfigyelt adatokat. A legkézenfekvőbb normának a folyó termelőfelhasználás és bruttó kibocsátás hányadosát tekinthetjük.

Az eljárás használhatóságának van néhány feltétele, amelyek szigorúsága behatárolja a becslési módszer használhatóságát. Az arányon alapuló számítások csak akkor alkalmazhatók, ha feltehetjük, hogy a nem megfigyelt gazdaságra vonatkozóan rendelkezésünkre álló bruttó kibocsátás és folyó termelőfelhasználás-adat közül az egyik megbízhatónak tekinthető. Másik fontos feltétel, hogy homogén termékeket, tökéletesen versenyző piaci környezetben előállító termelők esetén alkalmazható csak az eljárás. Végül harmadikként kell megemlíteni, hogy változó piaci feltételek mellett (például növekvő kereslet) eltérhet az iparág és az egyes vállalatok kibocsátása is. Az állandó hányados viszont csak akkor alkalmazható, ha azonos a technológia, és állandó a termelés egységköltsége (Belyó [2008]).

1.3. Alulról felfelé építkező módszerek (bottom-up)

Ebben az esetben valamilyen mikroszintű – általában közvetlen megkérdezésből származó – adatsor összesítésével végeznek becsléseket aggregált mutatókra. Az alulról építkező, direkt módszerek esetében végezhetünk *diszkrepanciaelemzést*, amelynek egyik fajtája a munkainput módszer (Labour Input Method), ami a vállalati munkaerő-felmérés és a háztartási megkérdezésből eredő munkaráfordítás összehasonlítása. Más módszerrel a KSH munkaerő-felmérésének és az Országos Egészségbiztosítási Pénztár, illetve Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság adatállománya alapján a bejelentett foglalkoztatásnak a különbsége.

Másik lehetséges módszere a lakossági felmérések alapján becsült személyi jövedelemadó vagy áfa és az adóhatóságokhoz ténylegesen befolyt adók összehasonlítása. A számítások felhasználhatóságát az adórendszer bonyolultsága csökkenti (Belyó [2008], Elek *et al.* [2009]).

A legegyszerűbb diszkrepanciaelemzés a rejtett gazdaság méretére vonatkozóan a GDP termelési és kiadási oldalának összehasonlítása. A termelési oldalon számításba vett szereplőknek érdeke, hogy aktivitásukat eltitkolják, ezért a felhasználási és termelési oldalról számított GDP különbsége a rejtett tevékenységek szintjének tekinthető. Az érték csak akkor lenne pontos, ha a két oldalról számított GDP esetén nem kellene semmiféle hibával, eltéréssel számolni. A másik gond az, hogy számos esetben a termelési oldalról számított GDP nagyobb, mint a felhasználási oldali, mégsem mondhatjuk, hogy nincs a vizsgált országban rejtett gazdasági tevékenység (Elek *et al.* [2009]).

A „bottom-up” módszerek közé tartoznak a különböző *megkérdezésen alapuló felméréseken*⁵ kívül a *szakértői becslések* is. A közvetlen megkérdezések alkalmasak arra, hogy az elemzők árnyalt képet alkothassanak az érintettek attitűdjéről, megoszlásáról, illetve a fehér és fekete gazdaság arányának változásáról a piaci szereplők döntéseinek függvényében⁶ (Belyó [2003], [2004]; Fazekas [2009]).

A makroszintű következtetések a becslés eredményeiből nehezen vonhatók le. Problémát okozhat még az is, hogy a résztvevők választását befolyásolhatja a kérdező személye, a kérdésfeltevés módja, illetve az, hogy mennyire értik meg a válaszadók a kérdést (Lackó *et al.* [2009]).

A megfigyelésekből adódó eredményekre modellek is építhetők, amennyiben több időszakon keresztül megismétlik a megkérdezést ugyanazokkal a kérdésekkel, valamilyen szempontból hasonló válaszadói körrel. A válaszok változására így a külső körülmények változásában található magyarázatot.

Ez történt Semjén–Tóth [2009] tanulmányában ismertett elemzésben is. Az eredmények alapján arra a következtetésre jutottak, hogy a rossz kormányzati szereplés, az adórendszer bizonytalansága és a korrupció érzékelése növeli a rejtett gazdaságban való részvételt.⁷

⁵ Az ECOSTAT 1998-ban indította a „A rejtett gazdaság alakulásának gazdaságpolitikai befolyásolhatósága, átfogó komplex számszerűsítése és prognosztizálhatósága ökonometriai modellekkel” című programját, amelynek keretében a kétezres évtized elején közvetlen megkérdezésen alapuló felmérést végeztek egyrészt a háztartások rejtett gazdaságban való részvételére, másrészt a vállalatok vélekedésének felmérésére vonatkozóan (Belyó [2003], [2004]).

⁶ Felmérték a budapesti futárpiacon, hogy valamely vállalat teljes kifehéredése mekkora árnövekedést tesz szükségessé. A fő kérdés az volt, hogyan ítélik meg a résztvevők a fehéredés okozta versenyhátrányt. Több megkérdezésből álló elemzés esetén a változás hatása is követhető. A futárpiacon azt vizsgálták, hogy elindul-e a tömeges „fehéredési” folyamat (Fazekas [2009]).

⁷ A felmérést ezerfős reprezentatív mintán végezték, ahol a sokaság megoszlása megegyezett a 2005. évi mikrocenzus megoszlásaival. Az eredmények alapján a számla nélküli szolgáltatásokat tekintve a legjelentősebb az építőipar aránya volt, ezt követte a szállítás és a javítási szolgáltatások (Semjén *et al.* [2009] 245. old.).

1.4. A MIMIC- és DYMIMIC-modell

A modellek – amely az indirekt módszerek közé tartozik – kialakítását az motíválta, hogy a rejtett gazdaságnak számos olyan jellemzője létezik, amely az elemzések szempontjából fontos, azonban nem mérhető. Ezek a tényezők azonban szorosan összefüggenek egymással, kiváltó okaik pedig olyan faktorok, amelyek mérhetőek. A MIMIC- (multiple causes and multiple indicators) és DYMIMIC- (dynamic multiple causes and multiple indicators, a MIMIC dinamikus formája) modellek a rejtett gazdasági aktivitás kiváltó okait és a rejtett tevékenység hatását tartalmazó indikátorok között teremtenek kapcsolatot úgy, hogy először a rejtett tevékenység szintjét becslik annak okaival, majd a következményeket a rejtett tevékenység látens változójával.⁸ A két összefüggés összevonásával a különböző okok és következmények közötti strukturális kapcsolat elemezhető.

Az egzogén változók közé számos, rejtett gazdaságban való részvételt eredményező faktor sorolható. A MIMIC-modellek eleinte az átlagos és határadorátát,⁹ a reguláció szintjét és az inflációs rátát használták egzogén változóknak. A későbbi modellek a férfi munkaerő állományát és a készpénz, pénzkínálat hányadost is bevették az egzogén változók sorába. A látens változóból – ez többek között a rejtett kibocsátás outputja is lehet – számos endogén változó számítható ki (*Giles* [1999]).

Természetesen a MIMIC-moddal kapcsolatban is számos kritika merül fel. Az egzogén változók kiválasztása sok esetben nélkülözi a kellő magyarázatot. Ezen kívül a látens változó becslése nem stabil, vagyis az érintett országok körének és az idősor hosszának kismértékű változására is érzékenyen reagál (*Breusch* [2005]).

1.5. Szimulációs modell

A rejtett gazdaságban való részvétel az egyén döntése, amelyet a körülmények kölcsönhatása is befolyásol. A gazdasági szereplő attitűdjei egymással összefüggő tényezők szerint alakulnak. Ezért egy összetett, makromutatókat használó modellel nem becsülhető. A rejtett gazdaság aránya és szerkezete nem tekinthető valamilyen konstans, külső adottságnak, de még egy viszonylag egyszerű függvényeszerű kapcsolattal sem jellemezhető.

A szimuláció olyan mikroalapokon működő, indirekt módszer, amely a gazdaságpolitikai eszközök hatásait képes előre jelezni. Egyik típusa az ágens alapú modellezés, amely olyan számítógépen futó program, amiben egy szimulált társadalom

⁸ Az alapmodell *Werts, Jöreskog és Linn* [1973] nevéhez köthető, amelynek egyik első alkalmazása a rejtett gazdaság mérésére az *Aigner, Schneider és Ghosh* [1988] által publikált tanulmányban olvasható.

⁹ Az átlagos adórata az egységnyi jövedelemre jutó adó százalékos mértéke, a határ adórata a jövedelem egységnyi változásával létrejövő adótömeg változásának százalékos mértéke

működik, tagjainak egyedi preferenciái vannak (létezhethet a programban többek között tanulási folyamat, korlátozott információ, társadalmi kapcsolatok, intézmények, egyének és szervezetek életciklusa). Így a résztvevők döntéseinek kölcsönhatásai, az egyedi döntések hatása elemezhető az aggregátumokra.

A módszer jól használható olyan területeken, ahol az adatgyűjtés nem lehetséges, vagy nagyon bonyolult és költséges. Ebben rejlik a módszer problémája is, hiszen az ágensek cselekvési szabályait, értékfüggvényét, vagyis a magatartásukat a szimuláció tervezői kódolják a rendszerbe.

A magyar gazdaság működésére felállított szimulációs modell eredményei szerint a kormányzat szolgáltatásainak javulása csökkenti a rejtett tevékenységeket. Következő fontos eredmény, hogy a vállalatok elszigetelten fellépő kezdeményezése az adócsaló, adóelkerülő magatartás megszüntetésére nem vezet eredményre ágazati, makrogazdasági szinten. Egy vállalat teljes „kifehéredése” a versenyhelyzetét annyira ronthatja, hogy akár a piacról is kiszorulhat.

Végül a hazai gazdasággal foglalkozó kutatások eloszlatnak egy közismert tévhitet is, miszerint a piacon megjelenő multinacionális cégek csökkentik a hazai vállalatok adóelkerülő magatartását. A piacra újonnan belépő vállalatok adókedvezményeket kapnak, mely nekik jelentős versenyelőnyt, ami az ugyanazon piacon működő versenytársaknak hátrányt okoz. Ezért az új, multinacionális cégek megjelenése a versenytársak számára növeli a rejtett gazdaságban való részvétel motivációját, míg a beszállítók számára ösztönzés a legális tevékenységre (*Szabó–Gulyás–Tóth [2009]*).

1.6. Költség-haszon elemzés

A költség-haszon elemzések alapjául az szolgál, hogy egy tevékenység végrehajtása addig a szintig éri meg, amíg az abból származó határhaszon nem kisebb, mint a végrehajtásának határköltsége. A rejtett gazdaság szempontjából a költség-haszon elemzésnek számos területen lehet értelme. Vizsgálható, hogy az egyes adóalanynak meddig (például mekkora árbevétel szintig) érdemes folytatnia a rejtett tevékenységét úgy, hogy a nyilvánvaló és pénzben kifejezhető határhasznot kell összevetni a tevékenység folytatásának határköltségével, ami a lebukáskor kirótt büntetés vagy egyéb szankció várható értékéből származtatható.

A költség-haszon elemzés más területeken is használható. A rejtett gazdaság szempontjából vitatott az adóellenőrzések gyakoriságának és a várható büntetések nagyságának hatása a tevékenységekre. A költség ebben az esetben a viszonylag egyértelműen meghatározható oldala az elemzésnek. A határhaszon egyik része a várható büntetési tétel, emellett a társadalmi haszon is növekszik az adóelkerülés negatív externális hatásainak csökkenése miatt. Ezen kívül a gazdaság fehéredése az állami bevételekre és a gazdaság növekedési pályájára is hatással lehet. A hasznok egy

része bizonyos valószínűséggel a jövőben jelentkezik, értékük a jelenben nehezen számszerűsíthető (*Feinstein [2009]*).

1.7. A rejtett tevékenységek motivációi

A rejtett gazdaság létét a már elvégzett vizsgálatok szerint sokféle tényező befolyásolja, amelyek áttekintése a becslési módszerek kiválasztásához nyújt segítséget. A motivációs tényezők csoportosíthatók. Elsőként a gazdasági szereplők működésének intézményi feltételeit érdemes említeni a motivációs tényezők között. Idetartozik az adórendszer, a társadalombiztosítási rendszer, a korrupció, a bürokrácia kiterjedtsége, a jogrendszer, a közjavak elérhetősége és szintje. Az intézményrendszer bonyolultságának növekedése, illetve a korrupció terjedése a rejtett gazdaság teljesítményét növeli (*Lackó [2009]*, *Lackó et al. [2009]*).

Második csoportba a gazdasági tényezők sorolhatók. Az egy főre jutó GDP növekedési üteme, az adók és járulékok szintje, a minimálbér nagysága, a munkanélküliségi ráta és a munkanélküliség struktúrája. Egyes vizsgálatok szerint a növekvő GDP növeli a nem megfigyelt gazdaságot (*Lackó et al. [2009]*), míg más elemzések azt tartják, hogy a GDP növekedésével csökken a rejtett tevékenységek volumene, alakulása az üzleti ciklusokkal függ össze (*Giles [1999]*)¹⁰. Bizonyos ágazatokban a rejtett gazdaság aránya kimagasló, ennek oka a munka alkalmi jellege, a nehéz ellenőrizhetőség, a képzetlen munkaerő foglalkoztatásának nagy aránya lehet.

Végül a társadalmi tényezők, folyamatok is befolyásolják a rejtett tevékenységeket, ilyen például a népesség etnikai és kor összetétele, a képzettség és a kapcsolati tőke. Jelentős szerepe van a nagy társadalmi ellátórendszerekbe vetett bizalomnak is (*Lackó et al. [2009]*).

2. Az Eurostat nem megfigyelt gazdaságra vonatkozó standard táblarendszere

Az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat egységes táblarendszert (Eurostat's Tabular Approach to Exhaustiveness – TAE)¹¹ alakított ki a nem megfi-

¹⁰ Ez az elemzés Új-Zélandra vonatkozott. A rejtett gazdaság ciklikus alakulásánál a jelenség és a megfigyelt gazdaság GDP-ingadozásának korrelációját mérik. Amennyiben ez pozitív, akkor prociklikus, ha negatív kontraciklikus az ingadozás (*Giles [1999]*).

¹¹ Lásd: <http://www.unescap.org/stat/isie/reference-materials/National-Accounts/Eurostat-Guidelines-Tabular-Approach.pdf>

gyelt gazdaság elszámolására, mely az egységes szerkezet mellett a rejtett gazdaság egyes típusaira vonatkozóan külön módszertani ajánlásokat fogalmaz meg. A táblarendszer több célt szolgál: egyik feladata a tagországi adatok nemzetközi összehasonlíthatóságának biztosítása; másik funkciója annak biztosítása, hogy a nem megfigyelt gazdaság statisztikai koherensen kapcsolódjanak a nemzeti számlához. További célja az Európai Bizottság tagországokban folytatott ellenőrzéseinek megkönnyítése és egységesítése a standard táblarendszerek segítségével.¹²

A továbbiakban bemutatjuk a TAE szerkezetét, a nem megfigyelt gazdaság típusait és a módszertani ajánlásokat, valamint röviden kitérünk a nemzeti számlák területén folyó fejlesztések és a TAE kapcsolatára.

A nem megfigyelt gazdaságra vonatkozó táblarendszer a rejtett gazdaság hét egymást kölcsönösen kizáró kategóriáját különbözteti meg. A kategóriák az N1–N7 jelölést kapták, a non-exhaustiveness types (nem megfigyelt tevékenység típusai) elnevezés kezdőbetűje alapján.

Az N1–N7 kategórián belül az N1–N5 csoportba azok a tevékenységek tartoznak, melyek a statisztikai adatgyűjtésekből és adminisztratív felvételekből valamilyen ok miatt kimaradnak. Az N6–N7 kategóriába azok a tevékenységek kerülnek, melyeknek csak egy részét sikerül számba venni, részben a szándékosan torzított adatszolgáltatás, részben egyéb hibák folytán. A rejtett gazdaság TAE-rendszerben rögzített hét kategóriája a következő:

N1: Regisztrálásra kötelezett, rendszerint kistermelők, akik az adó és tb-járulék elkerülése érdekében nem regisztráltatják magukat. Az árbevételük meghaladja azt az értékhatárt, amely fölött már kötelező a regisztráció. A kategória nem tartalmazza a nem regisztrált illegális tevékenységet végzőket (mivel ezek az N2 kategóriába tartoznak) és a szándékosan torzított adatokat közlőket (N6 kategória). A kategóriára ajánlott becslési módszerek és adatforrások: a munkaerőinput módszer, a commodity flow és a keresleti oldalú becslések, valamint a háztartási költségvetési és életkörülmény adatfelvételből (HKÉF) származó adatok.

N2: A nem regisztrált, illegális tevékenységet végzők. Legjellemzőbb tevékenységek: drogtermesztés és -kereskedelem, prostitúció, csempésztett és lopott áruk kereskedelme. Illegális tevékenységet lehet valamilyen legális tevékenység mellett vagy annak álcázva is üzni. Az N2 kategória azonban csak a nem regisztrált illegális tevékenységeket

¹² A folyó áras GNI-számításokat (GNI Inventory) az Európai Bizottság a tagországokban helyszíni ellenőrzések keretében vizsgálja, ezen belül a publikált nemzetiszámla-adatokat az Európai Számvevőszék (European Court of Auditors of European Communities – ECA) kérésére külön eljárás során ágazati szinten is ellenőrzik. A tagországoknak a GNI Inventory mellé az Inventory referenciaévére elkészített táblázatokat is be kell mutatniuk ágazati bontásban.

foglalja magába, az illegális tevékenységek többi része az N3 (saját fogyasztásra termelők) és főként az N6 kategóriába tartozik. Az N2 becslésénél ezért különösen figyelni kell a többszörös elszámolás veszélyére. A TAE által a duplikáció kiszűrésére ajánlott és a hazai gyakorlatban is alkalmazott módszer az, hogy az országban folyó összes illegális tevékenységre végeznek becslést, például a fogyasztók száma és az átlagárak, valamint a rendőrségi, orvosi, igazságszolgáltatási jelentések alapján. Második lépésként az illegális tevékenységnek azt a részét (N6) becslik meg, amit a regisztrált vállalkozások végeznek. A két becslés különbsége kerül az N2 kategóriába.

N3: Regisztrációra nem kötelezett kistermelők. Két altípusuk van: a piaci kibocsátással nem rendelkezők (mezőgazdasági termelés önfogyasztásra, házilagos lakásépítés) és a piaci kibocsátást végzők, de regisztrációs értékhatár alatt termelők (például lakás/üdülő egyéb ingatlan bérbeadása, magánórák adása, művészeti tevékenység stb.). Az ágazati specialitásból adódóan a mezőgazdaságra vonatkozó számlarendszerek a legtöbb országban a többi ágazatétól külön készülnek. Amennyiben a mezőgazdasági kibocsátás meghatározása közvetlen ár- és mennyiségi információk felhasználásával készül, úgy a háztartások önfogyasztásra történő mezőgazdasági termelésére nem kell az N3 kategóriában külön becslést készíteni, hiszen az már része a teljes mezőgazdasági kibocsátásnak. (Meggjegyezzük, hogy a mezőgazdasági számlarendszer (MSZR), hazánkban is eszerint az elv szerint épül fel, a nemzeti számlához átvett adatokból azonban az önfogyasztás értéke külön is kinyerhető, így az kerül áttemelésre a mezőgazdasági ágazat N3 kategóriájába.)

Az N3-nak az N7 kategóriával a másodlagos tevékenységek révén van kapcsolata. (Például egy mezőgazdasági termelő másodlagos tevékenységként falusi turistaházat üzemeltet, vagy munkagépével parkosítást vagy a téli időszakban hó eltakarítást vállal.) Amennyiben a kiegészítő tevékenységek nem kerülnek be a statisztikai megfigyelésekbe, úgy azokat attól függően kell az N7-es vagy az N3-as kategóriában számba venni, hogy a termelő regisztrált-e, vagy sem.

A TAE által ajánlott becslési módszerek és adatforrások az N3 típusra: a commodity flow módszer, az időmérleg-kérdőív, a HKÉF, az adminisztratív adatok közül például az építési engedélyek száma.

N4: Statisztikai megfigyelésekből kimaradó társas vállalkozások. A regiszterből és/vagy statisztikai megfigyelésekből méretnagyságbeli, besorolási, adat-frissítési vagy kódhibák miatt kimaradó vállalkozások. A legelterjedtebb ellenőrzési pont a regiszter szisztematikus összevetése adminisztratív adatforrásokkal (például áfa, társasági adó adatbázis) és

statisztikai adatgyűjtésekkel. A statisztikai megfigyelésekből méret-nagyság miatt kikerülő termelők esetén szakértői becslések szükségesek.

N5: Statisztikai megfigyelésekből kimaradó egyéni vállalkozók. Az okok és típusok hasonlóak, mint az N4 esetében.

N6: A hivatalos nyilvántartásokból torzított adatközlés miatt kimaradó gazdasági teljesítmény. Legjellemzőbb típusa az adó és tb-fizetési kötelezettség elkerülése miatt a költségek (folyó termelőfelhasználás) felül- és az árbevétel (kibocsátás) aluljelentése. Az N6 kategória a nemzetközi összehasonlítások szerint a nem megfigyelt gazdaság legjelentősebb eleme. Idetartoznak még a számla nélküli tranzakciók és bérfizetések, az igénybe vett szolgáltatásnak könyvelt (folyó termelő célú költségként elszámolt) munkavállalói jövedelmek. A módszertani ajánlás szerint a becslési lehetőségek a következők: mintafelmérés készítése a vonatkozási körre jellemző átlagértékek, fajlagos mutatók számítására. Szakértői becslések, könyvviteli szakértők, könyvvizsgálók megkérdezésén alapuló tanulmányok, adó-, vám- és egyéb ellenőrzési jelentések felhasználása. A teoretikus áfa és a ténylegesen befizetett áfa közötti különbség (főként a vendéglátás, szálláshely-szolgáltatásnál jellemző), a szakágra, vállalat típusra és méretnagyságra jellemző folyó termelőfelhasználás/kibocsátás, illetve egy főre vetített bér és munkavállalói hányados alkalmazása is lehetséges.

N7: Egyéb statisztikai hiányosságok. Két alkategóriára osztható: N7a és N7b. Az N7a esetén az adatszolgáltató adatközlése nem teljes, az adatot nem gyűjtötték be, vagy nem beszerezhető. Az N7b esetén a statisztikai hiányosság oka az adatkezelésből és feldolgozásból adódik. A gyakorlatban a két eset megkülönböztetése nem mindig egyértelmű.

A módszertani ajánlás szerint az N7-es típusba a következőket kell mindenképpen számításba venni: válaszok meghíúsulása; piaci termelők saját végső felhasználásra történő termelése; borralaló, hálapénz; természetbeni bérek; másodlagos tevékenységek.

Az imputációs eljárások történhetnek az előző év adatai alapján vagy a „hot desk” elemzés segítségével, melynek lényege, hogy a hasonló karakterisztikájú referenciacsoportba (azonos árbevétel-, létszám-kategóriába, gazdálkodási formába és tevékenységi körbe) tartozó vállalkozások képzett mutatói alapján pótolják a hiányzó adatokat: például az egy főre jutó árbevétel, árrés, hozzáadott érték vagy költséghányad-mutató segítségével.

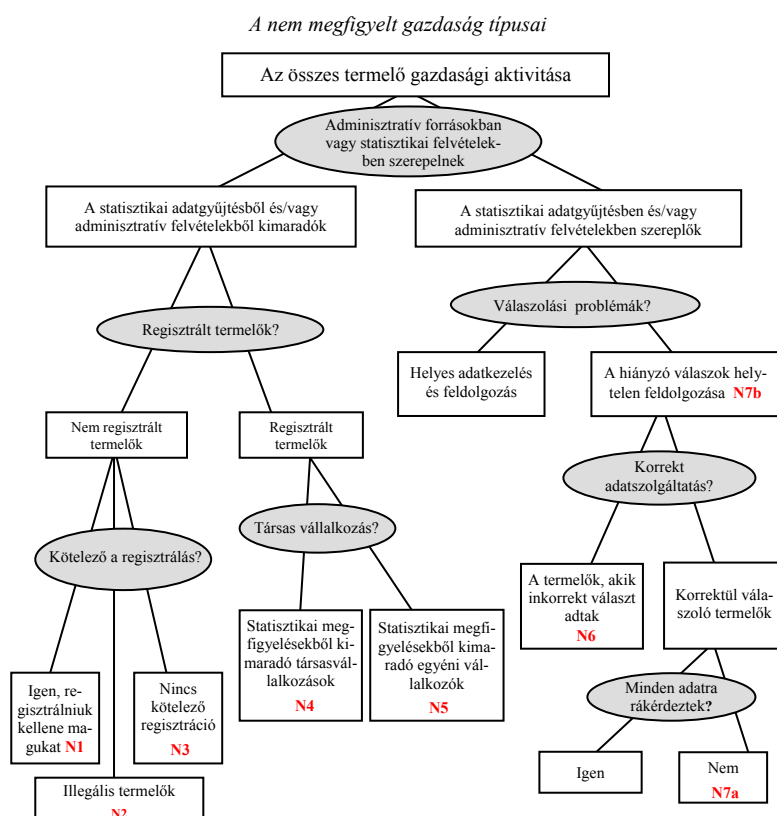
A borralaló esetében a becslés kialakítását a tevékenységi kör meghatározásával kell kezdeni. A hazánkban szóba jöhető területek: vendéglátás, személyi szolgáltatások, személyszállítás, egészségügy (hálapénz).

A számításhoz ajánlott módszerek és adatok: a HKÉF adatainak használata, kismintás felvételek, szakértői becslések.

A természetbeni béreknek két fajtája van: a munkavállalóknak átadott saját termékek, szolgáltatások, és a munkavállalóknak átadott vásárolt termékek és szolgáltatások. Az előbbire példa lehet a távközlési szolgáltatók ingyenes vagy kedvezményes telefon-, internetszolgáltatása; illetve a vasúti dolgozók mentedíjkedvezménye, térítés nélküli utazása.

A munkavállalóknak átadott vásárolt termékek és szolgáltatások közé tartozik a személygépkocsi magáncélú használata, sport- és fitnessbérletek biztosítása, lakhatással kapcsolatos térítések. Az ajánlott és a hazai gyakorlatban is alkalmazott legfőbb adatforrások: személyi-jövedelemadó-adatok, munkaerőköltség-felmérés.

A TAE-útmutató a következő döntési fa szerint rendezi az N1–N7 tételeket, mely alapján a típusok logikai elkülönítése könnyen követhető.



Az 1. táblázatban bemutatjuk, hogy a nem megfigyelt gazdaság típusaihoz milyen becslési módszerek és főbb adatforrások ajánlottak.

1. táblázat

Ajánlott becslési módszerek a TAE szerint

Módszer	A nem megfigyelt gazdaság típusai						
	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7
Munkainput módszer	X		X	X	X	X	
Commodity flow módszer	X		X				
Forrásfelhasználás alapú becslés	X					X	
Szakértői becslések		X	X	X	X	X	X
Mennyiség-ár módszer		X	X				X
Árrés módszer		X	X				X
Adminisztratív adatok			X				
Adó és vám, munkaügyi stb. ellenőrzések adatai					X	X	X
Teoretikus és ténylegesen befizetett áfa						X	
Egyedi, illetve rendszeres adatgyűjtések	X		X	X		X	X
Keresleti oldalú elemzések	X						

A továbbiakban a termelési oldalú megközelítés példáján, illusztrációs szinten ismertetjük, hogy a kategóriákra vonatkozó becsléseket miként szükséges összeállítani a GNI Inventory-hoz és annak helyszíni ellenőrzéséhez.

A táblákat a GDP becslésének termelési és felhasználási oldalú megközelítése szerint kell előállítani. (Tekintettel arra, hogy a legtöbb tagországban a jövedelem oldalú becslés nem független a termelési oldaltól, a jövedelem oldalról történő megközelítés nem követelmény az Eurostat részéről.) Az Eurostat összesen hatféle (hármat a termelési és hármat a felhasználási oldalra) táblázat összeállítást kéri, melyek közül a termelési számlára a következők vonatkoznak. A nem megfigyelt gazdaság számszerűsítése során összeállított tábla (címe: A nem megfigyelt gazdaság elemei) áttekintést ad az alkalmazott becslésekről. Megmutatja, hogy a nemzetgazdaság ágazataiban milyen N1–N7 típusú kiigazítás történt. A kiigazításokat tovább részletezi aszerint, hogy azok a termelési számla melyik fő mutatóját (a kibocsátást vagy a folyó termelőfelhasználást) érintik.

Nem minden kiigazítási tétel érinti a termelési számla mindkét oldalát. Például csak a kibocsátáshoz kapcsolódik az árbevétel aluljelentése, a borralaló és a hálapénz. A kiigazítások túlnyomó többsége mind a folyó termelőfelhasználásra, mind a kibocsátásra hatással van: például az önfogyasztásra történő mezőgazdasági termelésre, a házilagos lakásépítésre, a magánszállás-szolgáltatásra, a drogra és prostitúcióra. A költségek felüljelentése csak a folyó termelőfelhasználást érinti.

A táblázat a termelési számla fő mutatóit érintő N1–N7 típusokhoz az alkalmazott becslési eljárást is hozzárendeli, a kiigazítási tételeket az adott nemzetgazdaság szektorai szerinti csoportosításban különíti el. A nemzetgazdasági szektorok közül a kormányzati és a háztartásokat segítő nonprofit intézmények szektorra a felhasznált adatok pontossága és teljessége miatt nem feltételezünk semmilyen nem megfigyelt gazdasági tevékenységet. A pénzügyi vállalkozások esetén a szigorú kontroll miatt kizárólag az N7 kategórián belül szükséges kiigazítás a természetbeni bérekre, amely nem jelentős. A rejtett gazdaság túlnyomó részét a nem pénzügyi vállalatok és a háztartási szektor teszi ki, ami nemzetközi összehasonlításban is jellemző. Hazánkban a háztartási szektorban és ezen belül az egyéni vállalkozói körben a legnagyobb a kiigazítás aránya.

A becslési módszereket összegfoglaló kétszáz soros táblázat egy tételét tartalmazza a 2. táblázat.

2. táblázat

A nem megfigyelt gazdaság elemei táblázat egy sora

Termelési számla fő mutatói szektoronként, áganként és mérete nagyság szerint			A nem-megfigyelt gazdaság típusai	Korrekciós módszer*			
A nem megfigyelt gazdaság elemeinek részletes felbontása				Nem szükséges	Szükséges, de nincs kidolgozva	Megnevezés	ID
1			2	3	4	5	6
Kibocsátás	Nem pénzügyi vállalatok	TEÁOR D Feldolgozóipar	N4			Extrapoláció	P18

* A 3-as és 4-es oszlopokban egy numerikus változóval lehet megjelölni azokat a tételeket, amelyeknél szükséges lenne a korrekció, de még nem rendelkezünk rá megfelelő módszertannal. A 6-os oszlop egy technikai azonosító.

A választott sor a nem pénzügyi vállalati szektor feldolgozóiparba tartozó szervezetek esetében alkalmazott kiigazításokat mutatja az ún. „hiányzó” vállalat típusra. Ezek az egységek statisztikai és társaságiadó-adattal a nemzetiszámla-adatok lezárásáig nem rendelkeztek, de a regiszter szerint élőknek tekintendők. A TAE kategóriáit tekintve ez a nem megfigyelt gazdasági típus az N4-be tartozik. A kibocsátás (és a folyó termelő-felhasználás) becslésére extrapolációs módszert alkalmazunk az előző évi adatok felhasználásával.

A következő lépésben a becslési módszerekre vonatkozó táblázatot kiegészítjük a becslések számszerű összegével és azok GDP-hez és a teljes nem megfigyelt gazdasághoz viszonyított arányaival, valamint az adatforrásokkal és a kibocsátás típusaival

(piaci kibocsátás, saját végső felhasználási célú kibocsátás, és egyéb nem piaci kibocsátás). A mélyebb elemzések elvégzése érdekében a két táblázatot egy technikai azonosító segítségével összekapcsoljuk, ez az ID oszlop, a 2. táblázat utolsó és a 3. táblázat első oszlopában.

3. táblázat

Teljeskörűsítési kiigazítások táblázat egy sora, 2002

ID	A kiigazítás típusa	A kiigazítás megnevezése	Termelési számla mutatók	TEÁOR kód/az egység típusa	Adatforrás	A kiigazítás mértéke (millió forint)	A kiigazítás relatív mértéke	
							a komponens százalékában	a GDP százalékában
P18	N4	Nem megfigyelt vállalkozás	Piaci kibocsátás	TEÁOR D – Nem pénzügyi vállalatok	GSZR	39 849	1,01	0,23
					Integrált gazdaságstatisztika			
					Társasági adóbevallás			

Végül egy áttekintő táblázatban foglaljuk össze a hozzáadott értékeket az N1–N7 kiigazítási kategóriák szerint ágazati és szektorbontásban.

4. táblázat

A nem megfigyelt gazdaságra vonatkozó becslések összefoglaló táblázata, 2002

Megnevezés	A nem megfigyelt tevékenység típusai (millió forint)							Korrekciók összesen
	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	
Szektorok/ TEÁOR	34 930	161 533	585 202	27 191		1 625 082	194 344	2 628 282

Magyarországon a nem megfigyelt gazdaságra vonatkozó éves nemzetiszámla-becslések jelenleg nem a TAE által meghatározott keretben készülnek, így az adatok sem állnak elő automatikusan az N1–N7 szerinti explicit bontásban.

A TAE a hazai adatokkal két évre készült el: 2002-re az GNI Inventory; illetve 2005-re, a nem megfigyelt gazdaság módszertanának fejlesztésére indított GRANT-projekt (2007–2008) referenciaévére.

5. táblázat

A nem megfigyelt gazdaság kategóriák közötti megoszlása és GDP-hez viszonyított aránya (százalék)

Év	A nem megfigyelt tevékenység típusainak megoszlása							Korrekciók	
	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	összesen	A GDP százalékában
2002*	1,3	6,1	22,3	1,0		61,8	7,4	100,0	15,3
2005	1,5	6,5	20,7	2,0		57,7	11,5	100,0	14,9

* A 2002. év adatainak forrása a http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/modsz/gni_inventory_ver2.1hun.pdf 311–312. old.

