

# STATISZTIKAI SZEMLE

A KÖZPONTI  
STATISZTIKAI HIVATAL  
FOLYÓIRATA

SZERKESZTŐBIZOTTSÁG:

DR. BELYÓ PÁL, ÉLTETŐ ÖDÖN, DR. HARCSA ISTVÁN,  
DR. HUNYADI LÁSZLÓ (főszerkesztő), DR. HÜTTL ANTÓNIA, DR. KÖRÖSI GÁBOR,  
DR. MÁTYÁS LÁSZLÓ, DR. MELLÁR TAMÁS (a Szerkesztőbizottság elnöke), NYITRAI FERENCNÉ DR.,  
OROS IVÁN, DR. RAPPAI GÁBOR, DR. SIPOS BÉLA, DR. SZILÁGYI GYÖRGY,  
DR. TÓTH ISTVÁN GYÖRGY, DR. VITA LÁSZLÓ, DR. VUKOVICH GABRIELLA

77. ÉVFOLYAM 7. SZÁM

1999. JÚLIUS

## TARTALOM

Az Olvasóhoz .....	489
MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK	
A fogyasztói árindex számítás harmonizációja. – <i>Kerékyártó Györgyné – Melega Tiborné – Szabó Éva</i> .....	490
Gondolatok az infláció méréséről és elosztási hatásáról. – <i>Ékes Ildikó</i> .....	502
Az infláció mérőszámai. – <i>Dr. Marton Ádám</i> .....	515
Egyváltozós idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések. – <i>Lielí Róbert</i> .....	522
STATISZTIKAI ELEMZÉSEK	
Az 1999. évi inflációs folyamat főbb tényezői. – <i>Cinkotai János</i> .....	550
A mérsékelt inflációk nemzetközi összehasonlítása. – <i>Darvas Zsolt</i> ..	569
SZEMLE	
Az MTA Statisztikai Bizottságának 1999. június 9-i ülése. – <i>Dr. Csahók István</i> .....	596
Az MKT Gazdaságstatisztikai Szakosztályának ülése. – <i>Hunyadi László</i> .....	597
STATISZTIKAI HÍRADÓ	
Szervezeti hírek – Közlemények .....	602
STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ	
Külföldi statisztikai irodalom	
A fogyasztói árindex felülvizsgálatának eredményei. ( <i>Mináry Borbála</i> ) .....	604

Brünger, H. – Longva, S.: A nemzeti statisztikai munkát meghatározó nemzetközi elvek. ( <i>Szász Kálmán</i> ) .....	607
Hahlen, J.: A hivatalos statisztika mint a statisztikai infrastruktúra része. ( <i>Pétervári Éva</i> ) .....	608
Schneider, M. A.: A mezőgazdaság az Európai Unió keleti kibővülésének kritikus területe. ( <i>Balogh András</i> ).....	609
Böckern, A.: Az EU klímapolitikájának közgazdasági kérdései. ( <i>Nádudvari Zoltán</i> ) .....	611
Bojtkov, V. – Fili, F. és szerzőtársai: A lakosság egészségügyi és gyógyszerkiadásai. ( <i>Németh Attila</i> ) .....	613
Bibliográfia.....	615

*Utánnnyomás csak a forrás megjelölésével!*

## AZ OLVASÓHOZ

A Szerkesztőség régi terve valósult meg azzal, hogy hosszú idő után újból tematikus számmal lép az Olvasók elé. Az utóbbi időben öröndetesen megnövekedett publikálási kedv lehetővé tette, hogy jelen számunkat, az alkalmazott gazdaság- és társadalomstatisztika egyik kiemelkedően fontos területe, az *infláció* kérdéseinek szenteljük. Ez a sokakat érdeklő kérdéskör igen sok oldalról vizsgálható; éppen ezt a sokoldalú megközelítést szeretnénk bemutatni.

A kérdést elsősorban tudományos oldalról vizsgáljuk, de az empirikus elemzések és előrejelzések során nem kerülhetjük meg a napi aktualitásokat sem. Ne keressen senki közvetlen kapcsolatot az egyes dolgozatok között, hiszen nem egymásra épülő tanulmányok szerves rendszerét kínáljuk, hanem csupán egy téma köré szerveztünk más és más szemléleti megközelítésű cikkeket, melyek mind ugyanarról szólnak, de mind másképp. Külön örömet okozott az, hogy a tapasztalt, és a szakmában jól ismert elemzők mellett két fiatal is szerzőink között üdvözölhetünk, akik valóban színvonalas dolgozatokkal járultak hozzá e szám remélhető sikeréhez.

Ami az egyes cikkeket illeti, *Kerégyártó Györgyné, Melega Tiborné és Szabó Éva* tanulmányukban az infláció mérésére általánosan elfogadott fogyasztói árindex számításának jelenlegi magyar gyakorlatát foglalják össze, különös tekintettel azokra a kérdésekre, amelyeket a magyar statisztikának az EU-harmonizáció kapcsán meg kell oldania.

Szintén módszertani orientáltságú *Ékes Ildikó* dolgozata, amely a fogyasztói árindexet a legutóbbi évek fejleményei tükrében vizsgálja, feltárva annak módszertani hiányosságait, és javaslatot téve egy megélhetésiköltség-index számítására. Tanulmányában röviden kitér az infláció jövedelemátrendező hatásaira is.

*Marton Ádám* dolgozata is módszertani jellegű, a manapság igen sokat emlegetett maginfláció lehetséges és a nemzetközi gyakorlatban elterjedt definícióit és mérési, számítási módjait tekintti át.

*Lieli Róbert* cikke azt mutatja be, hogy miként lehet a korszerű idősorelemzésen alapuló modellezés eszközeivel rövid távú előrejelzést készíteni az inflációra, valamint azt, hogy ezek az előrejelzések mennyiben versenyképesek a hagyományos, a piaci szereplők által készített előrejelzésekkel.

Az infláció gazdaságpolitikai oldalát tárja fel *Cinkotai János*, aki az elmúlt évtized inflációs folyamatát elemzi, és ennek eredményeiből vezeti le az 1999. évi infláció várható alakulását.

*Darvas Zsolt* részletes összehasonlító tanulmányt ad közre, amely azt vizsgálja, hogy melyek azok a hasznosítható tapasztalatok, amelyeket a Magyarországhoz hasonló mérsékelt inflációt megélő országok a dezinfláció során szereztek.

Az önálló tanulmányok mellett *Mináry Borbála* tollából közreadunk egy ismertetést, amelyik az elmúlt években szakmai körökben nagy vihart kavart ún. Boskin-jelentést mutatja be.

Reméljük, hogy ez a régi-új kezdeményezésünk megnyeri Olvasóink tetszését, ami további biztatást ad számunkra tematikus számok megjelenítésére.

Hunyadi László  
főszerkesztő

## MÓDSZERTANI TANULMÁNYOK

---

### A FOGYASZTÓI ÁRINDEX SZÁMÍTÁS HARMONIZÁCIÓJA\*

KERÉKGYÁRTÓ GYÖRGYNÉ – MELEGA TIBORNÉ – SZABÓ ÉVA

Dolgozatunk bevezetőjeként hadd idézzük mottóként *R. Teekens* gondolatát: „...a módszer megválasztása nem mindig az »elméletileg legjobb« elven alapul, ha egyáltalán létezik ilyen elv. Az esetek többségében kompromisszumot kell kötni a csodálatos és a lehetséges között. A lehetségest mind a pénzügyi-, mind az emberierőforrás-korlátok tekintetében kell érteni”.<sup>1</sup>

A fogyasztói árindex az egyik legfontosabb nemzetgazdasági jelzőszám, fontos szerepet játszik mind a gazdaságpolitikában, mind a társadalompolitikában. Elméletileg az a feladata, hogy a lakosság által fogyasztott termékek és szolgáltatások árának változását nyomon kövesse, a fogyasztói ár inflációját mérje. A leggyakrabban hivatkozott, a legtöbb kritikai észrevételnek kitett statisztikai mutatószámok egyike és alkalmazása igen sokrétű. Felhasználják gazdasági elemzésre, reálmutatók számítására, indexálásra, szociálpolitikai döntésekhez, kamatlábak meghatározásához, adókulcsok igazításához, üzleti szerződésekhez, különféle kifizetéseknel az árváltozás követéséhez, nemzetközi összehasonlításokra stb. A fogyasztói árindex tehát a statisztikai hivatalok egyik legfontosabb szintetikus jelzőszáma. Minőségével, számításának elvi és gyakorlati módszertani kérdéseivel, továbbfejlesztésével nemzetközi szervezetek, az ENSZ Statisztikai Bizottsága, a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet (ILO), az Európai Unió országainak statisztikai hivatala (az EUROSTAT), illetve hivatalok, egyéni kutatók foglalkoznak.

Az egyes országok fogyasztói árindexük meghatározása során meglehetősen eltérő gyakorlatot követtek, követnek. Ez vonatkozik az indexsokaságra, amelyet két dimenzióban értelmezünk, azaz az index számításába bevont termékek és szolgáltatások körére és arra is, hogy milyen lakossági, illetve háztartási körre számítják. Az országok többségében a vásárolt fogyasztás árváltozását mérik abból a megfontolásból kiindulva, hogy ára és ennek megfelelően árváltozása is csak az eladásra kerülő termékeknek van. A lakossági, háztartási kör szempontjából változatosabb a kép. Az országok egy részében az indexet a teljes lakosságra, más országokban viszont egy szűkebb lakossági körre (például vagy a magánháztartásokra, vagy a városi háztartásokra), vagy a leggazdagabb, illetve a

\* A tanulmány a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem 1998. október 1–3-án tartott jubileumi tudományos ülészekén elhangzott előadás módosított változata.

<sup>1</sup> *Teekens, R.*: Consumer price indices in the European Community. Hague. Luxembourg. 1989. 78 old.

legszegényebb réteg kihagyásával számítják. Az indexszámítás módja eltér továbbá a reprezentánsok számában, az ármegfigyelés rendszerében (a mintakiválasztás módja, az árfelírás centralizált vagy decentralizált szervezése, gyakorisága) és az eredmények részletezettségében (milyen ismérvek szerinti és mélységű bontásban határozzák meg stb.).

Az egyes országok fogyasztói árindexeinek összehasonlítása a fogyasztóiárszínvonal-változásoknak sajátos összehasonlítását jelenti. Ebben az esetben ugyanis az időbeli változások területi összehasonlításáról, más szóval különböző országok időbeli indexeinek területi összehasonlításáról van szó, ami nem alapesete az összehasonlításnak, így annak szigorú követelményei is sajátosan érvényesülnek. Nyilvánvaló, hogy zavarja a tisztánlátást, ha valamely nagyobb fogyasztási terület egyik esetben benne van, más esetben nincs benne az indexben. De az, hogy technikailag hogyan végzik az árfelmérést, vagy a súlyadatokat hogyan állítják össze, ezt az egyes országok adottságait figyelembe véve lehet megoldani. A lényeg az, hogy ezek jól tükrözzék az árszínvonal változását.

A nemzetközi Munkaügyi Szervezet több nemzetközi statisztikai szervezettel együtt folyamatosan jelentős erőfeszítéseket tett a fogyasztói árindex számítás elméletének és gyakorlatának fejlesztéséért. 1987-ben az általa összehívott konferencia anyaga a „Fogyasztói árindexek” c. kézikönyvben jelent meg, melyet az ILO Munkaügyi és Statisztikai Osztályának akkori igazgatója, *R. Turvey* adott ki.<sup>2</sup> Mindezek alapján számos nemzetközi módszertani ajánlás fogalmazódott meg a nemzeti árindexek fejlesztésére és összehasonlíthatóbbá tételére.

A fogyasztói árindex számítás módszertanának nemzetközi szakmai háttere, a nemzetközi ajánlások megfogalmazása, az összehasonlíthatóság megteremtését szolgáló törekvések önmagukban nem vezettek olyan eredményhez, amely az összehasonlíthatóság megfelelő mértékét biztosítaná, illetve garantálná. Ehhez olyan kényszerítő erő is kellett, mint ami az EU keretében a tagországok nemzeti statisztikáinak egységesítése érdekében kialakult.

## HARMONIZÁCIÓS TÖREKVÉSEK AZ EURÓPAI UNIÓBAN

A fogyasztói árindexszel kapcsolatos harmonizációs törekvések hosszú múltra tekintenek vissza, az EUROSTAT már több mint 20 éve felvetette szükségességét. Tanulmányok készültek, amelyek áttekintették a tagországok árindexkészítési gyakorlatát, feltárták a hasonlóságokat és különbségeket, megfogalmazták azokat a feladatokat, amelyek a harmonizációhoz vezetnek. Az EUROSTAT megrendelésére az első nagy horderejű tanulmányt *J. Stadlbauer* készítette 1976-ban,<sup>3</sup> amely átfogóan és mélyrehatóan foglalkozott az index készítésének főbb témaköreivel, 1989-ben pedig *R. Teekens* állította össze azt az ugyancsak jelentős tanulmányt, amely a tagországok eltérő gyakorlatának összehasonlítását célozta, és azokat a kérdéseket emelte ki, amelyek a harmonizáció szempontjából legsürgősebbek bizonyultak. Ezek a helyzetfelmérő és javaslatokat megfogalmazó tanulmányok igen hasznosak voltak, ugyanakkor az is egyértelművé vált, hogy a harmonizációs munkát csak „központi vezérléssel” és a tagországok statisztikai hivatalainak aktív közreműködésével lehet végezni.

<sup>2</sup> *Turvey, R.* és társai: Consumer price indices. An ILO Manual. International Labour Office, Geneva. 1989.

<sup>3</sup> *Stadlbauer, J.*: Consumer price indices in the European Community. Comparison of existing indexes and approaches to their harmonisation. EUROSTAT. Luxembourg. 1976. 87 old.

Az Európai Unió belső határok nélküli piaca nem lehet teljes és működése sem lehet tökéletes, ha a közösség nem rendelkezik olyan információkkal, amelyek elősegítik azokat a döntéseket, amelyek megakadályozzák az egyensúlytalanság kialakulását, fejlesztik a versenyképességet, ösztönzik a növekedést.

Az Európai Unió tagországai által 1991 decemberében Maastrichtban aláírt szerződés – amely meghatározta a Gazdasági és Monetáris Unió (Economic and Monetary Union – EMU) konvergencia-kritériumait – új helyzetet teremtve, sürgősen napirendre tűzte, felgyorsította a fogyasztói árindex számításának harmonizációját. Ugyanis az egyik kritérium a Monetáris Unió működéséhez elengedhetetlenül szükséges magas fokú árstabilitást jelölte meg, amely akkor teljesül, ha az adott ország inflációs rátája legfeljebb 1,5 százalékponttal haladja meg a három legalacsonyabb inflációval rendelkező ország átlagát. Ennek megítéléséhez harmonizált fogyasztói árindex számítására van szükség, azaz a fogyasztói árak alakulását a tagországokban összehasonlítható módon kell mérni.

A fogyasztói árindex számítás harmonizálásának céljai, hogy:

- az egyes országok fogyasztói árindexeit összehasonlíthatóvá tegye;
- a térségekre, országcsoportokra számított globális indexhez olyan alapadatokat, inputokat biztosítson, amelyek egységesen kezelhetők;
- módszertanilag is javítsa az egyes országok fogyasztói árindex számítását;
- meghatározásuk gyakorlatias és alacsony költségigényű legyen.

E célok megvalósításának érdekében az egyes országok fogyasztói árindexei azonos módszerrel készülnek.

A harmonizált indexek lehetővé teszik a fogyasztóiár-infláció összehasonlítását, fontos információt nyújtanak az egységes piac működéséhez, azaz összehasonlítható inputot szolgáltatnak az egész térség, illetve az EMU részére számított indexekhez. A harmonizált fogyasztói árindexek (Harmonized Index of Consumer Prices – HICP) elsődleges felhasználási célja tehát a nemzetközi összehasonlítás biztosítása, és nem kívánja helyettesíteni az egyes országokban számított nemzeti fogyasztói árindexeket. A tagállamok szuverén döntése, hogy hazai célokra továbbra is külön számítanak-e fogyasztói árindexet, avagy a harmonizált indexet használják. Az is megfogalmazódott, hogy az inflációt a fogyasztói árindex segítségével kell mérni az összehasonlíthatóság alapján, ugyanakkor felismerték, hogy az infláció olyan jelenség, amely a piaci ügyletek valamennyi formájában megnyilvánul, beleértve a tökevásárlásokat, a kormányzati vásárlásokat, a munkabérfizetéseket, a fogyasztók vásárlásait. A harmonizált fogyasztói árindex így kifejezetten és csak a fogyasztóiár-infláció nemzetközi összehasonlításának céljára van tervezve.

A több évre tervezett harmonizációs munka természetesen hozzájárul az árstatisztika folyamatos fejlesztéséhez, és minden bizonnyal a fogyasztói árindexek minőségének általános javulását eredményezi, amelyre a szakemberek véleménye szerint a harmonizációtól függetlenül is szükség van.

## A HARMONIZÁCIÓS MUNKA MENETE ÉS EREDMÉNYEI

Az EU-tagországok fogyasztói árindexének harmonizációját az EUROSTAT irányítja és koordinálja a tagországok statisztikai hivatalaival együttműködve. A többéves előkészítő munkával a harmonizált fogyasztói árindex készítésének jogi alapjait is megteremtették.

A harmonizált fogyasztói árindex „acquis communautaire” (az Unióhoz kapcsolódó jogok és kötelezettségek, valamint az azt biztosító intézményi keret) minősítésű, a tagországok számára kötelezően számítandó statisztikai mutató, amelynek ez idáig jogszabályokban rögzített alapkövetelményeit

- az Európai Tanács (EC) 2494/95. számú rendelete a harmonizált fogyasztói árindexről,
- az Európai Bizottság (EC) 1749/96. számú rendelete a harmonizált fogyasztói árindexről,
- az Európai Bizottság (EC) 2214/96. számú rendelete a harmonizált fogyasztói árindexeknek EUROSTAT-hoz továbbításáról,
- az Európai Bizottság (EC) 2454/97. számú rendelete a súlyokról,
- az Európai Tanács (EC) 1687/98. számú rendelete a harmonizált fogyasztói árindexben szereplő termékek és szolgáltatások köréről,
- az Európai Tanács (EC) 1688/98. számú rendelete a harmonizált fogyasztói árindex területi és népesség szerinti lefedettségéről

című dokumentumok tartalmazzák. Az egyes részterületek szabályozása ún. útmutatókban (Guide-lines) történik, amelyek használata szintén kötelező érvényű. A tagállamok részére ily módon szigorú, pontos „menetrendet” állapítanak meg.

A jelenlegi munkaszakaszban a tagországok képviselői a jogszabályban még nem rögzített alapkövetelmények pontosításán és a fogyasztóiár-statisztika egyéb egyeztetendő területeinek összehangolásán munkálkodnak.

*A harmonizáció első szakasza.* A harmonizált fogyasztói árindex készítésének első állomása az ún. ideiglenes indexek megjelentetése volt. Ezek az indexek szinte teljes egészében a meglévő nemzeti fogyasztói árindexeken alapulnak, amelyeket csak annyiban korrigáltak, hogy a termékkör a lehető legnagyobb hasonlóságot mutassa. Így például az ideiglenes index minden tagországban tartalmazta az alkoholt és a dohányárut, melyek néhány ország nemzeti fogyasztói árindexében korábban nem szerepeltek. Nem tartalmazta viszont az egészségügyi és oktatási szolgáltatásokat, a biztosításokat, a tulajdonosok által lakott lakások használatát, mert ezek olyan tételek, amelyek a tagországok egy részének nemzeti indexében nem szerepelnek, illetve nagyon eltérő módon kezelik ezeket. Ez az index a tagállamok többségében a nemzeti fogyasztói árindexnek szűkített változata. Az összehasonlíthatóság szempontjából azonban az ideiglenes indexek jobb alapot nyújtanak a fogyasztóiár-infláció nemzetközi összehasonlítására, mint a nem korrigált, a megfigyelési kör kiigazítása nélküli nemzeti indexek. Az ideiglenes indexeket 1996 februárjától 1997 januárjáig számították és publikálták.

*A harmonizáció második szakasza.* A második állomás a harmonizált fogyasztói árindex számítása és megjelentetése volt. Lényegében egységesítették az index értelmezési tartományát s módszertanát. A termékkört kibővítették az ideiglenes indexekhez képest, így például kiterjesztették a gépkocsi- és az ingóságbiztosításokra, a társasutazásokra, bizonyos banki szolgáltatásokra, esti iskolákra, olyan egészségügyi termékekre, amelyek recept nélkül beszerezhetők, viszont továbbra sem vesznek figyelembe néhány olyan nagyon nehezen kezelhető tételt, mint az egészségügyi és az oktatási szolgáltatások, a saját tulajdonú lakások használata. A nyugat-európai országok, közülük is az EU-tagországok az Európai Unió megjelenésével többféle indexet számítanak és közölnek.

Az EUROSTAT által megjelentetett indexek:

- az európai fogyasztói árindex (European Index of Consumer Prices – EICP) a tagországok harmonizált fogyasztói árindexeinek súlyozott átlaga,



- az európai gazdasági térség indexe (European Economic Area Index of Consumer Prices – EEAICP) 15 tagállam, továbbá Norvégia és Izland harmonizált fogyasztói árindexeinek súlyozott átlaga,
- a Monetáris Unió fogyasztói árindexe (Monetary Union Index of Consumer Prices – MUICP) 11 tagország harmonizált fogyasztói árindexének súlyozott átlaga,
- mintegy 100 fogyasztási csoport részindexe az egyes tagállamokra számítva és a hozzájuk tartozó súlyok, valamint súlyozott átlaguk.