Megjegyzés. A becslési módszerekről részletes információ a KSH-honlapról letölthető GNI Inventory-ban található. (http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/modsz/gni_inventory_ver2.1hun.pdf)

A nemzeti számla fejlesztési tervei között szerepel, hogy a nem megfigyelt gazdaságra vonatkozó becsléseket és adat-összeállítást a Központi Statisztikai Hivatal oly módon alakítsa át, hogy azok az N1–N7 kategóriáknak megfelelően készüljenek. Ez a koncepció szorosan kapcsolódik egy másik, a forrás és felhasználás táblák és a nemzeti számlák integrációjának fejlesztéséhez.

A hivatal e két változtatást együtt tervezi megvalósítani annak érdekében, hogy a termelési számla konzisztenciája tovább javuljon, megfelelve a legújabb nemzetközi követelményeknek.

*

A tanulmány célja, hogy megismertesse az olvasót a nem megfigyelt gazdaság összetettségével, és a fontosabb becslési lehetőségekkel. A különböző becslési módszereket a vizsgálni kívánt terület sajátosságainak megfelelően fejlesztették ki, használatuk nem lehet általános, és alkalmazhatóságuk jelentősen függ a vizsgált ország jellemzőitől is. Ezt tükrözi az Eurostat ismertetett táblarendszere és módszertani ajánlásai is.

Jövőbeni cél – a cikkben ismertetett széles módszertani választék áttekintésével – a nem megfigyelt gazdaság hazai becslésének továbbfejlesztése, mely összhangban van az Eurostat ajánlásaival, és figyelembe veszi a magyar gazdaság sajátosságait.

Irodalom

AHUMADA, H. – ALVAREDO, F. – CANAVESE, A. J. [2006]: *The Demand for Currency Approach and the Size of the Shadow Economy: A Critical Assessment*. Berkeley Program in Law and Economics. Working Paper. Berkeley. <http://escholarship.org/uc/item/9zf1d3kn>

- AIGNER, D. J. – SCHNEIDER, F. – GHOSH, D. [1988]: Me and my Shadow: Estimating the Size of the U.S. Hidden Economy from Time Series Data. In: *Barnett, W. A. – Berndt, E. R. – White, H.* (szerk.): *Dynamic Econometric Modelling, Proceedings of the Third International Symposium in Economic Theory and Econometrics*. Cambridge University Press. 297–335. old.
- AIDT, T. S. [2003]: Economic Analysis of Corruption: A Survey. *The Economic Journal*. 113. köt. 491. sz. 632–652. old. <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/aidt/papers/aidtsurvey.pdf>
- ÁRVAY J. – VÉRTER. A. [1994]: A magánszektor és a rejtett gazdaság súlya Magyarországon. *Statisztikai Szemle*. 72. évf. 7. sz. 517–529. old.
http://www.ksh.hu/statszemle_archive/tartalom1994.html#iss_tart
- BHATTACHARYYA, D. K. [1999]: On the Economic Rationale of Estimating the Hidden Economy. *The Economic Journal*. 109. köt. 456. sz. 348–359. old. <http://www.jstor.org/stable/2566008>
- BELYÓ P. [2003]: A rejtett gazdaság lakossági megítélése. *Statisztikai Szemle*. 81. évf. 7. sz. 521–541. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/tartalom2003.html
- BELYÓ P. [2004]: A vállalkozások és a rejtett gazdaság. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 1. sz. 44–66. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/tartalom2004.html
- BELYÓ P. [2008]: *A rejtett gazdaság természetrajza*. SALDO Zrt. Budapest.
- BÍRÓ A. – VINCZE J. [2009]: A gazdaság fehéritése – büntetés és ösztönzés. Költségek és hasznok egy modellszámítás tükrében. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság, Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- BREUSCH, T. [2005]: *Estimating the Underground Economy using MIMIC Models*. Working Paper. Canberra. <http://129.3.20.41/eps/em/papers/0507/0507003.pdf>
- ELEK P. – SCHARLE Á. – SZABÓ B. – SZABÓ P. A. [2009]: A feketefoglalkoztatás mértéke Magyarországon. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság, Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- ELIAT, Y – ZINNES, C. [2000]: The Evolution of the Shadow Economy in Transition Countries: Consequences for Economic Growth and Donor Assistance. *CAER II Discussion Paper, No. 65*. Harvard Institute for International Development. http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNACK691.pdf
- EUROSTAT [2005]: *Eurostat's Tabular Approach to Exhaustiveness*. Luxembourg.
- FAZEKAS M. [2009]: A rejtett gazdaságból való kilépés dilemmái. Esettanulmány – budapesti futárszolgálatok, 2006–2008. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság, Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- FEINSTEIN, J. S. [1999]: Approaches for Estimating Noncompliance: Examples from Federal Taxation in the United States. *The Economic Journal*. 109. köt. 456. sz. 360–369. old. <http://www.jstor.org/stable/2566009>
- GILES, D. E. A. [1999]: Measuring the Hidden Economy: Implications for Econometric Modelling. *The Economic Journal*. 109. köt. 456. sz. 370–380. old. <http://www.jstor.org/stable/2566010>

- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2009]: *GNI Inventory 2.1*. Magyar nyelvű változat. Budapest. http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xftp/modsz/gni_inventory_ver2.1hun.pdf
- LACKÓ M. [2000]: Egy rázós szektor: a rejtett gazdaság és hatásai a poszt-szocialista országokban háztartási áramfelhasználásra épülő becslések alapján. In: *Elemzések a rejtett gazdaság magyarországi szerepéről*. MTA KTI, TÁRKI Társadalomkutatási Intézet. Budapest. <http://econ.core.hu/doc/HiddenEcon/Lacko.pdf>
- LACKÓ M. [2009]: Az adóráták és a korrupció hatása az adóbevételekre. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- LACKÓ M. – SEMJÉN A. – FAZEKAS M. – TÓTH I. J. [2009]: Kutatási eredmények és kormányzati politika a nemzetközi és hazai irodalom tükrében. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- SEMJÉN A. – TÓTH I. J. [2009]: Intézményi környezet, szerződéses fegyelem és adózási magatartás. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- SEMJÉN A. – TÓTH I. J. – FAZEKAS M. [2009]: Az egyszerűsített vállalkozói adó (eva) tapasztalatai vállalkozói interjúk alapján. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- SEMJÉN A. – TÓTH I. J. – FAZEKAS M. – MAKÓ Á. [2009]: Alkalmi munkavállalói könyves foglalkoztatás munkaadói és munkavállalói interjúk és egy kérdőíves munkavállalói felmérés tükrében. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- SEMJÉN A. – TÓTH I. J. – MEDGYESI M. – CZIBIK Á. [2009]: Adócsalás és korrupció – lakossági érintettség és elfogadottság. In: *Semjén A. – Tóth I. J.* (szerk.): *Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai*. KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- THOMAS, J. [1999]: Quantifying the Black Economy: “Measurement without Theory” Yet Again? *The Economic Journal*. 109. köt. 456. sz. 381–389. old. <http://www.jstor.org/stable/2566011>
- SCHNEIDER, F. [2002]: *Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries around the World*. Australian National University, Australian National Tax Centre. Canberra. http://www.amnet.co.il/attachments/informal_economy110.pdf
- SCHNEIDER, F. [2007a]: Reducing the Shadow Economy in Germany: A Blessing or a Curse? First Version. <http://www.economics.uni-linz.ac.at/members/Schneider/files/publications/ShadEconTISCR.pdf>

- SCHNEIDER, F. [2007b]: Shadow Economies and Corruption all over the World: New Estimates for 145 Countries. http://www.lawrence.edu/fast/finklerm/shadeconomycorruption_july2007.pdf
- SZABÓ A. – GULYÁS L. – TÓTH I. J. [2009]: Az adócsalás elterjedtségének változása – becslések a TAXSIM ágensalapú adócsalás-szimulátor segítségével. In: *Semjén A. – Tóth I. J. (szerk.): Rejtett gazdaság. Be nem jelentett foglalkoztatás és jövedelemeltitkolás – kormányzati lépések és a gazdasági szereplők válaszai.* KTI Könyvek 11. MTA Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest. http://www.wargo.hu/tij/news/ktik11_rejtett_gazdasag.pdf
- WERTS, C. E. – JORESKOG, K. G. – LINN R. L. [1973]: Identification and Estimation in Path Analysis with Unmeasured Variables. *The American Journal of Sociology.* 78. évf. 6. sz. 1469–1484. old. <http://www.jstor.org/stable/2776397>.

Summary

Several methods have been developed for the estimation of the non-observed economy owing to its diversity and difficult measurement. The different types of hidden economic activities can be examined by numerous models varying from bottom-up methods to estimates for the whole economy in forms of aggregates. Some of them use direct sources of information, others apply indirect estimates.

For measuring the non-observed economy, specific categories and methods have been developed also by the EU. Besides summarizing and grouping the estimation alternatives, this paper presents the methods and analyses proposed by the Eurostat.

A hosszú emlékezet összehasonlító elemzése piaci sertésárak esetében

Dr. Kovács Sándor

PhD, a Debreceni Egyetem
egyetemi adjunktusa

E-mail: kovacss@agr.unideb.hu

Dr. Balogh Péter

PhD, a Debreceni Egyetem
egyetemi docense

E-mail: balogh@agr.unideb.hu

A tanulmány a sertések havi piaci átlagárainak változását vizsgálja 1991 és 2010 között abból a szempontból, hogy rendelkeznek-e hosszú emlékezettel (long memory). A hosszú emlékezet vizsgálatában három módszert alkalmaztak a szerzők *a*) a *H*-exponens kiszámítására (újraszámított tartományt), *b*) a trendtől megtisztított fluktuációelemzést, *c*) a tört rendben integrált ARMA-modellt (ARFIMA). A teljes idősorra, valamint a megfigyelt időszakot négy szakaszra bontva is elvégezték az elemzést. Az eredmények alapján megállapították, hogy a vágósertés piaci átlagára szabálytalan mozgású, a malac- és süldőárak változása egymáshoz hasonlóan alakult és hosszú emlékezetűek, az anyakoca felvásárlási árváltozásai pedig rövid emlékezettel rendelkeznek. A tanulmányt az ARFIMA- és a hagyományos ARIMA-modellek előrejelző képességének összehasonlításával zárták, melynek során megállapították, hogy az ARFIMA kisebb átlagos abszolút százalékos eltéréssel jelez előre az ARIMA-modellnél a hosszú emlékezetű és a véletlen bolyongást mutató idősorok esetén.

TÁRGYSZÓ:

Árváltozás.

ARIMA-modell.

ARMA-modell.

A szabálytalan jellegű mozgást a szakirodalom Brown-mozgásnak, vagy másként véletlen bolyongásnak nevezi. Ezt a folyamatot egy idősor tekintetében a legkönnyebben úgy képzelhetjük el, hogy véletlenszerűen növekednek vagy csökkennek az árak egyik időpontról a másikra, és a növekedés vagy csökkenés nagysága is véletlenszerű. A véletlen bolyongás során az egyes lépések függetlenek egymástól. A legegyszerűbb változatban például a korábbi lépésektől teljesen függetlenül mindig 50-50 százalék annak valószínűsége, hogy előre vagy visszafelé lépünk. Kutatási eredmények igazolják, hogy a természet sokszor nem a véletlen bolyongás szerint viselkedik, amikor az egyébként várható lenne. *Hurst* angol hidrológus számos természeti jelenségre igazolta ezt az összefüggést a folyók áradásától kezdve az esőzések vagy a fák égvűrűinek vizsgálatán át a tavak vízállásának elemzéséig. Arra a következtetésre jutott, hogy az idősorok hosszú távú emlékezettel rendelkeznek, azaz egy korábbi történés valamikor a távoli jövőben fogja kifejteni a hatását, és a folyamat nem tekinthető véletlen bolyongásnak. Jelen tanulmány keretein belül a piaci sertésárakra – négy különböző kategóriában – vizsgáljuk meg azt, hogy rendelkeznek-e a fent említett tulajdonsággal, és kiszámoljuk az ún. Hurst-exponenst mindegyik termék esetében.

1. A hosszú emlékezet definíciója

Egy stacioner idősor akkor rendelkezik „hosszú emlékezettel”, amikor annak autokorrelációs függvénye teljesíti az $1/k$ képletet nagy késleltetésekre, és a képletben szereplő H értéke 0,5 és 1 között mozog. Az ilyen tulajdonságú idősorok autokorrelációs függvénye lassan cseng le, a lecsengés mértékét az úgynevezett Hurst-paraméter (H) határozza meg (*Beran* [1994]):

$$\rho(k) = Ck^{-\alpha} \quad \text{és} \quad H = 1 - \frac{\alpha}{2}, \quad /1/$$

ahol $\rho(k)$ az idősor autokorrelációs függvénye, k -késleltetés, C valós konstans.

Az autokorrelációs függvény az i -edik időszak és az $i+k$ -edik időszak adat korrelációját fejezi ki. Külön kiemelendő, hogy az $1/k$ képlet aszimptotikusan értelmezendő, azaz nagy késleltetésekre teljesül. Hurst megállapítása szerint, ha $H = 0,5$, akkor az egymást követő adatok függetlenek, vagy másképpen kifejezve a vizsgált jelenség egy

nagyszámú, egymástól független hatás eredője, azaz egy véletlen bolyongáshoz hasonlít. Amennyiben $0,5 < H < 1$, akkor magasabb értékű adatokra (0,5-nél nagyobb valószínűséggel) a jövőben magasabb értékű következnek, alacsony értékűekre pedig alacsony értékű, azaz a folyamat hosszú emlékezetű. Amikor H pozitív és 0,5-nél kisebb értékű, akkor a magasabb adatokat (0,5-nél nagyobb valószínűséggel) alacsonyabb követ, és fordítva (Telcs [2009]). Az ilyen idősorokat rövid emlékezetűnek hívjuk, mivel az autokorrelációs függvényük gyorsabban cseng le, mint ahogy azt egy hosszú emlékezetű idősor esetében elvárnánk. Az alacsony H -érték esetén nagyon erősek a trendfordító hatások, ami a mi esetünkben pontosan azt jelenti, hogy a folyamat eltávolodik (de nem túl messze) a trend és a szezonális ciklusok által meghatározott pályától (Bozsonyi–Veres [2002]). Az alacsony Hurst-értékkel jellemezhető folyamatok másik jellegzetesége a relaxációs idő jelenléte, ez olyan átlagos időtartamot jelent, amely alatt a rendszer egy külső zavar után visszaáll eredeti állapotába (Bozsonyi–Veres [2002]).

A Hurst által bevezetett H -exponenst az alkalmazott matematika számos területén alkalmazzák, mint például a káoszelméletben, a hosszú távú folyamatok és a fraktálok elemzésében (Mandelbrot [1969]). Ahogy egyre fejlődött a fraktálok elmélete, úgy terjedtek el a különböző becslési módszerek a Hurst-exponens kiszámítására. A fraktálok önhasonló alakzatok, amelyek bármely része ugyanolyan, mint a teljes alakzat. Egy idősor statisztikai értelemben véve önhasonló, ha bármely részintervallumot választva a statisztikai jellemzők ugyanazok, mint bármely más részintervallumon.

1.1. Főbb alkalmazási területek

Az idősorok hosszú emlékezete tulajdonság az utóbbi évek idősorokkal kapcsolatos kutatásaiban a figyelem középpontjába került. Főképpen a tőzsdei részvényárfolyamok alakulására használták a hazai és külföldi ökonomiai és pénzügyi irodalomban (Lo [1991], Chow *et al.* [1995], Eisler [2007], Erfani–Samimi [2009], Telcs [2009]). Fellelhetők továbbá tanulmányok az inflációs ráta vizsgálatára (Scacciavillani [1994], Hassler–Wolters [1995]), az arany árfolyamának tanulmányozására (Cheung–Lai [1993]), valamint a devizaárfolyamok változására (Booth–Kaen–Koveos [1982], Fang–Lai–Lai [1994], Alptekin [2006]), az azonnali és a határ-idős fémárfolyamok vizsgálatára (Fraser–MacDonald [1992]). Másrészt viszont megemlítendő, hogy Lo [1991] és Cheung és Lai [1993] bizonyos részvények és az arany árfolyamának vizsgálatokor nem talált hosszú távú emlékezetre utaló jeleket.

Az eredmények azonban egységesen alátámasztják azt, hogy a hosszú emlékezet vizsgálata fontos szerepet játszik az ármozgások meghatározásában és az előrejelzések pontosabb megadásában. Továbbá a hosszú emlékezet erőssége és az időtáv megadása fontos információ lehet a befektetési döntések meghozatalában és a portfóliók kialakításában.

Mindemellett néhány alkalmazását megtalálhatjuk a társadalomtudományi kutatásokban például az öngyilkossági adatsorok vizsgálatára alkalmazva (*Bozsonyi–Veres* [2002], *Veres* [2008]) és a meteorológiai adatok elemzésére (*Weber–Talkner* [2001], *Király* [2005]), valamint az informatikában a hálózati forgalmak ingadozásának mérésére vonatkozóan (*Gyires* [2005]). Néhány alkalmazás található a külföldi irodalomban mezőgazdasági és ipari termékek árainak vizsgálatára, legfőképpen a nemesfémek és a nyersolaj árának alakulásával foglalkozó cikkek láttak napvilágot. A mezőgazdasági termékek közül a kávé, cukor, szója, búza, kukorica, sertés, szarvasmarha árainak fluktuációja foglalkoztatja leginkább a külföldi kutatókat (*Helms–Kaen–Rosenman* [1984], *Kohzadi et al.* [1996], *Wei–Leuthold* [2000], *Shahwan–Odening* [2007], *Nagy* [2009], *Power–Turvey* [2010]). A magyarországi szakirodalomban eddig sem a sertés sem más mezőgazdasági termékek árainál ilyen jellegű elemzést nem végeztek.

2. Alkalmazott módszerek

A hosszú emlékezet vizsgálatában három fő módszer alkalmazható a H -exponens kiszámítására.

1. újráskálázott tartomány (rescaled range – R/S),
2. trendtől megtisztított fluktuációk elemzése (detrended fluctuation analysis – DFA),
3. tört rendben integrált ARMA (autoregressive fractionally integrated moving average – ARFIMA).

Az első módszer inkább azzal foglalkozik, hogy az idősor rendelkezik-e hosszú emlékezettel, a harmadik pedig azzal, hogy milyen erős az idősor hosszú emlékezete, és ez a módszer alkalmas-e az előrejelzésekre. A második módszer előnye, hogy nem stacionárius idősorokra is alkalmazható, és inkább a fluktuációk, ingadozások mérésére alkalmas. Mind a három módszer alkalmazható egymás kiegészítőjeként, hiszen egy-egy módszer olyan információkat tár fel, amelyet a másik nem. A mezőgazdasági árak igen gyakran szabálytalan viselkedést mutatnak, ami a piacok között meglevő nemlineáris függőségre utal (*Tomek* [1994]). A nemlineáris függőség a közgazdasági elméletben nem tisztán specifikált fogalom, az irodalom csupán néhány erre utaló jelet ad meg: az árak eloszlása – nem szokatlan módon – nemnormális eloszlású, az idősor autokorrelációi még hosszú időtávok esetén is lassan csengnek le a nullához, az idősor nem periodikus ciklusokat is tartalmaz és nem stacionárius (*Taylor* [1986]).

A hosszú emlékezetű idősorok az előbb felsorolt jellegzetességet magunkban hordozzák, így a hosszú emlékezet vizsgálata képes a fenti jelenségek jellemzésére (Booth–Kaen–Koveos [1982]).

2.1. Az R/S -módszer

A hosszú emlékezet vizsgálatára alkalmas módszerek közül az újraskálázott tartomány (R/S) a legelterjedtebb, amely a legkisebb becslési hibával rendelkező módszerek egyike (Hurst [1951]). A módszer kidolgozója Hurst, angol hidrológus 1952-ben publikált egy tanulmányt a Nílus 847 éven keresztül mért árvizeinek szintjéről. Először az egymást követő évek x_i -vel jelölt maximum értékeire alkalmazta a következőket (Telcs [2009]):

$$y_i = \sum_{j=1}^i x_j . \quad /2/$$

Ezután a k -adik összeg eltérését vette az n év átlagos összegétől:

$$D_k = y_k - \frac{k}{n} y_n . \quad /3/$$

Amennyiben D_k pozitív, akkor a jobb (az átlag feletti értékkel rendelkező) évek vannak túlsúlyban. Hurst a $[\max(D_i) - \min(D_i)] = R_n$ értéket képezte és osztotta az S_n tapasztalati szórással. A hányadosra a /3/ képlet adódott (Alptekin [2006]):

$$\frac{R_n}{S_n} \cong C \cdot n^H . \quad /4/$$

A Nílus vízállásának elemzésekor Hurst a /3/ képletben szereplő hányadosra 0,7-et kapott (Telcs [2009]).

2.2. A Hurst-exponens becslése az R/S -módszerrel

Az első lépésben az N adatból álló időtengelyt m folytonos részperiódusra osztjuk, amelyben n adat van ($N = n \cdot m$). Minden egyes periódusra kiszámoljuk az R/S -statisztikát a következő módon (Alptekin [2006]):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_j = S_j^{-1} \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_j) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_j) \right], \quad /5/$$

ahol S_j a j -edik periódus standard szórása, az x_{ij} pedig a j -edik periódus i -edik adata. Szükséges újraskálázni a tartományt, hiszen így különböző periódusokat hasonlíthatunk össze. A második lépésben adott n és m mellett kiszámoljuk a következő statisztikát (Alptekin [2006]):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left(\frac{R}{S}\right)_j. \quad /6/$$

Az első két lépést megismételjük úgy, hogy n -et növeljük egészen $\frac{n}{2}$ -ig, ekkor már csak két részintervallumra osztjuk az időtengelyt. A Hurst-exponens becslését a különböző n -értékekre kiszámított R/S -értékek alapján a /7/ képlet szerinti regressziós becslés adja:

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(C) + H \log(n). \quad /7/$$

Az /7/ képlet a /4/ képlet logaritmizált változata, amely az R/S -értékeket az idő függvényében logaritmikus felosztású koordináta-rendszerben ábrázolja. A Hurst-exponens az így kapott diagram meredeksége szolgáltatja (Fokasz [2002]). Az R/S -módszer által becsült H -paraméterrel megadhatjuk egyúttal a nem periodikus ciklusok átlagos hosszát is, azaz a hosszú emlékezet átlagos hosszát. A különböző n -értékekre kiszámítjuk az R/S -értékeket, valamint a H -értékeket, és azt figyeljük, hogy a H -értékek melyik n -érték mellett érik el a csúcspontjukat. Ez az n -érték a nem periodikus ciklusok átlagos hossza.

2.3. Trendtől megtisztított fluktuáció analízis (DFA)

A DFA-módszer előfutárának tekinthető fluktuációanalízist elsőként Peng és társai [1992] alkalmazták a DNS-molekula bázissorrendjére. A trendtől megtisztított fluktuációanalízis abban különbözik a standard fluktuációanalízistől, hogy először eltávolítja a lokális trendeket. Első alkalmazása szintén Peng és társai [1994] nevéhez kötődik.

Tekintsünk egy azonos időközönként felvett N elemű x_i idősor, és tegyük fel, hogy az idősor értékei az \bar{x} körül bolyongnak véletlenül. Készítsük el az idősor trajektóriáit az itt leírt módon (Király [2005]):

$$y(j) = \sum_{i=1}^j x_i \quad (j = 1, \dots, N). \quad /8/$$

A /8/ képlet az idősor adatainak összegzéseit adja egy tetszőleges j időpontig. A trajektóriákat ezután felosztjuk n hosszú szakaszokra (időablakokra), így a szakaszok maximális számát $\left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor$ adja meg. Minden időablakban meghatározzuk a helyi trendet, amelyet az $f_k^p(j)$ p -edrendű polinom jelöl, ahol j az aktuális időpont, k pedig az aktuális időablak sorszáma.

A következő lépésben előállítjuk a trendmentesített $z_p(j)$ adatsort a /9/ képlet szerint (Király [2005]):

$$z_p(j) = y(j) - f_k^p(j) \quad (j = 1, \dots, N). \quad /9/$$

Adott hosszú időablakokra az átlagos négyzetes fluktuációt a következőképpen mérhetjük (Peng et al. [1994], Király [2005]):

$$F_p(n) = \frac{1}{n \cdot \left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor} \cdot \sqrt{n \cdot \left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor \sum_{j=1}^{\left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor} z_p^2(j)}. \quad /10/$$

A hosszú emlékezet elemzésénél azzal a feltételezéssel élünk, hogy az $F_p(n)$ és az n között hatványfüggvényszerű korreláció létezik, azaz $F_p(n) \approx n^\delta$, ahol δ a DFA- p -exponens. Belátható, hogy az idősor autokorrelációs függvényére is hatvány-szerű függvénykapcsolat illeszthető: $\rho(k) = k^{-\alpha}$, ahol α az autokorrelációs exponens.

A két exponens közötti összefüggés (Talkner–Weber [2000]):

$$\alpha = 2 - 2\delta. \quad /11/$$

A korrelálatlan vagy véletlen bolyongású idősorok esetén a DFA- p -exponens (δ) értéke 0,5, azaz az $\alpha = 1$. Amennyiben $0,5 < \delta$, akkor hosszú emlékezetű az idősor, ha $\delta < 0,5$, az idősor rövid emlékezetű (*Koscielny-Bunde et al.* [1998]).

A DFA-módszer legfontosabb előnye az autokorrelációs analízissel szemben az, hogy lehetővé teszi a nyilvánvalóan nemstacionárius idősorokban jelen levő korrelációk detektálását, kiszűri és eltávolítja a lineáris és parabolikus trendeket, így jóval hatékonyabb a hosszú emlékezet felismerésére (*Király* [2005]).

2.4. ARFIMA-modellek

A tört rendben integrált ARIMA-modellt *Granger és Joyeux* [1980] és *Hosking* [1981] alkotta meg. Ez a modell parametrikus módszernek számít a hosszú emlékezet feltárásában, és az alapja egy /12/ képlet alakú, lag-operátor használatával felírt ARIMA(p, d, q)-modell:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i\right) (1-L)^d x_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i\right) \varepsilon_t, \text{ ahol } L^i x_t = x_{t-i}. \quad /12/$$

A d -paraméter a differenciálás fokát jelenti, és $d = 0$ esetén stacionárius idősort kapunk, $d = 1$ esetben pedig az idősor nem stacionárius. Vannak olyan stacionárius idősorok, amelyek esetében az autokorrelációs függvény lassan cseng le, és két távoli megfigyelés között is összefüggés mutatkozik. Ilyenkor két eset lehetséges. 1. Az idősor egységgyököt tartalmaz, de az egységgyökteszt téves eredményt mutat. 2. A másik lehetőség, hogy az idősorban valójában nincs egységgyök, hanem az idősor hosszú emlékezetű, ezért nem illeszkedik rá jól a szokványos ARIMA-modell. Amennyiben újra differenciálnánk az idősort, az sem lenne megoldás, mert az túl differenciált lenne. *Granger és Joyeux* [1980], valamint *Hosking* [1981] azt javasolta ennek a problémának az áthidalására, hogy a d differenciálási paraméter legyen tört értékű. Ekkor az ARIMA-modell képletében az $(1-L)^d$ alakú differenciát Taylor-sorba fejtéssel adják meg a /13/ képlet szerint (*Korkmaz-Cevik-Özatac* [2009]):

$$\begin{aligned} (1-L)^d = & 1 - dL + \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 + \\ & + \dots + (-1)^k \frac{d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)}{k!} L^k. \end{aligned} \quad /13/$$

Másképpen fogalmazva a törtdifferenciálást az idősor egy végtelen autoregresszív reprezentációjával adják meg, amely a hagyományos egész rendű késleltetésekkel dolgozik, de ehhez speciális együtttható-struktúrát társít (*Várpalotai* [2008]). Amennyiben d értéke 0 és 0,5 közé esik, akkor az idősor hosszú emlékezetű, $d < 0$ esetén az idősor rövid emlékezetű. Ha $d = 0$ akkor a folyamat véletlen bolyongású. Az eddigiek alapján a d -paraméter értékéhez 0,5-öt hozzáadva jutunk a Hurst-exponens becsléséhez.

3. Eredmények

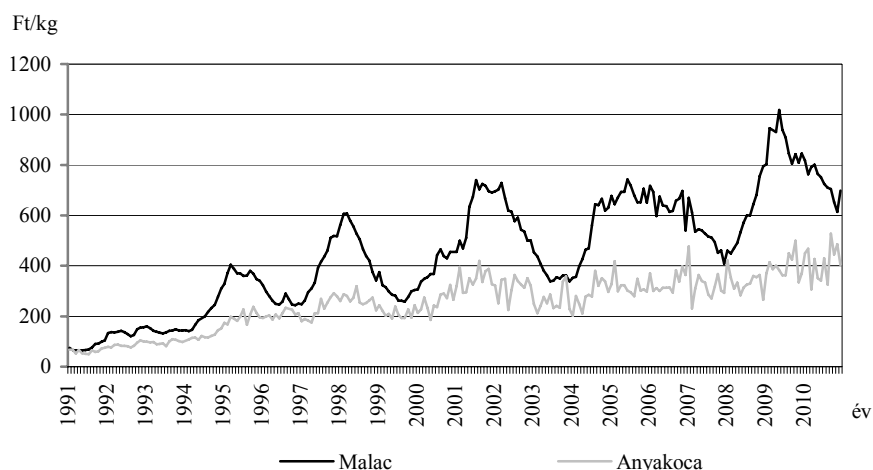
A sertéságazatot elemző tanulmányok jelentős része megemlíti, hogy az ágazat kibocsátását és az árakat ciklikus mozgások jellemzik. *Nyárs* [2005] részletesen elemezte az EU jelentős sertéstartó tagállamait, valamint Magyarország és Lengyelország sertéságazatának jellemző folyamatait és megállapította, hogy a vizsgált országokban eltérő hosszúságban kimutatható volt a sertésciklus a felvásárlási árak alakulásában. A piaci folyamatok szabályozásának szakértői már évtizedek óta vizsgálják az ároscillálások és a sertésciklus kialakulását. A késedelmes felzárkózás pókhálóelmélete a klasszikus közgazdaságtani irodalomban megtalálható. Ennek lényege, hogy a piaci információ hiánya befolyásolja a ciklus viselkedését. A vágósertés ára, a takarmányárak, valamint ezek egymáshoz viszonyított aránya jelentősen befolyásolja a sertéstartók döntéseit, különösen a kisebb tételekben eladásra termelők tevékenysége esetében. A hazai felvásárlási árak alakulását rövidebb lefutású ciklusok jellemzik, mint az EU fejlett sertéstartással rendelkező tagállamait. Az EU-ban kilencéves periódusok léteznek, míg hazánkban a sertésciklusok három-négy éves periódusban ismétlődnek. A hosszú ciklusok oka egyrészt a kiszámítható piacsabályozás, másrészt a koncentrált termelési struktúra. Ezért vizsgálataink alapjául a rendszerváltás utáni időszak hazai havi piaci átlagairait¹ választottuk ki a különböző korú sertésekre vonatkozóan. A megfigyelt árak a következők voltak: a malac, a süldő, az anyakoca és a vágósertés átlagára az állatpiacon és állatvásárokon. Az empirikus elemzéshez mind a négy kategóriában 240 megfigyelés, azaz az 1991. január és a 2010. december között megfigyelt havi piaci átlagár állt rendelkezésünkre.

¹ *Piaci átlagár*: a termelők által a piacokon és az állatvásárokon közvetlenül a lakosságnak értékesített mezőgazdasági termékek, állatok és állati termékek kínálati átlagára. A termékek átlagára a felhozatali mennyiségek móduszárral (a leggyakrabban előforduló ár) beszorzott értéke és a hozzátartozó mennyiség hányadosa. A mezőgazdasági termékek áradatainak forrása a feldolgozó és a továbbértékesítő vállalatok havi felvásárlási jelentése, valamint a KSH piaci és állatvásári összeírása.

3.1. A szezonálisan kiigazított piaci sertésárak havi alakulása 1991. január és 2010. december között

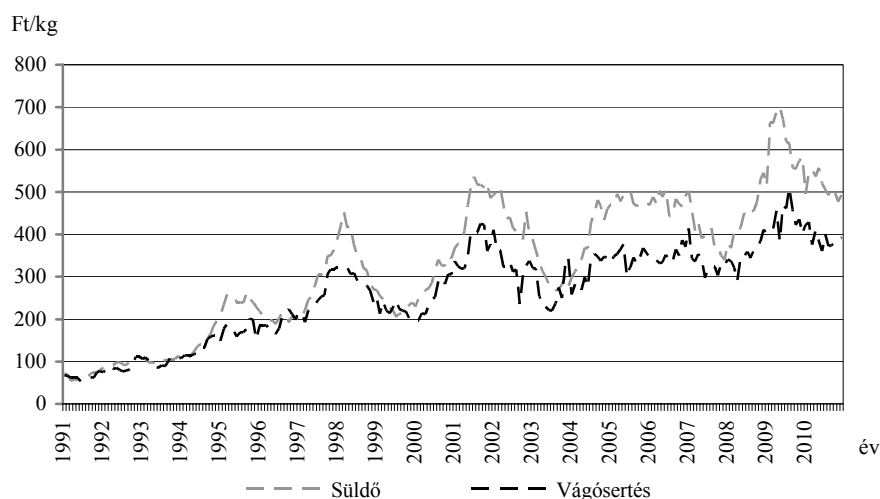
Mielőtt az idősor ökonometriai vizsgálatát elvégeznénk, szükséges a szezonhatások kiszűrése. Ezen folyamat során az idősort egyszerűsítjük a lényegi folyamatok bemutatása céljából olyan módon, hogy ne veszítsünk lényeges információkat (Sugár [1999a]). Az általunk használt idősor húsz teljes évet foglal magába és hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. A szezonális kiigazítás céljából a Spanyol Nemzeti Bankban kifejlesztett, valamint az Eurostat által is ajánlott TRAMO/SEATS-programot alkalmaztuk. Ezt számos szerző használta a különböző áradatok szezonális kiigazítására (Golinelli–Parigi [2008]). A TRAMO olyan regressziós modellt illeszt az idősorra, ahol a hibatag egy ARIMA-folyamat, automatikusan azonosítható a modell és becsülhetők a paraméterei. A regressziós változókat megadhatja a felhasználó, vagy a program generálja (Sugár [1999b], Bauer–Földesi [2005]). A program által generált változóként megadtuk a munkanap-, a hónap hossza és a húsvéthatást, illetve az outliereket leíró változókat. Beállítottuk azt is, hogy a munkanap-, a hónap hossza változókat és a húsvéthatást csak akkor vegye figyelembe a program, ha azok szignifikánsak. Az ARIMA-modellt a programmal automatikusan határoztuk meg, így a modellbecslés és az outlierok felderítése automatikusan történt. Az outlieres esetében figyelembe vettük az additív outliereseket, a szinteltolódást és a csillapodó jellegű törtést. A továbbiakban bemutatjuk a szezonálisan kiigazított adatsorokat.

1. ábra. A szezonálisan kiigazított piaci sertésárak (malac, anyakoca) havi alakulása 1991. január és 2010. december között



Megjegyzés. A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.
Forrás: KSH [1991–2006], [2010].

2. ábra. A szezonálisan kiigazított piaci sertésárak (süldő, vágósertés) havi alakulása 1991. január és 2010. december között



Megjegyzés. A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.

Forrás: KSH [1991–2006], [2010].

Ahogy az 1. és a 2. ábra mutatja, a rendszerváltozás óta eltelt időszak alatt a különböző sertésárak alapvető trendje emelkedést mutatott. A magyar sertésfelvásárlási árakat a németországi és hollandiai árak határozták meg, ami napjainkban is érvényes. Az árak alakulását a szezonális és ciklikus hatások mellett befolyásolta a piac alapvetően keresleti jellege is. Mind a négy kategória szezonálisan kiigazított piaci átlagárainál megfigyelhető, hogy az európai uniós csatlakozást megelőzően körülbelül hároméves ciklusban változtak az árak (hároméves volt az ún. sertésciklus), de 2004-től már átalakult egy hosszabb körülbelül négyéves időszakká. Az ársorozat meglehetősen nagy változékonyságot mutat. Ez abból is adódhat, hogy a megfigyelt időszak kezdete a mezőgazdasági termelés átmeneti szakaszának tekinthető (*Bakucs–Fertő* [2005]) és a változás még jelenleg sem ért véget. A sertésárak közül a vágósertés és az anyakoca ára volt a legalacsonyabb, míg ezektől átlagosan magasabb szinten mozgott a süldőár. A malac ára jóval meghaladta a többi korosztály árát és a teljes időszakban a legmagasabb volt.

A megfigyelt idősort nemcsak a teljes időszakra vizsgáltuk (1991–2010), hanem szakmai szempontok alapján négy részre osztottuk és ezeket a szakaszokat külön-külön is elemeztük. Az első szakasz az 1991 és 1994 közötti áradatokat tartalmazta, mivel ebben az időszakban majdnem folyamatos áremelkedést tapasztaltunk és jelentősebb ciklushatás nem volt megfigyelhető. A második szakaszban 1995 és 2004 közötti adatok szerepeltek. Ekkor már kifejezett volt a ciklushatás, ami többé-kevésbé

hároméves mozgást követett. A harmadik szakasz hazánk európai uniós csatlakozását követő időszak első részét ölelte fel, amelyben az árak stagnálása és/vagy csökkenése volt megfigyelhető. Az utolsó szakasz 2008. júliustól 2010 decemberéig tartott. Ebben az időszokban egy következő ciklus kezdett kialakulni, mely a vizsgálat végéig még nem ért véget.

3.2. Az adatsor ökonometriai vizsgálata

Mielőtt az idősolelemzési módszereket alkalmazzuk a szezonálisan kiigazított adatokat további vizsgálatoknak vetettük alá annak érdekében, hogy a hosszú emlékezetre utaló jeleket keressünk. Vizsgáltuk az idősorok normalitását, az autokorrelációs függvények lecsengését, valamint stacionaritását. A hosszú emlékeztető idősorok a nemnormális, nemstacionárius, és lassú lecsengésű autokorrelációs függvény jellegzetességeit hordozzák magukon. A normalitástesztek eredményei az 1. táblázatban láthatók.

1. táblázat

A szezonálisan kiigazított idősorok normalitásteszteinek eredményei

Teszt	Anyakoca	Malac	Süldő	Vágósertés
Doornik–Hansen	9,168 (0,010)	7,985 (0,018)	12,155 (0,002)	15,227 (0,000)
Shapiro–Wilk	0,969 (0,000)	0,969 (0,000)	0,965 (0,000)	0,959 (0,000)
Lilliefors	0,085 (0,000)	0,062 (0,030)	0,075 (0,000)	0,114 (0,000)
Jarque–Bera	6,296 (0,043)	8,26 (0,016)	8,799 (0,012)	9,229 (0,010)

Megjegyzés. A normalitás vizsgálata GRETL-programmal történt, a zárójelben a szignifikancia értéke látható.

A normalitástesztek nullhipotézise az, hogy az adatsor normális eloszlású. Az összes teszt szignifikánsnak bizonyult 5 százalékos szignifikanciaszinten, ezért 95 százalékos biztonsággal elvethetjük a normalitás hipotézisét valamennyi adatsor esetében.

Az 1. táblázatban szereplő tesztek közül a Doornik–Hansen-, valamint a Lilliefors-tesztek nem közismertek, ezért ezeket röviden ismertetjük. *Doornik* és *Hansen* [2008] az általuk bevezetett normalitástesztben a csúcosság- és ferdeségmutatót transzformálták, és e két paraméter között függetlenséget tételeztek fel. A

ferdeségmutatót *D'Agostino* [1970] munkájában leírt módon transzformálták, míg a csúcosságot khi-négyzet eloszlásúvá alakították a *Wilson és Hilferty* [1931] köbgyök transzformációját alkalmazva. *Lilliefors* [1967] a hagyományos Kolmogorov–Smirnov-tesztet alakította át. Az eljárás először az adatok alapján egy átlag- és szórásparámért becsül, majd a maximális különbséget keresi meg az elméleti normális eloszlásfüggvény és a paraméterek alapján becsült eloszlásfüggvény között. Ez lesz az a tesztstatisztika, amely azt teszteli, hogy elég nagy-e a maximális különbség a nullhipotézis elutasításához, azaz a normalitás elvetéséhez.

2. táblázat

A szezonálisan kiigazított idősorok stacionaritástesztjének eredményei ADF-teszttel

Modell	Anyakoca	Malac	Süldő	Vágósertés
Konstans	-1,587 (0,488)	-2,39509 (0,1431)	-2,134 (0,231)	-1,547 (0,509)
Konstans és Trend	-3,274 (0,071)	-4,57618 (0,001)	-4,446 (0,001)	-2,962 (0,143)
Differenciált idősor	-10,917 (0,000)	-8,19323 (0,000)	-7,549 (0,000)	-7,544 (0,000)

Megjegyzés. A stacionaritás vizsgálata a GRETL-programmal történt Augmented–Dickey–Fuller-teszttel.

Az ADF-teszt nullhipotézise az, hogy az idősor egységgyököt tartalmaz, azaz nem stacionárius. A teszt értelmében egyik idősor sem stacionárius önmagában, mivel a nullhipotézist nem sikerült elvetni 5 százalékos szignifikanciaszinten. (Lásd a 2. táblázatot.) A malac és a süldő piaci felvásárlási árai trendstacionáriusnak bizonyultak, a másik két adatsor viszont nem. A differenciált idősorok minden esetben már stacionáriusnak mondhatók, ezért célszerűnek találtuk a szezonálisan kiigazított adatokat differenciálni és a Hurst-exponens becslő módszereket ezekre alkalmazni. Így a további elemzésekben az árfolyamatok differenciált idősoráról sikerült (vagy éppen nem sikerült) megállapítani, hogy hosszú emlékezetűek, nem pedig magukról az árakról (hiszen differenciáltuk az áridősorokat).

A 3. táblázat a differenciált áradatok leíró statisztikai mutatóit tartalmazza. Ennek alapján megállapítható, hogy a teljes idősnál a malacárak változásának átlaga volt a legnagyobb (2,61 forint/kilogramm), ami összefügghet azzal, hogy az egységár is itt volt a legmagasabb. Ezzel ellentétesen alakult a medián értéke, mivel a süldőknél a havi változások 50 százaléka 2,26 forint/kilogrammnál volt alacsonyabb. A szórás az anyakoca-árváltozások esetében volt a legjelentősebb. A változások minimuma és maximuma is itt volt megfigyelhető (-244,99 és 201,39 forint/kilogramm árváltozás).

3. táblázat

A differenciált áradatok leíró statisztikai értékei
(forint/kilogramm)

Megnevezés	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
	Teljes idősor			
Átlag	2,61	1,76	1,40	1,36
Medián	0,82	2,26	0,54	1,29
Szórás	35,32	23,16	49,94	24,02
Minimum	-156,76	-86,07	-244,99	-86,51
Maximum	144,37	149,74	201,39	84,08
	Első szakasz			
Átlag	4,97	2,68	1,78	2,08
Medián	3,09	2,91	1,25	1,19
Szórás	10,23	5,93	8,03	6,66
Minimum	-10,34	-14,29	-16,08	-8,61
Maximum	32,33	19,35	19,99	20,96
	Második szakasz			
Átlag	2,68	2,18	1,21	1,49
Medián	0,15	0,76	0,15	0,69
Szórás	30,86	21,08	42,57	25,30
Minimum	-58,76	-51,48	-128,23	-86,51
Maximum	123,02	65,00	103,62	77,96
	Harmadik szakasz			
Átlag	-1,38	-0,23	0,44	0,06
Medián	-1,42	2,01	-3,18	0,44
Szórás	50,22	24,31	66,01	25,82
Minimum	-156,76	-61,72	-244,99	-75,65
Maximum	130,68	39,08	128,75	55,67
	Negyedik szakasz			
Átlag	4,20	1,42	2,90	1,52
Medián	-6,05	1,84	7,09	5,56
Szórás	50,65	40,95	82,24	33,04
Minimum	-78,86	-86,07	-165,30	-71,07
Maximum	144,37	149,74	201,39	84,08

A 3. táblázatban a teljes idősor jellemzői mellett feltüntettük az egyes szakaszok jellemzőit is. Hasonlóan a teljes idősorban megfigyeltekhez – a harmadik szakasz ki-

vételével – a malacárváltozás átlaga volt a legnagyobb (2,68–4,97 forint/kilogramm). A medián értéke a második szakaszban 0 és 1 között ingadozott, míg a többi szakaszt ennél nagyobb ingadozás jellemezte. Érdekes megfigyelni, hogy a szórások értéke egyre növekszik és hasonlóan a teljes adatsorhoz itt is minden szakaszban az anyakocák esetében volt a legnagyobb az átlagos eltérés. Ezzel összefügg a minimum értékek alakulása, mivel a harmadik szakaszban az anyakoca esetében volt a két időpont közötti legkisebb ár differencia –244,99 forint/kilogramm. Ez az érték azt mutatja, hogy az egymást követő hónapok között a termelők milyen nagyságrendű veszteséget szenvedtek el, ha az adott időszakban voltak kénytelenek értékesíteni az állományukat. A maximum értékek vizsgálata esetében megállapítható, hogy a negyedik szakasz kivételével a malacnál volt megfigyelhető a legnagyobb ármozgás a két hónap között. Azaz a termelők a malac értékesítésével tudták a legnagyobb jövedelmet elérni, ha kihasználták az árváltozásból adódó előnyöket. Tehát a 3. táblázat alapján összességében megállapítható, hogy a differenciált áradatok a különböző szakaszokban nagyon eltérően alakultak az egyes termékek esetében.

Mielőtt áttérünk a Hurst-exponensek bemutatására, hangsúlyoznunk kell azt, hogy $H = 0,5$ esetén az eredeti idősor hasonlít egy véletlen bolyongáshoz, hiszen az nem stacionárius, míg a differenciált idősor stacionárius, így nem hasonlíthat egy nemstacionárius véletlen bolyongáshoz.

4. táblázat

A DFA-2 módszerrel becsült Hurst-exponensek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,639	0,765	0,459	0,824
2.	0,852	0,785	0,223	0,477
3.	0,397	0,555	0,256	0,497
4.	0,588	0,686	0,274	0,525
Teljes idősor	0,750	0,709	0,162	0,402

Megjegyzés. A becslés a DFA-programmal $p = 2$ értékkel történt, azaz másodfokú polinomokkal szűrtük ki a trendet (*PhysioNet* [2010]).

Az anyakocák esetében a piaci árváltozások minden szakaszban és a teljes idősort figyelembe véve is rövid emlékezetűek voltak. (Lásd a 4. táblázatot.) A vágósertésárak változásai az első szakaszban hosszú emlékezetűnek bizonyultak, míg a többi szakaszban és összességében nem azok. A süldő és a malac piaci árainak változásaira kapott Hurst-exponensek igen hasonlók egymáshoz, a 3. időszakot leszámítva minden más időszakban és a teljes szakaszban is hosszú emlékezetűek. A vágósertés ese-

tében a 2–4. szakaszban az eredeti idősor adatai hasonlítanak egy véletlen bolyongáshoz, összességében pedig rövid emlékezetűek.

5. táblázat

Az R/S-módszerrel becsült Hurst-exponensek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,765	0,734	0,426	0,531
2.	0,657	0,659	0,354	0,525
3.	0,458	0,568	0,365	0,504
4.	0,849	0,669	0,287	0,582
Teljes idősor	0,484	0,487	0,280	0,419

Megjegyzés. A becslés a rescaled range analysis (újraszkalázott tartomány elemzés) programmal történt (Sewell [2010]).

Az R/S-módszerrel becsült Hurst-exponensek néhány kivételtől eltekintve lényegileg megegyeztek a DFA-2-módszerrel becsült értékekkel. (Lásd az 5. táblázatot.) A teljes szakaszra vonatkozó exponens a malac és a süldő árainál, valamint az 1. szakasz értéke az R/S-módszer alapján a vágósertésárak esetében szabálytalan mozgásra utal. Az anyakocaárak változásai pedig rövid emlékezetűek, mint azt a DFA-2-módszer is mutatta.

6. táblázat

Az ARFIMA-módszerrel becsült Hurst-exponensek és a modellparaméterek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,736 ($p=3, q=2$)	0,759 ($p=2, q=2$)	0,274 ($p=3, q=2$)	0,563 ($p=1, q=4$)
2.	0,863 ($p=1, q=0$)	0,652 ($p=4, q=2$)	0,174 ($p=2, q=1$)	0,392 ($p=4, q=4$)
3.	0,581 ($p=2, q=3$)	0,655 ($p=3, q=2$)	0,213 ($p=4, q=4$)	0,394 ($p=1, q=1$)
4.	0,869 ($p=4, q=4$)	0,773 ($p=4, q=4$)	0,317 ($p=0, q=1$)	0,459 ($p=4, q=1$)
Teljes idősor	0,885 ($p=4, q=3$)	0,739 ($p=1, q=0$)	0,223 ($p=4, q=3$)	0,428 ($p=3, q=4$)

Megjegyzés. A becslés a Matrixer-programmal történt (Tsypalkov [2004]).

Az ARFIMA-modellekkel becsült exponensek igen hasonlóak a DFA-2-módszernél kapottakkal és a belőlük levonható következtetések pontosan egyeznek a DFA-2-módszernél leírtakkal, kivéve a vágósertésárak változását. (Lásd a 7. táblázatot.)

7. táblázat

*Az ARFIMA- és ARIMA-módszerrel becsült előrejelzések összehasonlítása
szezónálisan kiigazított adatok alapján*

Idősor	Modell	Árak 2010-ben (Ft/kg)						MAPE*
		Július	Augusztus	Szeptember	Október	November	December	
Malacárak	ARFIMA (5;0.485;3)	727,0	706,1	684,0	661,5	641,0	622,0	3,367
	ARIMA (4,1,4)	725,8	706,2	686,2	665,2	650,0	632,5	3,373
	Szezónálisan kiigazított adat	724,4	709,9	704,6	654,0	614,6	698,3	
Süldőárak	ARFIMA (1;0.085;0)	513,5	508,8	504,6	500,5	496,6	492,9	1,786
	ARIMA (2,1,2)	536,0	531,4	514,2	501,1	501,5	511,8	4,211
	Szezónálisan kiigazított adat	504,9	492,2	508,1	497,3	476,5	492,5	
Anyakocaárak	ARFIMA (1;-0.1;1)	364,7	362,7	361,4	360,1	358,9	357,7	19,009
	ARIMA (0,1,1)	377,1	378,5	379,9	381,4	382,8	384,3	16,032
	Szezónálisan kiigazított adat	429,8	325,9	527,2	445,0	486,1	401,4	
Vágósertésárak	ARFIMA (3;-0.011;4)	369,4	375,6	371,2	371,5	380,3	379,5	2,894
	ARIMA (3,1,4)	360,4	374,9	368,5	357,4	369,7	373,2	4,685
	Szezónálisan kiigazított adat	400,9	372,9	374,3	379,3	390,3	392,5	

* Mean absolute percentage error, azaz átlagos abszolút százalékos eltérés.

Forrás: Saját számítás az R 2.11.1 program forecast és fracdiff csomagjának használatával.

A 2–4. szakaszban és a teljes periódust tekintve is a vágósertés-árváltozások exponensei inkább rövid emlékezetre utalnak. A korábbiakkal összhangban még arra hívnánk fel a figyelmet, hogy az ARFIMA-módszer egyik fő előnye a hosszú emlé-

kezet erősségének meghatározásában rejlik. Mindez megfigyelhető a malacárak változásának elemzésében, ahol a hosszú emlékezetre utaló paraméterek minden szakaszban magasabbak a DFA-2-módszernél adódó értékeknél, a süldők esetében ugyanez csak a 3–4. és a teljes szakaszra igaz. Mindemellett az anyakocák esetében mutatkozó rövid emlékezetre utaló paraméterek az első három szakaszban sokkal alacsonyabbak a DFA-2-módszernél kapott értékeknél.

A hosszú emlékezet kimutatására alkalmas módszerek közül az ARFIMA alkalmas az előrejelzések készítésére. A 7. táblázatban összefoglaltuk a módszer előrejelző képességét a szezonálisan kiigazított adatokra illesztett hagyományos ARIMA-modellhez képest. A táblázatban a MAPE-mutató alapján hasonlítottuk össze a két módszer teljesítményét. Az ARFIMA-modell átlagos abszolút százalékos eltérése rosszabbnak bizonyult a jellemzően rövid emlékezetű anyakocárák előrejelzésében, míg a jellemzően hosszú emlékezetű malac- és különösen a süldőárak esetében ez a módszer bizonyult hatékonyabbnak az előrejelzés terén. Az anyakoca esetén mindkét módszernél 5 százaléknál jelentősen nagyobb mértékű MAPE-mutató adódott, mivel ezen árak változása sokkal hektikusabb mozgást mutat a többi sertésárhoz képest. Mindennek a háttérben az állhat, hogy a piacon megjelenő anyaállatok ára részben független az előző időszakok tenyészállatairól. A véletlen bolyongáshoz hasonló vágósertésárak előrejelzésében is az ARFIMA-módszer bizonyult eredményesebbnek.

4. Következtetések

Elemzésünk alapján megállapítható, hogy a hosszú emlékezet vizsgálatára alkalmas módszerek pontosan visszaadták a szezonálisan kiigazított idősorok egyes szakaszokon ismertett jellegzetességeit. A malac- és a süldőárak változásának vizsgálata során a DFA-2- és az ARFIMA-módszer is csak az EU-csatlakozást követő időszakban (3. szakasz) nem mutatott ki hosszú emlékezetet az árváltozásokban. Ugyanabban a szakaszban az *R/S*-eljárás szerint és a teljes idősort figyelembe véve, szabálytalan mozgása volt a malac- és a süldőáraknak. Az anyakoca esetében mindhárom módszer szerint (DFA, *R/S*, ARFIMA) a piaci átlagárak változásai valamennyi szakaszban és összességében véve is rövid emlékezetűek voltak. Ennek az lehet a magyarázata, hogy a piacon megjelenő anyaállatok ára részben független az előző időszakok tenyészállatairól. A vágósertésárak változásai a DFA- és az ARFIMA-eljárásokkal is – 1991 és 1994 között (1. szakasz) – hosszú emlékezetűnek bizonyultak, amit az *R/S*-módszer nem mutatott ki. Az eredeti idősor adatai a 2–4. szakaszban egy véletlen bolyongáshoz hasonlíthatnak, az árváltozások összességében pedig a DFA-2- és az *R/S*-módszer alapján rövid emlékezetűek. A 2–4. szakaszban és a teljes

periódust tekintve is a vágósertés-árváltozások exponensei inkább rövid emlékezetre utalnak az ARFIMA-módszer szerint. Ami pedig a módszerek összevetését illeti, az *R/S*-módszer kevésbé bizonyult robusztusnak a hosszú emlékezet kimutatásában a malac- és a süldőárváltozások esetén. Mindamellet ezekre az árváltozásokra a másik két módszer egyértelműen igazolta a hosszú emlékezet meglétét. Az ARFIMA-módszer egyik fő előnye a hosszú emlékezet erősségének meghatározásában rejlik, ami különösen megfigyelhető volt a malacárak változásának elemzésében, ahol a hosszú emlékezetre utaló paraméterértékek minden szakaszban magasabbak voltak a DFA-2-módszernél adódó értékeknél.

Összességében véve tehát elmondható, hogy a vágósertés-felvásárlási ár jellemző módon szabálytalan mozgású, a malac- és süldőfelvásárlási árak hasonlóan alakulnak és változásaik hosszú emlékezetűek, az anyakoca felvásárlási árának változása pedig rövid emlékezetű, azaz a növekedést hosszabb távon valószínűleg csökkenés követi és viszont. A hosszú emlékezet kimutatására alkalmas módszerek közül az ARFIMA-módszer előrejelző képességét teszteltük és hasonlítottuk össze az eredeti adatokra illesztett hagyományos ARIMA-modellével a MAPE-mutató alapján. Az ARFIMA-modell átlagos abszolút százalékos eltérése rosszabbnak bizonyult a jellemzően rövid emlékezetű anyakocaárak előrejelzésében, míg a jellemzően hosszú emlékezetű malac- és süldőárak esetén ez a módszer bizonyult hatékonyabbnak az előrejelzés terén.

Irodalom

- ALPTEKIN, N. [2006]: Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate International. *Journal of Social Sciences*. 1. évf. 2. sz. 111–116. old.
- BAKUCS, L. Z. – FERTÓ, I. [2005]: Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market. *Agribusiness*. 21. évf. 2. sz. 273–286. old.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2005]: *Szezonális kiigazítás*. Statisztikai Módszertani Füzetek 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BERAN, J. [1994]: *Statistics for Long-Memory Processes*. Chapman and Hall Publishing Inc. New York.
- BOOTH, G. G. – KAEN, F. R. – KOVEOS, P. E. [1982]: R/S Analyses of Foreign Exchange Rates under Two International Monetary Regimes. *Journal of Monetary Economics*. 10. évf. 3. sz. 407–415. old.
- BOZSONYI K. – VERES E. [2002]: Nagy időfelbontású öngyilkossági idősorok nemlineáris viselkedése. *Magyar Tudomány*. 47. évf. 10. sz. 1330. old. <http://www.matud.iif.hu/02okt/bozsonyi.html>
- CHEUNG, Y. W. – LAI, K. S. [1993]: Do Gold Market Returns Have Long Memory? *The Financial Review*. 28. évf. 2. sz. 181–202. old.
- CHOW, K. V. – DENNING, K. C. – FERRIS, S. – NORONHA, G. [1995]: Long-Term and Short-Term Price Memory in the Stock Market. *Economic Letters*. 49. évf. 3. sz. 287–293. old.

- D'AGOSTINO, R. B. [1970]: Transformation to Normality of the Null Distribution of g_1 . *Biometrika*. 57. évf. 3. sz. 679–681. old.
- DOORNIK, J. A. – HANSEN, H. [2008]: An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 70. évf. 1. sz. 927–939. old. <http://www.doornik.com/research/normal2.pdf>
- EISLER, Z. [2007]: *Fluctuation Phenomena on the Stock Market*. PhD Thesis. Budapest University of Technology and Economics. Budapest.
- ERFANI, A. – SAMIMI, A. J. [2009]: Long Memory Forecasting of Stock Price Index Using a Fractionally Differenced Arma Model. *Journal of Applied Sciences Research*. 5. évf. 10. sz. 1721–1731. old. <http://www.aensonline.com/jasr/jasr/2009/1721-1731.pdf>
- ESPOSTI, F. – SIGNORINI, M. G. [2006]: *Evaluation of a Blind Method for the Estimation of Hurst's Exponent in Time Series*. 14th European Signal Processing Conference. September 4–8. Florence.
- FANG, H. K. – LAI, S. – LAI, M. [1994]: Fractal Structure in Currency Futures Price Dynamics. *The Journal of Futures Markets*. 14. évf. 2. sz. 169–181. old.
- FOKASZ N. [2002]: Nemlineáris idősorok – a tőzsde káosza? *Magyar Tudomány*. 47. évf. 10. sz. 1312–1329. old.
- FRASER, P. – MACDONALD, R. [1992]: Spot and Forward Metals Prices: Efficiency and Time Series Behavior. *The Review of Futures Markets*. 11. évf. 1. sz. 24–34. old.
- GOLINELLI, R. – PARIGI, G. [2008]: Real-Time Squared: A Real-Time Data Set for Real-Time GDP Forecasting. *International Journal of Forecasting*. 24. évf. 3. sz. 368–385. old.
- GRANGER, C. W. J. – JOYEUX, R. [1980]: An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractal Differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 14. évf. 1. sz. 15–29. old.
- GYIRES T. [2004]: Hálózatok szimulációja. In: *Iványi A. (szerk.): Informatikai algoritmusok I.* ELTE Eötvös Kiadó. Budapest.
- HASSLER, U. – WOLTERS, J. [1995]: Long Memory in Inflation Rates: International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*. 13. évf. 1. sz. 37–45. oldal
- HELMS, B. P. – KAEN, F. R. – ROSENMAN, R. E. [1984]: Memory in Commodity Futures Contracts. *The Journal of Futures Markets*. 4. évf. 4. sz. 559–567. old.
- HOSKING, J. R. M. [1981]: Fractal Differencing. *Biometrika*. 68. évf. 1. sz. 165–176. old.
- HURST, H. E. [1951]: Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*. 116. évf. 3. sz. 770–799. old.
- HURST, H. E. [1952]: *The Nile*. Constable and Company. London.
- KAPLAN, I. [2003]: *Estimating the Hurst Exponent*. http://www.bearcave.com/misl/misl_tech/wavelets/hurst/
- KIRÁLY A. [2005]: *Hosszútávú korrelációk vizsgálata a napi hőmérsékleti adatokban*. Doktori disszertáció. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest. Munkaanyag.
- KOZHADI, N. – BOYD, M. S. – KERMANSNAHI, B. – KAASTRA, I. [1996]: A Comparison of Artificial Neural Network and Time Series Models for Forecasting Commodity Prices. *Neurocomputing*. 10. évf. 2. sz. 169–181. old.
- KORKMAZ, T. – CEVIK, E.I. – ÖZATAC, N. [2009]: Testing for Long Memory in ISE Using ARFIMA-FIGARCH Model and Structural Break Test. *International Research Journal of Finance and Economics*. 4. évf. 26. sz. 186–191. old.

- KOSCIELNY-BUNDE, E. – BUNDE, A. – HAVLIN, S. – ROMAN, H. E. – GOLDREICH, Y. – SCHELLNHUBER, H. J. [1998]: Indication of an Universal Persistence Law Governing Atmospheric Variability. *Physical Review Letters*. 81. évf. 3. sz. 729–732. old.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [1991–2006]: *Magyar statisztikai évkönyv*. Budapest.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2010]: *KSH stADAT-táblák: A fontosabb élő állatok átlagára az állatpiacokon és -vásárokon. Malac, süldő, anyakoca, vágósertés átlagára az állatpiacokon és -vásárokon 2006-tól 2010-ig*. http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_qsm006b.html
- LILLIEFORS, H. [1967]: On the Kolmogorov–Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown. *Journal of the American Statistical Association*. 62. évf. 318. sz. 399–402. old.
- LO, A. [1991]: Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*. 5. évf. 59. sz. 1279–1313. old.
- MANDELBROT, B. [1969]: The Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long-Run Statistical Dependence. *Water Resources Research*. 5. évf. 5. sz. 967–988. old.
- NAGY L. [2009]: Some Possibilities for Risk Analysis in the Decision Support of Crop Production. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*. 3. évf. 1–2. sz. 79–86. old.
- NYÁRS L. [2005]: *A magyar sertéshústermelés gazdasági környezetének vizsgálata*. PhD-értekezés. Szent István Egyetem. Gödöllő. Munkaanyag.
- PENG, C. K. – BULDYREV, S. V. – HAVLIN, S. – SIMONS, M. – STANLEY, H. E. – GOLDBERGER, A. L. [1994]: Mosaic Organization of DNA Nucleotides. *Physical Review E*. 49. évf. 2. sz. 1685–1689. old.
- PENG, C. K. – BULDYREV, S. V. – GOLDBERGER, A. L. – HAVLIN, S. – SCIORTINO, F. – SIMONS, M. – STANLEY, H. E. [1992]: Long-Range Correlations in Nucleotide Sequences. *Nature*. 356. évf. 6365. sz. 168–170. old.
- PHYSIONET STATISZTIKAI SZOFTVERE [2010]: *Detrended Fluctuation Analysis*. <http://www.physionet.org/physiotools/dfa/>
- POWER, G. J. – TURVEY, C. G. [2010]: Long-Range Dependence in the Volatility of Commodity Futures Prices: Wavelet-Based Evidence. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 389. évf. 1. sz. 79–90. old.
- SCACCIAVILLANI, F. [1994]: Long Memory Processes and Chronic Inflation. *International Monetary Staff Papers*. 41. évf. 3. sz. 488–501. old.
- SEWELL, M. [2010]: *Rescaled Range Analysis Software*. <http://www.long-memory.com/>
- SHAHWAN, T. – ODENING, M. [2007]: Forecasting Agricultural Commodity Prices using Hybrid Neural Networks. In: *Chen, S.-H. – Wang, P. P. – Kuo, T.-W.* (szerk.): *Computational Intelligence in Economics and Finance*. Springer. Berlin.
- SIPOS B. [2006]: Hosszú ciklusok és évszázados trendek alakulása a magyar mezőgazdaságban. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 2. sz. 150–175. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2006/2006_02/2006_02_150.pdf
- SUGÁR A. [1999]: Szezonális kiigazítási eljárások. (I–II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 9. sz. 705–721. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/1999/1999_09/1999_09_705.pdf, valamint 10–11. sz. 816–832. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/1999/1999_10-11/1999_10-11_816.pdf
- TALKNER, P. – WEBER, R. O. [2000]: Power Spectrum and Detrended Fluctuation Analysis: Application to Daily Temperatures. *Physical Review E*. 62. évf. 1. sz. 150–160. old.

- TAYLOR, S. [1986]: *Modelling Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- TELCS A. [2009]: *Igazságos játékok a pénzfeladástól a tőzsdéig*. Budapesti Műszaki Egyetem. Budapest. 157–158. old. <http://www.szit.bme.hu/~telcs/pfj.pdf>
- TOMEK, W. G. [1994]: Dependence in Commodity Prices: A Comment. *The Journal of Futures Markets*. 14. évf. 1. sz. 103–109. old.
- TSYPALCOV, A. [2004]: *Matrixer Econometric Program*. <http://matrixer.narod.ru/>
- VÁRPALOTAI V. [2008]: *Modern Bayes-i ökonometriai elemzések, simasági priorok alkalmazása az üzleti ciklusok szinkronizációjának mérésére és az infláció előrejelzésére*. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest. Munkaanyag.
- VERES E. [2008]: *Mediatizált öngyilkosságok – a „Werther effektus” szociológiai vizsgálata*. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest. Munkaanyag.
- WEBER, R. O. – TALKNER, P. [2001]: Spectra and Correlations of Climate Data from Days to Decades. *Journal of Geophysical Research*. 106. évf. 20. sz. 131–144. old.
- WEI, A. – LEUTHOLD, R. M. [2000]: *Agricultural Futures Prices and Long Memory Processes*. Working paper. No. 00.04. Social Science Research Network. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=229795
- WILSON, E. B. – HILFERTY, M. M. [1931]: The Distribution of Chi-Square. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 17. évf. 12. sz. 684–688. old.

Summary

In the present study, the authors tested the long memory property of monthly average pig market price changes including young pigs, piglets, sows and slaughter pigs between 1991 and 2010. They employed three major methods (rescaled range, detrended fluctuation analysis, autoregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA)) for computing the Hurst exponent. The analysis was performed for the whole investigation period and for its four particular subparts. The results prove that average slaughter pig prices follow random movement: average young pig and piglet price changes were similar to each other and had long memory, while the changes of average sow purchase prices had just the opposite. The authors compared the forecast accuracy of the standard ARIMA and ARFIMA models too and found that the ARFIMA model was more effective in forecasting than ARIMA, regarding the mean absolute percentage error (MAPE) when time series have long memory or follow random movement.

Egységgyöktesztek alkalmazása strukturális törések mellett a hazai benzinár példáján

Mák Fruzsina,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: fruzsina.mak@uni-
corvinus.hu

A strukturális törések kezelésének kérdése elsősorban hosszabb idősorok esetén merül fel, ahol a sztochasztikus komponens lehet stacioner és integrált folyamat is. A tanulmány az egységgyök tesztelesekor a strukturális törések esetén felmerülő problémákról szól. Példaként a 95-ös oktánszámú benzin a legnagyobb magyar forgalmazó által javasolt nagykereskedelmi árának elmúlt tízéves alakulását vizsgálja. A szerző bemutatja, hogyan építhető be a strukturális törés az egységgyöktesztekbe akkor, amikor a törés időpontja sem ismert előre.

TÁRGYSZÓ:
Idősorelemzés.
Árváltozás.

A tanulmány sztochasztikus jellegű idősorelemzési szemlélettel, illetve módszerekkel foglalkozik. A sztochasztikus idősorok lehetnek stacionáriusak, illetve a modellezéshez stacionáriussá kell őket transzformálni. A stacionaritás ellenőrzése gyakran az egységgyöktesztek elvégzésével történik. A stacionaritás hiányát okozhatja egyrészt az, hogy az idősor integrált, illetve az idősor tartalmazhat determinisztikus komponenseket, például determinisztikus trendet is. Mindezen túl azonban az idősorban lehetnek strukturális törések is, amelyek a hagyományos tesztek elvégzését nehezítik. Jelen esetben alapvetően a strukturális törések esetében felmerülő problémákról lesz szó, mégpedig akkor, amikor a stacionaritás hiányának lehetséges oka strukturális instabilitás.