Ilyen részletezésben közlik a havi indexeket, a havi változási rátákat, az éves átlagos indexet, az éves változás átlagos rátáját. Az első HICP-eredményeket 1997. március 7-én hozták nyilvánosságra. A következőkben bemutatjuk az 1998. decemberi rátákat.

*A harmonizált fogyasztói árindex alapján számított éves inflációs ráták  
(az inflációs ráta növekvő sorrendjében)*

Megnevezés	Inflációs ráta*	Megnevezés	Inflációs ráta*
Az európai gazdasági térség (MUICP)	0,8	Dánia	1,1
EU15(EICP)	1,0	Spanyolország	1,4
Svédország	0,0	Hollandia	1,5
Franciaország	0,3	Egyesült Királyság	1,5
Németország	0,4	Olaszország	1,7
Luxemburg	0,4	Írország	2,2
Ausztria	0,5	Portugália	2,8
Belgium	0,7	Görögország	3,7
Finnország	0,8		

\* 1998. december 1997. decemberének százalékában.  
Forrás: EUROSTAT Press Releases. № 0899-29. 1999. január.

A harmonizált fogyasztói árindexek előállítása jelentős előrelépés, de nem végállomása a harmonizációs folyamatnak. A munka befejezési határideje 2000 decembere.

## A FOGYASZTÓI ÁRINDEX HARMONIZÁCIÓJA

A fogyasztói árindex készítésének két fő adatforrása a fogyasztói árak megfigyelése és a fogyasztás szerkezete. Az indexszámítás egységesítése mindkét területet átfogja és a módszertani kereteket kijelöli, legfontosabb mozzanatait a reprezentativitás biztosításától és az ár megfigyeléstől kezdve az index publikálásáig bezáróan egységes módszertani elveket követve szabályozza. A már elfogadott módszertani részletszabályozásokat – amelyeket természetesen folyamatosan finomítanak – az alábbiakban lehet összefoglalni.

*Az index sokaság.* Az index a fogyasztás körének szempontjából:

- a közvetlen fogyasztási igényeket kielégítő termékekre és szolgáltatásokra – elméletileg teljes egészére – de az egységesítés érdekében meghatározott körére vonatkozik,
- a vásárolt fogyasztás árváltozását méri.

A fogyasztók körének szempontjából pedig:

- a lakosság, illetve a háztartások teljes körére vonatkozik,
- a hazai lakosság mellett a külföldiek fogyasztását is figyelembe veszi.

*Az index reprezentativitása.* A fogyasztói árak megfigyelését több szempontból (a fogyasztási javak, az ármegefigyelés helye és időpontja szerint) mintának lehet tekinteni. A termékek és szolgáltatások kiválasztására vonatkozóan a harmonizált index számításának szabályozásában nincs ugyan konkrét előírás, az a fogyasztási sajátosságok figyelembevételével történik. Az alapelvek előírják, hogy a mintának tükröznie kell az egyes fogyasztói csoportokon belüli, illetve a csoportok közötti megoszlásokat. (EC 1749/96. 8. cikkely.) A harmonizált fogyasztói árindex számításánál azokat a termékeket és szolgáltatáskategóriákat kell számításba venni, amelyeknek súlya meghaladja az összes fogyasztási kiadás egy ezrelékét. (EC 1749/96. 3. cikkely.)

A harmonizációs követelmények között az ármegefigyelésre kiválasztott fogyasztási javak, reprezentánsok számára vonatkozó előírás nincs, közvetve azonban azzal szabályozzák, hogy kellően reprezentálják a fogyasztást, és megfelelő pontosságú árindexet eredményezzenek.

Az ármegefigyelések helyére, azaz a térbeli reprezentativitásra vonatkozó szabályozás azt írja elő, hogy a kiválasztás az egész országot reprezentálja. (EC 2494/95. 3. cikkely.) Követelmény a havi ármegefigyelés, de a hónapon belüli árfelírások időpontjaira és gyakoriságára nézve nincs külön előírás.

*Az index tartalma.* A harmonizált fogyasztói árindexnek a tiszta árváltozást kell mérnie, tehát nem tartalmazhatja sem az összetétel-változás (helyettesítés), sem a javakban bekövetkezett minőségváltozás okozta árváltozás hatását. Ha a termékcsereélődés során tulajdonképpen helyettesítésről van szó, mert a két termék között nincs minőségi különbség, csak árak különböznek, a teljes árkülönbséget árváltozásként indokolt figyelembe venni. Ha a helyettesítés során a termék, illetve a szolgáltatásféleség jellemzőiben, típusában vagy hasznosságában lényeges a változás, ez minőségi változásnak tekintendő.

Az index tartalmával kapcsolatban külön szabályozzák a hiányzó árak pótlásának, illetve a minőségi változások kezelésének módját. A hiányzó árak (a termék, vagy megfigyelésének helye, a bolt időlegesen vagy végleg eltűnik a piacról) pótlása során az egyes országokban korábban alkalmazott eljárástól eltérően nem lehet ismételni az előző hónapban felírt árat, hanem azt imputálással (becsléssel) kell pótolni. (EC 1749/96. 6. cikkely.) A minőségváltozás egységes kezelése pedig azt jelenti, hogy szét kell választani az árban az infláció és a minőségi változás hatására bekövetkező változást, és csak az elsőként megjelenő tényező hatását fejezheti ki az index. A gyakorlatban ezt úgy oldják meg, hogy a bázisárát módosítják a minőségváltozásnak megfelelően. (EC 1749/96. 5. cikkely.) A bázisár korrekciójának jelenleg még nincs egységes módszere. A statisztika elmélete többféle eljárást dolgozott ki ilyen célra. Közülük figyelemreméltó és a gyakorlatban is használt például Egyesült Államok, Hollandia) a hedonikus árindex, amely a termék legfontosabb paraméterei és ára közötti regressziós összefüggés alapján határozza meg a minőséggel arányos árat. A becslések során természetesen az áruszakértők segítségét is igénybe kell venni. A minőségi változások kezelése különösen előtérbe került az Egyesült Államokban készült Boskin-jelentés kapcsán.<sup>4</sup>

*Az indexszámítás technikája.* A fogyasztói árindex az ármegefigyelésre kiválasztott termékekre és szolgáltatásokra, azaz a reprezentánsokra számított egyedi árindexekből

<sup>4</sup> Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to study the Consumer Price Index (chaired by M. Boskin) Print.104-72, 104 cong., 2 sess. Government Printing Office. Washington D. C. 1996.

( $i_j$ ) építkezik. (EC 1749/96. II. sz. függelék.) Az egyedi árindexeket a reprezentánsra felírt árakból mértani- vagy számtaniátlag-formában számítják. A mértani átlag formulája:

$$i_j = \sqrt[n_j]{\prod_{i=1}^{n_j} p_{ij1}} / \sqrt[n_j]{\prod_{i=1}^{n_j} p_{ij0}} = \sqrt[n_j]{\prod_{i=1}^{n_j} p_{ij1} / p_{ij0}}$$

ahol:

$p$  – a felírt ár,  
0, 1 – a bázis- és tárgyidőszak,  
 $n_j$  – a  $j$ -edik reprezentánsra felírt árak száma.

Az ily módon számított egyedi árindexek egyben a reprezentánsra felírt árak átlagának a változását, illetve az egyes árfelírások változásának az átlagát jelentik.

A reprezentánsokra meghatározott egyedi indexekből készülnek a fogyasztási csoportokra, illetve a fogyasztás egészére számított indexek. A fogyasztói árindex formulája:

$$I = \sum_{j=1}^k W_j I_j$$

ahol:

$I_j$  – a  $j$ -edik fogyasztási csoport árindexe,  
 $W_j$  – a  $j$ -edik fogyasztási csoport súlya a fogyasztáson belül,  
 $k$  – a fogyasztási csoportok száma.

Az indexeket havonta (EC 2494/95. 8. cikkely), Laspeyres-formulával (EC 2494/95. 9. cikkely) számítják. Az összehasonlítás alapja fix bázis, jelenleg az 1996. év. Az ily módon meghatározott alapindexekből származtatják az egyéb viszonyítású (havi és éves) indexeket. Az eddigi hazai gyakorlat az egyes hónapok árszínvonalát mindenkor az előző év decemberéhez viszonyította, és ezekből az indexekből képezte a további indexeket.

*A harmonizált fogyasztói árindex súlyrendszere.* A fogyasztás szerkezetének, vagyis a fogyasztói árindex készítéséhez szükséges súlyoknak a meghatározására nincs egységes előírás. Általános alapelv, hogy az egyes országokban a fogyasztási csoportok indexeihez rendelt súlyoknak az adott tétel fogyasztáson belüli arányát kell kifejezniük, ezért a súlyok országonként változnak. Időben változatlan súlyokat akár hét évig is lehet használni, ha a fogyasztás struktúrája lényegesen nem változik (olyan esetben viszont változtatni kell a súlyokat, ha azok az évi árindexet legalább 0,1 százalékponttal módosítanak). A közösség egészére, illetve a gazdasági térségre vonatkozó indexet a tagállamok indexeiből súlyozott átlagként származtatják, ahol súlyként az egyes országoknak az EU, illetve a térség országainak összesített végső fogyasztási kiadásaiból való részesedését használják.

A súlyokat a hazai fogyasztás szerkezetének megfelelően kell megállapítani, tehát a hazai lakosság mellett a külföldiek fogyasztását is figyelembe véve. Azonban az összehasonlíthatóság igen fontos kritériuma, hogy a fogyasztás struktúrája – a nemzeti osztályozásokkal szemben – a nemzetközileg elfogadott csoportosítást kövesse. A lakossági fogyasztás osztályozása a javak rendeltetése szerinti nomenklatúra, melynek használata a harmonizált fogyasztói árindex számításánál kötelező. (EC 1749/96. 2. cikkely.)

Az indexet tehát az új nemzetközi osztályozás felhasználásával, az 1996-ban elkészült, végső formáját 1998-ban elnyert fogyasztási nomenklatúra (Classification of

Individual Consumption by Purpose – COICOP) részletezettségének megfelelően határozták meg. A fogyasztási célok szerinti csoportosítás COICOP/HICP változatát, a fogyasztói árindex készítéséhez, publikálásához alakították ki. E nómenklatúra egyike annak a három funkcionális osztályozásnak, amelyet az 1993-as SNA további alkalmazási területei, a háztartásstatisztika (COICOP/HBS) és a vásárlóerő-paritáson mért összehasonlítás (COICOP/PPP) során használnak.

Fogyasztási nómenklatúra (COICOP/HICP) főcsoportjai:

1. Élelmiszerek
2. Szeszes italok, dohányárúk és kábítószer
3. Ruházat és lábbeli
4. Lakásszolgáltatás, víz, villamos energia, gáz és egyéb tüzelőanyag
5. Lakberendezés, lakásfelszerelés és háztartási szolgáltatások
6. Egészségügy
7. Közlekedés
8. Posta és hírközlés
9. Pihenés és kultúra
10. Oktatás
11. Szálláshely-szolgáltatás, vendéglátás
12. Egyéb használati cikk

*A fogyasztóiár-statisztika publikációs rendszere.* A HICP számításával kapcsolatban a tagországoknak az EUROSTAT részére részletes információt kell nyújtaniuk a meghatározott bázison és részletezettségben elkészített árindexekről. Előírások rögzítik az indexek publikációjának időpontját és módját is. (EC 2214/96. 3. cikkely és EC 1749/96. 1.sz. függelék.)

## A HARMONIZÁCIÓ JÖVŐJE

Az egységesítési munkálatokban a közeljövőben három fő területen várható előrelépés: az index értelmezési tartományának további kiterjesztése, a minőségi változások hatásának figyelembevétele és a súlyozás terén.

A fogyasztói árindex által megfigyelt kör bővítése néhány fontos, de problematikus területnek a figyelembevételét jelenti. Az egészségügyi és oktatási szolgáltatások még a második szakaszban számított indexekből is lényegében kimaradtak. Ezzel kapcsolatban a fő problémát az jelenti, hogy az egyes tagországokban nagyon különböző e szolgáltatások támogatottsága. Felmerül tehát, hogy az egészségügyi és oktatási szolgáltatásokat a lakosság által ténylegesen fizetett nettó összegben avagy a rendelkezésre bocsátás teljes költségén mint áron kell-e figyelembe venni. Hasonlóan problémát jelent az indexben a saját tulajdonú lakások használatának megfelelő kezelése. Sem az imputált lakbér, sem a jelzálogkamatok alkalmazása nem bizonyult megfelelő módszernek, így felmerült, hogy az új lakások nettó árával, vagy e tétel teljes kihagyásával számítsák-e az indexeket. További vitatott tételek a banki szolgáltatások és az eddig figyelembe nem vett, de a fogyasztás keretébe tartozó biztosítások, illetve a szerencsejátékok. Bár nem valószínű, hogy ez utóbbiak lényeges hatást gyakorolnának a harmonizált árindexre.

A továbblépésnek ugyancsak fontos mozzanata – mint már korábban említettük – a minőségi változások kezelésének elméletileg kimunkált szabályozását a gyakorlatba is

megfelelő módon átültetni. A fogyasztói árindex megkövetelt pontosságának ugyanis egyik meghatározó tényezője a minőségi változások hatásának kiszűrése, mivel a termékválaszték állandó cseréje szükségessé teszi a minőségi változások elkülönítését az árváltozásoktól.

Ami a súlyokat illeti, további tartalmi és technikai egységesítéseket kell végezni. Számos tagországban még nem a harmonizáció követelményeinek megfelelő súlyozást alkalmaznak. A súlyozás terén a továbblépést elsősorban a nemzeti számlákból származtatható adatok jelentik.

### A HAZAI FOGYASZTÓI ÁRINDEX ÉS A HARMONIZÁCIÓ

A jelenleg számított hazai fogyasztói árindex metodikáját 1991-ben dolgozták ki, és 1992-re jelentek meg először az új módszerrel számított adatok.

A fogyasztói árindex módszerében bekövetkezett változásokat elsősorban a piaczgazdaságra való áttérés indokolta, jóllehet az árindex számítását bizonyos időközönként egyébként is felül kell vizsgálni. Az árak szabad mozgása miatt a korábbinál nagyobb területi, bolti árkülönbségek alakultak ki, és az árak változásának szóródása is megnövekedett. Ez a változás megkívánta, hogy az árakat közvetlenül az értékesítési és szolgáltatási helyeken figyeljék meg, ezt a munkát független árfelírók végezzék, és nagyobb mennyiségű összegyűjtött árra alapozzák a számításokat. Az eladóhelyek, a boltok számának igen nagy mértékű növekedése is szükségessé tette az árgyűjtési módszer új alapokra helyezését. Az új árindexszámítás bevezetésének időszaka egybeesett az EU-ban folyó harmonizációs törekvésekkel.

A hazai fogyasztói árindex számításának gyakorlati tapasztalatai, a felhasználók növekvő és változó igényei és nem utolsósorban az EU harmonizált árindexének kidolgozásánál megvitatott és a viták eredményeként elfogadott módszerek tanulmányozása indokolja a magyar fogyasztói árindex módszertanának felülvizsgálatát. Az EUROSTAT indexszámítási szakemberei konzultációkkal segítik a felvétel előtt álló országok fogyasztói árindexeinek a harmonizáció követelményeihez való közelítését. Ezt szolgálta az 1996 májusában az EUROSTAT programjának keretében Budapesten tartott nemzetközi tanácskozás.

Mivel az EU-tagság feltétele a HICP számítása, 1998-tól a közép- és kelet-európai országokat érdemben is bevonták a harmonizációs munkálatokba. A belépés előtt álló országokban, így Magyarországon is folyamatban van a harmonizációs követelményeknek megfelelő fogyasztóiár-statisztika kiépítése.

A HICP-számítás követelményei alapján a hazai fogyasztói árindex számítási gyakorlat bizonyos jellemzőiben teljes egészében megfelel, más jellemzőiben pedig kisebb, illetve nagyobb mérvű változtatásokra szorul.

A jelenlegi hazai index a HICP-re vonatkozó előírások fő jellemzőinek a következőkben felel meg:

- az index a vásárolt fogyasztásra vonatkozó árváltozást méri;
- a teljes lakosságra vonatkozik;
- havi ármegefigyelés van;
- az árfelírásból hiányzó árak pótolják;
- az alkalmazott indexformula Laspeyres-típusú.

## Változtatásokat igényel:

- az indexnek a vásárolt hazai fogyasztást kell felölelnie (tehát a külföldieknek az ország területén történő fogyasztásicikk- és szolgáltatásvásárlásait is magában kell foglalnia);
- a fogyasztás nomenklatúráját a COICOP/HICPC-nek megfelelően kell átalakítani;
- az indexszámítás viszonyítási alapjaként a fix bázisnak tekintett éves átlagárakat kell használni;
- az éves index számításánál használt értéksúlyoknak összhangban kell lenniük az indexszámítási követelményekkel.

Ezekon kívül természetesen a harmonizációs munka folyamatában vannak még megoldásra váró más feladatok is, az indexszámítás gyakorlatának további finomítása a hazai árstatisztikára is vonatkozik. Ilyenek a problematikusnak tekinthető tételek (egészségügy, oktatás, saját tulajdonú lakások használata), az új termékek figyelembevételének módja, a minőségi változások hatásának kiszűrése, a szezonális kezelés stb.

A hazai fogyasztóiár-statisztika további kérdése, hogy a harmonizációs előírások – mint láttuk – közvetlenül nem foglalják a fogyasztói árindex számítás valamennyi mozzanatával. Itt néhány olyan fejlesztésre váró kérdéskört említünk, amelyek bár nem részei a harmonizált fogyasztói árindex számításának, de megítélésünk szerint minőségében javítják a fogyasztói árindexet és így természetesen a harmonizáltat is.

– Az index minősége szempontjából igen jelentős szerepe van az árfelírói munkának, mely általános intelligencia és rátermettség mellett szakértelmet, elsősorban áruismereti és statisztikai felkészültséget igényel. Az eddig alkalmazott tanfolyami jellegű képzés és továbbképzés színvonalát és követelményeit emelni kell (korszerű oktatási anyagok, módszerek és eszközök alkalmazásával). Az is javasolható, hogy az Országos Képzési Jegyzékben a kérdőbiztosi és árfelírói tevékenységet szakmaként ismerjék el, amely középfokú statisztikai képzettséggel járna, és ehhez iskolarendszerű vagy iskolarendszeren kívüli képzési keretet kellene biztosítani. Minden bizonnyal ezzel a kérdőbiztosi, összeírói, árfelírói tevékenység a jövőben a hazai gyakorlatban is felértékelődne.

– Véleményünk szerint csökkenthető a hazai fogyasztói árindex számítás inputjának mérete is. Az ármelegfigyelés alapjául szolgáló reprezentánsok száma – bár az elmúlt időszakban csökkent (1992 előtt 3100, 1992-től 1800, 1998-ban 1600) – még túlságosan magasnak tűnik a nemzetközi összehasonlítások tükrében.

*A fogyasztói árindex inputjának mérete néhány országban a 90-es évek második felében*

Megnevezés	Ausztria	Franciaország	Magyarország	Szlovénia	Csehország
Reprezentánsok száma	710	1 000	1 600	503	731
Ármelegfigyelési település	20	100	85	4	42
Árusítóhely	4 200	30 000	8 000	500	10 000
Árfeljegyzés	40 000	150 000	130 000	11 000	90 000

*Megjegyzés.* A hazai statisztikában a reprezentáns definíciója eltér más országokétól, pontosabb leírását adja a termékeknek és a szolgáltatásoknak. Ebből következően egy-egy termékfeleséget több reprezentáns is képvisel (például néhány nyugati országban a „színes televízió” szerepel a reprezentánsok között, nálunk ennek négy változata is megjelenik a fogyasztóiár-statisztikában). A hazai magas mintaelemszám tartós fennmaradásában bizonyára szerepet játszott az is – és ez a korábbi évtizedekre érvényes –, hogy mind a politika, mind a közvélemény részéről rendkívül erős kritikával fogadták az árindex értékét és a statisztika szolgálat állandóan védekezésre kényszerült. A magyarázkodás könnyebb útját jelentette a magas reprezentáns-száma való hivatkozás. De hozzájárult az elemszám illetően alakulásához az is, hogy az árindex előállításának költségeit korábban kevésbé korlátozták.

– Megvizsgálandó a pontosság és a költségcsökkentés szempontjából az is, hogy bizonyos nagy szóródású termékeket több reprezentánssal, illetve ármegefigyeléssel kell szerepeltetni, míg a kisebb szóródás esetén kevesebb reprezentáns, illetve árfelírás is elég az áralakulás mérésére.