A strukturális törések kezelése elsősorban hosszú idősorok esetén felmerülő probléma, ahol a modell sztochasztikus része lehet stacioner és integrált folyamat is. Mivel a hagyományos egységgyöktesztek rendkívül érzékenyek az adatgeneráló folyamat determinisztikus részének specifikációjára, ezért a strukturális törések modellekbe történő explicit beépítése jelenthet ebben az irányban járható utat. A gyakorlatban azonban sokszor nem ismert előre a strukturális törés időpontja, vagy nem egyértelmű, mettől meddig tart, így nem merül fel az a lehetőség, hogy az idősorokat a törések mentén részekre bontva vizsgáljuk. Utóbbi lehetőség a kisebb mintaelemszám miatt egyébként is kisebb erejű próbák elvégzését jelentené, illetve az egyes részmin-tákon születő esetleges ellentmondó eredmények megnehezítik az idősor egységes kezelését.

A tanulmányban példaként a 95-ös oktánszámú benzin heti árának idősorát használjuk. A benzin árát a legnagyobb magyar forgalmazó¹ hetente változtatja, egy héten belül nincs változás, azaz egyéb hatás. A felhasznált idősor a 2000 és 2010 közötti heti adatok alapján mintegy 560 elemű.

Elsőként példát mutatunk be arra, amikor a strukturális törés egyértelműen látszik, így kezelése feltétlenül szükséges. Ez a példa inkább bevezető jellegű, a probléma lényegét igyekszik bemutatni. A második fejezetben röviden áttekintjük a strukturális törések és az egységgyök kapcsolatát. A harmadik fejezet a benzin nagykereskedelmi árának alakulását vizsgálja az elmúlt tíz évben. Mivel az árak mintegy felét az adótaralom teszi ki, a tanulmányban az adóktól megtisztított árak elemzését helyezzük középpontba. Ezt követően a strukturális törések feltételezése mellett végezhető egységgyöktesztek egy lehetséges változatát, majd pedig a benzinár kapcsán kapott empirikus eredményeket mutatjuk be. Látható lesz, hogy az utóbbiakban már

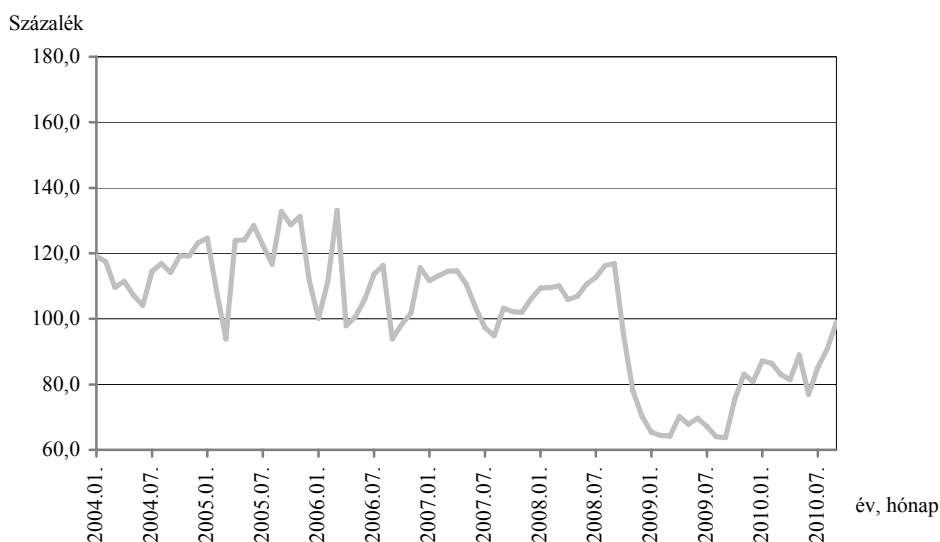
¹ A legnagyobb forgalmazó a magyar kiskereskedelmi piac 80-85 százalékát látja el. Az adatok forrása: Energia Központ Nonprofit Kft.

nem egyértelmű a törések pontos helye és jellege sem. Végezetül összefoglaljuk az eredményeket és felvázoljuk a további elemzési lehetőségeket.

1. Az idősoros strukturális törésekről

Hosszabb idősorok esetén az idősor viselkedése megváltozhat. Az idősor viselkedésében bekövetkezett változás oka nem egyszer nyilvánvaló, ilyennek tekinthető bizonyos idősorok (például a GDP alakulása) esetében a kelet-közép-európai viszonylatban a rendszerváltás, vagy legutóbb a globális pénzügyi válságból kiinduló 2008-2009-es gazdasági világválság. Példaként tekintsük a feldolgozóipari ágazatok közül a járműgyártás rendelésállományának havi alakulását 2004. január és 2010. szeptember között. (Lásd az 1. ábrát.) A vizsgált idősorunk az előző év azonos időszakához viszonyított változást mutatja, azért, hogy az idősor ne tartalmazzon szezonálisitást. Az 1. ábrából látható, hogy 2008. év harmadik negyedévében a rendelésállomány az előző év azonos időszakához képest jelentősen visszaesett, amely változás a már említett válságnak tulajdonítható.

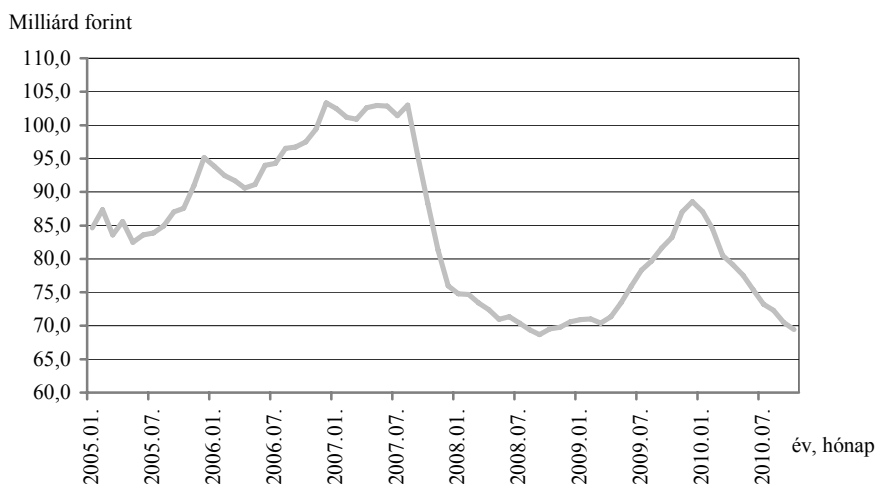
1. ábra. A járműgyártás havi rendelésállománya 2004. január és 2010. szeptember között (összehasonlító áron, index: az előző év azonos időszaka = 100,0 százalék)



Forrás: KSH stADAT-rendszer.

Egy másik példán látható, hogy 2007 közepén a háztartásoknak nyújtott áruvásárlási és egyéb hitelek állományában (lásd a 2. ábrát) is jelentős csökkenés következett be. A főként forintban nyújtott hitelekről a lakosság ekkor kezdett áttérni a kedvezőbb kamatozású, szabad felhasználású, gyakran devizaalapú jelzáloghitelekre, majd 2009 végére a tendencia megfordult és az áruvásárlási hitelállomány (forint és deviza egyaránt) ismét megugrott, mialatt a lakossági hitelezés gyakorlatilag minden szegmensében visszaesés történt.

2. ábra. A háztartásoknak nyújtott áruvásárlási hitelek havi állománya 2005. január és 2010. október között (hónap végén)



Forrás: Magyar Nemzeti Bank.

Annak ellenére, hogy mindkét példában felfedezhető valamilyen késleltetés, alkalmazkodás (a rendelésállomány csökkenése a csökkenő keresletre reagálva, a fogyasztói szokások megváltozása), mégis a törés időpontja ránézésre és logikai alapon is meghatározható.

2. Az idősoros strukturális törések és az egységgyök kapcsolata

Az egységgyök fogalma az ökonometriában elsősorban a sztochasztikus idősorelemzéshez kapcsolódik. Stacionáriusnak nevezünk egy folyamatot akkor, ha a folyamatot időközben ért sokkok hatása idővel elhal, elmúlik, elfelejtődik, vagy –

más megfogalmazásban – nincs tartósan hatással az idősor szintjére, így az idősor szintjén tulajdonképpen értelmezhető az átlag vagy a várható érték. Nemstacioner idősorok esetén a folyamatot időközben ért sokkok hatása nem múlik el. Ebbe a csoportba tartoznak az egységgyök-, illetve az ún. felrobbanó folyamatok is, bár gyakorlatilag elsősorban a stacioner folyamat – egységgyökfolyamat-megkülönböztetés, illetve annak tesztelése hangsúlyos és lényeges. Technikailag az utóbbi elkülönítés úgy értelmezhető, hogy a megfelelően definiált karakterisztikus polinom gyökei az egységkörön kívül, vagy olykor, az egységkörön helyezkednek el (a témáról lásd bővebben *Hunyadi* [1994]). Az egységgyökfolyamat tartalmilag így azt jelenti, hogy az idősort állandóan érő kisebb-nagyobb sokkok hatása folyamatosan beépül az idősorba, folyamatosan változtatja (eltolja) annak szintjét (átlagát, várható értékét), mégpedig időben növekvő varianciával.

Könnyen elképzelhető azonban olyan helyzet, hogy az idősort érő véletlenek hatása elfelejtődik, elmúlik, van azonban néhány (praktikusan véges, kevés számú) olyan kiugró, „outlier” sokk, amelyekre ez nem jellemző. Ebben az esetben nem igaz kizárólagosan az, hogy a sokkoknak nincs hatásuk az idősor szintjére, az állítás csak ezen kiugró sokkok hatásának kiszűrése mellett teljesül. Kézenfekvőnek tűnik tehát, hogy amennyiben empirikusan, a megfigyelt idősor alapján indokolható, akkor ezen sokkokat – amelyek az idősor szintjét (azaz átlagát, várható értékét) módosítják – feltárjuk, azonosítsuk. A tanulmányban bemutatott módszerek lényege ezen kiugró sokkoknak a kiemelése, amely sokkok lefutása modellezhető mind azonnali, mind fokozatosan bekövetkező hatásként.

A módszerek elsősorban az egységgyök tesztelésére szolgálnak, kihasználva azt az elméletileg is levezethető ténytet (lásd például *Perron–Vogelsang* [1992a]), hogy strukturális törés esetén, még az egyébként stacioner idősorokat is, a hagyományos egységgyöktesztek tévesen ismerik fel. Az előző fejezetben a strukturális törésekről megkezdett gondolatmenetet folytatva azt állítjuk, vannak olyan esetek, amikor a törés időpontja nem annyira egyértelmű. (Például azért, mert a vizsgált idősor több tényező kombinációjaként adódik. Erre lesz példa az, amikor az üzemanyagárat a nemzetközi olajármozgások és az árfolyam egyszerre változtatja, és a két hatás lehet akár egyirányú, akár ellentétes is.) Ilyenkor érdekes lehet a törés időpontjának a becslése, meghatározása, amennyiben exogén módon az nem adható meg.

Emellett a modellek logikája az, hogy a törések időpontját úgy válasszuk meg – tehát endogén módon –, hogy a kapott próbafüggvény értéke a lehető legkevésbé támogassa az egységgyök-hipotézist. Másrészt ki kell emelnünk, annak ellenőrzése, hogy létezik-e törés az idősorban, inkább implicit módon kerül csak tesztelésre, ugyanis a törések száma – ha úgy tetszik – explicit módon adott. Tehát a vizsgált kérdés megfogalmazható úgy, hogy az idősort ért sokkok között van-e olyan kiugró sokk, véletlen, amely a nemstacioner jelleget okozza, vagy a sokkok hatása időben egyébként (a kiemelt sokktól eltekintve) sem hal el.

3. A benzin nagykereskedelmi árának alakulása az elmúlt tíz évben

A benzin kiskereskedelmi árát meghatározó tényezők – a termelői áron és az adótartalmakon túl – a kiskereskedelmi és nagykereskedelmi árrés. Magyarországon az üzemanyagok árának nagy hányadát a különböző adók teszik ki. A Függelék I. tartalmazza az általunk vizsgált időszak pontos adókulcsait és adómértékeit, valamint a mediterrán tőzsdei benzinár és a dollár forintárfolyamának alakulását a vizsgált időszakban. A forgalmazó az üzemanyagok adó nélküli nagykereskedelmi árait folyamatosan a nemzetközi tendenciához igazítja úgy, hogy a belföldi árat a mediterrán térségből történő alternatív beszerzés költségei alapján határozza meg (a genovai tőzsde megelőző ötnapi jegyzési árainak átlagát növeli a vasúttal történő szállítás, valamint az importáló további költségeivel).²

Az általános forgalmi adó értéke 25,2 majd ismét 25,0 százalék volt a vizsgált időszakban, a jövedéki adó szintje pedig az időszak eleji literenkénti 93 forintról mintegy harmadával emelkedett az eltelt tíz évben. A Kőolaj és Kőolajtermék Készletező Szövetség díjának (KKKSZ-díj) mértéke elhanyagolható a többi tényezőhöz képest.³

Az üzemanyagárba beépülő nagykereskedelmi és kiskereskedelmi árrés elvileg nem nyilvános, az utóbbi kutanként jelentősen eltérő lehet. Jelenleg a nagykereskedelmi árrés 24, a kiskereskedelmi átlagosan 12 forint körül van (www.portfolio.hu).

Mivel a benzinár mintegy felét az adótartalom teszi ki, intuitíve is hihető, hogy csak az adótartalom miatt a benzin nagykereskedelmi ára tartalmazhat egységgyököt, ami a probléma módszertanilag nem megfelelő megközelítéséből következne. Ezért a dolgozat további részében az elemzést az adóktól (az általános forgalmi adótól, a jövedéki adótól, valamint a KKKSZ-díjtól) megtisztított adatokra végezzük el. Az adóktól ilyen módon megtisztított benzinár alakulását mutatja a 3. ábra.

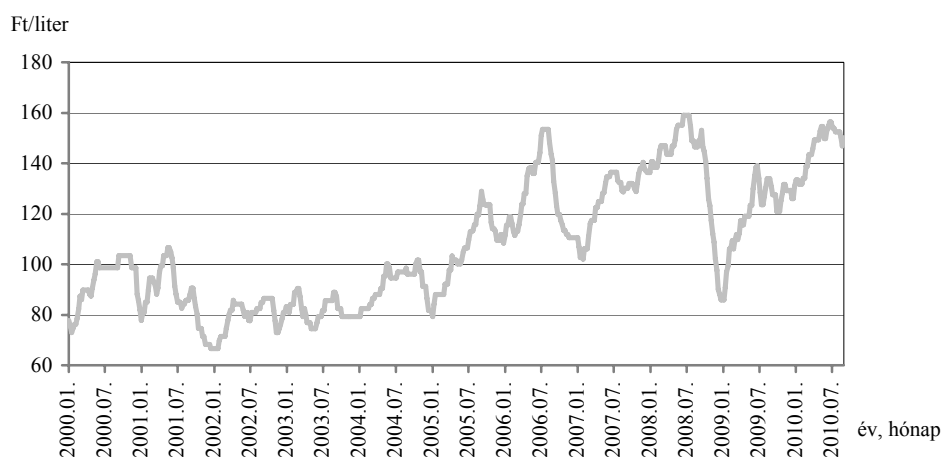
A benzin adóktól tisztított áralakulásában jól látszik a tőzsdei áralakulás és az árfolyam együttes hatása. Észrevehető, hogy a tőzsdei árak 2007–2008-as emelkedése az akkor erős forint miatt a nagykereskedelmi árak viszonylag alacsonyabb szintjével járt együtt. Mindemellett a 3. ábra alapján két esetben sejthető törés. Az egyik 2005 körül, amikor a nyersanyagárak alakulásában megindult egy emelkedés, illetve a másik 2008-ban, amikor a pénzügyi-gazdasági világválságnak és az azt követő tőzsdei árfolyamesésnek ugyanúgy érezhető volt a hatása. Amennyiben az adótartalomtól

² Ez a megállapodás még az 1990-es években alakult ki. Furcsasága, hogy az Adria-vezetéken egy csepp benzin sem érkezik. Magyarország a kőolajat Oroszországtól veszi, és saját maga dolgozza fel finomítóiban (*Sugár* [2011]).

³ Törvény írja elő, hogy Magyarország területén, biztonsági készletként a 90 napos átlagos hazai fogyasztásnak megfelelő mennyiségű kőolajat, benzint, és gázolajat kell tartani. A tárolás költségeit a Kőolaj és Kőolajtermék Készletező Szövetség tagjai fizetik éves díj formájában.

eltekintünk, a benzinár 1200 dolláros és 800 dolláros tonnánkénti tőzsdei árfolyam (vagy hordónkénti 140 és 80 dolláros olajár) mellett is ugyanannyi, azaz a különbözet a gyenge forintnak is tulajdonítható.

3. ábra. Adóktól megtisztított benzin (ölmozatlan 95-ös) nagykereskedelmi árának heti alakulása 2000. január és 2010. augusztus között



Forrás: Saját számítás a Nemzeti Adó- és Vámhivatal és a Magyar Szénhidrogén Készletező Szövetség adatai alapján.

Az előbbieknél megfelelően a tanulmány az idősorban két törés feltételezésével él, mivel a 3. ábra alapján ez a feltevés megfelelőnek tűnik. Másrésztől vissza kell ismét térnünk a benzinár több tényezőből álló jellegére. Az első törés talán kevésbé alátámasztható, elképzelhető az időszakot jellemző növekvő tendencia (trend) is. A forint/dollár árfolyam esetében elméletileg nem korrekt hosszú távon determinisztikus trendet feltételeznünk és hasonló érvekkel élhetünk a tőzsdei árak esetében is, valamint ugyanez elmondható a benzin nagykereskedelmi árának alakulására tett feltételezésünkről is.

A strukturális törések és egységgyöktesztek kapcsolatára visszatérve a próbák során a kérdésünk tulajdonképpen az lesz, hogy az egységgyök megléte robusztus-e a modellezett törésre, vagy a strukturális törés által meghatározott szintek körül az idősor már stacioner módon ingadozik. A bemutatott empirikus eredményeket egy, illetve két törés feltételezését lehetővé tevő tesztek elvégzésével kapjuk (*Perron–Vogelsang* [1992a], [1992b], illetve *Clemente–Montanes–Reyes* [1998]). Természetesen a törések száma elméletileg egynél vagy kettőnél tovább is emelhető, azonban a törések számának célszerű korlátot állítani. Túl sok törés modellezése egyrészt már az egységgyök logikájához közelebb álló, így elméletileg nem biztos, hogy indokol-

ható; másrészt pedig ebben az esetben kellő számú törés definiálása mellett az egyébként egységgyököt tartalmazó idősor is stacioner részekre bontható, ami szintén hibás modellspecifikációt jelent.

4. Egységgyök tesztelése strukturális törés mellett – elméleti áttekintés

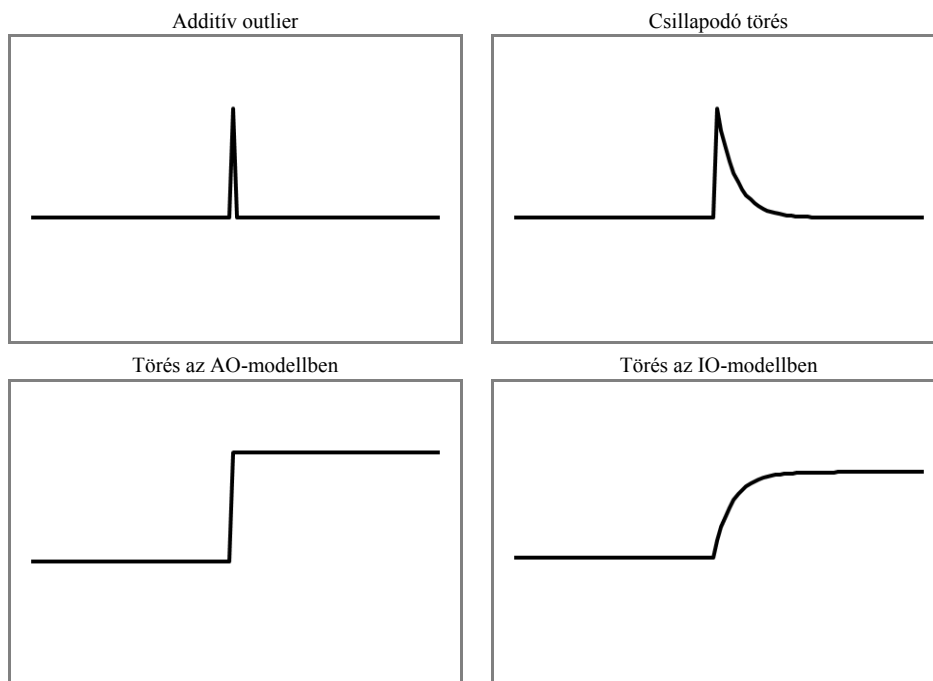
A strukturális törések melletti egységgyöktesztek elemzése többek között *Perron* 1989-es tanulmányáig nyúlik vissza (*Perron* [1989]). A törés időpontjának exogén módon történő kezelése (a priori ismerete) lehetővé teszi ugyan az idősor egységgyök voltának tesztelését az almintákon, azonban kisebb mintákon a próbák ereje csökken. Ennél fogva az idősorok egy része a stacionaritás egységgyöktesztekkel történő vizsgálata szempontjából a hagyományos, közismert módszerekkel nem kezelhető, és elengedhetetlennek tűnik olyan próbák kifejlesztése, amelyekbe a törés is beépített. *Perron* eredményeit érő legfőbb kritikák arra vonatkoztak, hogy a törés időpontja ezekben a modellekben kívülről adott, így a törés időpontjának előzetes kiválasztása megteremti az eredmények manipulálásának lehetőségét. Az optimális töréspont tesztelésére és becslésére több alternatív megoldás született, amelyek a törés időpontjának endogén, az adatoktól függő meghatározását teszik lehetővé. Ezúttal a tanulmány szempontjából fontosabb, a csupán szinteltolást modellező eredmények egy részét tekintjük át.

A sokszor alkalmazott *Zivot–Andrews*-próba (*Zivot–Andrews* [1992]) nullhipotézisében az egységgyök, alternatív hipotézisében pedig a trendtörés melletti stacioner folyamat szerepel. A hipotézisek nem kezelik szimmetrikusan a törés tényét, hiszen törés mellett elképzelhető, hogy az idősor stacioner, de tartalmazhat egységgyököt is, így a próba a nullhipotézis elvetését eredményezheti akkor is, ha az idősor sztochasztikus része egyébként integrált. Ugyanakkor, ha az idősorban törés van, a törés ténye mint információ nincs kihasználva, ami csökkenti a próbák erejét (*Kim–Perron* [2009]). Ez tulajdonképpen azt jelenti, a tesztelés során előfordulhat, hogy két rossz hipotézis közül kell választanunk.

Perron és *Vogelsang* csak szinteltolás mellett vizsgálták a strukturális töréses modelleket. Ennek két alesetét különböztették meg, az ún. AO- („additive outlier”) és az ún. IO- („innovative outlier”) egységgyökteszteket.

A dolgozatban ugyan végig az AO- és IO-rövidítésekre hagyatkozunk majd, azonban az idősoros „outlierek” elfogadott definíciói és a modellek angol elnevezései közötti összhang nem teljes, így érdemes a fogalmakhoz és jelentéseikhez néhány megjegyzést fűznünk. A 4. ábra az összehasonlítást segítő, sematikus módon mutatja be a következőkben tárgyalandó fogalmakat.

4. ábra. Idősoros „outlierek” és az egységgyöktesztek elnevezéseinek szemléltetése



Az általános terminológiában elfogadott definíció alapján az „additive outlier” olyan valós információn alapuló kiugró változás, amely csak egyetlen megfigyelési értékben van jelen. Csillapodó jellegű törésről (transitory change) akkor beszélünk, amikor az egyedi adat szintén valós információn alapul, de a kiugró változás után az idősor fokozatosan visszatér a kiugrás előtti szintre.

Szinteltolás (level shift) esetén a kiugró változást követően az idősornak a kiugrást követő valamennyi értéke ezzel a konstans értékkel tolódik el. Az angol terminológiában használt és a jelen dolgozatban bemutatott „additive outlier” és „innovative outlier” modellek így olyan szinteltolós modelleknek felelnek meg, ahol az eltolódás azonnal vagy fokozatosan (exponenciálisan csökkenő/növekedő módon, egyre kisebb súlyokkal) következik be. Ezekben a modellekben egyébként a kiugró változás időpontja előre nem is ismert, csak becsülhető.

Az AO- és IO-modell választása kapcsán érdemes felfigyelni arra, hogy modelljeink alapvetően sztochasztikusak, a keresendő kiugró adatot pedig kétféle módon is kezelhetjük. Tehát, döntésünktől függően, a két megközelítés más becslési eljárásokat követel meg.

A következőkben áttekintjük az említett AO- és IO-egységgyöktesztek lényegét. Az említett Perron–Vogelsang-tanulmányok csak az egy törés esetét vizsgálják, ezért

a példánkhoz kapcsolódóan a korábbiak ésszerű továbbgondolásával vázoljuk a modellek két törés melletti változatait is (*Clemente–Montanes–Reyes* [1998]). Mindkét esetben igaz az, hogy a nullhipotézis tartalmazza a törést (szinteltolást) és az egységgyököt, az alternatív hipotézisben pedig a(z eltolódó) szint körüli stationaritás szerepel, tehát a törés kezelése ilyen tekintetben szimmetrikus. Ebben az értelemben a törésnek még a stationer esetben is állandó hatása van az idősor szintjére, a többi sokknak azonban nincs. Így a törés mindkét esetben a modellek integráns része.

A tesztek logikája a tesztegységeket az egységgyök tesztelésére szolgáló t_α statisztika minimalizálása⁴, amely technika fennáll akkor is, ha a nullhipotézis a törést nem, csak az egységgyök létét foglalja magában (*Davies* [1987]). Ez lényegében azt jelenti, hogy a töréspontokat úgy választjuk meg, hogy a próbafüggvény értéke a lehető legkevésbé támogassa az egységgyök hipotézisét, hiszen a próba, a kiterjesztett Dickey–Fuller-teszthez hasonlóan, bal oldali kritikus tartománnyal rendelkezik.

A továbbiakban jelölje

- y_t – a megfigyelt idősort;
- T – a mintaelemszámot;
- L – a visszaléptetési (késleltetési, „lag-”) operátort;

egy törés feltételezése mellett

- T_b – a törés időpontját;

két törés feltételezése esetén pedig

- T_{b1} – az első törés időpontját, ahol $1 < T_{b1} < T$, illetve
- T_{b2} – a második törés időpontját, ahol $1 < T_{b1} < T_{b2} < T$.

Először az egytöréses modellek két változatát mutatjuk be.

Az AO-egységgyökteszt mellett a nullhipotézis a következőképpen fogalmazható meg:

$$H_0: y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + w_t, \quad t = 2, \dots, T,$$

ahol $D(TB)_t = 1$, ha $t = T_b + 1$, és 0 egyébként; a w_t hibatag stationárius és invertálható autoregresszív mozgóátlagolású folyamat, azaz $w_t \sim ARMA(p, q)$,

⁴ Praktikusán bal oldali kritikus tartománnyal rendelkező próbákban gondolkozunk, noha természetesen az egységgyök nullhipotézise kétoldali alternatív hipotézissel szemben is tesztelhető.

vagy $A^*(L)w_t = B(L)e_t$, ahol e_t független, azonos eloszlású 0 várható értékkel, konstans varianciával és véges negyedik momentummal, $A^*(L)$ és $B(L)$ pedig L p -ed, illetve q -ad rendű polinomjai, amelynek gyökei szigorúan az egységkörön kívül helyezkednek el. A w_t hibatag $w_t = A^*(L)^{-1} B(L)e_t = \psi(L)e_t$ mozgóátlag-reprezentációját felhasználva, a H_0 alatti modell – a későbbi értelmezés megkönnyítése végett – így

$$y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + A^*(L)^{-1} B(L)e_t \text{ vagy}$$

$$y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + \psi(L)e_t$$

formában írható.

Az előzők figyelembe vételével a modell várható értéke y_1 (a folyamat kezdő értéke) a törés időpontjáig, majd azután $y_1 + \delta$.

Az alternatív hipotézis pedig a következő:

$$H_1: y_t = c + \delta DU_t + v_t, \quad t = 2, \dots, T,$$

ahol $DU_t = 1$, ha $t > T_b$, és 0 egyébként; a v_t hibatag ugyanúgy stacionárius és invertálható autoregresszív mozgóátlagolású folyamat, azaz $v_t \sim ARMA(p+1, q)$, vagy $A(L)v_t = B(L)e_t$. A H_1 alatti modell – az előzőkhöz hasonlóan – így $y_t = c + \delta DU_t + A(L)^{-1} B(L)e_t$ írható.

Mindezek figyelembe vételével az alternatív hipotézis melletti modell várható értéke c a törés időpontjáig, majd azután $c + \delta$.

Beágyazott (nested) modellekről van szó, hiszen a nullhipotézisben megfogalmazott modell az alternatív hipotézisben megfogalmazottnak speciális aloszlása, amelyben $c = y_1$ és $A(L) = (1-L)A^*(L)$. Ugyan a beágyazottság a hivatkozott irodalmak egyikében sincs részletesen kifejtve, saját levezetés alapján behelyettesítéssel és átalakításokkal könnyen igazolhatjuk. A probléma megértése szempontjából is hasznos, hogy ez látszódjék, ugyanis első ránézésre az állítás nem tűnik magától értetődőnek.

Az előző megkötések esetén ugyanis az $A(L)$ $(p+1)$ -ed rendű polinom egyik gyöke 1. Ez azt jelenti, hogy az y_t idősorunk egységgyököt tartalmaz. Behelyettesítve az $A(L)$ előbbi kifejezését az átirat H_1 modellbe:

$$y_t = c + \delta DU_t + (1-L)^{-1} A^*(L)^{-1} B(L)e_t,$$

azaz, átszorozva mindkét oldalt $(1-L)$ -lel,

$$\begin{aligned}(y_t - y_{t-1}) &= (c - c) + \delta(DU_t - DU_{t-1}) + A^*(L)^{-1} B(L)e_t = \\ &= \delta D(TB)_t + A^*(L)^{-1} B(L)e_t,\end{aligned}$$

tehát a megszorítások igazolása esetén visszakapjuk a H_0 alatti modellt. (A $c = y_1$ megszorítás biztosítja, hogy a kezdő értékek megegyezzenek.)

Amennyiben a törés T_b időpontja ismert, a tesztelés a modell determinisztikus részének

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \tilde{y}_t \quad t = 1, \dots, T$$

módon történő eltávolítása után a megfelelő tesztgyenlet becslését és az $\alpha=1$ (azaz egységgyök) hipotézistesztelését jelenti a reziduumban:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(TB)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t, \quad t = k+2, \dots, T.$$

A $\Delta \tilde{y}_{t-i}$ késleltett differenciák szerepeltetésének logikája hasonló, mint az a kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt esetében ismert (*Said–Dickey* [1984]). A $D(TB)_{t-i}$ dummy változók pedig ahhoz szükségesek, hogy a t_α tesztstatisztika határeloszlása a későbbiekben kezelhető legyen. Az első lépcsőben ugyanis az idősor részintervallumai különböző módon lettek a determinisztikus komponensből megtisztítva, és belátható, hogy a törés időpontjában a különbség a reziduumban aszimptotikusan nem tűnik el. A reziduumban felírt segédregresszió $\omega_0 D(TB)_t$ tagja ezt hivatott kontroll alatt tartani, a $\omega_i D(TB)_{t-i}$ ($i = 1, \dots, k$) tagok pedig biztosítják, hogy a próbafüggvény eloszlása független legyen majd a k késleltetésszámtól (lásd bővebben *Perron–Vogelsang* [1992b]). A k késleltetésszám (amely a hibatag korrelációs struktúráját kezeli) meghatározása több módon történhet, illetve ismeretlen törésidőpont esetén ennek becslése is feladat. Az AO-modell esetében tehát egy kétlépcsős becslési, tesztelési eljárásról beszélünk.

Az IO-egységgyökteszt alapvető feltevése, hogy a „kiemelt” sokk hatása, lefutása időben hasonló más sokkokéhoz, tehát az alkalmazkodás nem azonnali, a szinteltolódás fokozatosan, időben elhúzódva következik be. Ennek alapján a nullhipotézisnek megfelelő modell a következő:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \psi(L)(e_t + \theta D(TB)_t), \quad t = 2, \dots, T,$$

ahol $\psi(L) = A^*(L)^{-1} B(L)$ a hibatag mozgóátlag-reprezentációja, $A^*(L)$ és $B(L)$ pedig megfelelnek a korábban definiált polinomoknak.

A sokk azonnali hatása az idősor szintjére (átlagára, várható értékére) θ , rekurzív behelyettesítéssel pedig könnyen látható, hogy a hosszú távú hatás $\psi(1)\theta$.

Az alternatív hipotézis pedig a következő:

$$H_1: y_t = a + \varphi(L)(e_t + \delta DU_t), \quad t = 2, \dots, T,$$

ahol $\varphi(L) = A(L)^{-1} B(L)$, $A(L)$ és $B(L)$ pedig megfelelnek a korábban definiált polinomoknak. A sokk azonnali hatása az idősor szintjére (átlagára) δ , a hosszú távú hatás pedig az előzőhöz hasonlóan $\varphi(1)\delta$.

A hipotézisek felírásából könnyen látható, hogy az AO-modell esetében a w_t vagy v_t hibatag dinamikája nincs hatással a szinteltolásra, addig az IO-modell esetében a törés dinamikája, időbeli lefutása ugyanaz, mint a fenn definiált e_t hibatagé. Ilyen módon a törés gyakorlatilag beépül a modell sztochasztikus részébe.

Ezt követően a következő egyenlet segítségével becsülhető a modell:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad t = k+2, \dots, T.$$

Az IO-modell esetében a kétlépcsős becslés nem adekvát, hiszen a törés leválasztható, annak dinamikája nem épül be a modell sztochasztikus részébe, így a tesztegyenlet becslése egy lépcsőben történik.

Más szakirodalmi hivatkozás is (lásd például *Perron-Vogelsang* [1992a]) úgy választja meg a töréspontot, hogy az α együttható t statisztikájának értéke minimális legyen, azaz a lehető legkevésbé legyen kedvező az egységgyök nullhipotézisének. Szintén meghatározandó a tesztegyenletekben a k késleltetésszám. Utóbbira több megoldás alkalmazható, amely mellett majd a próbafüggvény eloszlása származtatható: k lehet előre meghatározott az adatoktól függetlenül; megválasztható olyan módon, ahogy a kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt esetén tesszük (utolsó késleltetett szignifikáns differencia, t -statisztika alapján) vagy F - (likelihood ratio) statisztika alkalmazásával lépésenként m , illetve $(m+1)$ késleltetést összevetve.

Ahogy azt a korábbiakban már említettük, Perron és Vogelsang szinteltolós modelljét Clemente, Montanes és Reyes fejlesztették tovább, két törést engedve meg az idősorban. Mivel a gondolatmenet és a logika megegyezik az előzőekben bemutatottakkal, a teszteket csak a hipotézisek és a segédregressziók rövid bemutatásával ismertetjük.

Az AO-egységgyökteszt hipotézisei:

$$H_0: y_t = \delta_1 D(TB)_{1t} + \delta_2 D(TB)_{2t} + y_{t-1} + w_t, \quad t = 2, \dots, T,$$

$$H_1: y_t = c + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + v_t, \quad t = 2, \dots, T,$$

ahol $D(TB)_{1t} = 1$, ha $t = T_{b1} + 1$, és 0 egyébként illetve $D(TB)_{2t} = 1$, ha $t = T_{b2} + 1$, és 0 egyébként; $DU_{1t} = 1$, ha $t > T_{b1}$, és 0 egyébként illetve $DU_{2t} = 1$, ha $t > T_{b2}$ és 0 egyébként, illetve $T_{b2} > T_{b1} + 1$; w_t és v_t pedig a korábbiaknak megfelelően stacionárius és invertálható autoregresszív mozgóátlagolású folyamatok.

Az eljárás itt is ugyanúgy kétlépcsős. A segédregresszió a determinisztikus rész

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t$$

módon történő eltávolítása után a következő:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_{1i} D(TB)_{1t-i} + \sum_{i=0}^k \omega_{2i} D(TB)_{2t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t, \quad t = k+2, \dots, T.$$

Az IO-egységgyök teszt hipotézisei a következők:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \psi(L) \left(e_t + \theta_1 D(TB)_{1t} + \theta_2 D(TB)_{2t} \right), \quad t = 2, \dots, T,$$

$$H_1: y_t = a + \varphi(L) \left(e_t + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} \right), \quad t = 2, \dots, T,$$

A tesztelés ismét egy lépcsőben történik, a következő módon:

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \theta_1 D(TB)_{1t} + \theta_2 D(TB)_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t, \\ t = k+2, \dots, T.$$

A k késleltetésszám és a töréspontok megválasztása az előzőkkel analóg módon történik. Bár a modellünk lehet mind idő-, mind állapotterét tekintve folytonos, megfigyeléseink csak diszkrét időpontokban jelentkeznek, ennél fogva a törés időpontjára tett becslések során is csak ezen diszkrét időpontok közül válogathatunk. A töréspont(ok) megválasztása úgy történik, hogy a korábbiakban ismertetett eljárást a t_α statisztika minimalizálására minden lehetséges kombinációban elvégezzük. Eredeti-

leg ezen – tulajdonképpen kereső – eljárás során nyesett (*trimmed*) mintát használtak (erről lásd például *Banerjee et. al.* [1992]). Később több szerző is támaszkodott olyan érvelésekre, melyek szerint a töréspont keresését nem indokolt az idősor nyesésével elvégezni, ugyanis a próbafüggvény eloszlása ezen megkötés nélkül sem elfajuló (erről lásd többek között *Zivot–Andrews* [1992], *Perron–Vogelsang* [1992a] illetve *Clemente–Montanes–Reyes* [1998]).

Idősora válogatja ugyan, de a töréspont becslése egyébként is félrevezető lehet, ha a lehető legteljesebb mintát használjuk, ezért az idősor elejének és végének egy részétől, gyakorlati megfontolások alapján, eltekinthetünk a becslési eljárás során, ahogy azt jelen tanulmányban bemutatjuk.

5. Empirikus eredmények a hazai benzinár példáján

Tanulmányunkban az előzők alapján tehát azt vizsgáljuk, hogy a nagykereskedelmi benzinárban meglevő (előre nem ismert) szinteltolások körül az idősor stacioner vagy pedig egységgyököt tartalmaz-e, azaz az egységgyök jelleg robusztus-e a szinteltolás modellezésére vagy sem. Az eredményeket az összehasonlítás kedvéért egy törés feltételezése mellett is bemutatjuk.⁵

A tesztek elvégzése tehát mind egy, mind két törés feltételezése mellett két típusú (AO- és IO-) teszt elvégzését jelenti. Mivel a modellek mögötti logika más (azonnal vagy fokozatosan következik be a szinteltolódás), ezért a tesztek nemcsak a szinteltolás becslést, endogén módon meghatározott időpontjában különbözhetnek, hanem – és utóbbi a végeredmény szempontjából talán lényegesebb – abban is, hogy az idősor egységgyök vagy stacioner volta mellett döntünk-e.

Az eredmények részletes közlése nélkül megemlítjük a hagyományos egységgyöktesztek konklúzióit is. Ezt követően térünk ki a dolgozat központi témáját adó, szinteltolást tartalmazó tesztek eredményeire. A megállapításunk az volt, hogy a teljes idősort vizsgálva valamennyi hagyományos teszt (például a kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt) az idősor egységgyök volta mellett dönt. Két-, három-, négy-, illetve öt éves „gördülő” módon kijelölt ablakokra azonban az eredmények nem egybehangzóak. Ez egyrészt a későbbiekben megnehezíti az idősor egységes kezelését, másrészt módszertani problémákat is felvet. Többek között a kiterjesztett Dickey–Fuller-tesztre is igaz, hogy a teszt csak abban az esetben támogatja az egységgyök hipotézisének elvetését, amennyiben a próbafüggvény értéke nagyon ellentmond a

⁵ A számítások részletes eredményeit a Függelék II. tartalmazza. A számítások a Stata 11.1 programcsomag felhasználásával készültek.

nullhipotézisnek. Ráadásul kisebb minták esetében a próbák ereje gyengébb, így nagyobb a másodfajú hiba elkövetésének a valószínűsége is.

Egy strukturális törést beépítve, az AO- és az IO-tesztek eredményei külön-külön egybehangzóak a törés időpontját illetően. Az 1. és 2. táblázat, valamint az 5. és 6. ábra a becslések főbb eredményeit mutatják. (A Függelék II. olyan eseteket is tartalmaz, amikor a minta elejének és végének különböző nyesése mellett döntöttünk, ez a fejezet az (önkényesen választott) 5-5 százalék melletti eredményeket tartalmazza). A továbbiakban a tesztek elméleti áttekintése során használt jelölésrendszert használjuk.

Az AO-modell egy 2005. szeptember 16-i töréspontot mutat, ebben az esetben egy egyszeri, azonnali szinteltolásról van szó, és az 5. ábrával egybehangzóan ez az időpont az, amely az idősort egy alacsonyabb és egy magasabb várható értékű (a becsült $\hat{\delta}$ együttható alapján átlagosan 41,6 forinttal magasabb) részre bontja. Érdekes kiemelnünk, hogy az AO-modell esetében a kiemelt t_{α} statisztika közel van a kritikus értékhez, így mechanikusan a szinteltolás melletti stacionaritás mellett döntենek, amely azonban az időszak második felében történő áralakulást tekintve nem biztos, hogy helytálló.

Az IO-modell esetében a törés bekövetkezésének az időpontja 2004. december 31., nagyjából ekkorra tehető nemcsak a hazai, de a mediterrán tőzsdén is elinduló áremelkedési tendencia, majd a benzinár megmaradt a viszonylag magasabb szinten. Az elméleti összefoglalóban közöltekkel összhangban mindenképpen érdemes felhívni a figyelmet, hogy az azonnali emelkedés 1,2 forint volt (a táblázatban ugyanúgy $\hat{\delta}$ -pal jelölt, de tartalmilag az előző AO-modelltől teljesen eltérő, és ez igaz a μ módon jelölt konstansra is.). Ennek az 1,2 forintos elmozdulásnak a hosszú távú hatása exponenciálisan gyűrűzik be, ez a hosszú távú hatás jelenti a szinteltolást, amely eredmény az IO-modell konstrukciójából következően nem közvetlenül adódik. Mindenképpen érdekes eredménynek tartom a hosszú távú hatás kiszámítását. Saját levezetés alapján, az IO-modell tesztegyenletét felhasználva, rekurzív módon behelyettesítve, a δ hosszú távú hatását szeretnénk tehát számszerűsíteni. A behelyettesítést elvégezve, majd kiemelve a δ -t, adódik a t -edik időszakra a δ begyűrűző hatása:

$\delta(DU_t + \alpha DU_{t-1} + \alpha^2 DU_{t-2} + \dots)$. Amennyiben a hosszú távú hatást szeretnénk meghatározni, ennek értéke – ismerve az előbbi kifejezés változóinak tartalmát – a mértani sor összegképletét felhasználva $\delta \frac{1}{1-\alpha} = \frac{\delta}{1-\alpha}$ módon számítható. Így a példánk kapcsán az 1,2 forintos azonnali elmozdulás hosszú távú hatása $\frac{1,2211}{0,0278} \approx 43,92$ forint,

ez összességében az azonnali elmozduláshoz képest mintegy negyvenszeres eltolódást jelent, ami jelentősnek mondható, hiszen az adóktól megtisztított benzinár literenként 70 és 160 forint között mozgott a vizsgált időszakban.

A kritikus érték alapján azonban látható, hogy a törés beépítése ellenére az egységgyök hipotézisét nem tudjuk elvetni 5 százalékos szignifikanciaszinten az IO-modell esetében.

1. táblázat

Az AO-egységgyökteszt eredményei (egy törés mellett)

T_b	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$(\hat{\alpha}-1)$
2005. szeptember 16.	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	t-statisztika		35,2810	-4,0200

Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -3,5600.

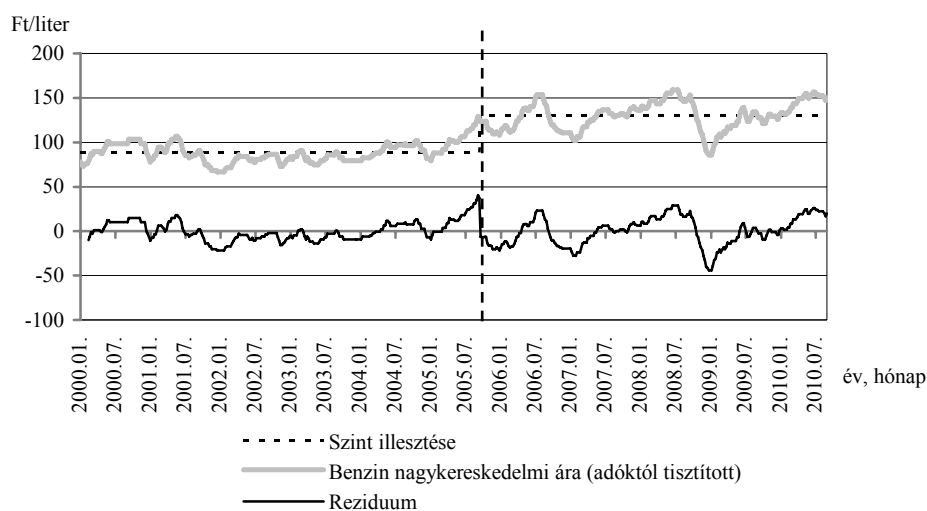
2. táblázat

Az IO-egységgyökteszt eredményei (egy törés mellett)

T_b	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$(\hat{\alpha}-1)$
2004. december 31.	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	t-statisztika		3,6650	-4,1470

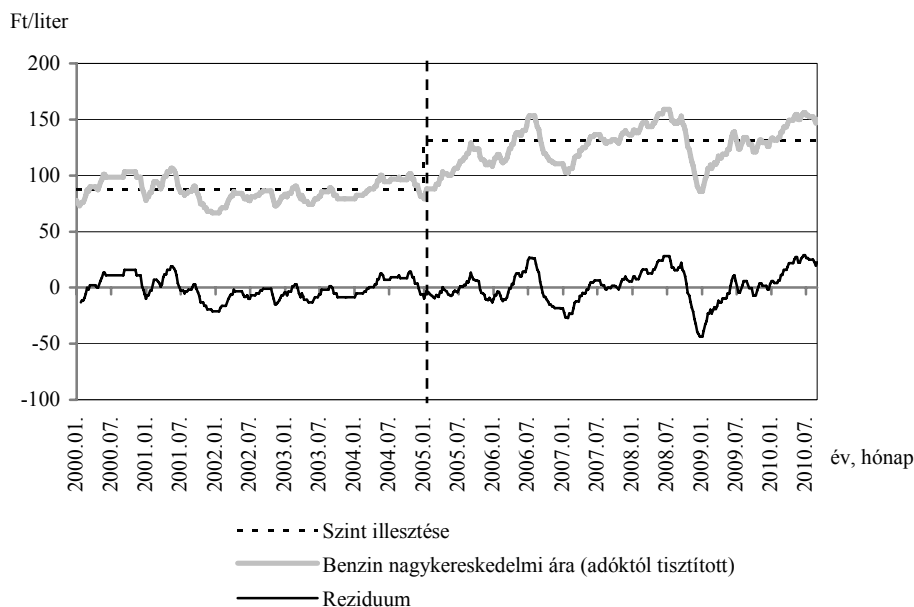
Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -4,2700.

5. ábra. Az AO-egységgyökteszt eredményei (egy törés mellett)



Megjegyzés. Itt, valamint a 6–8. ábrákban a függőleges szaggatott vonal a töréseket jelöli.

6. ábra. Az IO-egységgyökteszt eredményei (egy törés mellett)



Két strukturális törést megengedve, az eredmények már különböző típusú (AO- vagy IO-) teszteken belül is eltérők, attól függően, hogy az idősor szélein a minta mekkora részétől tekintettünk el a próba elvégzése során. Azonban nemcsak a törések becsült időpontjait illetően térnek el az eredmények, hanem azon túl is.

Az 3. és 4. táblázat, valamint a 7. és 8. ábra a becslések főbb eredményeit mutatják (a fejezet ismét az 5-5 százalékos nyelés melletti eredményeket tartalmazza). Érdeemes felhívni a figyelmet arra, hogy ebben az esetben a második törés után a szinteltolás 5 százalékos szignifikanciaszinten már nem szignifikáns. Ennek oka lehet egyrészt a kisebb mintaelemszám az idősor végén; másrészt az is, hogy a válság a benzinár hirtelen esését, majd újbóli emelkedését eredményezte, tehát egy oda-vissza korrekció viszonylag gyorsan történt meg. Így szó szerint szignifikáns szinteltolás nem is történt. Az egy törést tartalmazó modellekhez hasonlóan a szinteltolás hosszú távú hatása itt is kiszámítható:

$$\frac{1,2671}{0,0283} \approx 44,77 \text{ forint, illetve } \frac{-0,1181}{0,0283} \approx -4,17 \text{ forint.}$$

Bár az utóbbi nem szignifikáns, ennek kritikátlan elfogadása nem feltétlenül helyes, hiszen a válság utáni időszak meglehetősen rövid, így a szinteltolás

inszignifikanciája az adatok alapján csak kevésbé igazolható, főleg ha figyelembe vesszük azokat az árváltozásokat, amelyek a vizsgált időszakon kívül estek (2010 augusztusa után). Részben ezért is érdemes az idősort más nyesésértékek mellett is vizsgálni. Ahogy a modellek bemutatásakor említettük, az idősor elejének és végének a nyesése elméletileg nem indokolt. A becslés menetét tekintve ennek annyiban van jelentősége, hogy a törések lehetséges időpontjait a nyesett minta időpontjaira szűkítjük. Elképzelhető természetesen, hogy a minta különböző nyesése mellett más eredményeket kapunk, mint egyébként, de ez az eredmények robusztusságának ellenőrzésére jó. Másrészt egy alkalmasan megválasztott nyesésarányal elkerülhető az, hogy a becsült töréspont a minta szélére essék, hiszen így a törés/szinteltolás az idősor rövidege miatt kevésbé jól támasztható alá.

A Függelék II. táblázatai alapján, a minta különböző mértékű nyesése mellett, a szinteltolások pontbecslése is különböző, az AO-modell inkább az első, az IO-modell inkább a második időpont megválasztásában robusztusabb. 5 százalékos szignifikanciaszinten a döntések sem egybehangzók arra vonatkozóan, hogy szignifikáns-e a szinteltolódás. Mindezen túl azonban sem az AO-, sem az IO-modellek esetében nem tudjuk elvetni 5 százalékos szignifikanciaszinten a nullhipotézist, miszerint a benzinár alakulása szinteltolás mellett egységgyök. Ugyanakkor a törések beépítésével az egységgyököt tesztelő próbafüggvényérték jóval közelebb van a számított kritikus értékhez, mint a törés beépítése nélkül.

3. táblázat

Az AO-egységgyökteszt eredményei (két törés mellett)

T_{b1}	T_{b2}	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$(\hat{\alpha}-1)$
2005. szeptember 16.	2008. november 28.	együttható	88,5270	42,0264	-1,2482	-0,0424
		t-statisztika		31,3230	-0,6930	-4,2080

Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -5,4900.

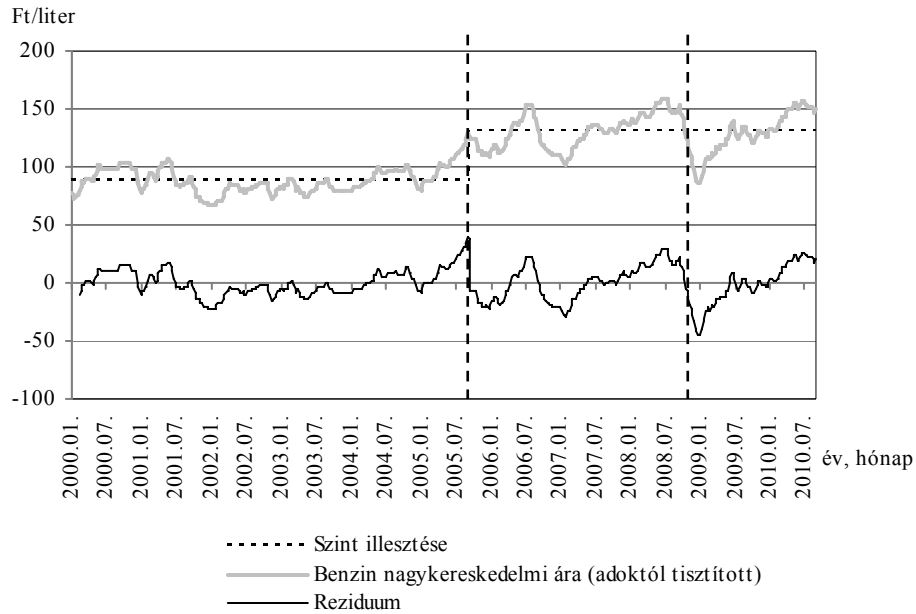
4. táblázat

Az IO egységgyök teszt eredményei (két törés mellett)

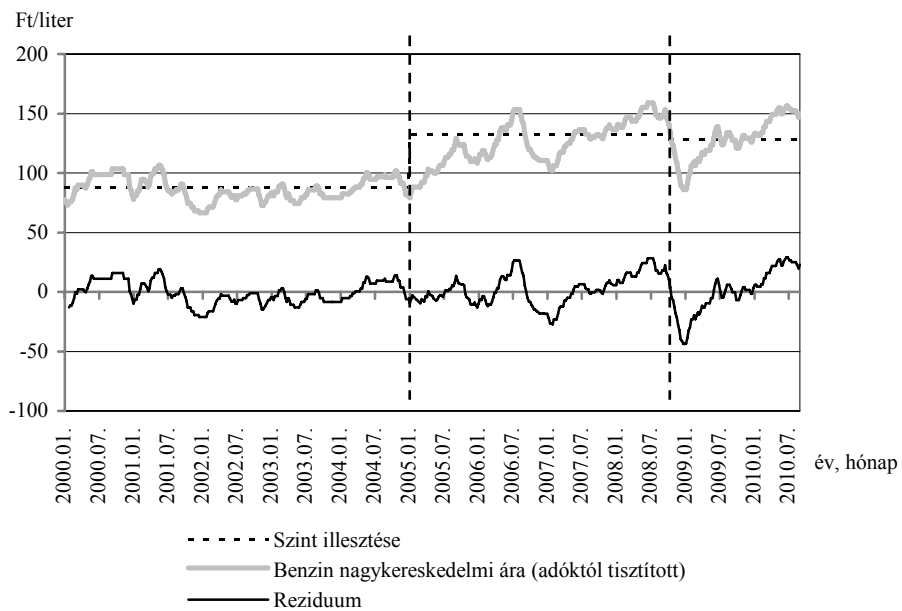
T_{b1}	T_{b2}	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$(\hat{\alpha}-1)$
2004. december 31.	2008. szeptember 12.	együttható	2,4778	1,2671	-0,1181	-0,0283
		t-statisztika		3,7130	-0,4100	-4,1970

Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -5,4900.

7. ábra. Az AO-egységgyökteszt eredményei (két törés mellett)



8. ábra. Az IO-egységgyökteszt eredményei (két törés mellett)



Az AO- és IO-modellekhez kapcsolódva elmondhatjuk még, hogy a becült illetve számított szintek egy illetve két törés feltételezése esetében is nagyon hasonló eredményeket adtak (40 körüli illetve néhány forintos eltolódások – utóbbi egyébként nem volt szignifikáns). Ez empirikusan is nagyon jól mutatja, hogy mindkét modell ugyanazt, tehát az idősornak a szintek körüli sztochasztikus viselkedését (egységgyök vagy stacioner voltát) vizsgálja. A hangsúly azonban elsősorban azon van, hogy a szinteltolás folyamatát hogyan modellezzük, hogyan emeljük ki azt az egy vagy két lehetséges kiugró változást, amelyek az idősorok nemstacioner jellegét feltételezhetően okozhatják. Így a két modell közüli választás az idősor jellegének és a modellező adekvát döntésének is függvénye.

6. Összefoglaló következtetések

A tanulmányban a strukturális törés(ek)nek az idősorok stacionaritásának vizsgálatát megnehezítő tulajdonságát tekintettük át. A vizsgálat eredménye rámutat egy olyan lehetséges módszertanra, illetve annak gyakorlati alkalmazására, amikor a sztochasztikus elemzési szemlélet, illetve az idősoros törések alkalmazása található.

A témaválasztást a benzin legnagyobb hazai forgalmazója által megállapított nagykereskedelmi ár alakulásának vizsgálata indokolta, ugyanis a determinisztikus trend feltételezését elméletileg nem tartottuk helyesnek, másrészt az idősor szemmel láthatóan strukturális törés(ek)e)t tartalmaz. Az empirikus példa kapcsán arra a megállapításra jutottunk, hogy az adóktól megtisztított benzinár egységgyök tekintetében robusztus a strukturális törésre (szinteltolásra). Ez azt jelenti, hogy a vizsgált idősor nem stacioner módon ingadozik adott szint körül, hanem a strukturális törés beépítése mellett is alapvetően az egységgyök léte mellett döntünk. Bemutatásra került a modell olyan továbbgondolása is, ahol a törés begyűrűző hatása, nagysága kiszámítható akkor is, amikor az ránézésre egyébként nem magától értetődő, nem nyilvánvaló és csak közvetetten számítható.

A későbbi modellezésnél, elemzéseknél és előrejelzésnél mindezek alapvető relevanciával bírhatnak. A megállapítás azért is kiemelkedő fontosságú, mert kiindulópontunk az volt, hogy a hagyományos egységgyöktesztek a strukturális törés mellett egyébként stacioner idősorokat is tévesen egységgyökfolyamatként ismernek fel. A használt elemzési módszertan központi gondolata, hogy egy-egy kiugró sokk (véletlen) hamis egységgyököt vihet a folyamatba, így kézenfekvő ezt a sokkot megkeresni, és külön kiemelve a modellbe építeni, illetve endogén módon úgy meghatározni a próbafüggvény értékét, hogy az a lehető legkevésbé támogassa az egységgyök hipotézisét.

A törések létének előzetes tesztelése a korrekt végeredményekhez elengedhetetlen. A tanulmányban vizsgált esetekkel (nincs törés, egy vagy két törés van az idő-sorban) tulajdonképpen olyan modellt kényszeríthetünk az idő-sorra, amely egyébként nem megfelelő. Erre a problémára is vannak megoldások (lásd erről bővebben például *Kim–Perron* [2009]). Másrészt az itt bemutatott módszertan, amely egyébként logikáját tekintve a kiterjesztett Dickey–Fuller-tesztből nőtt ki, ugyanúgy szimulációs eredményeken alapul, ahogy a többi egységgyökteszt is, így eredményeinket ennek ismeretében kell értékelnünk. A tesztek tulajdonságairól és erejéről készült eredményekről lásd például *Perron–Vogelsang* [1992a], illetve *Kim–Perron* [2009].

Módszertani oldalról a strukturális törések és a stacionaritás vagy annak hiánya együttes modellezésének vizsgálata rendkívül gazdag szakirodalmi háttérrel rendelkezik, aminek áttekintése nem volt a tanulmány témája, de további kutatási irányoknak utat adhat. Érdemes például megvizsgálni a jövőben a trendtöréses, illetve a trend–konstans töréses modelleket, akár a benzin árfolyamán is. Ilyen modellekről lásd bővebben például *Perron* [1997] vagy a már említett *Kim–Perron* [2009].

Meg kell ugyanakkor jegyeznünk, hogy a meglehetősen bőséges irodalom ellenére a témát érintő és tagláló empirikus alkalmazások száma még viszonylag kevés. Gyakorlati modellezési szempontból végiggondolva, a probléma rendkívül időszerű, hiszen ha csak a közelmúltat vizsgáljuk, a válság miatt nagyon sok idő-sor tartalmaz törést, viszont az eltelt két-három év már havi adatok esetén sem feltétlenül elég, hogy a törés mentén részekre bontott idő-sorokat módszertanilag is meggyőző és hiteles eredményekkel alátámasztva elemezni tudjuk. Így a jövőben minden bizony-nyal járható út olyan módszertanok kifejlesztése, amelyek a töréseket valahogyan explicit módon építik be a modellekbe, ugyanis ha önkényesen eltekintünk az idő-soros töréstől, sem a probléma, sem a következmények nem igazán jól megfoghatók, elemezhetők. Egyébként a strukturális törések kezelésére az említetteken kívül is áll rendelkezésre módszertan (például szezonális kiigazítás vonatkozásában⁶), a tanulmány központi témája ezúttal azonban az egységgyökprobléma vizsgálata volt. Mindezek mellett érdemes utalnunk rá, hogy a törések ilyen módon történő kezelése előrejelzéseknél kevésbé alkalmazható, hiszen a modell nem tesz külön feltételezést például arra, hogy a töréseknek milyen időbeli előfordulásuk van, tehát a jövőre vonatkozóan a következő törés várható időpontja például nem becsülhető.

⁶ Az Eurostat által kifejlesztett és ajánlott Demetra-program is tartalmaz a törések kezelésére alkalmazásokat (l. <http://circa.europa.eu/irc/dsis/eurosam/info/data/demetra.htm>).

Függelék I.: A tanulmányban felhasznált adótételek, valamint árfolyamok alakulása

*Az általános forgalmi adó alakulása, 2000. január és 2010. augusztus között
(százalék)*

Időszak	Általános forgalmi adó
2000. január 1. – 2005. szeptember 30.	25
2005. október 1. – 2009. június 30.	20
2009. július 1. –	25

*A jövedéki adó alakulása, 2000. január és 2010. augusztus között
(forint/liter)*

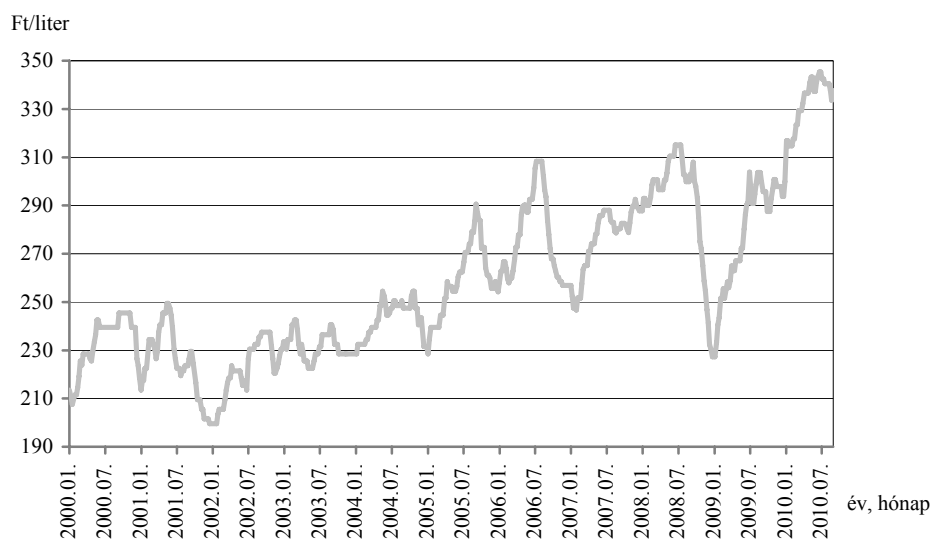
Időszak	Jövedéki adó
2000. január 1. – 2002. június 30.	93,0
2002. július 1. – 2004. május 22.	103,5
2004. május 23. – 2004. június 3.	101,9
2004. június 4. – 2004. június 20.	101,1
2004. június 21. – 2004. június 27.	101,9
2004. június 28. – 2004. július 26.	103,5
2004. július 27. – 2004. október 31.	101,9
2004. november 1. – 2004. november 21.	101,1
2004. november 22. – 2004. november 28.	101,9
2004. november 29. – 2009. június 30.	103,5
2009. július 1. – 2009. december 31.	109,0
2010. január 1. –	120,0

*A KKKSZ-díj alakulása, 2000. január és 2010. augusztus között
(forint/liter)*

Időszak	KKKSZ-díj
2000. január 1. – 2000. december 31.	3,71
2001. január 1. – 2001. december 31.	3,90
2002. január 1. – 2002. április 30.	4,10
2002. május 1. – 2002. szeptember 30.	4,88
2002. október 1. – 2002. december 31.	5,12
2003. január 1. – 2004. december 31.	3,56
2005. január 1. –	3,06

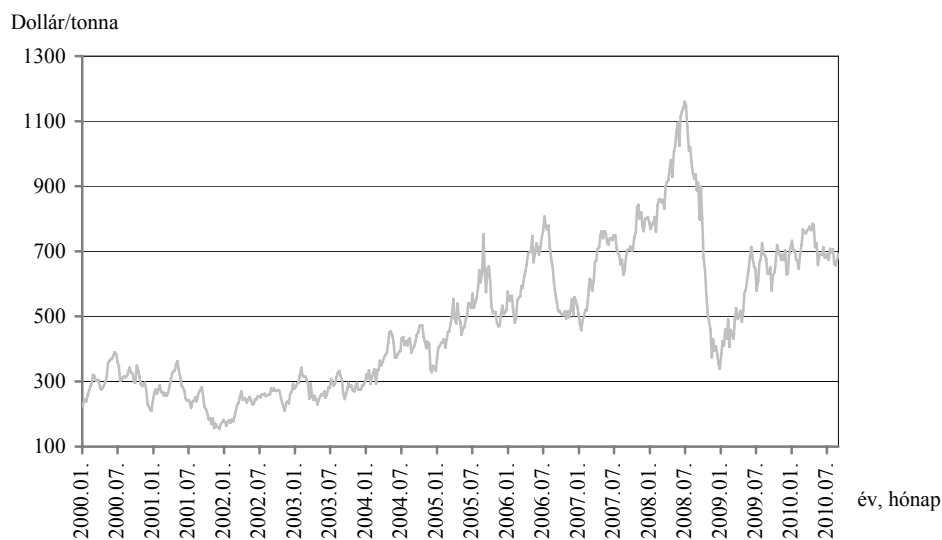
Forrás: Nemzeti Adó- és Vámhivatal, Magyar Szénhidrogén Készletező Szövetség.

F1. ábra. A benzin (ólmozatlan 95-ös) nagykereskedelmi árának alakulása
2000. január és 2010. augusztus között



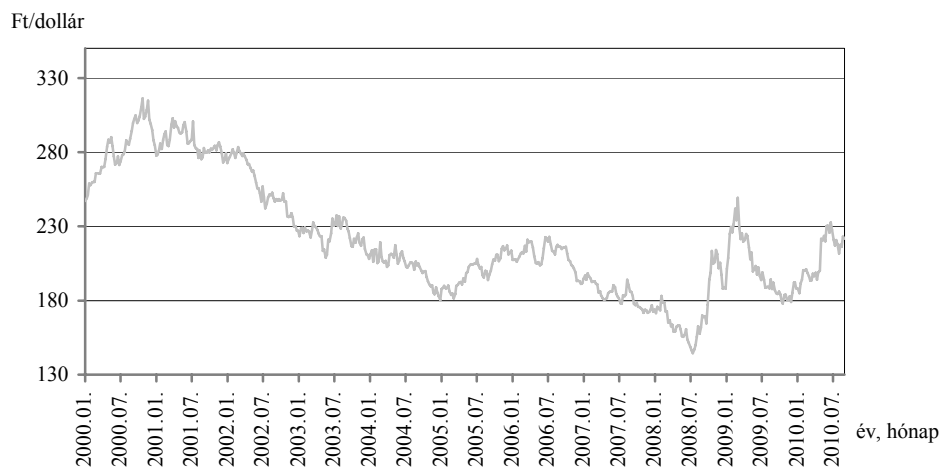
Forrás: Energia Központ Nonprofit Kft.

F2. ábra. A benzin (ólmozatlan 95-ös) olasz tőzsdei (FOB Med Italy) árfolyam alakulása
2000. január és 2010. augusztus között (pénteki záróárfolyam)



Forrás: Energia Központ Nonprofit Kft.

F3. ábra. A forint/dollár árfolyam alakulása 2000. január és 2010. augusztus között (pénteki záróárfolyam)



Forrás: Energia Központ Nonprofit Kft.

Függelék II.: Az egységgyöktesztek eredményei

F1. táblázat

Az AO-egységgyöktesztek eredményei (egy törés mellett)

Nyesés (százalék)	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$(\hat{\alpha} - 1)$
15–15	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200
12,5–12,5	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200
10–10	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200
7,5–7,5	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200
5–5	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200
2,5–2,5	együttható	88,5270	41,5830	-0,0396
	<i>t</i> -statisztika		35,2810	-4,0200

Megjegyzés. $T_b = 2005.$ szeptember 16. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -3,5600.