– A módszertani vizsgálat során foglalkozni kell a központilag kezelt reprezentánssal is. A nemzetközi tapasztalatok szerint több országban (például az Egyesült Királyságban, Franciaországban, Hollandiában stb.) növekvő arányban szerepelnek a központilag megfigyelhető reprezentánsok. Ebbe a csoportba nemcsak a hatóságilag szabályozott, hanem bizonyos monopolszervezetek által meghatározott árú termékek és szolgáltatások tartoznak. A hazai gyakorlatban az ilyen reprezentánsok (például a postai díjak) aránya növekvő (1992-ben 10,9, 1998-ban 17,6 százalék), bár ez az arány messze elmarad a lehetőségektől. A KSH munkanyagaiban is szerepel, hogy további tételekkel lehet bővíteni ezt a kört (például villamos energia, gáz, tankönyvek, utazási irodák szolgáltatásai stb.). Ez azért is indokolt, mert ez esetben könnyebb az adatgyűjtés és az ellenőrzés is.

– Az ármegefigyelés gyakoriságára és időpontjára nincs külön előírás, azt igazítani lehet a nemzeti sajátosságokhoz. A magyar ármegefigyelés minden hónap második napjától a huszonkettedik napjáig, tehát három hétig tart, és valamennyi reprezentáns minden hónapban szerepel az adatgyűjtésben. (Több ország azt a gyakorlatot követi, hogy rövidebb időintervallumra koncentrálódik az árfelírás és egyes termékekre és szolgáltatásokra csak negyedéves, illetve féléves ármegefigyelést alkalmaznak. Ennek ugyancsak a költségek, a feldolgozás és az ellenőrzés időtartama szempontjából van jelentősége, ugyanakkor a harmonizált fogyasztói árindex számításának menete havi gyakoriságú adatgyűjtést ír elő valamennyi kiválasztott termék és szolgáltatás esetében. Az árfelírás időintervallumával (Ausztria 1 nap, Franciaország 1 hónap) ebben az évben foglalkozik az EUROSTAT. Valószínűsíthető a hosszabb intervallum előnyben részesítése, mivel az 1-2 napos árfelírás a változó szezonális hatásokat nem tükrözheti.) Az összeírás 1-2 napra csökkentése valószínűleg az árindex minőségét nem befolyásolná, de költségmegtakarításhoz vezethetne.

A fogyasztóiár-statisztikával kapcsolatban az is felmerült, hogy a továbbiakban szükség lesz-e kétféle indexre, egy nemzeti és egy harmonizált fogyasztói árindexre. E kérdés megválaszolása ma még korai lenne. Mérlegelni kell a kétféle index várható tartalmi és számszerű eltérését, illetve a felhasználói igényeket és nem utolsósorban a költségkihatásokat is. A fogyasztói árstatisztika alapadatai ugyanakkor bizonyos mértékig eltérő tartalommal összeállított, különböző felhasználási célokat, igényeket szolgáló indexek számítására is lehetőséget adnak.

Ami az inflációmérés és a fogyasztói árindex kapcsolatát érinti, többféle megközelítéssel is lehet találkozni. Ma az az általános nemzetközi gyakorlat – és ebben egyetértés van –, hogy az infláció mérőeszközeként a fogyasztói árindexet használják. A fogyasztói árindex kifejezetten csak a fogyasztóiár-inflációt méri. Az infláció azonban a fogyasztóiár-inflációnál szélesebb közgazdasági kategória, ehhez vagy több mutatóra van szükség, vagy olyan indexre, amely átfog minden gazdasági folyamatot, nemcsak a fogyasztást, hanem például a teljes végső felhasználást. Ez utóbbi az ún. implicit árindex, amely nem direkt ármegefigyelésből, hanem az értékindex és a volumenindex hányadosából származtatható. Lehet nagyságrendi különbség – ha nem is túl nagy – a fogyasztói árindex és a teljes végső felhasználásra vonatkozó árindex között. Van tehát olyan törekvés, amely az infláció mérésére átfogóbb indexet keres. Más irányzat szerint viszont

szükíteni kellene az infláció kategóriáját oly módon, hogy mérését az infláció tartós elemeire kell koncentrálni.

A nemzetközi gyakorlatban a rövid távú infláció mélyebb elemzésére, illetve az áralakulások hosszú távú prognózisának összeállítására más típusú fogyasztói árindexet is lehet használni. Az eltérő elnevezésű (nettó, core, underlying stb.) árindexek számításának az a célja, hogy a fogyasztói árindex különböző szempontok szerinti megtisztításával (például időjárási hatás, világgpiaci ármozgás, hatósági intézkedés stb.) feltárja az infláció ún. kemény magjának, az alapinflációnak a mozgását.

A core vagy underlying elnevezésű fogyasztói árindexek széles körben ismertek, definíciójuk azonban nem egységes. Fő jellemzőjük, hogy az árindex hosszú távú, tartós komponenseit emelik ki, és számításuk a fogyasztói árindexen alapul. Az alkalmazott módszerekben általában a felhasználói igények is megjelennek. Erre vonatkozó hazai kutatásokat több intézményben (Gazdaságkutató Intézet, Központi Statisztikai Hivatal, Magyar Nemzeti Bank, Pénzügyminisztérium) folytatnak.

A fogyasztással kapcsolatos eltérő tartalmú többféle index számítása és megjelentetése mindenképpen hasznos, gazdagítja a különböző elemzésekre és egyéb felhasználási célokra alkalmazható statisztikai mérőszámok körét. Ugyanakkor mindez érdekek motiválta célszerűségi szempontok szerinti önkényes válogatást is lehetővé tesz. Alapvető követelmény, hogy az indexeket tartalmuknak megfelelő módon használják fel. Elfogadhatatlan lenne például, ha a családipótlék-emelés vagy a nyugdíjemelés nagyságának mérlegelése során nem az általánosan használt és a megfelelő népességcsoportra meghatározott fogyasztói árindex lenne a kiindulópont.

#### IRODALOM

- Fajth Gáspár*: Fogyasztói árindex számítás néhány európai országban. Statisztikai Módszerek. Témadokumentáció 20. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1990. 129 old.
- Fogyasztói árstatistika. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1992. 91 old.
- Fogyasztói árindex füzetek 40. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1999. 28 old.
- Hüttl Antónia*: Az Európai Monetáris Unió és a statisztika. *Közgazdasági Szemle*. 1997. évi 3. sz. 199–216. old.
- Kérékvártó Györgyné – Melega Tiborné*: A fogyasztói árindex mint statisztikai mérőszám. *Társadalom és Gazdaság*. 1993. évi 1. sz. 56–71. old.
- Köves Pál*: Indexelmélet és közgazdasági valóság. Akadémiai Kiadó. Budapest. 1988. 212 old.
- Marton Ádám*: A fogyasztói árindexek és árstatistika. Központi Statisztikai Hivatal. (Kézirat.)
- Dr. Szilágyi György*: Régi és új jelenségek az indexszámításban. *Statisztikai Szemle*. 1984. évi 6. sz. 584–592. old.
- Dr. Zafir Mihály*: Fordulópontok a fogyasztói árak statisztikájának hazai történetében. *Statisztikai Szemle*. 1992. évi 8–9. sz. 725–740. old.

TÁRGYSZÓ: Fogyasztói árindex. Harmonizáció.

#### SUMMARY

The efforts to harmonize the methods of calculating the consumer price indices are aiming at making comparable the rate of inflation of EU countries and, delivering homogeneous inputs for calculating indices for regions and groups of countries. The regulation setting the legal basis for the establishment of harmonized methodology for compiling consumer price indices in EU Member States adapted by the Council of Ministers. The article presents among others the historical precedents of harmonising the calculations of consumer price indices. In the member states of the EU the process is led by EUROSTAT in close co-operation with the national statistical offices. The authors deal with the main issues of the methodologies, including the weight system and the price indices for elementary aggregates. The implementing of these developments on the actual Hungarian Consumer Price Indices is also presented.



# GONDOLATOK AZ INFLÁCIÓ MÉRÉSÉRŐL ÉS ELOSZTÁSI HATÁSÁRÓL

ÉKES ILDIKÓ

Az infláció mind a közvéleményt, mind a közgazdászokat állandóan foglalkoztató jelenség, mely súlyos gond azoknak, akik együtt kényszerülnek vele élni. Ugyanakkor a gazdaságpolitika szempontjából egyrészt veszélyforrás, másrészt eszköz bizonyos célok eléréséhez ([5], [6], [15], [16]).

Magyarország lakossága az elmúlt fél évszázadban több inflációs időszakot élt át. A második világháború utáni több száz – illetve ezer – százalékos inflációt leszámítva az évezred utolsó évtizedének gazdasági élete produkálta a legjelentősebb inflációs hullámot.

Az inflációról, ezen belül a jelenkori hazai inflációról igen gazdag irodalom gyűlt már össze. Magam is több alkalommal foglalkoztam a témával. Az infláció okaival kapcsolatos véleményemet e folyóirat hasábjain már korábban kifejtettem.<sup>1</sup>

Jelen tanulmányban egyrészt az infláció mérési lehetőségét, ezen belül is a fogyasztói árindex problematikáját elemzem a mai magyar viszonyok között. Az infláció mérőszámú mutatókat használják. A legszokványosabb mutató a fogyasztói árindex. Az indexszel szemben azonban állandó gyanú él az emberekben, hogy az elég jól fejezi-e ki a tényleges árnövekedést. Az okokat a szakma sokszor próbálta megvilágítani, ám a probléma minduntalan visszatér. Napjainkban a kormánynak az infláció tíz százalék alá történő leszorítására tett ígérete állította ismét előtérbe ezt a kérdést. Az e körüli viták készítették arra, hogy a lakossági terhek alakulását jobban kifejező mutatóról, az ún. megélhetési költségindexről kísérleljek meg véleményt kialakítani. Ezenkívül az infláció jövedelemelosztási hatásáról kívánok néhány gondolatot felvetni. Erről azért érdemes szót ejteni mert – számos egyéb kedvezőtlen hatása mellett – hozzájárult az elmúlt évtizedben a nagy jövedelmi különbségek létrejöttéhez, amely a társadalmat irritálja és a kormányoknak a vele járó elszegényedés miatt sok gondot okoz.

## *A fogyasztói árindex megbízhatósága*

A fogyasztói árindex által jelzett infláció mértékével a világon soha, sehol nem elégedettek sem az emberek, sem az érdekvédelmi szervezetek. Véleményem (és sok más szakember véleménye) szerint, a Központi Statisztikai Hivatal nemzetközileg is elismer-

<sup>1</sup> Dr. Ékes Ildikó: Az infláció okai Magyarországon. *Statisztikai Szemle*. 1998. évi 4–5. sz. 358–374. old.

ten jó módszertannal számítja ezt az árindexet. Mindazonáltal azoknak, akik ezzel a számítással korábban foglalkoztak, a 90-es évek során bekövetkezett változások megnehezítették a helyzetét. Ennek okai a következők.

1. A legtöbb területen megszűnt a kötelező adatszolgáltatás, a magánszervezeteket nem lehet ilyen típusú adatszolgáltatásra kötelezni.

2. A szervezetek száma nagymértékben megszorodott, a 80-as évek végén működő néhány ezer szervezetből a 90-es évek elejére több százezer lett.

3. A szervezetek számának gyarapodásával egyidejűleg csökkent a méret nagyság. Ebből következően a kis szervezeteknél nincs kapacitás az adatközlésre és rendszerint nincs hozzáértő személy sem. Az adminisztrációt sokszor a tulajdonos vagy egy „mindenes” végzi, a sok kis szervezet megfigyelése pedig éppen úgy nehézségekbe ütközik, mint az ellenőrzésük.

4. Az árakat felszabadították, a hatóságilag bizonyos mértékig kontrollált árak köre összeszűkülte. A szabad árak miatt ugyanazon termék ára széles skálán mozog attól függően, hogy a kereskedő milyen árat tart elfogadhatónak. Az árbeli különbséget sokszor nem igazolja a bolt, a szolgáltatás színvonala. Az árak sokkal inkább az erőviszonyokat tükrözik. Az árkülönbség több száz vagy ezer forint is lehet egy terméknél. A „nagy forgalom, kicsi haszon” elve már régen nem érvényes. Sokan inkább kevesebbet, de drágán akarnak eladni. A környezetében monopolhelyezettel rendelkező kiskereskedő árai akár egy luxus szalonéval is vetekedhetnek. Így viszont a néhány boltban megfigyelt áraknak a bolttípusokra való kivetítése igen messze állhat a valóságtól.

5. Az árak és a szolgáltatások választéka jelentősen megnőtt. A forgalmat és az árváltozást ezért sem könnyű nyomon követni. Az összehasonlíthatóság a különböző márkáknál is mind több problémát okoz. Egyre nehezebb megállapítani mi az igazán új és mi csupán az előző termék bizonyos mértékű módosítása. Az újnak mondott árucikkeknél az esetek többségében nem valamilyen gyökeres változásról van szó, hanem csupán kisebb nagyobb módosításokról, amit a termelő újdonságként kíván eladni, hogy minél magasabb árat kérhessen az újonnan kibocsátott termékért.

6. Részben a választékbővülés, részben a jövedelmek nagyarányú differenciálódása következtében a fogyasztói kosarak heterogénnek váltak, és tartalmuk viszonylag rövid idő alatt gyorsan változott. Olyan mértékben eltérő fogyasztási struktúrák jöttek létre, hogy alig lehet jellemző fogyasztói kosarakat összeállítani.

7. A rejtett gazdaság gyors bővülésnek indult az évtized folyamán. Ennek a fogyasztói kosárra éppen úgy hatása volt, mint a jövedelmekre, illetve az áralakulásra. Az egy-egy rétegre jellemzőnek tekinthető fogyasztói kosár összeállítására azért is gondot okoz, mert a jövedelmek egy része a rejtett gazdaságból származik, illetve a vásárlások egy része is ott bonyolódik. A látszólag alacsony jövedelmű család időnként akár jelentősnek mondható jövedelmekre tehet szert a rejtett gazdaságból. Fogyasztása nem azt az életszínvonalat tükrözi, ami látható jövedelmei alapján várható lenne. A kiskereskedelmi forgalom erőteljes csökkenése a 90-es években nemcsak a csökkenő jövedelmeket jelezte, hanem azt is, hogy a fogyasztás nagyobb része átterelődött a szürke-, és a fekete-piacokra, illetve megszorodtak a külföldön végzett vásárlások. Ezek az árak egyébként, ha mérhetőek lennének, feltehetően csökkentenék az árindex dinamikáját. E piacok árai rendszerint stabilabbak (azon túl, hogy alacsonyabbak is, tehát az árszínvonalat is lefelé viszik), mint az egyéb bolti árak.

### Az árindex megbízhatóságával kapcsolatos kételyek a következőkben gyökereznek.

a) Az árindex növekedést mutat. Így a korábban nem létező, újnak számító javak, szolgáltatások árai árbázis hiányában az árindexbe 100-as értékkel kerülnek be, vagyis nem változtatnak az indexen. Az elmúlt évtizedben több, korábban a központi költségvetésből finanszírozott ún. ingyenes szolgáltatás szűnt meg, és vált fizetett vagy legalábbis részben térített szolgáltatássá, illetve korábban nem létező kifizetések jelentek meg (például szemétszállítási díj, banki automaták pénzváltási, pénzfelvételi díjai stb.). A háztartásoknál emiatt olyan tehernövekedés következhet be, amit az árindex nem jelzett.

b) A fogyasztói árindex nem tartalmaz – mert nem árindextényező – számos olyan fontos kiadást, ami a családok kiadási struktúrájában egyre nagyobb szerepre tesz szert (például biztosítások, adók stb.).

c) A családok azokkal az árakkal szembesülnek, amelyeket a lakó- és munkahelyük környékén alkalmaznak, ahol ők rendszerint vásárolnak. Az esetek nagy részében nincs módjuk az olcsóbb piacok megkeresésére vagy azért, mert elfoglaltak, vagy azért, mert már idősek és mozgási lehetőségük korlátozott. Nem értik és nem is érdeklő őket a statisztikára kötelező átlagolás és súlyozás.

d) A fogyasztói kosarak különböző összetétele miatt a sajátjukéval való összevetésben nem tartják igaznak a statisztika által kialakított kosarakat.

Egy további megjegyzés is ide kívánczok. A családoknak a fogyasztói árindex iránti bizalmatlanságát nemcsak az befolyásolja, hogy a fogyasztói árak növekedése mellett számos új kiadási elem is – nagyrészt kényszerből – beépült a fogyasztói kosarukba, hanem az is, hogy eközben jövedelmektől is elestek. A jövedelem csökkenésekor a kiadások relatíve felértékelődnek. Nem mindegy, hogy 50 ezer vagy 20 ezer forintból kell valamire 5 ezer forintot fizetni. A jövedelemcsökkenés legjellemzőbb esetei:

- a munkanélkülivé válás miatt bér helyett munkanélküli járadék, később különféle segélyek,
- a munkanélküliséget elkerülendő a bér helyett előnyugdíj vagy a rokkantnyugdíj,
- mellék- és másodállások elvesztése,
- a családon belül kapott támogatás megszűnése, a szülő anyagi helyzetének az előzőekben felsorolt okok miatti romlása,
- a családi pótlék éveken át tartó változatlansága, majd eltörlése az utóbbi évben,
- a gyed és a gyes összevonása,
- a különféle munkahelyi pótlékok megvonása,
- a korábban adózatlan jövedelmek adó alá vonása.

Azt is meg kell azonban említeni, hogy a kiadásnövekedés értékelésének a jövedelmek oldaláról nagyon magas korlátja van, mert azokról egyre kevesebbet lehet tudni. Sem az eseti felmérések, sem az adóbevallások, sem más közvetett módszerek nem adnak reális képet a jövedelmekről. Ennek fő okai:

- jövedelmeket költségként számolnak el,
- terjednek a barter ügyletek,
- erőteljes a jövedelemeltitkolási hajlam a magas elvonások miatt,
- a több forrásból származó jövedelmek miatt sokan ténylegesen nem tudják, mennyi a bevételük,
- a jövedelmek egy részénél nem egyértelmű azok legalitása, ezért inkább nem vallják be.

#### *A megélhetési költségindex mint lehetőség*

A fogyasztói árindexszel kapcsolatos problémák nagyrészt kiküszöbölhetőek lennének, az ún. megélhetési költségindex számításával.<sup>2</sup> Ez a mutató a családi kiadások teljes körét felölelné, vagyis mindenfajta költségnövekedést mutatna. Ezt a javaslatot 1990-ben a Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete vetette fel, és az ötlet a Világbank támogatásával találkozott.

Definíciószerűen a megélhetési költség egyenlő azzal a pénzüsszeggel, amely fedezi a társadalom adott fejlettségi szintjén élő családok fogyasztásába tartozó javak és szolgáltatások árát, a gazdasági és társadalmi feltételekből adódó kiadásokat (például biztosítások), valamint a társadalomhoz való tartozásból eredő mindennemű költséget (például adók, vámok, illetékek stb.).

Ez utóbbiakon belül lényeges eltérések lehetnek. Vannak közöttük olyanok, amelyek általában minden társadalomban szokásosak, és vannak olyanok, amelyek csak egy adott társadalomban léteznek. Ezek függenek az ország fejlettségi szintjétől, gazdaságpolitikájától, jövedelmi viszonyaitól és még számos más feltételtől. A történelemben előre vagy

<sup>2</sup> Módszertani megalapozásában a KSH több jeles szakértője vett részt. A megalapozó tanulmányok: [3], [4], [13], [17].

visszafelé haladva is nagy eltéréseket tapasztalhatunk ezen a téren. Néhány évvel ezelőtt még Magyarországon sem létezett a mai típusú személyi jövedelemadó és hosszabb időtávokra visszatekintve világméretben még nagyobb változásokat is lehetne bemutatni.

Tanulmányom témája nem az adótörténet. Csupán a jelenlegi helyzetre alapozva jelzem, hogy például ma már az általános forgalmi adó (ÁFA) a fejlett országok többségében létező adófajta, míg más adók (vagy azokhoz hasonlóak) csak bizonyos országokban találhatók meg. Az utóbbiak csak az adott országban élők megélhetési költségeit növelik.

Alapvető feltétel, hogy a megélhetési költségek számításánál a bruttó jövedelemből kell kiindulni. A megélhetési költség részének kell tekinteni a személyi jövedelemadót és a kereső által fizetett társadalombiztosítási járulékokat is. Az, hogy ezt az összeget a családok nem kapják kézhez, nem változtat annak költségjellegén. Az adó mértékének változtatásával azonos keresetek esetén is az elkölthető pénz a korábbinál kevesebb vagy több lehet. Az adóból megtakarított vagy általa elvont pénz módosítja a fogyasztási struktúrát. A csökkenő vagy növekvő fogyasztás megváltoztatja a családokra jellemző árindexet is.

A megélhetési költségindex olyan kiegészítő index szerepét tölthetné be, amely a fogyasztói árindexre épülne rá. Az index nem hagyná figyelmen kívül a fogyasztói árindex alakulását, hanem kiegészítené azt. Lényegét tekintve arról lenne szó, hogy a fogyasztói árindex bővülne néhány további elemmel. Így a megélhetési költségindex a fogyasztói árindex kiterjesztett változata lenne, amely a fogyasztói árindexbe szokásosan számított elemek árának növekedésén túl tükrözné több olyan, a modern társadalomban a szükségletkielégítés átlagos köréhez tartozó elem árának növekedését, illetve kiadásnövelő hatását, amely a fogyasztói árindextől nem várható el.

A megélhetési költségindex főbb kiegészítő elemei a következők lennének.