F2. táblázat

Az IO-egységgyöktesztek eredményei (egy törés mellett)

Nyesés (százalék)	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$(\hat{\alpha} - 1)$
15–15	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470
12,5–12,5	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470
10–10	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470
7,5–7,5	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470
5–5	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470
2,5–2,5	együttható	2,4366	1,2211	-0,0278
	<i>t</i> -statisztika		3,6650	-4,1470

Megjegyzés. $T_b = 2005.$ december 31. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -4,2700.

F3. táblázat

Az AO-egységgyöktesztek eredményei (két törés mellett)

Nyesés (százalék)	T_{b1}	T_{b2}	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$(\hat{\alpha} - 1)$
15–15	2005. szeptember 16.	2009. január 16.	együttható	88,5270	40,3643	3,7136	-0,0409
			<i>t</i> -statisztika		30,5790	2,0280	-4,0650
12,5–12,5	2005. szeptember 16.	2009. január 16.	együttható	88,5270	40,3643	3,7136	-0,0409
			<i>t</i> -statisztika		30,5790	2,0280	-4,0650
10–10	2005. szeptember 16.	2008. december 26.	együttható	88,5270	41,0890	1,4540	-0,0364
			<i>t</i> -statisztika		30,8610	0,7990	-3,5830
7,5–7,5	2005. szeptember 16.	2008. november 28.	együttható	88,5270	42,0264	-1,2482	-0,0424
			<i>t</i> -statisztika		31,3230	-0,6930	-4,2080
5–5	2005. szeptember 16.	2008. november 28.	együttható	88,5270	42,0264	-1,2482	-0,0424
			<i>t</i> -statisztika		31,3230	-0,6930	-4,2080
2,5–2,5	2005. szeptember 16.	2010. május 21.	együttható	88,5270	40,2173	23,5811	-0,0446
			<i>t</i> -statisztika		34,8510	6,6320	-4,4050

Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -5,4900.

F4. táblázat

Az IO-egységgyöktesztek eredményei (két törés mellett)

Nyesés (százalék)	T_{b1}	T_{b2}	Számított érték	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$(\hat{\alpha}-1)$
15–15	2004. december 31.	2008. szeptember 12.	együttható	2,4778	1,2671	-0,1181	-0,0283
			<i>t</i> -statisztika		3,7130	-0,4100	-4,1970
12,5–12,5	2005. február 25.	2008. szeptember 12.	együttható	2,6316	1,3456	-0,1380	-0,0300
			<i>t</i> -statisztika		3,7030	-0,4760	-4,1940
10–10	2004. december 31.	2008. szeptember 12.	együttható	2,4778	1,2671	-0,1181	-0,0283
			<i>t</i> -statisztika		3,7130	-0,4100	-4,1970
7,5–7,5	2005. február 25.	2008. szeptember 12.	együttható	2,6316	1,3456	-0,1380	-0,0300
			<i>t</i> -statisztika		3,7030	-0,4760	-4,1940
5–5	2004. december 31.	2008. szeptember 12.	együttható	2,4778	1,2671	-0,1181	-0,0283
			<i>t</i> -statisztika		3,7130	-0,4100	-4,1970
2,5–2,5	2001. május 11.	2004. december 31.	együttható	3,1231	-0,6234	1,5128	-0,0306
			<i>t</i> -statisztika		-1,8540	4,1960	-4,4980

Megjegyzés. Egységgyök kritikus érték 5 százalékos szignifikanciaszinten: -5,4900.

Irodalom

- BANERJEE, A. – LUMSDAINE, R. L. – STOCK, J. H. [1992]: Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10. évf. 3. sz. 271–287. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1391542.pdf?acceptTC=true>
- BAUM, C. F. – BARKOULAS, J. T. – CAGLAVAN, M. [1999]: Long Memory or Structural Breaks: Can Either Explain Nonstationarity Real Exchange Rates under the Current Float? *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*. 9. évf. 380. sz. 359–376. old. <http://fmwww.bc.edu/ec-p/wp380.pdf>
- CLEMENTE, J. – MONTANES, A. – REYES, M. [1998]: Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean. *Economic Letters*. 59. évf. 2. sz. 175–182. old. http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIimg&_imagekey=B6V84-3VCV3DN-6-P&_cdi=5860&_user=1634558&_pii=S0165176598000524&_origin=search&_coverDate=05%2F01%2F1998&_sk=999409997&view=c&wchp=dGLzVtz-zSkzk&md5=b9a6b1fabd2e4c13ecdcf937f5dc0aa&ie=/sdarticle.pdf
- DAVIES, R. B. [1987]: Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Biometrika*. 74. évf. 1. sz. 33–43. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2336019.pdf?acceptTC=true>
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74. évf. 366. sz. 427–431. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2286348.pdf>

- GADEA, M.-D. – MONTANES, A. – REYES, M. [2004]: The European Union Currencies and the US Dollar: From Post-Bretton-Woods to the Euro. *Journal of International Money and Finance*. 23. évf. 7–8. sz. 1109–1136. old. http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIImg&_imagekey=B6V9S-4DN9X4J-1-34&_cdi=5906&_user=1634558&_pii=S026156060400083X&_origin=search&_coverDate=12%2F31%2F2004&_sk=999769992&view=c&wchp=dGLzVlz-zSkzk&md5=c9d061a23597334a8e0651c292a374db&ie=/sdarticle.pdf
- HANSEN, B. E. [2001]: The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. *Journal of Economic Perspectives*. 15. évf. 4. sz. 117–128. old. http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/papers/jep_01.pdf
- HUNYADI, L. [1994]: Egységgyökök és tesztheik. *Sigma*. 25. évf. 3. sz. 135–164. old.
- KIM, D. – PERRON, P. [2009]: Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time under Both the Null and Alternative Hypotheses. *Journal of Econometrics*. 148. évf. 1. sz. 1–13. old. http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIImg&_imagekey=B6VC0-4TBXGH9-1-9&_cdi=5940&_user=1634558&_pii=S0304407608000961&_origin=search&_coverDate=01%2F31%2F2009&_sk=998519998&view=c&wchp=dGLzVtz-zSkzS&md5=00ef872f1627710e5a02cdb673bce3ed&ie=/sdarticle.pdf
- KIM, I.-M. – MADDALA, G. S. [1996]: Structural Change and Unit Roots. *Journal of Statistical Planning and Inference*. 49. évf. 1. sz. 73–103. old. http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIImg&_imagekey=B6V0M-3VSCR1-5-2&_cdi=5650&_user=1634558&_pii=0378375895000313&_origin=search&_coverDate=01%2F01%2F1996&_sk=999509998&view=c&wchp=dGLzVlb-zSkzk&md5=4e1c6612d023f2001b1acd61101a0913&ie=/sdarticle.pdf
- PERRON, P. [1989]: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. 57. évf. 6. sz. 1361–1401. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1913712.pdf?acceptTC=true>
- PERRON, P. [1990]: Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business & Economic Statistics*. 8. évf. 2. sz. 153–162. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1391977.pdf>
- PERRON, P. [1997]: Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*. 80. évf. 2. sz. 355–385. old. http://www.sciencedirect.com/science?_ob=MIImg&_imagekey=B6VC0-3SX1M2Y-B-1&_cdi=5940&_user=1634558&_pii=S0304407697000493&_origin=search&_coverDate=10%2F31%2F1997&_sk=999199997&view=c&wchp=dGLzVtz-zSkzS&md5=4e9bb58915fa215815eae6ff98d3975a&ie=/sdarticle.pdf
- PERRON, P. – VOGELSANG, T. J. [1992a]: Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10. évf. 3. sz. 301–321. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1391544.pdf>
- PERRON, P. – VOGELSANG, T. J. [1992b]: Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10. évf. 4. sz. 467–470. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1391823.pdf>
- SAID, S. E. – DICKEY, D. A. [1984]: Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*. 71. évf. 3. sz. 599–608. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2336570.pdf>
- SUGÁR A. [2011]: A hazai benzin és gázolaj árszintjének és árazásának empirikus elemzése. *Statisztikai Szemle*. Megjelenés alatt.

ZIVOT, E. – ANDREWS, W. K. [1992]: Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. 10. évf. 3. sz. 251–270. old. <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/1391541.pdf>

Summary

The problem of structural change (or break) occurs in the case of long time series, when the error can be either stationary or integrated. The study considers testing for a unit root when the date(s) of structural change(s) (or break(s)) in the mean is (are) unknown based on a testing procedure similar to the augmented Dickey–Fuller test. The statistic of interest is the minimal t statistic over all possible break points in regressions. There is great emphasis on whether the structural change(s) (break(s)) has (have) instantaneous or gradual effect, and in particular, whether it depends on the dynamics exhibited by the correlation structure of the time series. The methods applied to the wholesale price of 95 octane petrol recommended by the leading Hungarian distributor demonstrate that the unit root hypothesis is robust against structural change(s) (break(s)).

Harcza István,
a KSH szakmai főtanácsadója
E-mail: Istvan.Harcza@ksh.hu

Jövőkereső*

A „Jövőkereső” címmel közreadott tudományos igényű – és találó című – jelentést a Parlament Nemzeti Fenntartható Fejlődési Tanácsának tagjai készítették el. (Sajnos a szerzőket nem tüntették fel.) A tanács munkájában politikusok, a gazdasági és a tudományos élet, az egyházak és a szakszervezetek képviselői is részt vettek. A tartalom és a választott műfaj szempontjából meghatározó az a körülmény, hogy elsősorban a „politikacsinálókat” tartották szem előtt mint olvasóközönséget.

Maguk a szerzők ezt így fogalmazták meg: „A Jelentés szembesíteni kívánja a magyar társadalmat – és elsősorban döntéshozóit – a világban és az idehaza tapasztalható jelenségek társadalmi és környezeti hatásaival, a folyamatok fenntarthatatlanságával. Nem elégszik meg a felszín bemutatásával, a legmélyebb okok feltárására törekszik. A Jelentés a döntéshozók és a társadalom figyelmét a jövő kihívásai felé szándékozik fordítani, szemléleti változást, bölcs megfontolásokat és cselekedeteket kér a nemzettől. Megállapításait, helyenként sarkos véleményét semmilyen politikai oldalhoz való tartozás nem befolyásolta.

A Jelentés célja annak elősegítése, hogy a magyar lakosság szélesebb köre ismerje meg a fenntartható fejlődés koncepcióját és a fenntarthatósági szempontokon alapuló fejlődés szükségességét. Meg kívánja alapozni a Nemzeti Fenntartható Fejlődési Stratégia kidolgozását, melyet az Országgyűlés felkérésére a Tanács legkésőbb 2011. július 1-ig elkészít és beterjeszt az Országgyűlés elé.” (7. old.)

Kívánatos lenne, hogy a társadalom szélesebb köre ismerje meg a jelentés tartalmát, már csak azért is, mert a szerzők a nemzetet szólítják meg, amelytől bölcs megfontolásokat várnak a fenntartható társadalmi fejlődés nemzeti programjának befogadására. Ez a szándék dicséretes, sőt méltányolandó az a bátorság és őszinteség is, amely – az értékek mentén – a „jövőkeresés” kapcsán szembesítésre próbálja készíteni a magyar társadalmat.

Fontos azt is kiemelni, hogy a „Jelentés nem kinyilatkoztatás, szándéka a párbeszéd elindítása, a fenntarthatóság kérdéseinek felszínre hozása és napirenden tartá-

* A *Nemzeti Fenntartható Fejlődési Tanács jelentése a magyar társadalomnak*. Nemzeti Fenntartható Fejlődési Tanács. 2010. Budapest.

sa.” (8. old.) Elmondható, hogy a jelentés a Római Klub által mintegy 40 éve meghirdetett szellemiség jegyében kezeli a fenntarthatósággal kapcsolatos kérdéseket oly módon, hogy megteremti a globális, illetve a lokális/nemzeti szempontok összhangját. A jelentés nyitottságát érzékelteti az is, hogy számos ponton feltünteti az eltérő álláspontot képviselők nézetét.

Szerzői „láttelel” keretében, statisztikai adatok alapján igyekeznek képet adni az egyes folyamatokról és jelenségekről. E tekintetben érdemes kiemelni a „Néhány, a fenntarthatóságot meghatározó nemzetgazdasági ágazat”, valamint „A környezetet érő terhelések mint a környezet állapotát alakító tényezők” című fejezeteket, amelyekben „beszédess” adatok alapján mutatják be a legjellemzőbb tendenciákat.

A jelentés joggal fogalmazza meg azt a kérdést, hogy a már régóta felvetődött globális problémákra „Miért nem érnek célba a globális válaszok?”. A következőkben idézett válasz érthető és elfogadható magyarázatot ad a kérdésre. „...a szűkös természeti javak elvétele nem a társadalmi szükségletek kielégítését szolgálja, hanem a fogyasztás bármi áron történő növekedését, amelynek végső célja a befektetett tőke hozamának maximálása.

Ennek a törekvésnek akarva-akaratlan mindenki a szereplője lesz, és az anyagi javak megszerzéséért folytatott verseny erodálja az egyetemes társadalmi értékeket és az együttműködés erkölcsét. Az értékvesztés, az értékek kiegyensúlyozatlansága pedig elindítja azt az öngerjesztővé váló folyamatot, amely az emberi és környezeti értékek további romlását eredményezi. ... A fenntarthatatlan világ oka tehát nem az, hogy az emberiség nem elég fejlett technikailag, hanem éppen az, hogy a technikai eszközök nyújtotta lehetőségének birtokában elvesztette a mértéket, és vele együtt a harmonikus lét értékeinek egyensúlyát. Létező gondjaink oka tehát erkölcsi, ám a jelenlegi „megoldások” nem erre irányulnak. A nemzetközi közösség attól a pénztől várja a kilábalást, amely a problémát okozta.” (14. old.)

A *Herman Daly*tól kölcsönzött definíció és kifejtés megmutatja miként értelmezik a fenntartható fejlődést. „A fenntartható fejlődés a folytonos szociális jól-lét megvalósítása, anélkül hogy a környezet eltartóképességét veszélyeztetnénk.”

A kifejtés már közismert igazságot fogalmaz meg, nem árt azonban felidézni: „Azaz a fenntartható társadalomnak a belső, társadalmi feltételek helyes megválasztásával kell alkalmazkodnia a külső feltételekhez. A fenntartható fejlődés integrálja a környezet és a fejlődés minden kérdését, ezért nem ismer elsőbbségeket. Így a gazdaság sem válhat a társadalmi tevékenység céljává. A jelenlegi felfogásban azonban a gazdaság a cél, s a jó gazdaság érdekében az ember és a környezet eszközzé válik. A gazdasági növekedés nem jelenti automatikusan a társadalmi jól-lét megvalósulását, vagy a környezet értékeinek megóvását.” (15. old.)

„Törékeny” mérési módszerek

A jelentésben vállalt értékrendszer, valamint az alkalmazott elméleti megközelítés sokkal érzékenyebben kezeli a globális kérdéseket, mint például a jelenleg uralkodó, alapvetően csak a piaci értékekre alapozó közgazdaságtani megközelítés. Megfigyelhető azonban bizonyos leszűkítés egyes kérdések megközelítésében, amely olykor „törékeny” mérési módszerekkel párosul. A továbbiakban ezek közül emelünk ki néhányat.

1. A jelentés készítői az általuk alkalmazott megközelítési szempontokat tömören a következőkben foglalták össze. „A helyzetelemzés ok-okozati összefüggések révén kívánja bemutatni a hazai társadalom és környezetének helyzetét. Az ok-okozatiság megtartása érdekében az Európai Környezeti Ügynökség által javasolt logikát követjük, amely a környezeti mérőszámok megállapítása érdekében hajtóerő, terhelés, állapot, hatás és válasz indikátorokra csoportosította a helyzetről rendelkezésre álló információkat.” (17. old.)

A „magyar társadalom fenntarthatósága” szempontjából ez az idézett gondolkodásmód érthető. Az okfejtésből az is kiderül, hogy megközelítésüket alapvetően „a környezeti mérőszámok megállapítása érdekében” alakították ki. Azonban a fenntarthatóság szempontjából mindez szükséges, de nem elégséges. A számbavétel során kimaradt a tágabb értelmezésű kultúra, amely árnyalt magyarázatot adhatott volna többek között arra, hogy a különböző értékek egymás mellett élésével miként és miért alakult ki a jelenlegi állapot, azt milyen kulturális hajtóerők tartják fenn.

Ezzel összefüggésben talán a társadalomtörténeti megközelítés szempontjai lehetnek kellően termékenyítők már csak azért is, mert ez a különböző jelenségeket és folyamatokat nagyobb távlatokból figyeli meg, illetve értékeli. Következésképpen a társadalomtörténeti analógiák révén nemcsak a jelen jobb megértéséhez, hanem a lehetséges jövőbeli társadalmi magatartásminták előrevetítéséhez is erős fogódzókat nyújthat. Célszerű tehát a megközelítés horizontját szélesíteni annak érdekében, hogy az egymásnak feszülő értékek, illetve az ezek mögött meghúzódó jelenségek és folyamatok összhatásáról pontosabb képet kapjunk.

2. A hazai állapotok bemutatása nemzetközi kitekintésben nélkülözhetetlen ahhoz, hogy a globális kereteken belül érzékelhessük a saját problémáinkat. Az e célból alkalmazott megközelítések és mérési módszerek, valamint az azokra alapozott értékelések sok szempontból tanulságosak, ám esetenként vitathatók is. Ilyen többek között „A magyar társadalom a világban” című fejezet, amelyből nemzetközi kitekintésben többféle fejlettségi index alapján kapunk képet a magyar társadalomról.

A New Economics Foundation által bevezetett ún. Boldog Bolygó listán (happy planet index – HPI), amely a hosszú távú jól-léti esélyek indexei alapján rangsorolja a Föld országait, Magyarország 2006-ban a 178 országból 121. volt. Az index magában foglalja a születéskor várható élettartamot, a megelégedettséget és az ún. ökológiai láb-

nyomot.¹ A lista első tíz helyén kilenc latin-amerikai ország áll, amely részben arra utal, hogy az egészség és a megelégedettség nem egyenesen arányos az anyagi jóléttel, azaz a különböző értékek eltérő hangsúllyal vannak jelen a különböző kultúrájú társadalmakban. Ezek a különböző, tehát össze nem mérhető értékek „matematikailag” azonos súlyt kapnak, aminek eredményeként meglehetősen kétes értékű információt kapunk, és ennek alapján nehéz lenne elhelyezni a magyar társadalmat a nemzetközi közösségben. Hasonló a helyzet a humán fejlettségi mutató (human development index – HDI) tekintetében is, amelyet eredetileg a szerény statisztikai eszközökkel rendelkező fejlődő országokra alakítottak ki, tömörsége azonban olyan vonzónak bizonyult, hogy később szélesebb körben is alkalmazták, ám mindez csak felnagyította korlátait.

3. A magyarországi hatóerőkkel kapcsolatos véleményüket a szerzők szalagcímekben jelenítik meg: „A társadalom értékválasztása: az anyagi javak elsőbbsége.” A szerzők tesztelni kívánták ennek az értékválasztásnak az érvényesülését, ezért e célból felkérték a Központi Statisztikai Hivatalt, egy több mint ezerfős, reprezentatív felvétel elvégzésére. Ebből kiderült, hogy „A legmagasabb osztályzatot (6,5) a megkérdezettek a testi, a szellemi és a lelki egészségnek adták. Az ezt követő két érték a család, a családi kapcsolatok fontossága, biztonsága (6,3), és a biztonság (személyes biztonság, a haza biztonsága, a béke), ami 6-os osztályzatot ért el.” (19. old.).

Tanulságos a szerzőknek az említett idézett adatok alapján levont következtetése. „A felmérésből két óvatos következtetés is leszűrhető. Az emberek gondolati szinten vagy a szavaikban hajlandóak az illő értékeket választani, de kevésbé tesznek ezekért az értékekért. Az egyének értékválasztása nem támasztja alá azt az általános feltevést, hogy a társadalom számára a legfőbb érték az anyagi jólét. Amennyiben nem feltételezzük azt, hogy az értékválasztást teljesen eltorzította az illő értékek választása, úgy ez utóbbi világosan rámutat arra a tényre, hogy a társadalom egésze által vallott értékeket a befolyással rendelkező kisebbség alakítja.” (20. old.)

Ez a következtetés a következő problémákra hívja fel a figyelmet.

a) A szubjektív kérdések, és az arra alapozott mérőszámok gyakran megbízhatatlanok. Túlnyomórészt ennek tulajdonítható a felvételnek az a tapasztalata, hogy az egyének igyekeznek az „illő értéket választani, de kevésbé tesznek ezekért az értékekért”. Tehát ezekből a mérőszámokból csak a korlátaik figyelembe vételével érdemes bármiféle következtetést levonni. Hasonló a helyzet a kívánatosnak tartott, illetve a ténylegesen megvalósuló gyermekszámra vonatkozó mutatók esetében is, amiből a kutatók jelentős része olyan következtetéseket von le, amelyeknek tényleges tartalma nem igazán ellenőrizhető.

¹ „Az ökológiai lábnyom az életünk fenntartása érdekében felhasznált tér nagyságát mutatja meg: az elfogyasztott fosszilis energia, élelem, faanyag és az épített környezet által elfoglalt tér alapján számolja ki egy-egy ember vagy ország környezeti terhelését.”

b) Nem lehet teljesen „a befolyással rendelkező kisebbségre” fogni azt, hogy miattuk nem érvényesül az emberek belső értékítélete, legfeljebb azt lehet mondani, hogy jelentős szerepük van abban, hogy ambivalens helyzetekben vagy egymással vetélkedő értékek esetében a társadalom jelentős része a rövid távon csábító lehetőségek mellett dönt.

c) A vizsgálat kis mintája miatt nem lehet bemutatni, hogy az átlagértékek mögött a társadalmi-kulturális beágyazottságot illetően milyen mértékű különbségek és eltérések vannak az egyes rétegek között. Joggal lehet feltételezni, hogy a motivációk szerkezete nagyon különböző, következésképpen az egyes társadalmi kategóriákban kapott értékeket is ennek megfelelően lehet csak értelmezni, ami az árnyalt diagnózis elkészítése szempontjából fontos. Az esetleges terápia megfogalmazásakor csak így lehet elkerülni a sztereotip megoldási, kezelési módokat.

4. Az ökológiai szemlélet egyoldalú használatát lehet tetten érni bizonyos típusú terhelések mérésénél, így elsősorban az „erőforrás-fogyasztás” blokknál (63–68. old.). A probléma érzékeltetése érdekében célszerűnek tartjuk ennek részletes bemutatását.

E blokkban tizenegy mutató szerepel, ezek a következők:

- egy főre jutó hazai anyagfelhasználás,
- nyersanyagbányászat,
- energiafogyasztás,
- egy főre jutó villamosenergia-fogyasztás,
- egy főre jutó üzemanyag-fogyasztás,
- egy háztartásra jutó évi gázfogyasztás,
- vízfogyasztás,
- egy főre jutó felszínalatti vízkivétel,
- fakitermelés,
- egy főre jutó élelmiszer-fogyasztás,
- állati termékek fogyasztása.

A sajátos (vagy inkább egyoldalú) rendezőelvek miatt, a felsorolt és egymás mellé rakott terhelési tényezők – bizonyára a sokrétűség érdekében – színes csokrot képeznek, ám összhatásuk kissé kusza. Az így összeállított terhelési tényezők kellő értelmezése nélkül nehéz eligazodni a közöttük levő összefüggésekben. A mutatósor egy „képzeletbeli összeadásra” ösztönzi az olvasót (még akkor is, ha ez nem volt szándéka a szerzőknek), miközben érzi, hogy itt valóban össze nem adható dolgokról van szó. Ezzel kapcsolatosan a következő értelmezési problémák merülnek fel.

a) Az első hat (nyersanyag- és energiafogyasztásra vonatkozó) indikátorról elmondható, hogy azok olyan természeti erőforrások felhasználásáról adnak képet, amelyeknek döntő része visszapótolhatatlan. Ezek közül négy az energiafogyasztással kapcsolatos, tehát valójában egyetlen tényező kibontását szolgálja, amely egyébként hasznos lehet a belső struktúra kimutatása szempontjából. Ám ha feltesszük azt a kérdést, hogy valójában hogyan alakul a „tényleges terhelés”, akkor az átfedések miatt erre nehezen kapunk választ.

b) A mindenkori vízfogyasztásról és a fakitermelésről akkor lenne teljesebb képünk, ha láthatnánk a vízutánpótlásra, illetve a fásításra vonatkozó indikátorokat, amelyek alapján egyfajta „egyenleg” állhatna elő, így tisztább képet kapnánk a tényleges terhelésről.

c) Az élelmiszer és az állati termékek fogyasztását lehet ugyan terhelésnek tekinteni, hiszen előállításukban jelentős szerepet játszik az előzőekben bemutatott nyersanyag és energia. Ám miután az ezek előállítását tartalmazó fogyasztást már a korábbiakban elszámoltuk, itt is megjelenik, tehát átfedést tapasztalunk. A legfőbb probléma azonban az, hogy nem szerencsés a fogyasztás minden elemét terhelésnek tekinteni, legfeljebb azt a részét, ahol az egyes termékeket pazarló technológiával és anyagfelhasználással állították elő. (Eltekintünk attól, hogy konvenció kérdése, mit tekintünk „pazarló technológiának és anyagfelhasználásnak”.)

A kétségeket elsősorban az ébreszti, hogy miután az ember is az ökoszisztéma része, ezért éppúgy táplálékkal tartja fenn magát, mint az élővilág többi tagja. Többkevesebb gyakorisággal az élővilág többi tagjánál is megfigyelhető, hogy az ökoláncolat tagjaként „terhelést” okoz, azaz esetleges „túlfogyasztásával” zavarja az ökoszisztéma relatív egyensúlyát. Mindezek alapján célszerű lenne a „nettó terhelést” is figyelembe venni, amikor az ember mint a láncolat tagja, olyan mértékű fogyasztást produkál, amely nem feltétlenül szükséges önmaga fenntartásához.

Mindezek alapján a következő három tanulság vonható le.

1. Fontos lenne a terhelések pontosabb „természetrájának” felvázolása, ezen belül is strukturális és funkcionális jellemzőiknek figyelembe vétele és mérlegelése az értékek harmóniája alapján.

2. E fogalmi tisztázás után pontosabb képünk lenne a „tényleges terhelésről”, és kiderülhetne, hogy a mért terhelések jelentős részére úgy tekinthetünk, mint a láncolat relatív egyensúlyának részére.

3. Mindezek hiányában pontatlan képet kapunk a „valóságról”, azaz magáról az egyensúly természetéről.

Mindez azért fontos, mert a pontosabb helyzetkép alapján a társadalomnak e kérdések iránt fogékony része könnyebben befogadhatja a fenntarthatósággal kapcsolatos gondolatokat és nézeteket, és képes lesz eligazodni a bonyolultnak tűnő összefüggésekben.

„Milyen lehet a jövő?”

Egy „jövőkereséssel foglalkozó” jelentés nem kerülheti meg az előrejelzést. E tekintetben a szerzők a nemzetközi együttműködésben kialakult forgatókönyvet tartják mérvadónak, erre támaszkodva vázolják fel a hazai lehetőségeket is, amelyek bizonyára megalapozott feltételezéseken alapulnak.

A nemzetközi szakértői testület a következő lehetséges átmeneteket vázolta fel.

„Az IPCC (Éghajlatváltozási Kormányközi Testület) GEO-4 modellje négy forgatókönyvet mutat be a jövőre nézve. A „piac mindenek felett” modell a globalitás kiterjedését ígéri, amelyben a globális folyamatokat együttműködő módon vezényeli valamiféle világkormány, és amelyben megvalósul a nagy, a globális léptékek diadala. A „fenntarthatóság mindenek felett” modell ugyancsak globális keretekben gondolkodik, és egy tudásalapú, technokrata irányultságú világra épül. A „biztonság mindenek felett” modellben a rend az erőből származik, az egyes nemzetek önző, befelé forduló stratégiát követnek. A negyedik forgatókönyv alkalmazkodó helyi kultúrák egymás mellett élését képzei el, és a szolidaritáson alapszik. Ez utóbbi, és a fenntarthatósági modell elébe megy a változásoknak, míg a másik kettő inkább választ ad a változásokra.” (11. old.)

A jelentés „A hosszú távú jövő” című zárófejezete összefoglalja mindazon értékeket és szempontokat, amelyek jellemzők lehetnek az „értékkövető és értékmegőrző társadalomra”. Ezek a következők:

- szubszidiaritás,
- az erőforrásokhoz való hozzáférés esélyegyenlősége,
- együttélés, együttműködés, közös teherviselés,
- esélyegyenlőség,
- rendszerszemlélet,
- a fejlődés és a környezet ügyeinek együttes kezelése, a szektorokat átfogó intézményrendszer,
- fenntartó termelői és fogyasztói mintázatok,
- a szerves kultúra feltételeinek megőrzése, a helyi természeti erőforrások eltartóképesség szerinti hasznosítása,
- a környezeti adottságoknak megfelelő használat,
- stabilitás és sokféleség,
- a folyamatok összekapcsolása körfolyamatokká,

- tudás és bölcsesség,
- etikus magatartás a természettel szemben,
- a természetes kölcsönhatások megóvása, a társadalmi folyamatok illesztése a természeti folyamatokhoz,
- a nem anyagi értékek hasznelvének érvényesülése,
- a természetes térszerkezet megőrzése,
- a társadalom környezeti tudatossága.

Zárógondolat gyanánt is felfogható, hogy: „A fenntartható társadalmat a különböző jól-léti értékek kiegyensúlyozottsága jellemzi. Véget kell vetni annak, hogy minden a gazdaságról, a gazdaság virágzásához vezető egyetlen helyesnek vélt útról, a versenyről mint értékteremtőről szóljon. Teremtő értékként a jó erkölcsöt, a helyes viselkedési normákat kell a társadalom elé állítani. Helyén kell kezelni a GDP mérőszámait, és nem szabad az egyetlen meghatározó mutatóként ezzel értékelni a társadalom teljesítményét vagy a fejlődést.” (122. old.)

Noha az ismertetett munka első részében olvasható – „Sokat tudunk a rendszer egyes elemeiről, de keveset tudunk magáról a rendszerről.” (21. old.) – ez utóbbi megállapítás akár a jövőbeni kutatások mottójaként is felfogható, elsősorban azért, mert a felvetett kérdéskört, a fenntartható fejlődést csak interdiszciplináris megközelítésben lehet kellő mélységben vizsgálni, és ezáltal többet megtudni magáról a rendszerről. Talán a jelentés szerzői sem veszik zokon, ha a jövőbeli munkákat illetően úgy véljük, hogy ez a megállapítás a szemléletbeli gazdagodás reményében kaput nyithat a kutatásban együttműködő társtudományok művelői számára is. A közös értékeken alapuló szélesebb kutatási platform bizonyára jelentős hozzájárulás lesz a témakör minél teljesebb kibontásához.

Mindemellett elmondható, hogy a politikai döntéshozók, valamint döntéselőkészítők számára készített itt ismertetett mű a jövőbeli hatását tekintve remélhetően határkönek minősül majd.

Nádudvari Zoltán,
a KSH ny. főtanácsosa
E-mail: Zoltan.Nadudvari@ksh.hu

Az önkéntesek munkavégzésének mérési, elemzési háttere

A közvélemény viszonylag keveset tud arról a hasznos értékalkotó munkáról, amelyre az „önkéntes” jelző alkalmazható. Erre a fogalomkörre sokféle definíció adható, amelynek meghatározására a későbbiekben térünk vissza.

Az önkéntes munkavégzés témája különösen időszerű. Az Európai Bizottság 2009 júniusában tett javaslata és az Európai Tanács 2009 novemberében hozott határozata alapján 2011 az Önkéntesség Európai Éve (European Year on Volunteering 2011) lett. Ennek kapcsán olyan mérési, elemzési tapasztalatokat és ajánlásokat mutatunk be, amelyek világszerte beváltak az önkéntes munkavégzés értékelésére, alkalmasak mértékeinek nemzetközi összehasonlítására. Mindezek elősegíthetik a fontosabb célok elérését, például, hogy világszerte növekedjék az önkéntesség népszerűsége, valamint jobban tudatosíthatók legyenek társadalmi értékei.

Az európai országok önkéntes munkainputjáról készített tanulmányok

A statisztikai mérés alapja a fogalmi meghatározás, esetünkben annak elhatárolása, hogy mikor minősül a nem fizetett munka önkéntesnek. A 27 nemzeti meghatározás legjellemzőbb közös vonásaként kialakult az Európai Bizottság javaslata a formális, illetve informális önkéntes tevékenység fogalmi meghatározására (CEC [2009]).

- A személy önkéntesen, szabad akarattal választhatja a motivált-sága szerinti tevékenységet, anélkül, hogy az pénzügyi előnnyel járna számára.
- A tevékenység előnyös mind az önkéntes személy, mind a közösség és a társadalom egésze számára.
- A tevékenységnek olyan a rendeltetése, amely megfelel a személyek, társulásaik társadalmi szükségletének, főként a humanitárius, fejlesztési, környezeti stb. érintettség alapján.
- Az önkéntes munkainput nonprofit intézményt vagy közösségi alapú kezdeményezést támogat.

– A nem fizetett tevékenység révén nem helyettesíthető fizetett foglalkoztatási lehetőség az önkéntes munkavégzésre jellemző foglalkozásban.

Mindezek alapján főként az önkéntes munka nemzetgazdasági összefüggéseit vizsgálják. Az Európai Bizottság megbízta a GHK szakértőit, hogy állítsák össze a tagállamokban rendelkezésre álló dokumentumokban fellelhető, az önkéntes munkainput összehasonlítására felhasználható információkat (GHK [2010]).¹

A formális intézmények egyik szokásos önkéntes munkavégzési alakzata, hogy társadalmi megbízással, fizetés nélkül töltenek be posztot például szakmai, politikai testületek önkénteseként.

Másként végeznek önkéntes munkát, akik csatlakoztak a szervezethez szociális ellátó munkát vállalva, mint azok, akik „kívülállóként” jelentkeznek önkéntes árvíz-segítő nem fizetett munkára.

Az előbbi munkainputok mellett ún. önszervező önkéntesség is ismert (például a szomszédok nem fizetett formális közösségi, egyesületi tevékenységeivel).

A statisztikai elszámolásban is célszerű megkülönböztetni az önkéntes munkainput alapeseteit, mert a testületi ülésre alkalmanként delegált személy viszonylag kevés idejét köti le a nem fizetett munkája, akik viszont önkéntesként napi gyakorisággal lépnek kapcsolatba a közösség más személyeivel, azok óramennyiségei a rész-munkaidős munkahelynek megfelelőek.

Fenntartással kell kezelni a nem fizetett munkavégzés eseti kutatásait, tanulmányait, amelyek bizonyos kiemelt vizsgálati szempontokkal készülnek. Reális annak az esélye, hogy a nemzetgazdaság egészére vonatkozó konzisztens adatsoroktól eltérő eredményre, következtetésre vezethetnek.

Az európai véleménykutatás 2006. évi eredményei alapján elemezték, hogy milyen mértékben vesznek részt az európai polgárok különféle önkéntes munkákban (EC [2007]).

A legkisebb említési arányú (10–19 százalék) csoport a spanyol, a portugál és a görög válaszok mellett öt új tagállamét tartalmazza, közte a magyar önkéntesekét.

Az önkéntes munkavégzés említésének 20–29 százalék közötti aránya jellemző a britekre, két balti országra, Ciprusra és Máltára, 30–39 százalék közötti a belga, a francia és az olasz polgárok mellett a cseh, a szlovák és a szlovén említési arány. Az önkéntesség legnagyobb, több mint 40 százalékos aránya az EU15 korábbi tagállamból nyolcra jellemző (EURACTIV [2010]).

Az Európai Bizottság becslései alapján az önkéntesség 0,5–5 százalék között járul hozzá a GDP-hez, közel 100 millió felnőtt vesz részt valamilyen önkéntes munkában az EU tagállamaiban.

¹ A Gilmore–Hankey–Kirke Limited (GHK) brit vállalat véleménykutatásai nemzetközi testületek felkérései szerint és összehasonlító módszertannal készülnek. A kutatási beszámolók értékelései, megállapításai hozzájárulnak a szakpolitikai vizsgálatokhoz.

A kapott válaszok alapján elemezhető az önkéntes munkát végzők társadalmi, demográfiai összetétele is, országok, ezen belül a nem fizetett formális tevékenység rendeltetése szerint. A véleménykutatás eredményei képet adnak a személyes értékrendről, a nem fizetett munka vállalása hajlandóságának motivációiról az európai országokban. Az említett egyéni hajtóerők között szerepel a szolidaritási elv, a társadalmi aktivitás kifejtése, a társadalmi tőkével, befogadással kapcsolatos szándék.

Sokféle szakpolitikai akció is segíti az önkéntességet, ilyen többek között a szociálpolitika, az oktatás és szakmai felkészítés, a gyakorlatszerzés, a sportolás nemzeti programja. Erősíti az önkéntesség vállalását az időskorban megnőtt szabadidő, illetve a fiatalabb nemzedékek önkéntességet támogató szerveződése.

Az önkéntes munkavégzés statisztikai meghatározása

Az időmérés-felvételekben többféle nem fizetett munkavégzés különíthető el a tevékenységek rendeltetése, illetve szervezeti kerete alapján. Legnagyobb arányú a háztartás részére végzett önkéntes „ellátás”, előfordulhat továbbá a „formális” és az „informális” szervezeti keretben kifejtett, jövedelmet létrehozó munkavégzés.

A 2010-ben befejezett magyarországi időmérés-felvétel eredményei is mérhetővé teszik ezeknek a nem fizetett tevékenységeknek az időarányait, a társadalmi, demográfiai csoportok szerinti bontásokkal.² A nemzeti számlák csak a nem háztartási rendeltetésű és a formális szervezetek keretében végzett termelést számolják el, mint önkéntes munkavégzést. Többnyire a kormányzat intézményei és a nonprofit szervezetek termeléséhez vesznek igénybe formális nem fizetett munkát. A családtagok ellátása, illetve a szomszéd részére végzett alkalmi („kaláka”) munka informális jellege miatt nem tartozik ebbe a kiegészített elszámolásba. Az önkéntes munkavégzés egyik lehetséges adatforrása a gazdasági tevékenységet végző statisztikai egységek beszámolója. A felmért intézmény a jogszabályok szerinti számviteli rendet alakít ki, így szervezetek szerint gyűjthető a fizetett és a nem fizetett munka mennyisége az egyes időszakokra. További fontos adatforrás a háztartások rendszeres munkaerő-felmérése a külföldi gyakorlatban.

Az önkéntes munkavégzésben résztvevők és munkahelyeik statisztikai becslései

A nemzeti számlák nem a teljes munkamennyiséget számolják el az éves intézményi felmérések alapján, csak a fizetett alkalmazottakra vonatkoznak a nonprofit szervezetek munkainputjának értékei. A nemzetgazdaság nem fizetett munka-

² A kilencvenes években végrehajtott magyarországi mintavételes felmérés módszertanát ismerteti: *Czakó et al.* [1995].

mennyiségeinek bevált adatforrása a rendszeres háztartási munkaerő-felmérés. Itt a képviseleti minta személyes (és nem intézményi) válaszai alapján határozzák meg a végzett tevékenységeket, mind a tipikus, mind az atipikus kategóriákra. A kétféle statisztikai adatgyűjtés szemlélete abban tér el egymástól, hogy az intézményi adat a munkahely mennyiségét méri, a háztartások reprezentatív adata pedig a munkát végző személyeket. Országok, időszakok, demográfiai csoportok, tevékenységi területek szerint eltérő, hogy egy személy hány formális munkahelyen végez önkéntes, nem fizetett munkát.

A népességszámlálások tízévente természetes mértékegységben mérik fel a nem fizetett munka személyes időadatait, azonban figyelmen kívül marad, hogy ezt a teljesítményt milyen intézmény formális termeléséhez használják (*Statistics Canada* [2008]). A kormányzati, illetve a nonprofit intézmények részesedhetnek a nem fizetett formális termelő tevékenységekből, de az utóbbiak túlsúlya általános.

A népesség számlálása és a képviseleti mintákkal végzett statisztikai célú felvétel lehetőséget ad a nem fizetett munkavégzés előírt kategóriáinak megjelölésére, és a beérkezett válaszok alapján kiszámíthatók az arányok. A kanadai felvétel kérdőíve átfogó tevékenységi csoportjaiból egynél több is jelölhető az önkéntes munkavégzésre, tehát a válaszadatok száma nem összegezhető. A tervezés során a válaszlehetőségek között célszerű megadni, hogy az önkéntesség szervezet érdekében vagy keretében végzett, kifejezetten nem otthoni munkára vonatkozik.

Például a pedagógus egy vizsgált időszakban a kormányzati fenntartású iskolában vállalhat önkéntes korrepetálást, szabadidőprogramot, és a klubja számára is teljesíthet szolgáltatást. A tanintézetben is, a klubban is jövedelmet termel, azonban a munkaadói ehhez nem vesznek igénybe fizetett alkalmazottat.

Szerves kapcsolat van a nonprofit szervezetek itt említett önkéntes teljesítményei és a kormányzat funkciói között. Az önkéntesen végzett egészségügyi, szociális, oktatási, kulturális és egyéb közérdekű munkával ún. természetbeni juttatások szolgáltatathatók az ellátottaknak, amelyek rendeltetésük szerint kiegészítik a pénzben értékelhető jövedelmeket. Az intézmény infrastruktúrájának tulajdonosa rendszerint a kormányzat, ahol nonprofit intézmény keretében a közreműködő személy (a példában az önkéntes pedagógus) a nem fizetett, formális munkát végzi. Gyakori az olyan együttműködés is, amikor az erőforrások egy része a kormányzaté (például az építmény, jármű, informatikai és kommunikációs infrastruktúra a katasztrófaelhárítás, rendezvényszervezés stb. tevékenységeiben).

Az időmérés-felvétel önkéntes munkára vonatkozó kérdései alapján megállapítható, hogy a képviseleti mintában mi jellemző arra a személyi körre, amely bejegyzett szervezeti egység keretében, illetve részére nem fizetett formális munkát végzett, vagy milyen a nem fizetett termelésben résztvevők időfelhasználásának aránya a teljes időkeretben. Sok szempont alkalmazható a mintavételes felmérés tervezésében,

elsősorban a társadalmi, demográfiai jellemzők szerint. Az önkéntesség szempontjából jól kezelhető kategóriák alkothatók (például városi, aktív korú, többszemélyes családban élő, legfeljebb középfokú végzettségű nő).

A statisztikai becslés vonatkozhat az önkéntesek valószínű (pótolt) számára, tevékenység szerinti összetételére, illetve a formális, nem fizetett munkaórák éves mennyiségére a két felmérés közötti években. Kialakultak azok az eljárások, amelyek az évekkal korábban összeállított időmérleg bizonyos standard információit a további évek sorozatához illesztik.

Az önkéntes munkavégzés teljesített órái és számított egyenértékű létszáma

A továbbvezetett létszám, illetve a nem fizetett munkaórák egy önkéntesre jutó becsült mértékei meghatározzák a tárgyévre elszámolható összes munkamennyiséget. A későbbi évek becsült önkéntes munkavégzését az éves munkaórák becsült megoszlásával, a fontosabb tevékenységi csoportok szerint számolják el, megtartva a képviseleti minta felmért korábbi tevékenységi szerkezetét.

Az elszámolás alapja a munkaórák éves mennyisége, ebből becslés készül a nem fizetett formális munkavégzésben résztvevők teljes munkaidős létszámának összetételére is. A statisztikai eljárás figyelembe veszi, hogy a gazdasági ágazatok időmérlegben felmért csoportjai miként kapcsolhatók a nonprofit szervezetek nemzetközi osztályozásában előírt kategóriákhoz. Az egyenértékű létszám becslésének alapadata a heti munkaidő a tárgyévben, ezt a megfigyelési egységek szerint 52 héttel szorozva számítható az éves időkeret.

Az önkéntes munkavégzés helyettesítési költsége és termelési értéke

A nem fizetett formális munka éves óramennyisége (vagy létszámadata) alapot ad az értékadatok elszámolására. A GDP elszámolása értékeli a tárgyévben teljesített önkéntes munkát, az ún. helyettesítési költség becslésével, amely megfelel a fizetett munkaerő piacán beszerezhető azonos munkáért fizetendő díjnak. A nem piaci önkéntes munkavégzés hozzájárulása ilyen kiegészítő értékelésekkel kapcsolható a kibocsátás elszámolásaihoz. A nemzeti számlák a nemzetgazdaság önkéntességből származó jövedelmeit is tartalmazhatják, ami megnöveli a hagyományos (fizetett formális) munkainputok mennyiségét és értékét.

A megfelelő homogén csoportok szerint rendezett éves munkamennyiségek ismeretében becsülhető az éves teljesítményérték. A szatellit számla alapinformációja a tevékenységek ágazati összetétele, és a képviseleti minta szerinti foglalkozási csoportok részesedése az értékalkotó tevékenységekben. Az egyes tevékenységi kategó-

riákra végezhető elszámoláshoz az egyes adatcellák ún. helyettesítési költsége szükséges. Az időadatot szorozzák az önkéntes egy teljesített órájára számított (tárgyévi, ágazati) pénzértékkel. Például a pedagógus önkéntes munkaóráinak egységértéke eltér az előadóművészként fellépő önkéntesektől vagy a közintézmény takarítását, festését, őrzését végzők helyettesítési költségétől.

Minden önkéntes munkamennyiséget az annak megfelelő fizetett alkalmazotti csoport tárgyévi felmért óraköltségével értékelnek. A számításhoz átvehető a fizetett alkalmazottakra kialakult fontosabb foglalkozási kategóriák béradata. Munkatáblák tartalmazzák a megfigyelt önkéntes tevékenységek órabérének átlagos, éves (nem kifizetett) értékét. Az órabér becslésénél figyelembe vehetik azt is, hogy az önkéntesekre inkább a részmunkaidős foglalkoztatás szabályai alkalmazhatók, vagyis a „teljes” helyettesítési költséget bizonyos arányban csökkenthetik, ott ahol a termelékenység eltérése azt indokolja a munka minőségi jellemzői alapján.

Például az ételszolgáltatást végző, képzettség nélküli önkéntes kisebb órakeresettel értékelhető, mint a vendéglátó üzem teljes munkaidős konyhai dolgozója. A szakmai felkészültséget nem igénylő önkéntes telefonügyelet esetén csökkentés indokolt, a krízisvonalon elérhető gyakorlott pszichológusok béréhez mérten; az önkéntes (nem családon belüli) betegápolás értéke is kisebb, mint a diplomás orvosok ágazati átlagos órakeresete.

A tárgyévben alkalmazásban állóknak fizetett munkajövedelem-összege összehasonlítható a fontosabb nonprofit tevékenységi kategóriák szerint, a nem fizetett formális munkavégzés helyettesítési költségeinek összegével. Ez utóbbi éves értékadattát az egyenértékű létszámmal osztva becsülhető, mekkora hozzáadott értéket hozott létre a tárgyévben az önkéntes anélkül, hogy a munkajövedelmét megfizetnék. Ezek a statisztikai értékelések megfeleltetési táblázatokat alkalmaznak a nonprofit intézmények tevékenységcsoportjai, valamint az időmérleg-felvételben alkalmazott ágazati és foglalkozási osztályozások kategóriái között, az ENSZ módszertani ajánlásai alapján.

A módszertani fejlesztések időrendje

A nemzetközi összehasonlítások a nonprofit termelésre, annak nem fizetett munkainputjára vonatkoznak. A statisztikai és véleménykutatási tapasztalatok áttekintése azért is időszerű, mert a nemzeti számlák felülvizsgált módszertana (SNA 2008 és ESA 2010) az elszámolások adatigényét kiterjeszti, többek között a nonprofit intézmények éves szatellit számláit is össze lehet állítani. Ebben a részletezett elszámolásban adatok szükségesek a nem fizetett formális munkainput mennyiségére, rendelkezés szerinti szerkezetére. Konzisztens becslés határozhatja meg az önkéntes munka

folyó áron számított helyettesítési értékét a tárgyidőszakokban. Sok felhasználási célhoz szükségesek hivatalos statisztikai információk az önkéntes munkainput társadalmi, demográfiai szerkezetéről, nagyrészt természetes mértékegységekben.³

Az ILO 2011-ben megjelenő módszertani ajánlásai segítik a legjobb nemzetközi gyakorlatnak megfelelő adatháttér fokozatos kialakítását az önkéntes nem fizetett formális munkainputra. A fejlett országokban jelenleg is készítene ilyen statisztikai célú értékelést az ajánlott eljárások alkalmazásával. A többi ország statisztikai szolgálata is tervez fejlesztéseket, hogy a nonprofit szektor hagyományos elszámolásai a nemzeti számlákban kiegészíthetők legyenek az önkéntes munkainputtal.

A nonprofit szatellit számlát, ezen belül az önkéntes nem fizetett formális munkainput elszámolását több statisztikai és adminisztratív adatforrás összekapcsolásával lehet tervezni, a módszertani az ajánlásokat követve:

- a *nonprofit intézmények* inputjának és kibocsátásának részletes adatai jelenleg is elérhetők hosszabb idősorban, a TEÁOR 2008 szerinti szervezetsorokkal is.

- a 2010-ben zárult *időmérleg-felvétel* mintasokaságáról időadatok érhetők el, többek között a háztartások önkéntes munkavégzésére, a tevékenység előírt kategóriái szerint, itt a FEOR 2008 szerinti foglalkozási csoportok időadatai összeállíthatók;

- a 2011. októberi *népesség- és lakosságszámlálás* lehetőséget ad a háztartások és személyek teljes körére vonatkozó gazdasági aktivitási jellemzők meghatározására, a census kérdései a nem fizetett munkavégzés kategóriáit is felméri, ehhez kapcsolhatók a standard statisztikai osztályozások bontásai,

- a háztartások rendszeres *munkaerő-felmérése* alapján az önkéntes munkainput időszaki mennyiségi alapadatai összeállíthatók a teljes körre és a standard osztályozásokkal, a nem fizetett munka időszaki (tárgyévi átlagos) helyettesítési költsége számítható tevékenységi csoportok és foglalkozási kategóriák szerint.

- a háztartások gazdasági aktivitásának (több évente megfigyelt) jellemzőiről továbbvezetett, frissített szerkezeti adatok mérhetők fel képviseleti minta alapján, a formális és az informális gazdaság munkainputjának előírt kategóriáira átvehetők lesznek például a kapott *jövedelmek összetételének* és mértékeinek elsődleges eredményei.

³ A *Statisztikai Szemle* eddig több alkalommal közölt tanulmányt a magyarországi nonprofit intézmények felmért teljesítményeiről (Bocz [2010]), Nagy-Sebestény [2008], Sebestény [2001]).

Irodalom

- BOCZ J. [2010]: A nonprofit szektor magyarországi működését befolyásoló tényezők. *Statisztikai Szemle*. 88. évf. 4. sz. 353–370. old.
http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2010/2010_04/2010_04_353.pdf
- CZAKÓ Á. – HARCSA I. – HARSÁNYI L. – KUTI É. – VAJDA Á. [1995]: *Lakossági adományok és önkéntes munka*. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
http://www.nonprofit.hu/sites/default/files/study/2010/12/lakoss%C3%A1gi-adom%C3%A1nyok-%C3%A9s-%C3%B6nk%C3%A9ntes-munka-1995/10053_Lakoss%C3%A1gi%20adom%C3%A1nyok%20%C3%A9s%20%C3%B6nk%C3%A9ntes%20munka_0.doc
- CEC (COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES) [2009]: *Commission Staff Working Document*. Brussels.
<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=SEC:2009:0725:FIN:EN:PDF>
- EURACTIV [2010]: *Az önkéntesség kiemelt szerepet kap 2011-ben*.
<http://www.euractiv.hu/intezmenyek-jovo/hirek/nkentesseg-europai-eve-2011-003072>
- EC (EUROPEAN COMMISSION) [2007]: *European Social Reality*. Special Eurobarometer. 273. sz.
http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_273_en.pdf
- GHK [2010]: *Volunteering in the European Union*. London.
<http://ec.europa.eu/citizenship/eyv2011/doc/Volunteering%20in%20the%20EU%20Final%20Report.pdf>
- NAGY, R. – SEBESTÉNY, I. [2008]: Methodological Practice and Practical Methodology: Fifteen Years in Nonprofit Statistics. *Hungarian Statistical Review*. Special Number 12. 112–138. old.
http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2008/2008_K12/2008_K12_112.pdf
- SEBESTÉNY, I. [2001]: A magyar nonprofit szektor nemzetközi és funkcionális megközelítésben. *Statisztikai Szemle*. 79. évf. 4–5. sz. 335–355. old.
http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2001/2001_04-05/2001_04-05_335.pdf
- STATISTICS CANADA [2008]: *Satellite Account of Non-profit Institutions and Volunteering 1997 to 2005*. Ottawa. http://dsp-psd.pwgsc.gc.ca/collection_2008/statcan/13-015-X/13-015-x2008000-eng.pdf

Hírek, események

Lemondás. *Dr. Laczka Éva*, a KSH gazdaságstatisztikai elnökhelyettese elfogadta *Somlai Gábor*, az Árstatisztikai főosztály Ipari és külkereskedelmi áruk osztálya vezetőjének 2011. április 1-jei hatállyal történő lemondását. A munkatárs a továbbiakban gazdaságstatisztikus munkakört lát el.

Megbízás. *Dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke 2011. április 1-jétől megbízta *dr. Lakatos Miklóst*, a hivatal adatvédelmi felelősét a KSH Adatvédelmi Bizottsága elnöki, *Antal László* gyakornokot, *Mátyás-Bodovics Edina* osztályvezetőt, *dr. Nagy Eszter* statisztikai tanácsadót és *Nagy Sándor* főosztályvezető-helyettest tagsági feladatainak ellátásával. A bizottság felügyeli, hangolja össze és kíséri figyelemmel az adatvédelmi szabályok hivatalon belüli érvényesülését.

Ülés. *Dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnöke 2011. április 4-én Brüsszelben részt vett az Európai Statisztikairányítási Tanácsadó Testület ülésén, és tájékoztatta annak tagjait az Európai Statisztika Gyakorlati Kódexének hazai alkalmazásáról.

Látogatás. *Dr. Navracsics Tibor* közigazgatási és igazságügyi miniszter 2011. április 22-én tett látogatást a hivatalban *dr. Vukovich Gabriella*, a KSH elnökének meghívására. Az aktuális feladatok egyeztetése során a miniszter elismeréssel szólt a hivatal munkájáról és támogatását fejezte ki a közös fellépést igénylő kérdések megoldásával kapcsolatban.

Szakmai fórumot rendezett a KSH 2011. március 29-én, melyen *Pieter Vlag* és *Gabrielle*

van Mourik, a Holland Statisztikai Hivatal két szakértője a holland taxonómiaprojekttel kapcsolatos tapasztalatokról beszélt. A rendezvényen a KSH munkatársai mellett mindazon közintézmények, vállalkozások és vállalkozói érdekképviselők képviselői is részt vettek, akik a jövőben részesei lehetnek egy adminisztratív terhek csökkentését célzó, hasonló hazai kezdeményezésnek.

A Gazdaságmodellezési Társaság (GMT), valamint a Magyar Statisztikai Társaság Gazdaságstatisztikai Szakosztálya 2011. április 5-én közösen rendezett szakmai összejövetelt *dr. Meszéna György* professzor, a GMT örökös tiszteletbeli elnöke 80. születésnapja alkalmából a KSH Keleti Károlytermében. A rendezvényen a GMT két tagja tartott előadást: *dr. Kovács Erzsébet*, a Corvinus Egyetem egyetemi tanára „A sokváltozós statisztikai módszerek egymást kiegészítő alkalmazásai” és *Armai Zsolt*, az ERSTE Bank kockázatkezelési szakértője „Puskin, az ERSTE Bank minősítési rendszere és Meszéna György professzor” címmel. Ezt követően az ünnepelt köszöntésére került sor. A *dr. Meszéna Györggyel* készült interjút egy későbbi számunkban közöljük.

Előadássorozat. A Központi Statisztikai Hivatal, a Budapesti Gazdasági Főiskola (BGF) és a Magyar Statisztikai Társaság Statisztika-oktatási szakosztálya közös szervezésben, tanórai keretjellel előadássorozatot hirdetett, melynek célja a BGF-en tanuló hallgatók tananyaghoz kapcsolódó módszertani ismereteinek bővítése, valamint a KSH bemutatása és népszerűsítése. Ennek keretében a hi-

vatal munkatársai közül 2011. április 7-én *Lindnerné dr. Eperjesi Erzsébet* osztályvezető „*Gazdasági válság a munkaerő-piaci statisztika tükrében*”, míg 2011. április 21-én *Bány Anita* fősztályvezető „Magyarország külkereskedelmi termékforgalmának és szolgáltatás- külkereskedelmének jellemzői. A globalizáció hatása a külkereskedelem-statisztikára” és *Pál Tamara* osztályvezető „A KSH nemzetközi élete” címmel tartott előadást a főiskola aulájában.

Sajtótájékoztatót tartott a KSH „A fenntartható fejlődés indikátorai Magyarországon” címmel megjelent kötet bemutatása céljából 2011. április 7-én a Fényes Elek-teremben. Az összefüggésben *Kruchina Vince* osztályvezető bevezetője után *dr. Laczka Éva*, a KSH elnökhelyettese és *Valkó Gábor* fősztályvezető tartott előadást. A most megjelent kiadvány az eddigiekhez hasonlóan egy magyarázó, értelmező fejezetekkel kiegészített adatgyűjteménynek tekinthető, ami széles szakmai körrel való konzultációt követően született. Összeállításakor a hivatal elsősorban az Eurostat fenntartható fejlődésre vonatkozó indikátoraira támaszkodott, de kibővítette azokat a hazai sajátosságokat tükrözőkkel is. Az összesen 149 (9 fő, 30 magyarázó és 110 részletező), három szinten elhelyezkedő mutató átfogó képet nyújt a magyar fenntartható fejlődés alakulásáról.

„A fenntartható fejlődés és a környezet számokban” címmel rendezett a KSH és a KSH Könyvtár közös szervezésben konferenciát 2011. április 21-én a hivatal Keleti Károly-termében. *Dr. Nemes Erzsébet*, a KSH Könyvtár főigazgatójának köszöntője és *dr. Laczka Éva*, a KSH elnökhelyettesének megnyitó beszéde után a következő előadásokra került sor: Környezeti adatok, környezeti indikátorok (*dr. Fülöp Sándor*, a jövő nemze-

dékek országgyűlési biztosa; a témához kapcsolódva, *dr. Kuslits Béla* tudományos munkatárs a Jövő Nemzedékek Országgyűlési Biztosának Hivatala által használt környezeti adatsorokról, mutatókról beszélt); Környezeti statisztika (*Valkó Gábor*, a KSH fősztályvezetője); „A fenntartható fejlődés indikátorai Magyarországon” című kiadvány bemutatása (*Bóday Pál*, a KSH osztályvezetője); Magyarország növényzeti öröksége és környezeti nevelési vonatkozásai (*dr. Bíró Marianna*, az MTA Ökológiai és Botanikai Kutatóintézetének tudományos segédmunkatársa); A Magyar Madártani Egyesület természetvédelmi monitoring tevékenysége: önkéntesek és indikátorok (*Halmos Gergő*, a Magyar Madártani és Természetvédelmi Egyesület igazgatója); Környezetvédelmi tudatosság a sorok között (*dr. Nemes Erzsébet* és *Lencsés Ákos*, a KSH Könyvtár osztályvezetője). A konferencia levezetője *Fülöp Ágnes* volt.

Olvasóink a következő számunkban olvashatnak részletes beszámolót a rendezvényről.

A Magyar Statisztikai Társaság által életre hívott etikai testület (ET) 2011. április 29-én ülést tartott, melyet *Rappai Gábor*, az ET elnöke vezetett. Az ET döntött arról, hogy a tagságáról lemondott *Harcza István* helyére *Ferencki Zoltán* ny. egyetemi tanárt kooptálja. A korábban elhatározott terv szerint az ET ezen az ülésen megtárgyalta két feltételezett ún. tesztesetet, amelyek mintául szolgálhatnak a testület későbbi működéséhez, és amelyek alapján levont tapasztalatok segíthetik az ET éles, valós helyzetekben kifejtendő munkáját. Ezt követően az elnök beszámolt a testületnek az MST vezetőivel folytatott tárgyalásairól, melyek a testület további munkájának feltételeit hivatottak biztosítani. Végül a résztvevők előkészítették a következő, szeptember elején esedékes ülést.

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

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

Protaras, Ciprus. 2011. június 19–21.

2. Nemzetközi műhelykonferencia az egészértékű idősorokról. (*2nd International Workshop on Integer Valued Time Series.*)

Információ: *Konstantinos Fokianos*

(fokianos@ucy.ac.cy.)

Honlap: <http://www2.ucy.ac.cy/~wints2011/>

Oaxaca, Mexikó. 2011. június 19–24.

35. Konferencia a sztochasztikus folyamatokról és alkalmazásairól. (*The 35th Conference on Stochastic Processes and their Applications.*)

E-mail: spa2011@matem.unam.mx

Honlap:

<http://abalontico.matem.unam.mx/SPA/index.php>

Peking, Kína. 2011. június 20–24.

Hetedik nemzetközi konferencia a matematikai megbízhatósági módszerekről „Elmélet, módszerek és alkalmazások” címmel. (*Seventh International Conference on Mathematical Methods in Reliability: Theory, Methods and Applications.*)

Információ: *Professor N. Balakrishnan*
(McMaster Egyetem, Hamilton, Ontario, Kanada)

Telefon: (+1)-905-525-9140, 23420-es mellék

Fax: (+1)-905-522-1676

Honlap: www.mmr2011.cn

Manchester, Egyesült Királyság. 2011. június 22–24.

3. Nemzetközi matematikai konferencia a sportról. (*3rd International Conference on Mathematics in Sport.*)

Honlap: <http://online.ima.org.uk>

Veracruz, Mexikó. 2011. június 26–30.

8. Bayesi nemparaméteres eljárásokról szóló műhelykonferencia. (*8th Workshop on Bayesian Nonparametrics.*)

Honlap: <http://www.bnppworkshop.org/>

Tartu, Észtország. 2011. június 26. – július 1.

IX. Tartui többváltozós statisztikai konferencia és XX. Nemzetközi műhelykonferencia a mátrixokról és a statisztikáról. (*IX Tartu Conference on Multivariate Statistics – XX International Workshop on Matrices and Statistics.*)

Honlap: <http://www.ms.ut.ee/tartu11>

Pisa, Olaszország. 2011. június 27–29.

Második olasz adatfelvétel-módszertani konferencia. (*Second Italian Conference on Survey Methodology.*)

Honlap: <http://www.itacosm11.ec.unipi.it/>

Folyóiratszemle

Belkin, V. – Storozhenko, V.:

Az oroszországi lakásépítés néhány jellemzője

(Housing Construction as a Factor in Demographic Dynamics.) – *Problems of Economic Transition*. 2010. évi 11. sz. 71–79. old.

Oroszország lakosságának életszínvonalával kapcsolatos legutóbbi vizsgálat szerint a népesség 42 százalékának (60 millió embernek) rossz a lakáskörülményei, 80 millió fő pedig elégedetlen lakásviszonyaival. Ennek egyik oka az avultság, ugyanis a lakások 62 százaléka 30 évnél idősebb és 50 százaléka olyan kisebb városokban és falvakban található, ahol nincsenek közművek. Az orosz régiók felében a vezeték nélküli víz, a csatornahálózat, a nagyfeszültségű távvezeték és a különböző állomások több mint 60 százalékát még ezután kell kiépíteni.

Az 1990-es években a lakásépítések száma mintegy felét tette ki a megelőző évtizednek, amely az 1990. évi 61,7 millió négyzetméterről 2002-re 33,8 millió négyzetméterre esett vissza. A 2003 és 2006 közötti években az ezer lakosra jutó lakásépítési alapterület Japánhoz mérten 70, az Egyesült Államokat tekintve 50 százalékkal volt kisebb. Ugyanezen időszak alatt a lakásállomány állaga jelentősen romlott, amely rontott a népesség lakásviszonyainak színvonalán. Ma mintegy 40 millió ember él komfort nélküli lakásokban és 4,2 millió főnek rossz állapotú vagy életveszélyes az otthona.

Az oroszországi lakásviszonyokban az 1950-es évek áttörést eredményeztek. A panel-

építkezések beindítása után a népesség egyharmada költözhetett jól felszerelt lakásokba. Az ország területén mintegy 300 házigyárat építettek, ami az építőipar jelentős bővüléséhez vezetett. Ez a folyamat segítette az építőanyag-ipar felfutását, az építőipari szervezetek létrehozását és a feladatok ellátásához szükséges munkaerő ki-, illetve átképzését. A házigyári technológia megvalósítása több mint 3 millió embernek adott munkát, akiknek mintegy fele szakképzett volt. Jelenleg Oroszországban az építőipar alig 1 millió főt foglalkoztat, 20-25 százalékuk a közeli országok állampolgárai. A mérsékelt lakásépítési intenzitás számos tényezőtől függ. A háztartási jövedelmek alacsony szintje mellett telekproblémák, közműhiány és egyéb infrastrukturális gondok jelen, de a korlátozott építőipari kapacitás is mérsékli a lakásépítés felfutását. A vezető ingatlanértékesítési cégek becslése szerint például a Moszkvai körzetben a lakások felét a moszkvaiak, 25 százalékát az agglomeráció lakói, míg a fennmaradó 25 százalékot Oroszország más régióinak lakosai, illetve a Független Államok Közösségének (FÁK) állampolgárai vásárolják meg. A Moszkvai körzet népessége mintegy 18 millió fő, mely területen évente 12 millió négyzetméter lakást építenek (egy főre számolva 0,7 m²-t). Ez a nem túl lendületes építkezés milliőkat foszt meg attól a reménytől, hogy lakáskörülményeik a közeli jövőben javuljanak.

Oroszország fejlett régióiban az egy főre jutó GDP több mint százszor nagyobb, mint a stagnálókbán. A dinamikus fejlődés azt igényelné, hogy a munkaerő áramlása a depresz-

Megjegyzés. A Folyóiratszemlét a KSH Könyvtár (*Lencsés Ákos*) állítja össze.

sziós régiókból a fejlettek felé folyamatossá válják. Az Egyesült Államokban, ahol a régiók fejlettsége közötti különbségek sokkal kisebbek, a munkaerő 15 százaléka a migráció részese, miközben Oroszországban ez az arány nem több 2-3 százaléknál, alapvetően a lakásárak miatt. A migrációban résztvevők száma 1992-ben még 3,3 millió fő volt, ami egy évtized alatt 2 millió főre csökkent. A munkaerőpiac két részre szakadt, a fejlett régiók jól fizetett dolgozóira, illetve a depressziós régiók alulfizetett foglalkoztatottjaira.

A számítások szerint évi 200 millió négyzetméter lakásterületet kellene évente építeni ahhoz, hogy belátható időn belül a lakásigényeket kielégíthessék. A szakértők szerint ez egy új technológiájú faházépítéssel megvalósítható lenne. Ez a módszer kisvállalkozókkal, szövetkezeti formában, sőt családi munkaerő felhasználásával is eredményes lehet.

Oroszországban a panelépítésekkel összefüggésben a népesség 77 százaléka többlakásos épületben él, míg az Egyesült Államok népességének kétharmada családi házakban lakik. A skandináv országokban a lakások 80 százaléka fából készül, amelyek mind építésetileg, mind színvonalukat tekintve nagyon különbözők. A modern technológiáknak köszönhetően a faházak egyedi megjelenéssel, eltérő műszaki színvonalon, gyorsan, minimális munkaerő- és energiafelhasználással, magas hatékonysággal építhetők fel. A tanulmány szerzői szerint a lakásépítés gyorsításának legfontosabb előfeltétele a megtakarítással is rendelkező széles középosztály léte. Nyugat-Európában a középosztályhoz tartozik a népesség kétharmada, Magyarországon és Csehországban a fele. Megállapítható, hogy az oroszországi lakásviszonyok még a kelet-európai országokhoz képest is elmaradottak.

Az Oroszországban épült új lakások átlagos alapterülete 85 m². Az egy főre jutó lakásterület itt 20 m², a skandináv országokban

75, az Egyesült Államokban és Kanadában alig kisebb mint 70, Németországban 50, Franciaországban 43 és a kelet-európai országokban 35 m². Kínában az elmúlt húsz év intenzív lakásépítési ütemét 2020-ra kivetítve az egy főre jutó lakásterület el fogja érni a 30 m²-t.