*1. Adók, illetékek.* A személyi jövedelemadóról már volt szó. A magánszemélyek által fizetett adók köre azonban az elmúlt évtized során lényegesen bővült. A kormány már a 90-es évek elején olyan törvényt hozott, amely feljogosította a helyi önkormányzatokat helyi adók kivetésére. Tény, hogy az önkormányzatok nem túlzottan erőltették ezeket az adókat, amire jó okuk volt. (Többnyire az, hogy amúgy sem tudták volna beszélni ott, ahol ezekre a pénzforrásokra nagy szükség lett volna. Máshol pedig nem volt erre sürgető kényszer, és nem akarták vele a hangulatot rontani.) Ennek ellenére van néhány meglehetősen általánosan alkalmazott adó. Ezek:

- az üdülőhelyeken tartózkodási idő után fizetett idegenforgalmi adó,
- az üdülőhelyi építmények utáni idegenforgalmi adó,
- a magánszemélyek kommunális adója,
- a telekadó,
- az építményadó.

Az utóbbi kettő csak részben tekinthető lakossági befizetésnek, mert ilyen jogcímen a vállalkozások is fizetnek adót. Az pedig nehezen állapítható meg, hogy adott személy egy fészker után mint magánszemély fizet vagy mint vállalkozó, mert ott van a műhelye.

Ezeket a kormányok központilag több új adót és illetéket vezettek be. Némelyiket az idők folyamán eltörölték (például a kamatadót, amelynek manapság fontolgatják újbóli bevezetését). Ami jelenleg is érvényben van, és amivel számolni kell a megélhetési költségindexnél, az a gépkocsik súlyadója.

2. *Vámok.* A külföldi vásárlások már a 90-es évek elején növekvő szerepet kaptak a megélhetési költségek alakulásában. A szabadon vásárolható valuta és a világtúlével kibocsátása következtében fokozódott a lakosság mobilitása. A külföldi utazás az átlagos magyar állampolgár életének részévé vált, amelynek célja sokszor éppen valami külföldön olcsóbban beszerezhető áru megvásárlása volt. Így a vámfizetés is egyre inkább a családi költségvetés részévé vált.

3. *A hitelek kamatai és a hiteltörlesztési,* illetve általában a banki szolgáltatások feltételeinek változásai. A piacgazdaságra való áttérés – már az előkészítés idején – a pénzügyi szférát alakította át a legerőteljesebben. Ennek egyik következménye lett, hogy a bankok szerepe mindinkább megnőtt a háztartások pénzügyeinek intézésében is. A bankok lakossági szolgáltatásai mind kiterjedtebbek, több pénzt hoznak a bankoknak és visznek a bankokat igénybe vevőktől. Elég csak arra utalni, hogy a költségvetési szférában dolgozók béreit már évek óta folyószámlára utalják. A folyószámla vezetéséért és a kifizetések kapcsán azonban a bankok költségtérítést számolnak fel. Korábban az alkalmazottak a fizetésüket készpénzben kapták meg, ha akartak, nyitottak folyószámlát közüzemi számláik átutalására. Ma azonban, ha a banki automaták révén hozzá akarnak jutni a járandóságukhoz, fizetniük kell a kártyáért és az automata használatáért. A folyószámla-kivonatokért is díjat számolnak fel. A banki szolgáltatások igénybevételével kapcsolatos kiadások így folyamatosan nőnek, nem is szólva azokról a terhekről, amelyek a bankok esetleges csődbe menése kapcsán keletkeznek.

A banki szolgáltatásokon belül kiemelt helyet foglalnak el a hitelek. Az igénybe vevők élete nagyot fordulhat ezek kamatainak függvényében. Jól bizonyítja ezt a lakosság jelenlegi adósságválsága, amely lényegében az 1990-es évek elején hozott kormányzati döntés következménye. A korábban (a 70-es, és a 80-as években) felvett – kedvezményes kamatozású – lakásépítési hitelek kamatainak piaci szintre emelése a hitelfelvétel nagyságától függően több tízezer forint éves többletkiadást okozott a családoknak, ha nem tudták a moratórium időszakában a hitelhátralékot visszafizetni. Több százezren erre nem voltak képesek. Különösen azok, akik a változást megelőző években vették fel a hiteleket, tehát még jelentős nagyságú hátralékuk volt. Ezeknél a családoknál hirtelen megemelkedett a megélhetés költsége, amit a többség láthatóan azóta sem tud kezelni.

4. *Biztosítási díjak.* A biztosítások szerepe az utóbbi években megnőtt a lakossági kiadásokban. Az utóbbi évtizedben szemléletváltozás következett be ezen a téren, amely nagyrészt a romló életkörülményekre, illetve a jövőre vonatkozó várakozások bizonytalanságaira, valamint a közbiztonság romlására vezethető vissza. Ezek arra késztették a családok egy részét – azokat, akiknek még jutott erre pénzük – hogy a jövőjükéről megpróbáljanak magánbiztosításokkal (élet-, egészség-, nyugdíjbiztosítás stb.) gondoskodni. A biztosítási formák azonban gyakran változnak és sokfélék. A feltételek változtatása rendszerint a jövőbeli kilátások javulásának ígérete mellett a jelenbeli fizetések emelkedésével jár. A biztosításoknál a szerződést kötő személy rendszerint „csapdába” kerül. A már befektetett pénz jövőbeli hasznában csak akkor reménykedhet, ha vállalja az időről időre megemelt befizetéseket.

Az 1998-tól bevezetett új nyugdíjrendszer a magánbiztosító pénztáraknak a rendszerbe történő beiktatásával a kötelező nyugdíjbiztosításba is beépítette ezt az elemet. Bár a korábbi években is voltak olyan változtatások a társadalombiztosítási befizetéseknél, amelyek a családi terheket mérsékeltek vagy növelték (például a társadalombiztosítási

(tb) járulékok kivonása a személyi jövedelemadó alól, majd adózásuk ismételt visszaállítása), az új rendszer – különösen a munkaadók tb-fizetési kötelezettségének mérséklési ígérete miatt – a bérből és keresetből élőknel (azon belül is a regisztrált keresettel rendelkezőknél) az elvonások növekedése irányába mutat.

A közbiztonság romlása a családok növekvő számát kényszeríti arra, hogy fogyasztói kosarába beépítse a lakás-, illetve a gépkocsi-biztosítást. Ezzel viszont megélhetési költségeik növekednek, hiszen korábban nem igényelt szolgáltatást kell megfizetniük, és ezt nem jószántukból teszik, hanem azért, mert erre kényszerülnek. Ez azonban a kérdés szempontjából másodlagos jelentőségű. A lényeg az, hogy ha egy társadalomban egy fogyasztási elem (akár kényszerűségből, akár az egyének szabad választása alapján) tömegszerűvé válik, akkor azzal a megélhetési költségekben számolni kell.

A biztosítók bizonyos feltételeket írnak elő, például a lakásbiztosításnál. Ezek nem csekély kiadással járnak, hiszen a lakást védő biztonsági rendszerek kialakítása nem olcsó dolog. Az elmúlt években riasztórendszerekre, biztonsági zárokra a családok tömegei áldoztak végső fokon akkor is, ha ezt nem a biztosító követelte meg. A megélhetési költségekben meg kellene jeleníteni, hogy bizonyos mértékű biztonság fenntartásáért a lakoságnak mennyit kell áldoznia.

5. A lakossági vásárlóerőnek a *közműfejlesztésbe* bevonása az utóbbi évtizedben, különösen az utóbbi években a lakosság jelentős részénél ugyancsak növelte a megélhetési költségeket. Ennek csupán egyik formája a kommunális adó, amiről korábban szó volt. Az önkormányzatok gyakran kérnek eseti hozzájárulást adott fejlesztéshez (például járda-, útépités).

Ide sorolható még a szemétszállítási díj bevezetése is, hiszen korábban a szemétszállításért nem kellett fizetni.

6. Bizonyos *fogyasztási kedvezmények* (gyógyszerár-támogatás, óvoda-bölcsőde, ingyenes üdülés, tandíjmentesség, ingyenes továbbképzés és jogi tanácsadás) *megszűnése* miatti kiadásnövekedés. A 90-es évek folyamán a családok megélhetési költségeit ezek a változások jelentősen emelték. A hatások egy része megjelenik az árindexben (például a gyógyszerek árai), mások azonban kevésbé, mivel egyszerűen hiányzott a viszonyítási alap. Ilyen volt az, hogy a 90-es évek elején a vállalati óvodák, bölcsődék tömegesen szűntek meg, illetve az árakat jelentősen emelték. E szolgáltatások egy részét a nagyvállalatoktól juttatásként kapták a dolgozók. A vállalatok a jóléti intézményeiket sokszor az államtól kapott termelési támogatásokból tartották fenn, vagy ezek fenntartása miatt váltak veszteségesek. A támogatások megszűnésekor, a hatékonysági feltételek szigorítása-kor elsőként ezeket a létesítményeket számolták fel.

Hasonló volt a helyzet az *üdültetésnél*. A jutalomként kapott és a szakszervezet által finanszírozott üdülések megszűntek. Az üdültetés vállalkozássá alakult. Még, ha volt is hozzá – az idők folyamán egyre csökkenő – támogatás, a költségek családokon belüli emelkedése aligha volt megfelelően érzékeltethető a fogyasztói árindexen belül a belföldi üdülés árainak növekedését jelző mutatókkal. A társadalmi szervezetek által finanszírozott gyermeküdültetés megszűnése is jelentős terheket rótt a családokra (hiszen „piaci alapon működő” szervezetek vállalták e feladatot), vagy azzal járt, hogy a gyermekeket nem küldték üdülni.

Az utóbbi években az egyik legnagyobb vihart kavaráó lépés a *tandíjak bevezetése* volt. Ezt a jelenlegi kormány eltörölte. Ennek ellenére a tandíj az élet részévé vált már

sokkal korábban, és az is marad, hiszen az alapítványi vagy üzleti alapon működő iskolák már sokkal korábban tandíjat szedtek. A diákság növekvő hányada kerül ki ezekből az üzleti alapon működő oktatási intézményekből, amelyeket a szülők vagy az oktatás minősége vagy a gyermekük továbbképzése miatt kénytelenek megfizetni. Ezek a tandíjak pedig lényegesen magasabbak, mint az állami egyetemeken bevezetett összeg volt.

A *továbbképzés* is fizetett szolgáltatássá lépett elő. Korábban ezeket a díjakat, ha kellett, többnyire a munkaadó fizette. Ma erre a munkaadók nagyon csekély hányada hajlandó és képes, miközben dolgozójától elvárja, hogy szakmai tudását karbantartsa. A tanfolyamokra a dolgozó sokszor azért kényszerül rá, mert megszűnőben levő munkahelye után ettől reméli a következő munkahely megszerzését.

A *jogi tevékenység* a 80-as évek végéig szűk korlátok közé volt szorítva. Az átlagember viszonylag ritkán került olyan helyzetbe, hogy jogi tanácsadásra, segítségre volt szüksége. Ha mégis, akkor a vállalatok vagy a szakszervezetek ingyenes tanácsadó szolgáltataitól a szükséges segítséget többnyire megkapta. Az utóbbi évtizedben – a magán-szektorbeli gazdasági alanyok elszaporodása, a személyi jövedelemadó kiterjesztése, a befektetési lehetőségek színesedése és még néhány egyéb tényező miatt – az ügyvédi, általában a törvényi szolgáltatási tevékenység felértékelődött. Az állampolgár egyre nehezebben igazodik el a jogszabályok között, ugyanakkor elvárják tőle, hogy ismerje a jogi lehetőségeket és korlátokat. Tehát mind többen vesznek igénybe jogi segítséget, melyet általában meg is kell fizetni.

7. *Az ingatlanforgalom árai és költségei.* Ez a kiadástípus a családok szűkebb körét érinti. Ez azonban igaz sok más kiadási elemre is, olyanokra, amelyeket az árindex is tartalmaz (például gépkocsi, nemesfémek vásárlása). A jövedelmi különbségek növekedése következtében a forgalom nőtt (az elszegényedők kénytelenek eladni nyaralóikat, telkeiket, illetve nagyobból kisebb lakásba költözni, a módosabbak pedig sokszor fektetik ingatlanba megtakarított pénzüket). A változások hatására az ingatlanpiac is átalakult. Legalizálódott és kiterjedté vált a korábban többnyire a családok, barátok segítségével lebonyolódó gazdasági tevékenység, az ingatlanközvetítés. Az ingatlanpiacon elterjedő kalózkodás is erre terelte a folyamatokat. Egy megbízható ingatlanközvetítő által lebonyolított adásvételnél mindkét fél nagyobb biztonságot érez, mintha apróhirdetés alapján, közvetlenül kötötték volna meg a szerződést. Ezáltal az ingatlanközvetítői díjak megterhelték az ügyletet, és ez a kiadási elem újabb költségként jelent meg mind több családnál.

Az ingatlanforgalommal kapcsolatos terhek növekedésében közrejátszott a bérlakások kényszerű megvásárlása. A 90-es évek elején a bérlakásokban lakók nagy hányada vásárlás elé került. Vagy megveszi a lakást, amiben lakik, vagy ki van téve annak, hogy valaki más veszi meg és kilakoltatja őt, illetve olyan bérleti díjat kér tőle, amit nem tud megfizetni és ezért kerül utcára. Mivel a lakásvásárlás feltételei általában elég kedvezőek voltak, a többség a vétel mellett döntött. Esetenként azért, hogy a megvásárolt lakást már, mint sajátját adja tovább, de a többnyire azért, hogy később ne lakoltathassák ki. Így újabb teher lett a hiteltörlesztés, amely növelte megélhetési költségeiket.

Ezeken túl a szakértők már az évtized elején javaslatot tettek néhány, inkább a fogyasztói árindex számítás körébe tartozó tényező számbavételére. Ezek:

- a lakosság egymás közötti gépkocsi-értékesítésének árai,
- a szürke-, illetve feketepiacok árai,
- a valutáért történő vásárlások,

- a borraivalók és csúszópénzek,
- a fogyasztók bolti megkárosítása.

Ez utóbbit ma ki kellene egészíteni a vállalati szintű fogyasztói megkárosítással, amely alapvetően az áruk minőségének romlásában jelentkezik. Olyanokról van szó, mint a rossz minőségű, levegős gáz, ami az energiaárak gyors növekedése mellett még azzal is növeli a fűtési költségeket, hogy azonos hőfok eléréséhez a mérő szerint több gázt kell felhasználni. A távközlésben a sok mellékapcsolás, a telefonszámok – ezen belül a köz-hivatalok számainak – folyamatos változtatása, anélkül, hogy ezt a hívó féllel közölnék, vagy az, hogy akkor is számláz a gép, ha a hívott fél fel sem veszi a telefont, egyre nagyobb telefonköltséget okoz.

E tényezők közül a fogyasztói árindexnek a háztartás-statisztikából vett súlyai a két utóbbi kiadást implicit módon beépítik az árindexbe. Csakhogy ilyen módon a növekvő árak úgy jelennek meg, mintha növekvő fogyasztásról lenne szó.

Ezeknek a tranzakciónak a nyomon követése nagyon nehéz, és ezért a világ legtöbb – fejlett statisztikai rendszerekkel rendelkező – országában kimaradnak a statisztikából. Aligha lenne jogos tehát olyan igényt támasztani, hogy ezeket a nagyrészt a rejtett gazdasághoz tartozó kiadásokat a magyar statisztika maradéktalanul számba vegye, de az esetleg célul tűzhető, hogy a lehetőségekhez képest törekedjen arra.

#### *Az infláció jövedelemelosztási hatása*

Az infláció jövedelemátcsoportosító hatása elég közismert. Nyertesei rendszerint a magas jövedelműek, akik helyzetüknél fogva az árak növekedésének kedvezőtlen hatásait másokra tudják hárítani vagy azt meghaladó keresetemelést tudnak kikényszeríteni. Az infláció a szegényeket szegényítő és a jómódúakat gazdagító jövedelemátcsoportosító szerepének egyik nyilvánvaló jele volt az elmúlt évtizedben, hogy a jövedelmek reálértékének általános csökkenése mellett egyes jövedelmek reálértékvesztése nagyobb volt, mint másoké: 1990 és 1997 között a reálbérek 17,8, a nyugdíjak 20,0, a reáljövedelmek 10,9 százalékkal csökkentek. Ebből látszik, hogy voltak olyan jövedelmek, amelyek az inflációt meghaladó ütemben emelkedtek. Ezek mérsékeltek a bérek, valamint a nyugdíjak reálértékvesztését az összes jövedelemnél.

A növekedési különbség a megváltoztatta lakosság jövedelemszerkezetét. Attól függően, hogy ki milyen jövedelmekből részesült, az összjövedelemből való részesedése is módosult. A KSH adatai szerint a legalacsonyabb és a legmagasabb jövedelmi tizedhez tartozó háztartások közötti különbség a 90-es évek során gyorsan növekedett, és már a 90-es évek közepére 7,5-szeres lett [12]. Az összes nettó lakossági jövedelemből az évtized közepén a legalsó decilisbe tartozó népesség mindössze 3,3, míg a legfelső tized 25 százalékot birtokolt. Ez azzal is járt, hogy a 90-es évtized első éveiben a létminimum alatt élők aránya megkétszereződött, a 80-as évek végén mért 7-8 százalékról 1992-re 16,5 százalékra emelkedett [1]. Mérhetően nagyobb lett a különbség a keresettömegeből való részesedésnél. 1988-ban a keresők legalsó tizedébe tartozók a keresettömeg 4,3 százalékát, a legfelső tizedbe tartozók pedig 22,7 százalékát kapták. 1997-re ezek az arányok úgy módosultak, hogy a legalsó tized a keresettömegnek csak 3,1 százalékához jutott, miközben a legfelső tized már 28,7 százalékát kapta.



Az infláció és a bérek között sajátos összefüggés van. Amiről azonban többnyire nincs szó, és aminek a bérből és keresetből élőknel jelentős átcsoportosító hatása van, az a béremelés érdekérvényesítési lehetőségének kérdése. A szakszervezetek a 90-es években nem tudtak igazi erőt felmutatni, ami megmutatkozik a bérek szinte folyamatos és összességében jelentős reálértékvesztésében. A KSH adatai szerint a reálbérek az 1990 és 1997 közötti években évenként 96,3, 93,0, 98,6, 96,1, 107,2, 87,8, 95,0 és 104,9 százalékát tették ki az előző évinek.

A különböző típusú jövedelmekhez hasonlóan a növekedési arányok ágazonként, szakmacsoportonként, besorolási kategóriánként eltérők voltak. Bizonyos ágazatok (pénzügyi, energiaszektor stb.) és szakmák (könyvvizsgáló, számítástechnikus stb.), valamint a vezetők többnyire jó érdekérvényesítési helyzetbe kerültek. Az inflációs gazdaságpolitika módot adott a kiemelt szakmáknál, munkaköröknél az átlagosnál lényegesen magasabb bérnövelésre. A mindig is a jól fizető szervezetek közé tartozó bankok javára történő jövedelem-újraelosztást mutatja, hogy 1997-ben a pénzügyi területen dolgozók havi átlagbére (114 083 forint) csaknem kétszerese volt az országos átlagbére (57 270 forint) és a keresetnövekedés is jelentősebb (128,5 százalékos) volt a banki szférában, mint a gazdaság egészében (122,3%).

A politikai és gazdasági váltás után általában érzékelhető volt, hogy a szellemi foglalkozásúak keresetei gyorsabban növekednek, mint a fizikai foglalkozásúaké. A szellemi foglalkozásúak statisztikai csoportja mindig sok különböző foglalkozású, szakmájú, a társadalmi és hivatali ranglétra különböző szintjein elhelyezkedő személyek gyűjtő kategóriája volt. Itt együtt volt a falusi tanító és az egyetemi tanár, a mérnök és az adminisztrátor stb. Az utóbbi évtizedben a bérnövekedésen belül kulcsszerep jutott a vezetői béreknek. A gazdasági szervezetek méretének csökkenésével megnőtt az ún. első számú vezetők száma, és megváltozott a vezetők javadalmazásának rendszere is.

A vezetők amúgy is jobb érdekérvényesítését erősítette, hogy a köztudatba beépült: a szervezetek gazdasági eredményessége elsősorban a vezetők munkájától függ. Ennek hatása megjelent a vezetői keresetek színvonalában, nagyságában. Mivel nálunk az átlagbérszámításban a vezetői bérek is szerepelnek, következésképpen az átlagkeresetekhez mérten kiugróan magas vezetői bérek mind a szellemi foglalkozásúak, mind az összes foglalkoztatott átlagos keresetét nagymértékben megemelték országos és ágazati szinten. Az átlagkereseteket a nem vezetőként foglalkoztatottak átlagbéréből ez a számítás eltérítette.

Példaként használható a következő. Ha egy 50 fős szervezetnél – amely ma már a nagyobbak közé tartozik – a három legfelső szintű vezető csupán 1-1 millió forint prémiumot kapott (ez már nem számít kiemelkedően magas összegnek), ez éves szinten az adott gazdasági egységben az átlagkereseteket 60 ezer forinttal emelte meg. Amennyiben az üzemi átlagkereset megegyezett az országoséval, akkor például 1997-ben egy ilyen üzemben az átlagkereset a vezetők prémiuma miatt 10 százalékkal volt magasabb, mint a dolgozók tényleges átlagkeresete. Mivel a vezetők nem csupán prémiumokat, hanem fizetést is kapnak, amelyek úgyszintén magasabbak és emelésük is nagyobb, mint az üzemen belüli átlag, a vezetői béreknek az átlagokba beszámítása egyetlen szervezetnél is az átlagkeresetet nem kis mértékben eltéríti a valóságostól. Minél alacsonyabb egy szervezetnél a dolgozók bére, annál nagyobb a szervezetre számított átlagkereset eltérése az ott dolgozókra jellemző keresettől.