A nagyvárosokat tekintve elmondható, hogy az egy lakosra jutó lakásterület Moszkvában a legkisebb (alig 20 m²), Novosibirszkben és Krasznnojarszkban 21, Cseljabinszkben 22, Szentpéterváron 23, Szaratovban és Krasznodarban 24 m². Európa városai-ban, Varsóban 23, Prágában 29, Párizsban 37, Bécsben 38 m². 40 és 41 m² közé esik e fajlagos lakótér Rómában, Berlinben, Münchenben, Frankfurtban és Stockholmban. Ettől is nagyobb lakásterület jut egy főre Londonban (44 m²), Madridban (45 m²) és Koppenhágában (46 m²).

Közismert, hogy a termékenység Oroszországban is nagyon alacsony. Egy szociológiai felvétel adatai szerint ötször több család szeretne több gyermeket, mint azok, akiknél végül is születik. Az elmaradt születéseknek szocioökonómiai okai vannak: lakáshiány, alacsony jövedelem, drága és gyenge minőségű egészségügyi ellátás. A lakásviszonyok, az egészségügy fejlesztése, az anyák pénzügyi támogatása minden bizonnyal növelnék a második és a harmadik gyermek megszületését, de a népességcsökkenést nem tudnák megállítani.

Sheviakov orosz akadémikus a népesség-előrejelzés három változatát dolgozta ki 2050-re. Az első változat, amely a gazdasági növekedés és a kormányzat termékenységet támogató jelenlegi rendszerét veszi figyelembe, jelentős népességcsökkenést okoz. A 13 százalékosra becsült visszaeséssel a század közepére Oroszország lakosságszáma 124 millió lenne. A második előrejelzési változat nagyobb gazdasági növekedéssel és progresszív adó-

rendszerrel, azaz erőteljesebb jövedelem-újraelosztással számol. Ilyen feltételekkel 12 százalékos növekedés következhetne be, és a népességszám 159 millió főre nőne. A harmadik verzió szerint a hátrányos helyzetű rétegek jövedelme jelentősen nőne, mivel a transzferek révén egy számottevő jövedelemátcsoportosítás menne végbe a gazdagoktól a szegényebek irányába. Ebben az esetben a népességnövekedés mértéke 14 százalékos lenne és a lakosság száma meghaladná a 161 millió főt.

Független kutatók ENSZ számára készített előrejelzései ettől gyökeresen eltérnek. Ők az elmúlt 16 év demográfiai folyamatait extrapolálták, mely szerint az éves népességcsökkenés 463 ezerről 600 ezerre nő 2017-re, és meghaladja a 800 ezer főt 2025-ben. Ez azt jelenti, hogy a következő 16 évben az ország népességcsökkenése 11 millió fő lesz. Ezen belül különösen gyors mérséklődés várható a gyermekek számában. Számítások szerint a 2008. évi 40 millió gyermekkel szemben csak 27 millióval (egyharmadával kevesebbel) számolhatunk 2025-ben. A Rosstat és az ENSZ számításai szerint 2050-re Oroszország népességének majdnem egyharmadát elveszti, az összlakosság körülbelül 110 millió főre tehető majd.

A tanulmány példaként említi Baskírföld lakáspolitikáját: 2009-ben 1000 lakást építettek, amit a következő 3–4 évben még 4000 követ majd. Az egy m² alapterületre jutó lakásköltség mintegy 10–12 ezer rubel. Az építőanyagok többségét helyben állítják elő. Baskírföldön 37 faipari vállalat, 28 betongyár, 40 téglagyár működik, de számos kőolaj- és feldolgozóipari üzeme is van. A szükséges infrastruktúrát is kiépítették (utakat, hidakat, vezetékesvíz-hálózatot, gáz- és nagyfeszültségű elektromos vezetékeket). Az építőiparban 130 ezer ember dolgozik, foglalkoztatást és keresetet adva az ott élők egy részének. Mindezek következtében a munkanélküliség csökken, a lakásellátás javul és a terület makrogaz-

dasági mutatói fellendülést jeleznek. Fontos lenne az itteni tapasztalatok és módszerek egész országra történő kiterjesztése, továbbá az, hogy a lakásépítést ne csak a nagyvárosokban, hanem a közepes és a kisvárosokban, valamint a falvakban is szorgalmazzák, beleértve a depressziós területeket is.

Csak egy nagyléptékű lakásépítési programmal lehet megoldani Oroszország szorító lakáshiányát, amely jelentősen javíthatná az ország demográfiai (különösen termékenységi) helyzetét. Egy ilyen programmal megmaradna a remény az ország évszázadközepi 160 milliós népességszámára.

Hajnal Béla

kandidátus, a Debreceni Egyetem habilitált főiskolai tanára
E-mail: hajnalb@de-efk.hu

Vartia, Y.:

Az indexek készítésének elvei és az indexsorok létrehozása

(Principles of Defining Index Numbers and Constructing Index Series.¹) – *Discussion Paper*. 283. sz. 2010. január. Helsinki Center of Economic Research.

A tanulmány letölthető:
<http://ethesis.helsinki.fi/julkaisut/eri/hecer/disc/283/principl.pdf>

A szakirodalomban az indexszámok koncepcionális kérdései még mindig nem teljesen tisztázottak. Nincs konszenzus abban, hogy az index milyen függvénye lehet (legyen) a termékek árainak és a fogyasztott mennyiségnek. Nem megfelelően elválasztott az indexszámok

¹ A tanulmány Bert Balk, „Axiomatic and Economic Approaches to Index Numbers” c. előadásához (elhangzott Helsinkiben, 2004. május 27-én a PPI-módszerekkel foglalkozó konferencián) fűzött megjegyzéseken alapul.

és az indexsorok kialakítása sem. Minden érnye ellenére ez jellemző az IMF által közel-múltban kidolgozott PPI-kézikönyvre² (production price index – PPI) is, amely kissé szabadon értelmezve nem más, mint Fisher 1922-ben megjelent indexbibliájának korszerűsített változata.

Az indexszámok kidolgozásának elméleti alapjai az elmúlt harminc évben folyamatosan fejlődtek, és hatással voltak a gyakorlati alkalmazásokra. Ebben a folyamatban fontos és konstruktív szerepet játszottak a különböző nemzetközi szervezetek, intézmények (Eurostat, Ottawa Group, IMF stb.).

Nem sok azon szakértők száma, akik az indexelméletnek mind az axiomatikus, mind a közgazdasági megközelítést értik. A gyakorlatban, például az Eurostat esetében, csak az egyik felfogáson van a hangsúly. A közgazdászokra és statisztikusokra az jellemző, hogy nem mélyülnek el elméleti kérdésekben, hanem úgy gondolják, az indexek egyszerű mechanikus mérőszámok a hivatalos statisztika eszköztárában.

Vartia tanulmányában három, gyakorlati szempontból is fontos, koncepcionális kérdéssel foglalkozik:

1. Mi az indexszám (IN)?
2. Mit jelent egy indexsorozat felépítésének stratégiája?
3. Hogyan függ össze a konzisztens aggregálás (CA) és az arányosság próbája (PT)?

Mi is valójában a probléma? A szerző szerint, sok-sok erőfeszítés ellenére, az indexelmélet, különösen az aggregálást tekintve nem eléggé kidolgozott. Ez nem meglepő, mivel sok különböző diszciplína – statisztika, matematika, közgazdaságtan, mintavétel, adatgyűjtés, minőségi korrekció, hedonikus regresszió,

² Lásd:
<http://www.imf.org/external/np/sta/teggpi/con0.pdf>

számítástechnika – találkozik, mire az aktuális eredmény megjelenik.

Az indexprobléma egyszerűbbé tehető, ha megfelelő matematikai eszközöket választva, figyelmünket a lényegre irányítjuk. Az indexszámítás matematikai, gyakorlati problémái valójában az axiomatikus megközelítésből adódnak, és a lényeg az összegek, a szorzatok, valamint a változások mikro- (elemi) és makro- (aggregált) szintű kezelése. (Összegezni, összevonni könnyű, de részekre szedni nehéz.)

Ami az axiomatikus megközelítést illeti, négy axióma (CRT, UMT, MUT és PT2) teljesülésére van szükség (ezek ismertetésére később kerül sor). Ami pedig az indexsorokat illeti, fontos megjegyezni, hogy az indexformulától független, teljesen különböző problémáról van szó.

Konzisztens aggregálásról akkor beszélünk, ha az alkalmazott módszer ugyanazt az eredményt adja függetlenül attól, hogy a részekből vagy a teljes egészből számoljuk ki az „összesent”. A szerző a konzisztens aggregálásra a Montgomery–Vartia- (MV-) indexeket hozza fel példaként, amelyek majdnem triviálisan kielégítik az időtényező, a „factor reversal” próbát és az arányossági tesztet is. (Vartia megjegyzi, hogy lehetnek olyan erőltetett feltételek, amelyek megkérdőjeleznék az arányossági próba teljesülését, de a gyakorlatban ilyen szélsőséges példák nem relevánsak.)

Abban az esetben, ha két időszak fogyasztásváltozásának értékindexét elosztjuk a megfelelő körre vonatkozó árindexszel, akkor egy volumenindexet kapunk (a megszokott jelöléssel: $PQ=V$). E művelet eredményét a tanulmány „factor antithesisnek” (FA) nevezi. Így az f árindex (implicit) volumenindex „párját” f^{FA} -val jelöljük, amelyek szorosan összetartozó párt alkotnak, de a két index nem lesz szükségképpen azonos típusú, mert például egy Laspeyres-típusú árindexhez Paasche-volumenindex tartozik.

Egy index adott számú termék pozitív árainak és mennyiségeinek bináris összehasonlítása két helyzet között, amely a részindexek, termékcsoportok sorozatából állítható elő, konzisztens aggregálást feltételezve.

Nézzük a már említett négy axiómát:

- a termékek sorrendjének változtathatósága (commodity reversal test – CRT),
- függetlenség a mértékegységtől (unit of measurement test – UMT),
- függetlenség a pénzegységtől (money unit test – MUT),
- gyenge arányossági próba (weak proportionality test – PT2).

Nagyon sokféle árindex konstruálható, amelyek mindegyikéhez tartozhat egy volumenindex, de ezek legtöbbje nem szimmetrikus. Logikusnak látszik azokat az indexszámokat elfogadni, amelyeknél a felsorolt axiómák teljesülnek, mert akkor az (f, f^{FA}) indexpár mindegyike megfelel azoknak. Ilyenek a Stuvell- és az MV-indexek, amelyek esetén az aggregáció konzisztenciája is megvalósul. Kicsit lazább feltételek esetén a Tornqvist- vagy a Wals-formula is használható.

Egy indexszám két időszakot (országot vagy más szituációt) hasonlít össze. Ettől teljesen különböző stratégiát igényel az indexszámok sorozatának létrehozása. Ebben az esetben ugyanis az a probléma, hogy hogyan válasszuk meg az indexpárokat. Az eredmény bázis és/vagy láncindexek valamilyen sorozata. Ezt a problémát azonban a legtöbb esetben (például PPI-kézikönyv) nem tárgyalják kellő alaposítással.

A szerző a kívánatos próbáknak eleget tevő indexformulák fejtegetései után az indexek kiszámításához szükséges gyakorlatban megoldandó kérdéseket, feladatokat sorolja fel.

Milyen célra kell az index?

1. Az indexszámítás célszerűségének, termékkörének körülhatárolására, csoportosítására.

2. A gazdaság milyen részére (fogyasztás, termelés stb.) vonatkozzék?

3. Milyen időintervallumot fogjon át?

Technikai problémák.

4. A termékeket (reprezentánsokat) úgy kell specifikálni, hogy azok minősége, összehasonlíthatósága időben biztosított legyen.

5. Megfelelő mennyiségű és minőségű árakat kell összegyűjteni, hogy az egyedi árindexek kiszámíthatók legyenek.

6. A súlyokhoz szükséges információk megszerzése.

Az indexszámítás módszere.

7. Indexformula megválasztása oly módon, hogy a rendelkezésre álló információk jól hasznosuljanak.

8. Idősorok létrehozása.

Speciális problémák.

9. Minőségváltozás kezeléséhez megfelelő módszereket kell kialakítani.

10. Az új és megszűnő termékek kezelése.

Az idősorok előállítása független az indexformula megválasztásától, a láncolás módszere ugyanis bármely indexformula esetén járható út.

A közgazdasági megközelítés figyelemre méltó absztrakt konstrukció, modell, ami jelzi, hogy ideális helyzetben hogyan lehetne számolni. Számos tanulmány foglalkozik például azzal, hogy miként lehetne a „jólét” változását mérni. A gyakorlatban azonban ilyen számítások csak nagyon kivételes esetben végezhetők el, inkább arra van mód, hogy a változások alsó, illetve felső határát becsüljük. Ilyen célra általában a Laspeyres- és Paasche-formulák eredményei használhatók. Mindent összevetve, a közgazdasági elmélet koncepcionálisan és elméletileg iránymutató, de gyakorlati számításokat csak nagyon korlátozottan lehet végezni.

Elismerés illeti a PPI-kézikönyvet összeállító IMF-szakértőket, akik jó képet adtak az elmúlt száz év indexelméletéről. Munkájuk jó kiindulópont lesz a további elméleti és gyakorlati kutatásokhoz. A tanulmány szerzője sze-

rint azonban az indexszám koncepciója még mindig sok bizonytalanságot tartalmaz és az indexsorok összeállításának módszere sem kellően kidolgozott.

Marton Ádám

kandidátus, a KSH ny. osztályvezetője
E-mail: Adam.Marton@ksh.hu

Tella, R. – MacCulloch, R.:

Miért nem terjed a kapitalizmus a szegény országokban?

(Why doesn't Capitalism Flow to Poor Countries?) – *Brookings Papers on Economic Activity*. Spring. 2009. 285–317. old.

A közgazdászok olyan gyakran érvelnek a kapitalizmus mellett, hogy azt lehet gondolni, ez a leginkább elfogadott gazdasági rendszer a földön. Afrikában, Latin-Amerikában és néhány európai országban a közvélemény nem a piaczgazdaságot tartja a legüdvösebbnek.

A tanulmány alapvető megállapításai a következők: a kapitalizmus népszerűbb a gazdagabb országokban, mint a szegényekben. E gazdasági rendszertől való idegenkedést elsősorban az adott országban zajló korrupciós folyamatok motiválják. A közgazdászok már korábban megállapították, hogy a szigorú gazdasági szabályozások a korrupció növekedéséhez vezetnek. A tanulmány szerint ez fordítva is igaz: magasabb szintű korrupció szigorúbb gazdasági szabályozást von maga után.

Ennek feltételezhető magyarázata az, hogy a korrump vezetéssel elégedetlen rétegek megkövetelik a szigorúbb szabályozást, a magasabb adókat, egyszóval a piacnak nem kedvező intézkedéseket. Ugyanakkor ezek az intézkedések csak növelik a korrupciót, és ez megint csak a szabadpiac-ellenes intézkedésekhez vezet.

A tanulmány szerzői három érv alapján látják elméletüket bizonyítani: bemutatják, hogy

szigorúbb szabályokra vágnak azok, akik úgy gondolják, a korrupció elterjedt az országukban; a korrupció növekedése országos szinten idővel a baloldali szavazatok számának növekedéséhez vezet; és a Gallup adatai alapján a korrupció és harag közötti kapcsolat egyéni szinten gyengébb azokban az országokban, ahol a szabadpiacot korlátozó intézkedések vannak életben.

A vizsgálathoz három szempontot vettek figyelembe: a hatalmon levő pártok ideológiai megoszlását; a közvélemény-kutatásokat azzal kapcsolatban, hogy a lakosság a magánszemélyek vállalkozásait vagy az állami vállalkozásokat részesíti-e előnyben; és az új vállalkozás beindításával járó adminisztratív terhek vizsgálatát. Az országokat három csoportba sorolták vásárlóerő-paritás szerint. Az adatok alapján a jobboldali pártok könnyebben hatalomra jutnak a gazdagabb országokban, vagyis a szegényebb országok kevésbé támogatják a kapitalizmus terjedését. A gazdagabb országok lakóinak 47 százaléka részesíti előnyben a magánszemélyek vállalkozásait, 23 százalék az állami vállalkozásokat. Ez a két szám 37 és 41 százalék a szegényebb országok lakóinak körében. Az adatok azt is mutatják, hogy szegényebb országban nehezebb az új vállalkozást beindítani és legálisan üzemeltetni. Ellenpéldák természetesen akadnak, ezek általában valamilyen különleges eseménnyel, például háborús aktivitással indokolhatók.

A szerzők több lehetséges magyarázatot is megvizsgáltak. Ezek egyike az, hogy a társadalom valójában a szabadpiacot részesítené előnyben, azonban a korrump döntéshozók számára megfelelőbb a szigorú szabályozás. Az is elképzelhető, hogy az emberek nem látják a kapitalizmus előnyeit, ezért nem is képesek mellette dönteni. Azt a lehetőséget is figyelembe kell venni, hogy bizonyos társadalmakban a kapitalizmus csakugyan nem a legjobb rendszer, és ezért vannak ellene. Több elmélet vizsgálata után a szerzők legvalószínűsíti-

nübb magyarázatnak azt látják, hogy az emberek azért vetik el e rendszerformát, mert kedvez azoknak, akiket büntetni szeretnének. Bár belátják a piacgazdaság előnyeit, mégis a szorosabb szabályozást pártolják, mivel ez akadályozza a korrupcióra hajlamos réteget. A pszichológiai kutatások legújabb eredményei azt mutatják, hogy a harag akkor ölti a legnagyobb mértéket, amikor valaki mást okolunk a számunkra kedvezőtlen körülményekért. Ilyen esetekben a harag különösen nagy motiváció a büntetésre, és a haragos személy saját magát alkalmasnak tartja a büntetés végrehajtására. A tanulmányban alkalmazott Gallup-felmérés alapján megállapítható, hogy a korrupcióval szembesülő emberek hajlamosabbak a haragra.

A témához tartozik a kulturális antropológiából ismert tétel, hogy a társadalomnak hősökre van szüksége. A szegényebb országokban nincsenek jelen olyan gazdasági hősök (antropológiai értelemben), mint a fejlett országokban (például *Henry Ford*, *Bill Gates*).

A szerzők elméletének leggyengébb pontja az, hogy az emberek miért éppen a szigorúbb szabályozással büntetik a korrupt üzletembereket, politikusokat, hiszen számtalan más módszert is alkalmazhatnának erre vonatkozóan. Magyarázat lehet az, hogy ez a legközvetlenebb módszer, amellyel a társadalom üzeni képes, de a kérdés végleges tisztázása további kutatásokat igényel.

Ha a büntetésről szóló elmélet helytálló, akkor meg kell vizsgálni azt is, hogy a társadalom miért nem a konkrét személyeket, illetve csoportot bünteti ahelyett, hogy a kapitalizmus haszonélvezőit kollektíven sújtja. Ebben az esetben egy szűk csoport számára adott válaszreakciók a társadalom részéről az egész gazdaságra kihatással lehetnek az adott országban.

Lencsés Ákos,

a KSH Könyvtár osztályvezetője
E-mail: Akos.Lencses@ksh.hu

Kiadók ajánlata

TUFFÉRY, S. [2011]: *Data Mining and Statistics for Decision Making*. (Adatbányászat és statisztika a döntéshozatalban.) Wiley. New York.

Az adatbányászat nagy mennyiségű adat automatikus vizsgálatának folyamata olyan modellek és sémák esetén, melyek statisztikai számítógépes technikákat, gépi tanulást és információelméletet vesznek igénybe; ideális eszköz az ismeretek kifejtésére. Általában egy adott üzlet vagy szervezet tendencia- és profil-meghatározási igényével kapcsolatos, lehetővé téve például a kiskereskedők számára olyan sémák feltárását, melyekre marketing célkitűzéseiket alapozni tudják.

A kötet e modellek elméletének kifejtése céljából magyarázó példák mellett a klasszikus

és a modern adatbányászati módszerekkel, többek között a klaszterezéssel, a diszkriminanciaelemzéssel, a döntési fákkal, a neurális hálókkal és a támasztó vektorokkal (support vector machines – SVMs) is foglalkozik. Mindezeket túl a mai módszerek előnyeit és hátrányait szintén tárgyalja.

KROESE, D. P. – TAIMER, T. – BOTEV, Z. I. [2011]: *Handbook of Monte Carlo Methods*. (A Monte-Carlo-módszerek kézikönyve.) Wiley. New York.

Egyre több mai műszaki és pénzügyi numerikus probléma megoldása Monte-Carlo-módszerekkel történik. E technikák fokozott népszerűsége és folyamatos fejlődése a Monte-Carlo-megközelítés minden részletre kiterjedő

megértését teszi fontossá a kutatók számára. A könyv bemutatja az elméletet, az algoritmusokat és azokat az alkalmazásokat, amelyek e gyorsan növekvő terület fejlődő dinamikájának alapos megértését segítik. A szerzők az alapok (például a véletlen mintaszámok számítógépes generálási módjainak) tárgyalásával indítanak, míg a következő fejezetekben kulcsfontosságú Monte-Carlo-témákat és módszereket írnak le.

A bemutatott elméleti fogalmakat MATLAB-bal kidolgozott példákkal illusztrálják, egy internetes honlap pedig a MATLAB-programokat tartalmazza; így az olvasók közvetlenül is dolgozhatnak az anyaggal. A részletes függelékek valószínűség-elméletről, sztochasztikus folyamatokról és matematikai statisztikáról szóló háttéranyagot, illetve Monte-Carlo-szimulációval kapcsolatos, kulcsfontosságú optimalizálási fogalmakat és technikákat mutatnak be.

A könyv kiváló referenciamű alkalmazott statisztikusok, valamint műszaki és pénzügyi területen dolgozó szakemberek számára, akik a Monte-Carlo-t már használják, vagy szeretnék tanulni alkalmazásának mikéntjét kutatásaikban. De a magasabb főiskolai/egyetemi és posztgraduális évfolyamokon a Monte-Carlo-módszerekkel és számítógépes statisztikával foglalkozó kurzusok tananyagának is megfelelő kiegészítője lehet.

SIEGEL, A. [2011]: *Practical Business Statistics. Sixth Edition.* (Gyakorlati üzleti statisztika. Hatodik kiadás.) Academic Press. Oxford.

A kötet a vezetői statisztika olyan fogalmi, gyakorlatias és tényszerű megközelítése, ami a matematikai pontossággal foglalkozik, de nem hangsúlyozza túl azt. Segítségével az olvasók megtudhatják, hogy miképp lehet az adatokból ismereteket szerezni és a gyakorlati számítógépes alkalmazások használatának támogatása során a bizonytalanságot kezelni. A technikai

részletek túlzott előtérbe helyezése nélkül tanítja meg a mai és a leendő menedzsereknek a statisztika alkalmazását és megértését, lehetővé téve számukra a fogalmak jobb megismerését és az eredmények értelmezését. A szövegben az üzleti élet olyan funkcionális területeivel kapcsolatos valós adatokat tartalmazó, kiváló példák találhatók, mint a pénzügy, a számvitel és a marketing. A jól megírt és szerkesztett könyv segít a diákoknak az alapvető statisztikai alapelvek biztos megértésében, nem hátráltatva őket felesleges matematikai részletekkel.

GRIFFITH, D. A. – PAELINCK, J. H. P. [2011]: *Non-standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics.* (Nem szokványos térbeli statisztika és térbeli ökonometria.) Springer. New York.

Annak ellenére, hogy a térbeli statisztika és ökonometria a mérésel történő térbeli elemzés legújabb „hajtásai” – néhányan emlékezhetnek még a második világháború utáni vitára a „mérés nélküli elméletről” az „elmélet nélküli mérésel” szemben – számos átfogó dolgozat született az ezekkel foglalkozó szakirodalomban. Csábító azonban más területek vizsgálata is, melyekről a szerzők a kötetben beszámolnak, remélve, hogy felkeltik a bemutatott módszertanok és az ezek lehetséges további alkalmazásai iránti érdeklődést. A szerzők remélik, hogy az olvasók reagálnak majd a kiadványukra, és hálásak lennének, ha a kutatásuk által inspirált szakemberek megosztanák velük tapasztalataikat.

LOVRIC, M. [2011]: *International Encyclopedia of Statistical Science.* (A statisztikatudomány nemzetközi enciklopédiája.) Springer. New York.

A könyv célja többrétű: 1. segítse felvirágoztatni a statisztikaoktatást a világ számos táján, ahol az válságban van; (Számos, fejlődő

országból származó szerzőnek első alkalommal nyílik lehetősége együtt írni a világ legkiválóbb szaktekinélyeivel. A szerkesztő éveig kereste világszerte a legjobb hírű statisztikusokat. A nemzetközi szerzőgárda tagjai a helyi statisztikai társaságok elnökei, egyetemi statisztikai tanszékek vezetői vagy az adott ország legkiválóbb statisztikusai.) 2. adjon a nem statisztikus számára gyors és mégis átfogó, ki-

válóan érthető áttekintést statisztikai kifejezésekkel, módszerekkel vagy alkalmazásokkal kapcsolatban; 3. tegye lehetővé, hogy minden kutató, vezető és gyakorlati szakember felfrissítse gyakorlati tudását, főleg egyes, sokat vitatott területeken; 4. élénkítse a diákok statisztika iránti érdeklődését, mivel a könyv hasznát és jelentőségét szinte minden tudományágban tapasztalni fogják.

Társfolyóiratok



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

2010. ÉVI 435–436. SZÁM

Buono, I. – Lalanne, G.: A francia vállalkozások reakciója a csökkenő exportvámokra.

Lelarge, C. – Nefussi, B.: A francia termelők termékportfólió-stratégiái az alacsony előállítási költségekkel termelő országokkal folytatott verseny tükrében.

Martin, J. – Méjean, I.: Az euró és az exportár szóródása.

Bellone, F. et al.: A pénzügyi korlátozások hatása a francia vállalkozások külkereskedelmi teljesítményére.

Koenig, P. – Mayneris, F. – Poncet, S.: Agglomerációs gazdaságok a külkereskedelem és a piacra jutás nehézségei szempontjából.

Barlet, M. et al.: A kereskedelmi jellegű szolgáltatásoktól a forgalmazható szolgáltatásokig francia adatok alapján.

Gaulier, G. – Milet, E. – Mirza, D.: Francia vállalatok a nemzetközi szolgáltatáskereskedelemben.

Gazaniol, A. – Peltrault, F. – Siroen, J.: A külföldön tevékenykedő francia vállalatok teljesítménye.

Defever, F. – Toubal, F.: Közbenső termékek importja és a francia multinacionális vállalatok szervezeti döntései.

2010. ÉVI 437. SZÁM

Guillemot, D. – Peyrin, A.: 50 év feletti munkavállalók és az információtechnológia – a köz- és a versenyszféra összehasonlítása.

Ceci-Renaud, N. – Chevalier, P.: A 10, 20 és 50 fős alkalmazotti küszöbértékek hatása a francia vállalatok méretére.

Bayart, C. – Bonnel, P.: Az adatfelvételi módszer hatása a mobilitási szokások mérésére.



Journal of the
Royal Statistical Society

AZ ANGOL KIRÁLYI STATISZTIKAI
TÁRSASÁG FOLYÓIRATA
(A SOROZAT)

2010. ÉVI 2. SZÁM

Wild, C. J. et al.: Az érthetőbb inductív statisztikai fogalmak felé.

Francesconi, M. – Sutherland, H. – Zantomio, F.: Longitudinális és keresztmetsze-

ti felvételekből származó keresetek összehasonlítása: egyesült királysági adatok.

Lui, S. – Mitchell, J. – Weale, M.: Minőségi jellegű vállalati felvételek: jel vagy zaj?

Lesnard, L. – Kan, M. Y.: A munkabeosztás vizsgálata – munkanapok és -hetek kétfokozatú optimális kapcsolódáselemzése.

Stuart, E. A. et al.: Hajlandósági mutatók a randomizált kísérletek során kapott eredmények általánosíthatóságának értékelésében.

Jaffa, M. A. – Woolson, R. F. – Lipsitz, S. R.: Diszkrét túlélési modell alkalmazása az informatív jobb oldali cenzorálás kiigazítását szolgáló kétváltozós longitudinális eredmények meredekségének becslésében.

Asaduzzaman, M. – Chaussalet, T. J.: „Overflow loss” hálózati modell alkalmazása a védőnői (perinatális) hálózat kapacitástervezése során.

Plewis, I.: A nemzetiségi különbségek összefüggései a képzettségi szintek tekintetében.

Frøle, C. et al.: EUROMIND – az euróövezet gazdasági helyzetére vonatkozó havi indikátor.

Scarf, P. – Shi, X. – Akhtar, S.: A pontszorozatok eloszlásáról és a krikett ütőstratégiájáról.

Nekrológok: John Ashworth Nelder, Julian Besag.



A SZLOVÁK STATISZTIKAI HIVATAL
FOLYÓIRATA

2010. ÉVI KÜLÖNSZÁM

Benkovičová, L.: A *Szlovák Statisztika és Demográfia* folyóirat 20. évfolyama.

Olexa, M.: A *Szlovák Statisztika és Demográfia* folyóirat 20 éve az én szemszögemből.

Baláz, P. – Mokrášová, V.: A nemzeti számlák rendszere.

Potocký, R.: A matematikai statisztika helye a *Szlovák Statisztika és Demográfia* folyóiratban (húsz év mérlege).

Vaňo, B. – Volná, A.: Szlovák demográfia – jelenlegi helyzet és jövőbeni kilátások.

Statistische Nachrichten

AZ OSZTRÁK KÖZPONTI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 3. SZÁM

Demográfiai tendenciák községtípusok és földrajzi magasságkategóriák alapján.

A rákbetegségek előfordulásának becslése osztrák beteg-nyilvántartási adatok alapján.

Minimálbérindex 2010-ben 2006-os bázison.

Fogyasztói árindex 2010-ben 2005-ös bázison.

Fogyasztói árindex 2011 januárjában az előző év azonos időszakához viszonyítva.

Épület- és lakásnyilvántartás.

Szálláskapacitás 2009/2010-ben.

Módszertani jelentés a munkabéradatok alkalmazásáról a strukturális üzleti statisztikákban.



A KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL FO-
LYÓIRATA

2011. ÉVI 1. SZÁM

Szaló P. – Marosi L.: Lehet-e kétszer ugyanabba a folyóba lépni? Megújul a *Területi Statisztika*.

Dusek T.: Kétdimenziós regresszió a területi kutatásokban.

Kincses Á. – Tóth G.: Potenciálmódellek geometriája.

Nyikos Gy.: Aktualitások a fejlesztési politika területéről. Kondicionalitás és eredményorientáltság, illetve kohéziós politika versus területfejlesztés.

Lukovics M. – Kovács P.: A magyar kistérségek versenyképessége.

Reisinger A.: A településfejlesztő nonprofit szervezetek aktivitása a kapott 1%-os szja-felajánlások alapján.

2011. ÉVI 2. SZÁM

Faluvégi A.: Százhetvenöt.

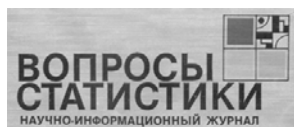
Berta Gy.-né: Adatok, információk a vörösiszap-katasztrófa térségéből.

Szaló P. et al.: Építésügyi feladatok a 2010. évi katasztrófák után Borsod-Abaúj-Zemplén megyében és Devecser térségében.

Nagy A.: A kedvezményezett térségek besorolásának alakulása, a lehatárolások módszertanának sajátosságai.

Kiss É.: A válság területi konzekvenciái az iparban.

Pénzes J.: Északkelet-Magyarország jövedelmi térszerkezetének változásai a rendszer-váltás után.



AZ OROSZ ÁLLAMI STATISZTIKAI
BIZOTTSÁG FOLYÓIRATA

2010. ÉVI 12. SZÁM

A számlálás befejeződött – interjú dr. A. E. Surinovval, a Rosstat vezetőjével az egész Oroszországra kiterjedő 2010. évi népszámlálás előzetes eredményei kapcsán.

Shustova, E. A. – Savochkina, E. A. – Pashintseva, N. I.: Az operatív adatok közzétételének alapelvei.

A Tanács legújabb jelentése a gazdasági teljesítmény és a társadalmi haladás méréséről.

Raiskaya, N. N. – Sergienko, Y. V. – Frenkel, A. A.: A gazdasági ciklusok fordulópontjait mutató összetett indexek koherenciája.

Galitskaya, N. V.: Makroökonómiai mutatók ciklikussága: történet és jelenkor.

Zabaturina, I. Y. et al.: Az orosz statisztikaoktatás alakulása.

Zainullina, Z. Z.: Újdonságok a közép- és felsőfokú szakoktatásban és ezek megjelenése a mai szövetségi statisztikai megfigyelési kérdőívekben.

Telyatnikov, N. B. – Kornev, V. P.: „Az orosz népszámlálás végrehajtásában szerzett érdemet” elismerő érem – méltó Csehov nevéhez.

Miroedov, A. A. – Kharitonova, M. V.: A Vlagyimiri terület állami statisztikai hivatalai fennállásának 175. évfordulója.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

A LENGYEL STATISZTIKAI FŐHIVATAL
FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 2. SZÁM

Muraszew, M.: Valós adatokat tartalmazó többdimenziós vektorok tetszőleges egészszámmú közelítését rögzítő algoritmus mintavétel esetén.

Florezak, W.: A GDP-t növelő tényezők termelékenységése.

Paradysz, J.: A demográfia bocsánatkérése, avagy hogyan létezhet a demográfia emberek nélkül?

Stefanowicz, B.: Demográfia emberek nélkül.

Ptaszyńska, B.: Lengyelország külföldi adósságállományának átütemezése.

Gondek, A.: A nyers születési arányszám előrejelzése Lengyelországban tér- és időbeli összehasonlításban más EU-országokkal.

Ziemiński, J.: Az államadósság változásainak hatása a nemzeti jövedelem növekedési ütemére Európában.

Gorczyca, M.: Lakáshelyzet Svájcban.

Zielińska-Sitkiewicz, M. – Witaszczyk, A.: XIX. konferencia a többdimenziós statisztikai elemzésekről.

Lengyelország társadalmi-gazdasági helyzete, 2010. december.

Wirtschaft und Statistik

A NÉMET SZÖVETSÉGI STATISZTIKAI
HIVATAL FOLYÓIRATA

2011. ÉVI 1. SZÁM

Räth, N. – Braakmann, A.: Bruttó hazai termék, 2010.

Duschek, K.: Lakhatási támogatás Németországban, 2009.

Finke, C.: Nemek közti kereseti különbségek.

Blang, D. et al.: Árak 2010-ben.

Engel, E.: A népszámlálások módszertana (történeti áttekintés) – 1. rész.