1. tábla

*A vezetői bérek hatása az átlagkeresetekre a gazdaságban 1996-ban*  
(foglalkozások szerinti bontás)

Megnevezés	A minta	A teljes	A minta	A teljes	A teljes havi átlagkereset (forint)
	létszám (fő)		bértömeg (millió forint)		
Országos közigazgatás, igazságszolgáltatás felső szintű vezetője	15	171	2,4	28,0	164 078
Országos közigazgatás, igazságszolgáltatás közép szintű vezetője	125	1 295	18,4	191,6	147 974
Helyi önkormányzat választott vezetője	1 902	2 116	200,0	222,2	105 010
Helyi önkormányzat kinevezett felső szintű vezetője	2 204	2 468	201,0	225,0	91 127
Területi közigazgatás, igazságszolgáltatás felső szintű vezetője	55	537	9,9	97,5	181 620
Gazdasági szervezet vezetője (igazgató, elnök, ügyvezető)	1 402	10 607	288,7	2 176,8	205 230
Költségvetési intézmény vezetője	11 768	15 034	896,1	1 140,0	76 152
Mezőgazdasági, erdészeti kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	48	237	4,4	22,1	93 424
Ipari kisservezet vezetője (igazgató, elnök, ügyvezető igazgató)	136	793	12,4	72,5	91 499
Építőipari kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	122	641	7,8	41,0	63 986
Kereskedelmi kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	135	850	14,0	88,2	103 870
Vendéglátó kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	33	156	2,4	11,5	73 761
Szállítási és raktározási kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	21	126	2,2	13,5	107 357
Hírközlési kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	4	24	1,1	7,1	296 860
Vízgazdálkodási és kommunális szolgáltató kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	15	88	2,0	11,9	135 736
Üzleti szolgáltató kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	37	243	4,5	29,8	122 688
Személyi és takarító szolgáltató kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	14	65	0,8	3,7	58 433
Egészségügyi és szociális szolgáltató kisservezet vezetője	340	414	21,7	26,4	63 953
Oktatási szolgáltató kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	918	1 053	58,3	66,9	63 540
Kulturális szolgáltató kisservezet vezetője (igazgató, elnök)	220	323	14,4	21,1	65 571
Egyéb kisservezet vezetői (igazgató, elnök, ügyvezető igazgató)	227	814	30,0	108,0	132 272
Felső szintű vezetők összesen	19 741	38 055	1 790,9	4 614,0	·
Teljes átlagos kereset	–	–	–	–	47 633
Versenyszféra vezetők nélkül	500 979	2 021 826	21 642	88 142	·
Versenyszféra vezetők nélküli keresete az összes kereset százalékában	–	–	–	–	96,0

Mint tudjuk, a szervezetek száma megszorodott a 90-es években. Ezért a nemzetgazdasági szinten összeadódó eltérések, torzítások megsokszorozódnak. Ennek közelítésére az Országos Munkaügyi Módszertani Központ (OMMK) ún. tarifafelvétele – ame-

lyet minden évben egyszer reprezentatív vállalati kérdőíves adatfelvétel alapján készítenek el – adott lehetőséget. Az adatbázisban megtalálhatók a foglalkoztatottak bérei, keresetei állománycsoportok, illetve beosztások szerint. A számításokhoz (lásd az 1. táblát) az 1996. évi tarifafelvétel adatait használtam. Újabb hasonló rendszerben közölt adatok nem állnak rendelkezésre. (Időközben az OMMK megváltoztatta az adatközlési rendszerét, más, a helyzetet kevésbé jól érzékeltető csoportosításokat alkalmaz.)

Első lépésben leválasztottam a legfelső szintű vezetői körbe sorolható személyek (elnök, vezérigazgató, elnök-vezérigazgató stb.) ún. tisztított kereseteit. Kiszámítottam mind a mintába bevont teljes, mind pedig a vezető besorolású körre a megadott létszám és átlagos keresetek alapján a bértömeget. Azután hasonló módon kiszámítottam a nemzetgazdasági szintű létszám- és átlagbéradatokból a bértömeget, mind a mintára, mind pedig a teljes érintett körre. Ezután a bértömegeből, a létszámból levontam az érintett vezetők számított beralapját. Majd a maradványból újabb átlagbért számítottam a mintára és a teljes nemzetgazdaságra vonatkozóan. Az eredmény: országos szinten csupán a legfelső szintű vezetői bérek beszámítása az átlagkeresetet 4 százalékponttal emeli.

A 2. tábla adataiból az látszik, hogy a statisztika által számított átlagkeresetek magasabbak, mint a dolgozók tényleges átlagkeresetei.

2. tábla

*Az egyes kiadások súlya a fogyasztói kosárban  
családi jövedelemszintek szerint*

Jövedelemszint	Élelmiszer-	Lakásfenntartási
	kiadások (százalék)	
Alacsony	36,2	24,6
Közepes	29,2	20,8
Magas	20,5	16,9

*Forrás:* Fogyasztói árindex füzetek 38. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, 1998. 28 old.

A kormányzat általában a bérek és miattuk a fogyasztás „elfutása” miatt aggódik. Ezért a makroszintű bértárgyalások alkalmával, valamint hatáskörébe tartozó vállalatoknál, szervezeteknél a bérek leszorítására törekszik. Ezzel a vállalkozási szférának, amely amúgy sem érdekelt a bérek emelésében, irányt mutat.

A bérek átlagos növekedésének visszafogása azonban tovább nyitotta az alacsony és a magas keresetűek közötti „ollót”. A jó érdekérvényesítési lehetőséggel rendelkező felső szintű vezetők keresetének, jövedelmének növekedése az érdekegyeztetési fórumokon megállapított béremelésektől, a szociális partnerek megállapodásától nem függ. A foglalkoztatottak keresetét viszont ezekre, a kereseteik alakulását torzítva mutató adatokra alapozott megállapodások határozzák meg. Az alacsony és a közepes keresetűek fizetik meg a vezetők magas és az átlagosnál jobban emelkedő kereseteinek árát.

Az infláció jövedelmet csoportosít át a magasabb jövedelműek felé az árstruktúra átalakításával is. Inflációs időszakokban rendszerint a rugalmatlan keresletű cikkek árai emelkednek a legjobban. Többnyire az alapvető cikkek ezek, amelyek vásárlása a háztartások számára kikerülhetetlen. Így volt ez nálunk is, azzal a különbséggel, hogy ezen termékek, szolgáltatások árainak növekedését a fogyasztói ártámogatások leépítése is fo-

kozta. A ruházati és tartós cikkek árainak növekedése az elmúlt mintegy tíz évben az átlag alatt maradt, miközben a háztartási energia, a szolgáltatások (amelyen belül a legnagyobb részt a lakhatással kapcsolatos kiadások jelentik) árai az átlagot lényegesen meghaladó mértékben emelkedtek. Az élelmiszerárak is csaknem nyolcszorosukra emelkedtek 1987 és 1997 között. Mivel az alapvető cikkeknek az alacsony jövedelműek fogyasztási kosarában sokkal nagyobb a súlya, mint a magasabb jövedelműekében (lásd a 2. táblát), az infláció ebből eredő nagyobb terhét is nekik kell viselniük.

Áttételesen ezzel újabb jövedelem-újraelosztás megy végbe. Miközben a kisebb jövedelműek keresetüknek mind nagyobb hányadát kényszerülnek felélni, addig a magasabb jövedelműek inflációs nyereségük mind nagyobb részét halmozhatják fel, fektethetik be (amire az elmúlt években még nagy adókedvezményeket is kaptak), ezzel újabb jövedelemforrást teremtve a maguk számára.

Az alacsony keresetűek jövedelem-felélési kényszere mutatkozott meg a megtakarítani tudó családok arányának mérséklődésében is. A megtakarítóképes népesség aránya az 1980-as évekbeli körülbelül 50 százalékról 1990-ben 40 százalékra mérséklődött [11]. További csökkenést lehetett tapasztalni egy évvel később [9]. Ekkor már csupán 30 százalékot tett ki azok aránya, akik havonta rendszeresen tudtak pénzt félretenni. 1994-re az arány tovább, körülbelül a háztartások egynegyedére csökkent [10].

A magas jövedelműek növekvő megtakarításaira utalt, hogy a megtakarítóképes háztartások arányának csökkenése ellenére a lakossági megtakarítások összege az évtized folyamán állandóan emelkedett,<sup>3</sup> továbbá az is, amit a TÁRKI adóbevallás-elemzése [2] kimutatott: az összes befektetési adókedvezmény 60 százalékát a két legfelső jövedelmi decilisbe tartozó adófizetők vették igénybe.

\*

A fogyasztói árindex inflációt tükröző hatásával kapcsolatos kifogások gyakoriak a világ minden részén. A magyarországi árindexek szakmailag megalapozott és nemzetközileg elismert módon készülnek. Az infláció mérésével kapcsolatban felvetődő kételyek okai egyrészt szubjektívek, másrészt a hosszabb időn keresztül csökkenő reálkeresetek hatásának következményei, harmadrészt abból erednek, hogy az állam paternalisztikus magatartásának mérséklődésével több, korábban erősen támogatott vagy ingyenes szolgáltatás, áru ára nőtt, illetve támogatása csökkent vagy megszűnt.

Az a módszertani probléma mindenképpen figyelmet érdemel, hogy az áremelkedések egy része fogyasztási többletként jelenik meg. Ez elsősorban az utóbbi időben a mind gyakoribb és mind szélesebb körben alkalmazott minőséggrontással függ össze.

Ezeknél is fontosabb szerepe van annak, hogy a fogyasztói kosarak átalakultak az elmúlt évtizedben, és egyre nagyobb terhet ró a családokra több olyan kiadás (például biztosítások, adók, illetékek stb.), amelynek mérése nem tartozik a fogyasztói árindex körébe. Ezt a torzítást kiküszöbölhetné a megélhetési költségindex számítása, amely a fogyasztói árindexre ráépülve mutatná az árindexbe nem tartozó kiadások hatását a családi költségvetésre.

Az infláció jövedelemátcsoportosító hatása az elmúlt évtizedben érzékelhető volt. A nagy jövedelmi különbségek kialakulását nem lehet egyértelműen az inflációnak tulajdo-

<sup>3</sup> A megtakarítások növekedésének emellett voltak egyéb okai is, például az infláció, a külföldi betételhelyezések stb.

nítani, számos más körülmény is hozzájárult ehhez. A közelmúltban ugyanis több területen gyökeres változás ment végbe a gazdaságban. Ezek hatása elkülönítetten nem értékelhető. Több jel is arra utal azonban, hogy a jövedelmi differenciálódásban az inflációnak fontos szerepe volt, mert hatásaként a jövedelmek az alacsonyabb keresetűektől a magasabb jövedelműek felé átcsoportosultak. A kormány szándéka, hogy az inflációt 10 százalék alá szorítja, jó hírnök számíthat. Ám a megélhetési terheket nemcsak a fogyasztói árak, hanem az adók és egyéb elvonások (tb-járulékok, kötelező biztosítások) is növelik. A gazdaságpolitikának ezt is szem előtt kell tartania.

## IRODALOM

- [1] A létminimum szintjén és alatt élő népesség jellemzői. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1993. 46 old.
- [2] A személyi jövedelemadó bevallást adók jövedelemszerkezete és az adóteher megoszlása 1994-ben. TÁRKI. Budapest. 1995. 66 old.
- [3] *Baranyai István*: A fogyasztói árindex tartalmi bővülésének indoklása, lehetősége. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1990. 62 old.
- [4] *Bedekovics István*: A megélhetési költségindexről. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1990. 48 old.
- [5] *Csabay Károly*: Az árak ellen. *Figyelő*. 1996. évi 11. sz. 38–89. old.
- [6] *Csermely Ágnes*: A radikálisabb inflációcsökkentés feltételei. *Figyelő*. 1997. évi 11. sz. 32–33. old.
- [7] *Erdős Tibor*: Leértékelési labirintus. *Figyelő*. 1998. évi 48. sz. 27–29. old.
- [8] *Erős Gyula*: Árszínvonal, árfolyam, infláció. Erős Gyula Alapítvány. Budapest. 1998. 222 old.
- [9] *Ékes Ildikó – Ernst Gabriella*: Életszínvonal – vállalkozói kedv. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1993. 175 old.
- [10] *Ékes Ildikó – Ernst Gabriella*: Rendszerváltó háztartások. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1995. 340 old.
- [11] *Ékes Ildikó*: Teherbírásunk határai. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1991. 18 old.
- [12] A KSH Jelenti 1998/1. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1998.
- [13] *Lukács Ottó*: A megélhetési költségindex számításának kérdéseiről. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1990. 56 old.
- [14] *Nyilas András*: Elsőszámú közellenség: az infláció. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1990. 132 old.
- [15] Okok és gyógymódok. *Társadalmi Szemle*. 1988. évi 7. sz. 62–73. old.
- [16] *Radnóti Éva*: Az áralakulás néhány kérdéséről. *Ipari Szemle*. 1998. évi 6. sz. 36–37. old.
- [17] *Zafir Mihály*: Egy módszer a megélhetési költségek számításához. Szakszervezetek Gazdaság- és Társadalomkutató Intézete. Budapest. 1990. 65 old.

TÁRGYSZÓ: Megélhetési költségindex. Infláció.

## SUMMARY

The first part of the paper summarizes the main components of the living standard that are not included in the Consumer Price Index (CPI). Regarding the significant and increasing share of these items the author claims that the Hungarian Central Statistical Office should compute and publish a cost-of-living type index besides the conventional CPI, as well. The second part of the paper presents a short analysis of the role of inflation in the income redistribution.

# AZ INFLÁCIÓ MÉRŐSZÁMAI

DR. MARTON ÁDÁM

Az infláció a pénz értékének, vásárlóerejének csökkenését jelenti, ami a termékek, szolgáltatások, termelési tényezők árának emelkedéséből adódik. Az árak nem azonos mértékben emelkednek, ezért az infláció folyamatában megváltoznak az árarányok, a relatív árak is.

Az infláció mértéke az árak átlagos változását kifejező statisztikai mutatószám: az árindex. Többféle árindex készül, úgymint termelői, beruházási, fogyasztói stb. De vannak ún. deflátor árindexek is, amelyek valamely makrogazdasági mutatószám (bruttó kibocsátás, GDP stb.) összességére vonatkoznak, s lehetővé teszik azok értékelését összehasonlító áron. Az infláció komplex fogalmának mérésére a gazdasági tevékenységek összességére vonatkozó árindexre lenne szükség. Ilyen árindex azonban nem állítható elő kellő részletettséggel és határidőre a megkívánt pontossággal. (A pénz nemzetközi vásárlóerejének vizsgálatával nem foglalkozunk.)

A kialakult nemzetközi gyakorlat, beleértve az Európai Unió ajánlását is, gyakorlati megfontolásokból kiindulva a fogyasztói árindexet (Consumer Price Index – CPI) tekinti az infláció mértékének. A fogyasztói árindexek kiszámításának módszerei sok országban hasonlóak, s kifejezett igény van az EU ajánlásai szerinti „harmonizációra”.

Az inflációt mérő árindexet reprezentatív módszerrel becsülik. Tekintettel kell lenni arra is, hogy az a lakosság és az üzleti élet szereplői számára módszertanilag közérthető és részleteit illetően jól áttekinthető legyen.

A havonkénti, rövid határidőn belüli közlési igény a statisztikusokat az indexelméletet illetően számos kompromisszumra kényszerítik (súlyozás, idősorok számítása, szezonális kezelés stb.).

A fogyasztói árindexek iránti érdeklődés az utóbbi évek során növekedett. Ez egyrészt bizonyos, a módszertant illető kritikai észrevételekben nyilvánult meg. Másrészt igény mutatkozott az infláció természetének, kiváltó okainak elemzésére.

Az 1990-es évek közepén nagy figyelmet keltett az ún. Boskin-jelentés, melynek tárgya az volt, hogy az Egyesült Államokban számított és publikált fogyasztói árindex fölülbecsüli az árváltozások hatását, amennyiben nem elég rugalmasan követi a fogyasztói magatartást, ami az árváltozásokhoz alkalmazkodó választékcserélődésben nyilvánul meg. Ez a nagy a visszhangot kiváltó „kritika” azonban nem rengette meg a fogyasztói árindexek kiszámításának módszereit, mivel valójában elmosta a határokat a fogyasztói árindex és a megélhetési költségindex között. Mindenesetre az eredmény nagyon szem-

beötlő volt, mivel arra a számszerű következtetésre jutott, hogy az Egyesült Államokban a 3 százalékos körüli fogyasztói árindexnek körülbelül 30 százaléka, azaz 1,1 százalékpont tulajdonítható az előzőekben említett torzításnak. E problémakör tárgyalása azonban nem célja a jelen tanulmánynak.

A fejlett országokban általános volt, hogy 1965 után az infláció néhány éves időeltolódással emelkedni kezdett, s az 1970-es évek végére több országban kétjegyűvé vált. Az ilyen mértékű infláció már nem volt kezelhető, hatással volt a gazdaság makromutatóinak alakulására. Szinte a legfontosabb feladattá vált az infláció csökkentése, ami sikerrel járt. Az 1980-as évek közepétől az infláció már ismét 3-5 százalékos volt, sőt 1995 után tovább csökkent.

Az 1980-as években a fejlett országok gazdaságpolitikusai alapos elemzés tárgyává tették a fogyasztói árindexet alakító tényezőket. Így került sor az ún. core vagy underlying infláció fogalmának bevezetésére, vizsgálatára a statisztikai eszköztár új mutatójaként. (Magyarul „maginflációnak” nevezhetnénk. A továbbiakban azonban a core infláció elnevezést használjuk.) Magyarországnak az 1980-as évek közepétől kellett szembenéznie a magas, 1991-ben még a 35 százalékos is elérő inflációval. Érthető, hogy a gazdaság- és pénzügypolitika irányítói ilyen helyzetben az infláció természetének mélyreható statisztikai elemzését igénylik.

E tanulmány a core inflációval foglalkozik. A téma széles körű nemzetközi irodalmára támaszkodva felvázolja kialakulásának körülményeit, kiszámításának gyakorlati lehetőségeit, valamint kapcsolatát a fogyasztói árindexszel.

#### *A core infláció elméleti modellje*

Az Egyesült Államokban az éves fogyasztói árindex az 1960-as évek első felében két százalékos alatti volt, majd kisebb hullámmal jelentősen emelkedett, s 1974-ben elérte a 11 százalékos szintet. Az ezt követő átmeneti mérséklődés után 1979 és 1981 között átlagosan közel 12 százalékos volt. A GDP 1974–1975-ben, valamint 1980-ban jelentősen csökkent. Az éves átlagos áremelkedés üteme 1982-től jelentősen mérséklődött, míg a GDP tartósan növekedett.

Az 1970-es évek közepén az inflációt „nem lehetett nem komolyan venni”.

1981-ben jelent meg *O. Eckstein* tanulmánya [3], amelyben az antiinflációs gazdaságpolitika erőfeszítéseinek, módszertani útkeresésének eredményeként megfogalmazta a fogyasztói árindex („headline” inflation) részét képező core infláció elméletét.

Az inflációt alakító tényezők az Eckstein által kidolgozott modellben három csoportra oszlanak:

- a kereslet („demand”) változása,
- a költségeket lökésszerűen befolyásoló („shock”) hatások,
- az előző két tényező kizárása után maradó, tartósnak tekinthető „core” infláció.

A core infláció lényegét tekintve a termelési tényezők költségeinek trendje szerint alakul, ami mögött meghúzódik az inflációs várakozás is. A modellben a core infláció a munkaerő és a tőke költségindexének 0,65-0,35 arányú súlyozott átlaga. A munkaerő „árának” változása a munkanélküliség és a termelékenység alakulásától, valamint az inflációs várakozásoktól, a tőke ára pedig a kamatoktól, a tőzsdei árfolyamváltozásoktól és

ugyancsak az inflációs várakozásoktól függ. Ökonometriai modell segítségével elemezhető a különböző tényezők időben megoszló késleltetett hatása. Ugyanakkor szimulációs számításokkal tanulmányozható volt az inflációs várakozások szerepe is.

Az ex post számítások összefoglaló eredményeit az Eckstein által használt Data Resources Inc. (DRI) 800 egyenletes, negyedéves modellből kialakított Core Inflációs Modell alapján készített következő tábla adatai mutatják.

*Az infláció összetevői*

Inflációs tényező	1960.	1965.	1970.	1972.	1974.	1976.	1978.	1979.
	évi változás (százalék)							
Core	3,1	0,6	4,1	4,2	6,0	7,7	7,8	8,2
Shock	0,1	0,3	0,4	0,8	3,8*	0,6	1,0**	2,3**
Demand	-1,7	0,7	1,4	-1,7	1,2	-2,6	-1,1	0,7
CPI	1,5	1,6	5,9	3,3	11,0	5,7	7,7	11,2

\* 1973-ban a 2,9 százalékos shock-hatást nagyobb mértékben a mezőgazdasági termékek váltották ki. 1974-ben már az olajárrobbanás volt a jelentős. Az 1975-ös 1,2 százalékos shock-hatást is döntően az energiaárak határozták meg.

\*\* Az olajárak mellett ebben a két évben is számottevő volt a mezőgazdasági termékek jelentős áremelkedése.

A core és a shock inflációs tényező hatása az ökonometriai modellből adódott, míg a kereslet volt a maradék. A statisztikai próbák azt mutatták, hogy ez a megközelítés megfelelő. Az adatok jól jelzik, hogy az 1970-es évek közepének hatásai hogyan épültek be az 1970-es évek második felében a core inflációba.

Az infláció alakulása szempontjából egyik legfontosabb tényező – mint arról már volt szó – a „várakozások” mértéke. Ez függ attól, hogy a gazdaság szereplőinek milyen gyors a reagálása a végbement folyamatokra. Így az inflációval kapcsolatos gazdaságpolitikai célok megfogalmazásakor szerencsésebb nem a CPI-t alapul venni, hanem az alap-tendenciát jelző core inflációval számolni. A kínálati oldal elemei (az aggregált termelési függvény, a beruházások, az ipari termelés, a kapacitáskihasználás stb.) az ökonometriai modell keretei között kellőképpen modellezhetők. A [3] tanulmány lehetőséget ad a folyamatok részleteinek tanulmányozására is. Mindez fontos lehet a módszer adaptálásának kidolgozásánál. Eckstein tanulmánya annak elemzésével, szimulálásával fejeződik be, hogy miként kellene a makrogazdasági tényezőknek az 1980-as években alakulniuk ahhoz, hogy elfogadható mértékű munkanélküliség mellett az infláció mértéke 1-2 százalékponttal csökkenjen. A modellszámítások még az optimális esetben is magas, 9 százalékos körüli fogyasztói árindexet jeleztek, és csökkenő, de szintén magas 7–9 százalékos core inflációval kellett volna számolni. (Ezzel szemben az 1980-as években az Egyesült Államokban az infláció jelentős mértékben csökkent, a tanulmányban jelzett becsléseknél sokkal kedvezőbben alakult.)

Az elmondottak szerint tehát az infláció a keresleti, a shock és a core-nak nevezett „belső” trend függvénye.<sup>1</sup> E három tényező becslése bonyolult ökonometriai módszereket igényel, amelyek nem teszik lehetővé a gyors, operatív, a CPI-vel megközelítően azonos időben történő publikációt. Mint a továbbiakból látható lesz, az alap gondolatot a

<sup>1</sup> Ebből indul ki [5] is.



gyakorlati megvalósíthatóság érdekében a szakirodalom különböző egyszerűsített módszerekkel közelíti meg. E megoldások azonban számos további problémát vetnek fel.

### *Gyakorlati megközelítés*

A core infláció gyakorlati megközelítése két kérdést vet fel: az egyik koncepcionális, a másik az, hogyan mérjük. Értelmezése elég széles körben elfogadott, miszerint az nem más mint az áralakulásnak a gazdaság strukturális állapotából adódó hosszabb távú tendenciája. A mérés tekintetében sokszor egymástól nagyon eltérő vélemények, felfogások tapasztalhatók.

*Callahan* [2] szerint a core infláció alapvetően kétféleképpen mérhető. Az egyik felfogás szerint úgy kell eljárni, hogy figyelemmel kívül hagyjuk a rövid távú, külső, nem kontrollálható tényezőket (például OPEC olajáremelés, rendkívüli időjárás). Mások szerint a core infláció a termelési tényezők költségeinek hosszú távú mozgása. Ez a két, Eckstein modelljének nem ellentmondó felfogás a módszertani különbségek ellenére konvergál egymáshoz. A gyakorlati megvalósítás tehát az első esetben a CPI-ből bizonyos termékcsoportok elhagyását jelenti. Óhatatlanul szubjektív megítélés is szerepet játszik azonban abban, hogy mit hagyjunk el. Ezért többféle variáció merült fel. [2] szerint azonban fontos az is, hogy a technika folyamatos fejlődése következtében megváltozik az említett tényezők megítélése. A másodikként említett megközelítés esetében szóba kerülhet más mutatószámok (termelői árindexek, egységnyi munkabérindex stb.) felhasználása is. A mérőszám kiválasztása végül is a felhasználó dolga, attól függ, hogy milyen célt szolgál, milyen tényezőket akar szétválasztani. Hosszú távon azonban minden választás vitatható lesz, mivel a korrekciós mechanizmus révén a hatások beépülnek az árváltozás folyamatába, s így a core infláció trendje meg fog egyezni a teljes (headline) inflációval.

Az a gondolat, hogy a core inflációt a CPI részeként értelmezzük, szinte minden későbbi publikációban felmerül. Megjelentek azonban más (bár nem lényegesen eltérő) javaslatok is.

A core infláció modelljét [1] a pénzmennyiséggel és a vállalatok árpolitikájával összefüggésben vizsgálja, ami különbözik Eckstein megközelítésétől, de a core infláció tendenciája mindkét modellben hasonló. Ismertetése messze meghaladná a jelen összeállítás kereteit. Ugyanakkor ez a megoldás nem lenne használható, mivel az eredmények csak nagy késéssel állnának rendelkezésre, amikor már elveszítik fontosságukat.

Nagyon hasznos tanulságokkal szolgálhat viszont a javasolt, gyakorlatilag megvalósítható mérési módszerek ismertetése. A két szerző abban keresi a megoldást, hogy a nagyobb kilengéseket, a lökésszerű hatásokat, valamint az esetleges mérési hibákat eredményező átmeneti „zajokat” különválasztja az inflációnak a pénzmennyiségtől függő alapvető tendenciájától. A gyakorlati megoldást olyan „szűkített tartalmú” (limited-influence) árindexek kiszámításában látják, amelyek nem tartalmazzák a kilengéseket okozó tételeket. Egyszerűen kiszámíthatók ugyanis a következő árindexek:

- árindexek élelmiszerek és energia nélkül,
- az egyedi árindexek mediánja,
- az egyedi árindexek keresztmetszeti eloszlásából számított nyesett (15%) átlaga.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Lásd még [8].

Az Egyesült Államok CPI-jének 1967 és 1992 közötti időszakra vonatkozó adatai alapján [1] szerzői kiszámították, hogyan alakultak az infláció különböző mérőszámai. Az egész időszakra vonatkozóan a havi adatokból számított átlagos éves indexek a következők voltak: CPI : 5,67; CPI élelmiszer és energia nélkül: 5,71; súlyozott medián: 5,64; 15 százalékos nyesett átlag: 5,56. Amint várható, volt a core mutatók szóródása jóval kisebb, mint a CPI szóródása, ami az előbbi sorrendben a szórással mérve a következőképpen alakult: 3,79; 3,25; 2,95; 2,86 százalék.

A különböző inflációs mérőszámok között szinte minden szempontból a súlyozott medián mutatkozott a legjobbnak. Ez nem meglepő, mert a zaj az eloszlás széleiről jön, s a probléma lényege a zaj kiküszöbölése. Összefoglalásul azt hangsúlyozzák a szerzők, hogy minden eredmény azt jelzi, hogy az ismertett szűkített tartalmú mutatószámok több szempontból felülmúlják a szokásos CPI-t. Jobban függnek a pénznövekedés múltbeli alakulásától és jobban használhatók a jövőbeni infláció előrejelzése.

A finn gyakorlat [7] is egy szűkített tartalmú core inflációs indexet számít ki. A tartalmi megközelítés azonban az eddigiektől eltérő. A core inflációs mutatóban nem szerepelnek a lakással kapcsolatos kamatok és amortizáció, melyek súlya 9,98 százalék. Nem tekintik a core infláció részének az adók változását sem, amit a Tax Rate Index (TRI) jelez. A TRI becsüli az adók változásának közvetlen és közvetett hatását, amit havonta közöl a finn statisztikai hivatal. A részletek ismertetésétől eltekintve, a finn gyakorlatban mind a CPI, mind a core infláció adatát közlik, de csak egy hónapos késéssel, mivel a TRI-index kiszámítása a CPI-nél időigényesebb.

A core infláció fogalmát [6] az eddigiektől kissé eltérő megközelítésben tárgyalja, és a mérés módja is más. A core inflációt úgy definiálják, mint az inflációnak azt a részét, amely nem befolyásolja közép- vagy hosszú távon a termelés volumenét (real output). Kismértékű infláció a szerzők véleménye szerint nem ártalmas a gazdaságnak. (A defláció, ami napjaink reális veszélye egyes vélemények szerint viszont ártalmas.) A fogyasztói árindex és a core infláció kapcsolatát nem lehet egyszerűen csak mérési hibaként fel fogni. Az átlagtól lényegesen eltérő (magas vagy alacsony) árindexek lehetnek ugyanis valamilyen külső hatás következményei, de lehetnek egyszerűen mérési hibák (outlierek) is. A tartós tendencia gyakorlati meghatározása valamilyen kisimító, a szélsőséges adatokat kiszűrő eljárással oldható meg. Lehetnének ilyenek a mozgó átlagok vagy a Kalman Filter, vagy az ARMA-modellek. A szerzők a core inflációt a vektor autoregresszív rendszer (Vector Autoregression System – VAR) segítségével becsülik.

A core infláció mérési technikáit tanulmányozva érdemes a görög gyakorlatot is megemlíteni [4]. A core infláció szerintük is egy hosszú távon egyensúlyban lévő gazdaság inflációs rátája. Ez azt jelenti, hogy az aggregált kínálat megegyezik a kereslettel, nincsenek ciklikus ingadozások, azaz az infláció nem más, mint a várakozások mértéke. A termelési költségek az előrejelzett inflációtól és a múltban tapasztalt váratlan ingadozásoktól függenek. A core infláció e tanulmány szerint kiszámítható

- statisztikai szűrők használatával,
- a nagy ingadozásokat mutató csoportok elhagyásával (ez felel meg az OECD definíciójának is),
- nyesett átlag vagy a medián segítségével.

Mivel a core infláció az átmeneti változásokat, ingadozásokat nem jelzi, így szórása kisebb, mint az egész (headline) fogyasztói árindexé. Görögországban az OECD gyakor-

lati szempontokat előtérbe helyező definíciójának megfelelő szűkített tartalmú, valamint a Hodrick – Prescott-filterek segítségével kiszámított inflációs mutatókat használják.<sup>3</sup>

#### *Néhány gyakorlati megjegyzés*

A gazdaság- és pénzügypolitika egyik alapvető célja az infláció csökkentése. A core infláció fogalma azért alakult ki, hogy az elemzések az inflációt kiváltó okok vizsgálatát árnyaltabbá tehesék.

A „core” infláció elméleti definíciója, annak ökonometriai modellekkel történő elemzése érthető, de számszerű értéke természetesen függ a modell részletezettségétől, az időszak hosszúságától stb. Kiszámítása általában időigényes. Ezért a szakirodalomban eddig nem találtunk példát arra, hogy az igényeknek megfelelően, havonta, gyorsan, valamilyen modellbe történő behelyettesítéssel „operatív” core inflációs indexet számítottak volna. A „kisimító módszerek” alapján vagy a teljes fogyasztói árindexekből valamilyen csoportok elhagyásával kiszámított árindexek csak becslései a core inflációnak. Milyen csoportokra jellemzők a külső lökések? Az elmúlt negyedszázad során nemcsak az olajárak viselkedtek hektikusan, hanem a kávé, a cukor, a búza, a nyershús stb. E termékek jelentősége nemcsak országonként különböző, hanem az egyes országok esetében is az idő függvényében változik.

A core inflációt becsülő árindexekre is érvényesek az árindex-számítás alapelvei. Így például a módszertannak ismertnek, előre meghatározottnak kell lennie a termékek körét, a súlyrendszer változtatását illetően stb. Nem lenne szerencsés, ha az árváltozások függvényében időszakról időszakra a fogyasztás különböző körére vonatkoznának az árindexek. A kisimítási eljárások (medián, szűrők használata, nyelés stb.) esetenként nehezen értelmezhetők, emellett használatuk hozzáértést, körültekintést igényel, ami nem várható el a legkülönbözőbb rétegekből álló felhasználóktól. Arra is utalni kell, hogy a láncmódszerrel kiszámított hosszabb idősorok esetén a részek és az egész között nincs szükségképpen összhang, mivel a szorzás és az átlagolás művelete nem cserélhető fel. (Az természetesen nem kifogásolható, hogy a kutatói elemzések bemutatják, hogy egy adott időszakban hogyan alakultak a fogyasztói árindexek a fogyasztás különböző területein, a különböző hatások következtében.)

A core infláció definíciójából adódóan azonos az ország különböző ágazataiban, régióiban. Ez a következtetések levonását illetően még olyan kis ország esetében is problémákat okozhat, mint Magyarország. Ugyanis a strukturális, a fejlettségi különbségek miatt az antiinflációs politika nem biztos, hogy minden területen hasonló eredményekhez vezet.

Számolni kell még azzal is, hogy a fogyasztói árindexeket befolyásoló „lökések” természete kétféle lehet:

- véletlen (például időjárás), ami idővel többé-kevésbé kiegyenlítődik;
- tartós hatás (például adók változása, világgpiaci tartós árárváltozások), ami hosszabb időn át érvényesül, s egy idő után beépül a core inflációba, vagy hatással lehet a gazdasági szerkezetre.

A KSH a fogyasztói árindexet részletezve (7 főcsoport, 160 alcsoport) közli, és az egyes csoportok súlyarányait is megadja. Ebből a felhasználók tetszés szerinti részinde-

<sup>3</sup> A szakirodalomról bővebb áttekintést ad a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat ez évben megjelent A „core” infláció és mérése c. összeállítás.

xeket számolhatnak. Közül még a KSH más csoportosításban, a termékek jellege szerint is árindexeket (alapvető, naponta vásárolt cikkek, ritkán vásárolt, nem alapvető cikkek). A felhasználóknak lehetőségük van tehát arra, hogy a különböző termékek, szolgáltatások árváltozásait igényeik szerint meglehetősen tág keretek között elemezzék.

Nagyon korlátozottan van csak lehetőség arra, hogy a központi árintézkedések hatását kimutassuk. Nem különíthető el az árfolyamváltozás (az importárak) változásának begyűrűző hatása sem. Így nem véletlen, hogy a TRI kiszámítása nem nagyon elterjedt.

Az infláció, a fogyasztói árindex alapvető fontosságú a reálbérek, a nyugdíjak stb. alakulásának, alakításának elemzésénél, de széles körű a más irányú felhasználás is. A core infláció nem az infláció mértéke. Korlátozott tartalmánál fogva nem jelentheti azt, hogy adott évben mennyivel többet vagy kevesebbet kellett fizetni az átlagos fogyasztást jellemző kosárért. Más okból, de nem célszerű a havonkénti árindexeket sem az infláció mérőszámának tekinteni. Óvatosan kell tehát bánni többféle – lehet, hogy önmagában jól értelmezhető – inflációs mutatószámmal, különösen azok publikálása vagy összehasonlító elemzése esetén.

A tanulmány rámutatott a fogyasztás egy részére vonatkozó core infláció elméleti fogalmának és a gyakorlatban használható becsléseinek sokrétűségére. Nincs nemzetközileg egységesen elfogadott gyakorlat. A magyar gyakorlat kialakításánál megfelelően mérlegelni kell a gazdaság jelenlegi strukturális sajátosságait, s úgy kialakítani a core infláció mérőszámát, hogy az néhány év távlatában jól szolgálja a pénzügypolitikát, s ugyanakkor, ha rendszeres publikálásra kerül, akkor közérthető és széles körben elfogadott legyen.

#### IRODALOM

- [1] *Bryan, M. F. – Cecchetti, S. G.*: Measuring core inflation. National Bureau of Economic Research. Working Paper. 1993. 195–219. old.
- [2] *Callahan, D. W.*: Defining the rate of underlying inflation. *Monthly Labour Review*. 1981. szeptember 16–19. old.
- [3] *Eckstein, O.*: Core inflation. Prentice-Hall. 1981. 121 + V old.
- [4] *Garganas, E. – Sirnos, T.*: Techniques for measuring core inflation. Economic and Statistical Bulletin. National Bank of Greece. 1998. Január. 16–24. old.
- [5] *Mellár Tamás – Rappai Gábor*: Az infláció a gazdaságpolitika szolgálatában. *Statistikai Szemle*. 1998. évi 11. sz. 885–896. old.
- [6] *Quah, D. – Vahey, S. P.*: Measuring core inflation. *The Economic Journal*. 1995. Szeptember. 1130–1144. old.
- [7] *Spolander, M.*: The indicator of underlying inflation: Basic idea and use. Discussion Papers. Bank of Finland. 1994. 24–94. old.
- [8] *Zsoldos István*: Kimagvazott infláció. *Figyelő*. 1998. február 26. 32–35. old.

TÁRGYSZÓ: Core infláció.

#### SUMMARY

The inflation is one of the most important macroeconomic indicator. It is generally accepted, that the Consumer Price Index is the measure of the inflation. It is an important target for the economic policy to reduce the rate of inflation to a reasonable level.

There are many efforts made to discover the nature and the reasons of the inflation. The paper examines the concept of the core (or underlying) inflation, its usefulness and how timely and reliable estimates for the different factors of the headline inflation could be provided. Only the CPI can be used for measuring the change of the purchasing power of a local currency, while the developments of the factors of CPI could be used for the monetary policy, case studies, etc.

# EGYVÁLTOZÓS IDŐSORMODELLEKEN ALAPULÓ INFLÁCIÓS ELŐREJELZÉSEK

LIELI RÓBERT

Tanulmányomban a magyarországi inflációs folyamat egyváltozós idősormodellekkel történő leírására és előrejelzésére vállalkozom. Az inflációs rátát a fogyasztói árindex (Consumer Price Index – CPI) havi növekedési ütemével mérem. A modellek az 1994 januárjától 1999 áprilisáig terjedő időszakra vonatkoznak, az előrejelzések 1999 végéig készültek.

A fogyasztói árindexet technikailag kétféle módon lehet előrejelezni. Az első lehetőség az, hogy közvetlenül a fogyasztói árindex idősorára illesztünk modellt. A másik megoldás, hogy külön-külön modellezzük a fogyasztói árindex fő összetevőit, és az egyes részidősorokra vonatkozó előrejelzésekből súlyozott átlagot képzünk azokkal a súlyokkal, melyekkel az egyes összetevők a fogyasztói árindexben szerepelnek. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) által havi rendszerességgel közzétett részárindexek<sup>1</sup> a következő termékcsoportokat foglalják magukban (a zárójelben a továbbiakban használandó megnevezés és a fogyasztói árindexben betöltött százalékos súly szerepel):

1. élelmiszerek (ÉLELM – 27,2),
2. szeszes italok, dohányárúk (SZESZ – 8,9),
3. ruházkodási cikkek (RUHA – 6,1),
4. tartós fogyasztási cikkek (TARTÓS – 5,5),
5. háztartási energia (ENERG – 8,9),
6. egyéb cikkek (EGYÉB – 17,0),
7. szolgáltatások (SZOLG – 26,4),
8. a teljes fogyasztói árindex (CPI – 100).

Az alkalmazott statisztikai modellek az ún. SARIMA modellcsalád tagjai, melyek tulajdonképpen az egyszerű autoregresszív mozgóátlagolású (ARMA) modellek kiterjesztései szezonaritást és nem stacionárius viselkedést mutató idősorokra. A felhasznált idősorok tehát szezonálisan nem kiigazítottak: a szezonaritást a modelleken belül kezeltem.<sup>2</sup> A SARIMA-modellek nem adnak közgazdasági magyarázatot az inflációs folyamatra:

<sup>1</sup> Az árindexeket a KSH változó bázissal, „előző hó=100,0” formában közli. Számításaim során tizedes törtté alakítottam ezeket az értékeket, de a végeredményeket én is hasonló formában adom meg.

<sup>2</sup> A tradicionális szemléletű idősorelemzés a szezonaritást olyan zavaró tényezőnek tekinti, melytől a modellezés előtt a vizsgált idősort meg kell tisztítani (különösen, ha a hosszú távú tendenciák vizsgálata a cél). A szezonális kiigazítás általánosan alkalmazott módszerei azonban meglehetősen ad hoc természetűek, és újabban éles kritika célpontjaivá váltak. (Lásd [2], [3].)

egyszerűen a múltbeli értékekből extrapolálják a jövőt, azt feltételezve, hogy a bizonyos múltbeli korrelációk a jövőben is jelen lesznek.

A modellek felállításának első lépéseként találni kell egy olyan transzformációt, mely a vizsgált idősort stacionáriussá teszi. A *G. E. P. Box* és *G. M. Jenkins* nevével fémjelzett hagyományos metodológia [1] szezonalitást mutató idősorok esetében általában szezonális differencia<sup>3</sup> képzését ajánlja e cél érdekében. Ez a látszólag egyszerű transzformáció valójában rendkívül összetett, használata olyan implicit feltevések elfogadásával jár, melyek a priori alapokon csak ritkán védhetők. Havi idősorok esetében a szezonális differenciálás ugyanis összesen 12 (egy nem szezonális és 11 szezonális) egységgyököt feltételez az eredeti idősorban, és ha ténylegesen ennél kevesebb egységgyök van jelen, akkor a szezonális differenciálásnál egyszerűbb, abba „beágyazott” transzformáció is elég a stacionaritás eléréséhez. A szezonális differencia képzése ebben az esetben rosszul modellezhető, „túldifferenciált” idősorhoz vezet.

Az *S. Hylleberg* és szerzőtársai [7] által kidolgozott módszertan explicit szezonális egységgyöktesztet javasol annak megállapítására, hogy a vizsgált idősor pontosan milyen egységgyököket tartalmaz. A próba eredményeinek ismeretében „testre szabott” stacionárius transzformáció található az idősorhoz, melynek alkalmazásával a túldifferenciálás veszélye elkerülhető. (Az ez utóbbi módszertannal felállított modellekre a „HEGY” betűszóval fogok hivatkozni.)

A modellezés során gyakorta felmerülő probléma, hogy sok ténylegesen megfigyelt idősorban – az általam tanulmányozott inflációs idősorokban is – időnként élesen kiugró, az idősor addigi és azt követő alakulásába nem illő megfigyelések jelennek meg. Ezek kezelése külön módszertant igényel, hiszen feltehető, hogy az idősormodell szempontjából külső, vissza nem térő eseményekről van szó, melyek modellezése éppen ezért nem mindig célszerű.

A különböző elméleti megfontolások alapján végül öt inflációs előrejelzést készítettem. Az első két előrejelzés közvetlenül a fogyasztói árindexre illesztett Box–Jenkins-, illetve HEGY-modellből származik; három pedig a hét CPI-komponens különböző előrejelzéseinek súlyozott átlaga. Az első súlyozott átlag a részidősorok Box–Jenkins-előrejelzéseit veszi alapul, míg a második a HEGY-modellét. A harmadik („vegyes”) súlyozott átlag képzésénél a részaggregátumokat legjobban leíró modelleket vettem figyelembe, függetlenül attól, hogy melyik modell típus alkalmazásával készültek.

Az előrejelző modellek jószágának megállapításához számos vizsgálat nyújthat támpontot. Elsőként dinamikus, illetve statikus mintán kívüli előrejelzéseket készítettem az 1998. január és december közötti időszakra, és összevettem egymással a különböző előrejelzések hibastatisztikáit. Ezáltal képet lehet alkotni az egyes módszerek relatív előrejelzési teljesítményéről. Az előrejelzési pontosság abszolút mércéjeként két naiv előrejelző módszer hibastatisztikáit is bevontam az összehasonlításba. A felállított idősormodellekkel szemben jogos elvárás, hogy a naiv módszereknél jobb előrejelzést nyújtsanak.

Az idősormodellek előrejelzései abból a szempontból is értékelhetők, hogy az általuk jósolt értékek miként viszonyulnak a piaci szereplők előrejelzéseihez. A különböző pro-

<sup>3</sup> Egy havi rendszerességgel megfigyelt  $y_t$  idősor szezonális differenciáján az  $y_t - y_{t-12}$  különbséget értjük. Az inflációs idősorok esetében ez a mennyiség a havi infláció változását adja meg az előző év azonos hónapjához képest.

fitorientált szervezeteknek (bankok, brókerházak, kutatócégek stb.) elvileg – a piac logikája szerint – optimális inflációs előrejelzésekkel kell rendelkezniük. Az optimális kifejezés úgy értendő, hogy az előrejelzések további pontosításához szükséges ráfordítások már meghaladnák a nagyobb pontosságból eredő többlethasznot. Éppen ezért különösen érdekes kérdés, hogy a viszonylag kis ráfordítással felállítható SARIMA-modellek előrejelzései hogyan viszonyulnak a piaci szereplőkéhez. Az összehasonlítást különböző időtávú előrejelzésekre vonatkozóan végeztem el.

### A SARIMA-MODELLEK

Az egyváltozós lineáris SARIMA-modelleket tagadhatatlan egyszerűségük ellenére (vagy éppen emiatt) meglehetősen gyakran alkalmazzák különböző gazdasági idősorok leírására és előrejelzésére. A tapasztalat azt mutatja, hogy ezek az egyszerű sztochasztikus modellek is képesek megbízható előrejelzéseket adni legalábbis, ha a vizsgált időtartományban nincsenek jelentős strukturális változások, és a linearitási feltétel nem túl korlátozó leírása az adatszolgáltató folyamatnak.<sup>4</sup>

Az  $y_t$  sztochasztikus folyamat a definíció szerint SARIMA  $(P,D,Q)^s(p,d,q)$  folyamatot követ, ha

$$a_s(L^s)a(L)(1-L^s)^D(1-L)^d y_t = c + b_s(L)b(L)\varepsilon_t, \quad /1/$$

ahol  $\varepsilon_t$  konstans varianciájú fehér zaj,  $s$  a szezonális frekvenciája (például  $s=12$  havi adatok esetén),  $L$  a késleltetési operátor,<sup>5</sup> és

$$a_s(L^s) = 1 - a_{1s}L^s - a_{2s}L^{2s} - \dots - a_{ps}L^{ps}, \quad /2/$$

$$a(L) = 1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p, \quad /3/$$

$$b_s(L^s) = 1 + b_{1s}L^s + b_{2s}L^{2s} + \dots + b_{qs}L^{qs}, \quad /4/$$

$$b(L) = 1 + b_1L + b_2L^2 + \dots + b_qL^q \quad /5/$$

a késleltetési operátor polinomjai, és az  $a_s(L^s)a(L)=0$  egyenlet gyökei az egységkörön kívül esnek. Ez a feltétel azt jelenti, hogy az  $(1-L)^d(1-L^s)^D$  szűrő már minden egységgyök-től megtisztította a folyamatot, vagyis a megfelelően differenciált  $y$  idősor már stacionárius. E szűrő bármely olyan transzformációval helyettesíthető, mely stacionárius idősort eredményez. A modell eme általános formája alkalmas olyan idősorok leírására, melyek szezonális és nem stacionárius viselkedést mutatnak: két tulajdonság, mely sajátja az inflációs idősoroknak.

A SARIMA-modellek /1/-es specifikációjában a modell autoregresszív része két polinom – egy szezonális és egy nem szezonális – szorzataként áll elő. Az autoregresszív részt azonban szabadon, egyetlen  $Ps+p$  rendű polinom formájában is fel lehetne írni; a

<sup>4</sup> Az ökonometriai szakirodalom régóta hangoztatja, hogy – legalábbis rövid távon – az ARMA-modellek gyakorta jobb előrejelzéseket képesek adni, mint az összetett strukturális makromodellek. (Az előrejelzésről szóló klasszikus irodalom jó áttekintését adja [8] 17. fejezete.)

<sup>5</sup> A késleltetési operátor definíciója:  $L^k y_t = y_{t-k}$ .

szorzat alakban való kifejezés tulajdonképpen korlátozásokat jelent a szabadon felírt autoregresszív polinom együtthatóira nézve. Természetesen elképzelhető, hogy az adatok nem támasztják alá ennek a korlátozásnak a jogosságát: a modellek felállítása során erre a lehetőségre is tekintettel kell lenni. (Ez a megfontolás nyilván érvényes a mozgóátlagolású polinomra is.)

Az eddigi általános és meglehetősen formális leírás után érdemes konkrét példán megvizsgálni a SARIMA-modellek struktúráját. A továbbiakban részletezendő identifikációs vizsgálatok szerint az élelmiszerek havi inflációs rátája jól közelíthető a következő SARIMA (1,1,0)<sup>s</sup> (0,0,1) modellel:

$$\Delta_{12}y_t = -0,0025 - 0,50\Delta_{12}y_{t-1} + 0,44\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \quad /6/$$

ahol  $y_t$  jelöli az élelmiszerek havi inflációs rátáját,  $\Delta_{12}$  a szezonális differencia képzését<sup>6</sup> és  $\varepsilon_t$  az idősort érő véletlen sokkokat. Az egyenlet tehát úgy írja fel a havi infláció változásának jelen időpontbeli értékét, mint az előző havi érték és sokk, valamint egy hibatag – a jelenbeli sokk – lineáris függvényét. (A múltbeli értékeket autoregresszív, a múltbeli sokkokat pedig mozgóátlagolású tagnak hívják.)

A modell alapján az élelmiszerek árufőcsoport inflációs dinamikáját három lényeges tényező vezérli.

– A negatív konstans azt jelenti, hogy az infláció hosszú távon csökkenő tendenciát mutat: jelenleg létezik az inflációnak egy átlagos (várható) csökkenési üteme, mely azt mutatja meg, hogy az infláció adott hónapban átlagosan (várhatóan) mennyivel lesz kisebb, mint az előző év ugyanazon hónapjában. (A várható csökkenési ütem pontos nagyságát az autoregresszív tag együtthatója és a konstans tag együtt határozza meg.) Az inflációnak tehát van egy tehetetlenségi komponense, mely jelenleg a csökkenés irányába hat.

– Az a tény, hogy az autoregresszív tag együtthatója abszolút értékben egynél kisebb, biztosítja, hogy a havi infláció 12 hónappal ezelőtti értékéhez viszonyított változása valóban a várható érték körül ingadozzon, és hosszú távon konvergáljon hozzá. A negatív előjel figyelembevételével ez azt jelenti, hogy ha az infláció tényleges csökkenése az adott hónapban meghaladja a csökkenés átlagos mértékét, akkor – amennyiben nem éri az inflációt előre nem látható sokk – a 12 hónap múlva mérhető havi infláció valamivel nagyobb lesz, mint az érték, amit egyedül az átlagos csökkenési ütem figyelembevételével kapnánk.

– Az inflációnak van egy „meglepetés” komponense, mely nem jelezhető az infláció múltbeli alakulásából. A mozgóátlagolású tag azt írja le, hogy ezek a sokkok (vagy ún. innovációk) miként épülnek be az inflációs folyamatba. Tegyük fel, hogy adott hónapban a havi inflációs ráta egy százalékponttal haladja meg az előrejelzett értékét, például az infláció csökkenése egy százalékponttal kisebb a vártnál (pozitív innováció). Az elsőrendű mozgóátlagolású tag jelenléte és a 0 és 1 közé eső együttható azt jelenti, hogy a következő hónapban az infláció értéke nulla egész valahány százalékponttal nagyobb lesz annál, mint amit kizárólag az előző két dinamikus tényező alapján feltételezni lehetne. Vagyis az infláció tehetetlenségének van egy másik dimenziója is: az ebben a hónapban jelentkező véletlen sokkok a következő hónap inflációját is közvetlenül befolyásolják, időre van szükség a teljes alkalmazkodáshoz. Ha nincs másodrendű mozgóátlagolású tag, és nincs újabb meglepetés (az innovációk értéke nulla), akkor adott sokk a felmerülése utáni második hónapban már nem gyakorol közvetlen hatást az inflációs rátára: a dinamikát az első két tényező határozza meg, a sokk hatása elenyészik, és az infláció csökkenése ismét visszatér az átlagos értékéhez.

A SARIMA-modellekből származó inflációs előrejelzések tulajdonképpen a jelzett dinamikus tényezők alkalmazásával készülnek, azon feltételezés mellett, hogy az innovációk értéke az előrejelzési periódusban nulla.

<sup>6</sup> Vagyis  $\Delta_{12}y_t = (1 - L^{12})y_t = y_t - y_{t-12}$ .



## IDENTIFIKÁCIÓS VIZSGÁLATOK

A SARIMA-modellek identifikálásakor<sup>7</sup> sok tekintetben a hagyományos Box–Jenkins-metodológia előírásait követtem. Az eljárás egyik alapelve a mértékletes parametrizációra való törekvés: a  $/2/-/5/$  polinomok fokszáma a gyakorlatban rendszerint igen alacsony (nulla is lehet). További fontos alapelv a felállított modell reziduumaival szemben támasztott azon követelés, hogy azok egy fehér zaj folyamat realizációinak legyenek tekinthetők.

Az identifikáció már említett alapvető kérdése, hogy a vizsgált idősor konzisztens-e a stacionaritási feltevessel, és ha nem, akkor milyen transzformáció teszi azzá. A SARIMA-modellek  $/1/-$ es specifikációjában az  $(1-L)^d(1-L^s)^D$  alakú transzformáció a hagyományos Box–Jenkins-módszertan ajánlását tükrözi, gyakorlati munkákban legtöbbször ilyen alakú transzformációt alkalmaznak a stacionaritás elérése érdekében.

A HEGY-módszer abból indul ki, hogy a  $D \neq 0$  esetben az  $(1-L)^d(1-L^s)^D$  alakú transzformáció rendkívül összetetté válik: havi adatok esetén például a folyamatban legalább 12 egységgyök jelenlétét feltételezi. A HEGY-módszer ezért előbb multiplikatív tényezőkre bontja a szűrőt, majd explicit egységgyöktesztekkel vizsgálja, hogy mely tényezők használatára van ténylegesen szükség.

Már említett probléma, hogy a vizsgált inflációs idősorokban vannak olyan kiugró megfigyelések, melyek kezelése külön módszertani megfontolásokat igényel. Ezekkel később bővebben foglalkozom. Itt elég annyit megjegyezni, hogy a SZESZ és az ENERGI változók esetében a identifikációs vizsgálatokat már a rendellenes megfigyelésektől megtisztított idősoron végeztem el.

### *A stacionárius transzformáció a hagyományos Box–Jenkins-metodológia tükrében*

A Box–Jenkins-metodológia keretei között gondolkodva, az identifikáció első lépése a  $d$  és a  $D$  paraméterek értékének megválasztását jelenti az  $(1-L)^d(1-L^{12})^D$  transzformációban. A tapasztalat azt mutatja, hogy ezek a paraméterek a 0 vagy 1 értéket veszik fel, azaz a stacionaritás általában elérhető az 1,  $(1-L)$ ,  $(1-L^{12})$  vagy  $(1-L)(1-L^{12})$  transzformációk valamelyikének alkalmazásával.<sup>8</sup> E lehetőségek közti választás azonban korántsem könnyű: nemegyszer egymásnak ellentmondó gondolatmeneteket és bizonyítékokat kell mérlegre tenni.

A kiterjesztett Dickey–Fuller-féle ADF-teszt viselkedése rögtön felhívta a figyelmet az identifikációval kapcsolatos problémákra. A teszt konklúziója nagyon érzékenyen függött a beiktatott késleltetett differenciák számától.<sup>9</sup> Alacsony késleltetésszámoknál a próba egyértelműen elutasította az egységgyök nullhipotézisét (a konstans igen, de trendet nem tartalmazó alternatívával szemben). Nagy számú (például 11–12 vagy akár 23)

<sup>7</sup> Az identifikálás ebben az összefüggésben a  $p$ ,  $d$ ,  $q$ , illetve  $P$ ,  $D$ ,  $Q$  paraméterek meghatározását jelenti. Tehát itt nem az ökonometria klasszikus identifikációs problémájáról van szó, amikor egy strukturális modell paramétereit kell visszanyerni a modell redukált (becsülhető) formájának megbecslése után.

<sup>8</sup> Az 1 szimbólum az identikus transzformációt, vagyis azt a lehetőséget jelenti, hogy a vizsgált idősor már eleve stacionárius.

<sup>9</sup> A tesztyenleteket konstans beiktatásával, de determinisztikus trend nélkül becsültem. A kritikus értékeket például [6] 763. old.) tartalmazza. Az ADF-teszt érzékenysége a késleltetéshossz megválasztására ismert probléma. (Lásd [4].)

késleltetett differencia alkalmazása a legtöbb idősor esetében azonban pontosan ellentétes következtetéshez vezetett, amint azt az 1. tábla is tanúsítja.<sup>10</sup>

1. tábla

*Az ADF t-teszt eredményei az 1992. január–1998. december mintában*

Termékcsoport	A tesztgyenletben alkalmazott késleltetett differenciák száma			
	p=3	p=11	p=12	p=18
ÉLELM	-3,68***	-1,54	-1,78	-2,52
AC/SC	-8,041/-7,896	-8,103/-7,728	-8,103/-7,697	-8,065/-7,486
SZESZ	-3,76***	-1,97	-1,89	-1,21
AC/SC	-10,276/-10,132	-10,157/-9,780	-10,133/-9,278	-10,031/-9,452
RUHA	-9,59***	-2,46	-2,41	-3,51**
AC/SC	-9,060/-8,915	-10,060/-9,684	-10,040/-9,635	-10,043/-9,664
TARTÓS	-3,28**	-2,35	-2,30	-2,14
AC/SC	-10,305/-10,161	-10,305/-9,929	-10,307/-9,902	-10,267/-9,688
ENERG	-4,69***	-3,46**	-3,42**	-2,59*
AC/SC	-6,860/-6,716	-6,696/-6,320	-6,675/-6,270	-6,676/-6,098
EGYÉB	-3,09**	-0,74	-0,81	-1,10
AC/SC	-8,751/-8,606	-9,000/-8,623	-8,987/-8,582	-8,926/-8,348
SZOLG	-4,77***	-3,37**	-3,02**	-2,91**
AC/SC	-8,502/-8,357	-8,755/-8,379	-8,788/-8,83	-8,720/-8,142
CPI	-3,40**	-0,78	-1,03	-1,21
AC/SC	-8,983/-8,838	-9,311/-8,935	-9,328/-8,922	-9,221/-8,642

\* 10 százalékos szignifikancia;

\*\* 5 százalékos szignifikancia;

\*\*\* 1 százalékos szignifikancia.

AC – az Akaike-féle információs kritérium;

SC – a Schwartz-kritérium.

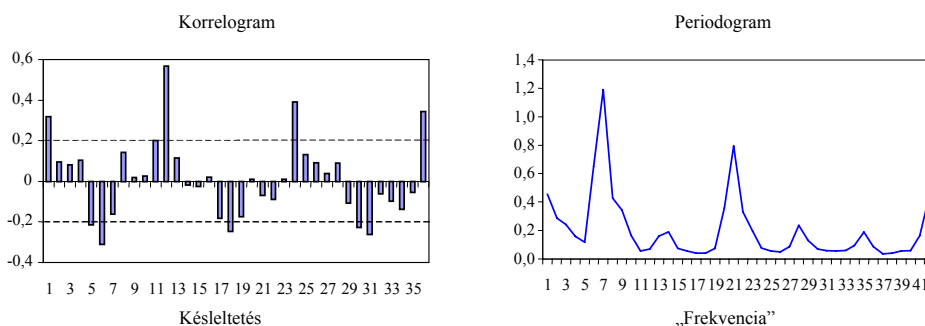
Az 1. tábla tartalmazza a becült egyenletek Akaike-, illetve Schwartz-féle információs kritériumát (AC/SC) is, melyek segítséget nyújtanak az optimális késleltetéshossz megállapításához (ezeket minimalizáló specifikációként szokás elfogadni). A SZESZ és az ENERG változók esetét kivéve e statisztikák közül legalább az egyik 11-12 késleltetett differencia beiktatását javasolja a tesztgyenletekbe. Ezen késleltetéshosszak mellett az ÉLELM, a RUHA, a TARTÓS, az EGYÉB és a CPI idősorokban még 10 százalékon sem lehet elvetni az egységgyök nullhipotézisét. A kivételnek tetsző SZOLG változó további vizsgálata azt mutatja, hogy 1992 áprilisától (vagy később) induló mintákban az egységgyök elvetését – a magasabb késleltetésszámok mellett – már semmi sem támasztja alá.

Az ADF-teszt viselkedése (az a tény, hogy alacsony késleltetésszámoknál elveti, de 11-12 késleltetett differencia alkalmazása esetén már nem képes elvetni az egységgyök nullhipotézisét) úgy is értelmezhető, hogy az egymástól körülbelül egy évnnyire elhelyez-

<sup>10</sup> Első pillantásra túlzásnak tűnhet 11-12, sőt 18 késleltetett differenciát alkalmazni az ADF-teszt regressziós egyenletében. Gondoljuk azonban meg, hogy havi adatok esetén például egy SARIMA (1,1,0)<sup>s</sup> (0,0,1) folyamat is tulajdonképpen 24-ed rendű autoregresszió, hiszen  $(1 - \alpha L^{12})(1 - L^{12})y_t = (1 + \beta L)\varepsilon_t \Leftrightarrow y_t = (\alpha + 1)y_{t-12} - \alpha y_{t-24} + \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ . Mindazonáltal az ADF-teszt eredményeivel óvatosan kell bánni. A regresszióban magyarázó változóként szereplő sok késleltetett differencia például szinte elkerülhetlenül multikollinearitást indukál, rontva a becslés minőségét. (A legtöbb becslés egyébként valószínűleg inszignifikáns lesz.)

kedő megfigyelések között különösen erős (szezónális) kapcsolat van, ami felveti az  $(1-L^{12})$  szezónális szűrő alkalmazásának lehetőségét. Az idősorok korrelogramjai (vagyis empirikus autokorreláció-függvényei) szintén megerősítették ezt a hipotézist: az autokorrelációk legtöbb esetben lassan halnak ki, és erőteljesen kiugró értékek figyelhetők meg 12, 24, illetve 36 késleltetésnél. Ha az autokorrelációk ilyen sokáig szignifikánsak, az mindenképp még szezónális idősorok esetében is a stacionaritási feltétel érvénytelenségét sugallja. Az idősorok periodogramjai is jól mutatják a szezónális frekvenciák dominanciáját a vizsgált inflációs idősorok többségében.<sup>11</sup> Az 1. ábra a CPI korrelogramját és periodogramját mutatja be.

1. ábra. A CPI korrelogramja és periodogramja



*Megjegyzés.* Az autokorreláció-függvény az 1992. január–1999. április mintaperiódus alapján, 88 megfigyelés felhasználásával készült. Az autokorreláció-értékekre a  $\pm 2/\sqrt{T}$  képlet segítségével számolható közelítőleg 95 százalékos konfidencia-intervallum ( $T$  a mintanagyság). Ezek a határok körülbelül  $\pm 0,2$ -del egyenlők. A periodogram az 1992. január–1998. december mintaperiódus alapján, 84 megfigyelés felhasználásával készült ( $T=84$ ). Az abszcissa-tengelyen az idősort felépítő ciklusok frekvenciája szerepel az  $1/(84 \text{ hónap})$  egységben. Egyszerűbben fogalmazva: a  $j$  abszcissa-értékhez  $T/j=84/j$  hónap periódusú ciklus tartozik. Az éves ciklusok így például a 7 abszcissa-értéknél jelennek meg.

Statisztikai tesztek mellett az elméleti megfontolások is amellet szólnak, hogy a havi inflációs idősorokat valamilyen módon még differenciálni szükséges. Máskülönben ugyanis konstans várható értéket kényszerítenénk az inflációs idősorokra, ami annak a feltételezésnek felelne meg, hogy hosszú távon nem lehet defláció [5] (110. old.) rámutat arra, hogy ha egy egyváltozós idősormodellben a konstans várható érték feltételezése hamis, akkor a jóslott értékek megbízhatatlanok lesznek, és sokszor jobb előrejelzéseket lehet kapni, ha a kétséges esetekben a differenciálás mellett dönt a kutató. Végezetül: a differenciálás sokszor eredményez olyan autokorreláció-struktúrát, mely jóval könnyebben értelmezhető, mint az eredeti idősoré.

A Box–Jenkins-metodológia keretei között végrehajtott identifikációs vizsgálat első lépésének eredményeit a 2. tábla foglalja össze. A döntések egy része egymásnak ellentmondó bizonyítékok mérlegelése alapján született. Lehet, hogy mások eltérő módon súlyoznák a különböző vizsgálatok eredményeit, és ezért más következtetésre jutnának.

<sup>11</sup> Szezónális frekvenciákon a 2, 2.4, 3, 4, 6 és 12 hónapos periodicitású ciklusok értendők. Ezek ugyanis azok a ciklusok, melyeket a szezónális differenciálás közömbösít. (Lásd [6] 170–172. old.)

2. tábla

*Box-Jenkins-féle identifikációs vizsgálat*

Termékcsoport	$(1-L^{12})$	$(1-L)$	Alkalmazott szűrő
ÉLELM	++	-	$(1-L^{12})$
SZESZ	+ (-)	-	$(1-L^{12})$
RUHA	++	+	$(1-L^{12})(1-L)$
TARTÓS	+	-	$(1-L^{12})$
ENERG	+ (-)	-	$(1-L^{12})$
EGYÉB	+	-	$(1-L^{12})$
SZOLG	++	-	$(1-L^{12})$
CPI	++	-	$(1-L^{12})$

*Megjegyzés.* A két kereszt azt jelenti, hogy a megjelölt szűrő szükségességére számottevő bizonyíték van; az egy kereszt gyengébb bizonyíték létezésére, a mínuszjel pedig bizonyíték hiányára utal.

#### *A stacionárius transzformáció a HEGY-metodológia tükrében*

Annak ellenére, hogy elég meggyőzően lehet érvelni (legalább) a szezonális differenciálás szükségessége mellett, vizsgálni kell a túldifferenciálás lehetőségét is. Az  $(1-L^{12})$  szűrő alkalmazása tulajdonképpen azt feltételezi, hogy a vizsgált idősor egy nem szezonális és tizenegy szezonális egységgyökkel rendelkezik. Könnyen belátható ez a megállapítás, ha a kérdéses szűrőt elemi szűrők szorzatára bontjuk az  $L^{12}-1=0$  egyenlet gyökeinek felhasználásával. Ha  $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{12}$  jelöli ezeket a gyököket, akkor a  $\prod_{j=1}^{12} (1-\lambda_j L)$  szorzat pontosan az  $(1-L^{12})$  szűrőt adja vissza.

Gyök	Megfelelő elemi szűrő
$\lambda_1 = 1$	$(1-L)$
$\lambda_2 = -1$	$(1+L)$
$\lambda_{3,4} = \pm i$	$(1-iL)(1+iL) = (1+L^2)$
$\lambda_{5,6} = \frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i$	$(1-\lambda_5 L)(1-\lambda_6 L) = (L^2 - \sqrt{3}L + 1)$
$\lambda_{7,8} = -\frac{\sqrt{3}}{2} \pm \frac{1}{2}i$	$(1-\lambda_7 L)(1-\lambda_8 L) = (L^2 + \sqrt{3}L + 1)$
$\lambda_{9,10} = \frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i$	$(1-\lambda_9 L)(1-\lambda_{10} L) = (L^2 - L + 1)$
$\lambda_{11,12} = -\frac{1}{2} \pm \frac{\sqrt{3}}{2}i$	$(1-\lambda_{11} L)(1-\lambda_{12} L) = (L^2 + L + 1)$

Az  $(1-L^{12})$  szűrő összetettsége miatt jogosan merül fel a kérdés, hogy vajon a vizsgált inflációs idősorok az egységgyökök mindegyikét tartalmazzák-e. Példának okáért tegyük fel, hogy az egyik idősor nem tartalmazza a  $\pm i$  konjugált párt. Ebben az esetben már az  $(1-L^{12})/(1+L^2)$  szűrő alkalmazásával stacionárius idősorhoz jutunk; az  $(1-L^{12})$  szűrő használata túldifferenciált idősort eredményez, abban az értelemben, hogy egységgyök kerül a

folyamat  $MA(\infty)$  reprezentációjába. Ez pedig bonyodalmakat okoz a modellek becslésénél és előrejelzésénél. (Egységgyököt tartalmazó MA-folyamatok ugyanis nem invertálhatók.)

A szezonális egységgyökök jelenlétének tesztelése tehát a gyakorlat számára is fontos probléma. Az [2] által bemutatott eljárás havi adatokat feltételező változata a következő segédregresszióra épül:

$$\varphi(L)y_{8,t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + \varepsilon_t, \quad /7/$$

ahol az  $y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{8,t}$  segéddősorok a vizsgálat tárgyát képező  $y_t$  idősor meghatározott transzformáltjai,<sup>12</sup> és

$$\mu_t = \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t}. \quad /8/$$

A /8/-ban  $D_{s,t}$  ( $s=1, \dots, 12$ ) olyan szezonális dummy változót jelöl, mely az 1 értéket veszi fel az év  $s$ -edik hónapjában, egyébként pedig nulla. A /7/ egyenlet OLS-sel becsülhető; a  $\varphi(L)$  autoregresszív polinomot úgy kell megválasztani, hogy a reziduumok egy fehér zaj folyamat realizációinak legyenek tekinthetők.

3. tábla

A szezonális egységgyöktesztek eredményei az 1992. január–1998. szeptemberi mintában

Termék-csoport	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3, \pi_4)$	$F(\pi_5, \pi_6)$	$F(\pi_7, \pi_8)$	$F(\pi_9, \pi_{10})$	$F(\pi_{11}, \pi_{12})$
	egységgyökök						
	$1-L$	$1+L$	$1+L^2$	$1+\sqrt{3}L+L^2$	$1-\sqrt{3}L+L^2$	$1+L+L^2$	$1-L+L^2$
szűrő alkalmazásával							
ÉLELM	-1,46	-5,01***	12,9***	15,0***	4,93*	8,78***	3,26
SZESZ	-1,44	-2,04	3,27	5,35*	3,14	8,41***	6,79**
RUHA	-1,35	-2,40*	9,79***	7,86**	9,80***	2,80	0,95
TARTÓS	-1,51	-1,33	4,24	3,50	6,93**	6,13**	8,69***
ENERG	-1,94	-2,29	4,56	7,00**	2,65	3,55	4,97*
EGYÉB	-0,77	-2,95**	5,55*	6,64**	7,64**	8,77***	5,20*
SZOLG	-1,17	-2,26	4,23	16,7***	4,82	12,4***	9,94***
CPI	-0,71	-3,92***	11,5***	39,0***	4,27	18,4***	3,90

Megjegyzés.  $t(\pi_1)$  a  $\pi_1$  koefficiens szignifikanciáját tesztelő  $t$  statisztika.  $F(\pi_3, \pi_4)$  a  $\pi_3=\pi_4=0$  nullhipotézis tesztelésére szolgáló  $F$  statisztika értéke.

\* 10 százalékos szignifikancia;

\*\* 5 százalékos szignifikancia;

\*\*\* 1 százalékos szignifikancia.

A bemutatott egységgyökök (vagy gyökpárok) és az  $y_{i,t}$  segédváltozók között kölcsönösen egyértelmű hozzárendelés létesíthető. Be lehet továbbá látni, hogy a  $\pi_i$  koefficiens zérus értéket vesz fel abban az esetben, ha a kérdéses változóhoz rendelhető egységgyök

<sup>12</sup> A pontos specifikációkat [2] (158. old.) tartalmazza. Az elméleti háttérrel pedig [7] nyújt tájékoztatást.

jelen van az idősorban. Például  $\pi_1=0$  azt jelenti, hogy a folyamat nem szezonális egységgyököt tartalmaz, és differenciálásra van szükség a stacionaritás eléréséhez. Ha továbbá  $\pi_3=\pi_4=0$ , akkor belátható, hogy a  $\pm i$  egységgyökpár is jelen van, és indokolt az  $(1+L^2)$  szűrő alkalmazása. Ezen hipotézisek tesztelése a becült koefficiensekre szokásos módon konstruált  $t$ , illetve  $F$  statisztikákkal lehetséges, de – mint az egységgyökteszteknel általában – a nullhipotézis alatt a standard aszimptotikus elmélet nem érvényes. A lényeges aszimptotikus eloszlások percentilisei Monte–Carlo-szimulációkkal származtathatók. (Lásd [7].)

E szezonális egységgyöktesztet az inflációs idősorokra elvégezve a 3. táblában látható eredmények adódnak.

Az eredmények azt sugallják, hogy az  $(1-L^{12})$  szűrő általában túldifferenciálja a havi infláció idősorait, már kevésbé összetett transzformáció segítségével is el lehet érni a stacionaritást. Az egyszerű differencia képzése minden esetben szükségesnek látszik.

A következőkben azokat a szűrőket mutatom be, melyek használata mellett a szezonális egységgyöktesztek eredményeit figyelembe véve végül döntöttem. A transzformációk megválasztásakor a 3. tábla adatait bizonyos rugalmassággal vettem figyelembe. Nehéz ugyanis eldönteni, hogy egy tíz százalékon szignifikáns koefficiens elég bizonyíték-e a szóban forgó egységgyök hiányára. Ilyenkor a megfelelő elemi szűrő bevonásával és kihagyásával is transzformáltam az idősort, majd megvizsgáltam, hogy melyikre illeszthető jobb tulajdonságokkal rendelkező ARMA-modell. Egyes kétértelmű helyzetekben azt az alternatívát választottam, mely jobban magyarázható transzformációhoz vezetett.

*A HEGY-teszt által javasolt szűrő*

Termékcsoport	Szűrő
ÉLELM	$(1-L)(1-L+L^2)$
SZESZ	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2)$
RUHA	$(1-L)(1+L)(1+L+L^2)(1-L+L^2)$
TARTÓS	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1+\sqrt{3}L+L^2)$
ENERG	$1-L^{12}$
EGYÉB	$1-L$
SZOLG	$(1-L)(1+L)(1+L^2)(1-\sqrt{3}L+L^2)$
CPI	$(1-L)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1-L+L^2)$

*A transzformált idősorok modellezése*

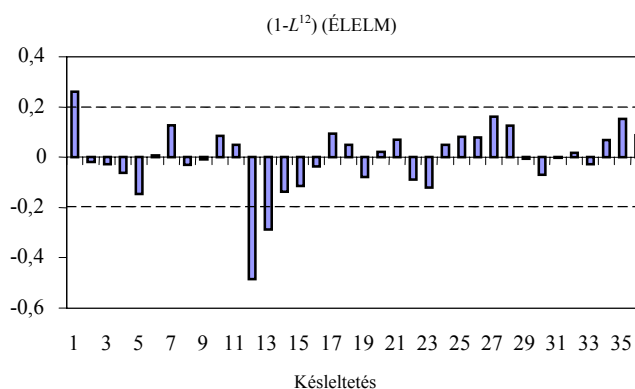
Az ARMA-tagok identifikációját a Box-Jenkins transzformáció után tekintem át. A hagyományos Box-Jenkins transzformáció alkalmazása a legtöbb esetben könnyebben értelmezhető korrelogramokhoz vezetett, mint a HEGY-metodológia. A transzformált idősorok korrelogramjai minden esetben indokolták egy szezonális (12-ed rendű) autoregresszív tag beiktatását. Általában számottevő bizonyíték volt egy elsőrendű mozgóátlagolású vagy autoregresszív tag jelenlétére is. Néhány esetben ötöd-, hatod- vagy hetedrendű autoregresszív tag beiktatására is sor került. A modellek végső kiválasztásá-

nál nagy súllyal latba eső kritérium volt a becsült koefficiensek szignifikanciája,<sup>13</sup> illetve a reziduumok autokorreláció-mentessége. (A pontos specifikációkat és a becsült koefficienseket a 6. tábla tartalmazza.)

Csak a CPI esetében bizonyult célszerűnek az a korlátozás, hogy a modell autoregresszív polinomja két polinom – egy szezonális és egy nem szezonális – szorzataként legyen felírva. A RUHA, a TARTÓS, az ENEREG és az SZOLG változók esetében a szorzat alakú autoregresszív rész fenntartása autokorrelált reziduumokat eredményezett, vagy lényegesen csökkentette a mintán kívüli előrejelzés pontosságát. Ezért ezen idősorok modellezésekor az autoregresszív részt egyetlen (12-ed rendű) polinom formájában írtam fel, melyben azonban több tag együttthatója nullára van korlátozva. Az ÉLELM és a SZESZ változó modelljében elég volt egyetlen (12-ed rendű) autoregresszív tag használatát, így ezeknél ez a probléma természetesen nem merült fel.

Az identifikációnak ezt a lépését a szezonálisan differenciált ÉLELM idősor korrelogramjának (lásd a 2. ábrát) példáján szemléltetem.

2. ábra. A szezonálisan differenciált ÉLELM idősor korrelogramja



Szignifikáns autokorreláció-értékek figyelhetők meg az 1., a 12. és a 13. késleltetésnél. A korrelogram inszignifikáns értékeket mutat a 2.-tól a 11. késleltetésig, és az autokorrelációk újra „kihálnak” a 13. késleltetés után. Ez a minta egy MA(1) és egy AR(12) tag jelenlétét sugallja. Egy elméleti SARMA (1,0)<sup>s</sup> (0,1) korrelogram<sup>14</sup> csak annyiban különbözik az előbbi mintától, hogy a 11. késleltetésnél nem zérus, és az autokorrelációk visszatérnek a 23-25. késleltetéseknél. A modell együttthatói azonban vehetnek fel olyan értékeket, melyek hamar nullához közelítik az autokorrelációkat, és így a szignifikáns értékek hiánya a 24. késleltetés körül nem igazán mond ellent az elméleti mintának.

A HEGY-transzformáció után is vizsgáltam az ARMA-tagok identifikációját. A HEGY-metodológia a transzformált idősorok modellezéséhez szezonális dummy változókat is használ.

<sup>13</sup> A rendellenes megfigyelések kezelése után a modellek reziduumai normális eloszlásúnak tekinthetők. A  $t$  statisztikák értelmezhetőségével tehát nincsenek gondok.

<sup>14</sup> Az elméleti SARIMA-korrelogramoknak [5] 3. fejezete jó leírását adja.

Az ARMA-tagok identifikációjához ezért az

$$y_t = \sum_{s=1}^{12} \hat{\delta}_s D_{s,t} + \hat{u}_t$$

regresszió reziduumaival (azaz az  $\hat{u}_t$  idősort) kell vizsgálni, ahol  $y$  a transzformált idősor szimbóluma. A kapott reziduumok korrelogramjai azonban meglehetősen nehezen értelmezhetőnek bizonyultak. A parciális autokorreláció-függvények inkább tiszta autoregressziókat sugalmaztak: változásukat nem a simaság, hanem a hirtelen ugrások jellemezték. A korrelogramok változása a legtöbb esetben sokkal folyamatosabb volt.

A felállított modellek tehát tiszta autoregressziók, melyek rendje 2 és 12 között változik. (A magasabb rendű modellek esetében természetesen sok tag együtthatója nullára van korlátozva.) Egy magasrendű autoregresszió egyébként akkor is jól közelítheti az igazi modellt, ha az mozgóátlagolású tagokat is tartalmaz. Az invertálható MA-polinommal rendelkező ARMA-modell ugyanis  $AR(\infty)$  alakba írható fel, ahol a késleltetésszám növekedésével az együtthatók nullához tartanak, azaz a gyakorlatban elhanyagolhatóvá válnak.

A korrelogramokkal kapcsolatos bizonytalanságok miatt nagyon sok változatot kellett megvizsgálni, melyek közül az együtthatók szignifikanciája<sup>15</sup> és a reziduumok fehér zajhoz közelsége alapján választottam ki a végső modellt. (A pontos specifikációk és a becslült együtthatók a 6. táblában láthatók.)

#### ENDOGENITÁS, EXOGENITÁS ÉS A RENDELLENES MEGFIGYELÉSEK

Az idősorelemzés egyik alapvető feltevése, hogy van egy ún. adatgeneráló folyamat, melyből az idősor megfigyelt értékei származnak. A felállított idősortmodell tulajdonképpen az adatgeneráló folyamat reprezentációjának tekinthető. Bármely modell akkor jó, ha képes számot adni az idősor megfigyelt értékeiről anélkül, hogy a reziduumok extrém értékeket vennének fel, vagy bármilyen szabályszerűséget mutatnának.

A modellezés során gyakorta felmerül, hogy sok ténylegesen megfigyelt idősorban – a tanulmányozott inflációs idősorokban is – időnként élesen kiugró, az idősor addigi és azt követő alakulásába nem illő, rendellenes megfigyelések<sup>16</sup> jelennek meg, melyek valószínűleg nem az idősor normális adatgeneráló folyamatából származnak. Ha ezeket a rendellenes megfigyeléseket potenciálisan vissza nem térő, az adatgeneráló folyamaton kívüli események okozták, akkor az előrejelző modell illesztésekor mindenképpen célszerű eltávolítani őket, éppen azért, mert egyszerűek és extrémek, és mert eltorzíthatják a rendes – és a jövőben feltehetőleg zavartalanul működő – adatgeneráló folyamat becslését.

Az outlierok kiszűréséhez minimálisan szükséges, hogy a fogyasztói árak alakulására ható eseményeket két nagy csoportba soroljuk:<sup>17</sup>

*1. piaci események:* olyan változások a keresletre vagy a kínálatra ható tényezőkben, melyek nem közvetlenül adminisztratív hatósági intézkedések következményei (ezeket az eseményeket sztochasztikusnak és endogénnek tekintem),

<sup>15</sup> Itt is érvényes a 13. lábjegyzetben szereplő megjegyzés.

<sup>16</sup> Az irodalomban szokásos még az „aberráns megfigyelés”, illetve az „outlier” kifejezés használata.

<sup>17</sup> Hasonló elkülönítés más elemzésekben is megjelenik. (Lásd [10].)



2. *adminisztratív események*: a kereslet és a kínálat valamely tényezőjében, illetve közvetlenül az árban tapasztalható olyan változások, melyeknek oka valamilyen hatósági intézkedés: közvetlen ármeghatározás, egyszeri nagyarányú forintleértékelés, az ÁFA módosítása stb. (ezeket az eseményeket egyszerinek és exogénnek tekintem, és modellezésüktől eltekintek).<sup>18</sup>

A 90-es években a magyar inflációs folyamatot nagymértékben befolyásolták az adminisztratív intézkedések, azaz egyszeri, exogén sokkok. Feltehető azonban, hogy amint a piacgazdaság működése egyre zökkenőmentesebbé vált, annál ritkábban volt szükség hatósági beavatkozásokra (de az is lehet, hogy minél ritkábbak voltak a beavatkozások, annál tökéletesebben működött a piacgazdaság). Bármilyen legyen is a helyzet, elég nagy biztonsággal feltételezhető, hogy az utolsó nagy sokk, a Bokros-csomag óta a legtöbb áru és szolgáltatás árváltozását piaci (endogén) tényezők alakítják, és hasonló – hatósági intézkedések okozta – sokkok a jövőben már kisebb valószínűséggel (vagy egyáltalán nem) fordulnak elő. A múltbeli exogén sokkok tehát nem sokat árulnak el az infláció jövőbeli viselkedéséről, és inkább megnehezítik, mint segítik az előrejelzésre alkalmas modell felállítását.

Nyilvánvaló tehát, hogy kérdéses a statisztikai modellezés értelme azon árucsoportok esetén, melyek fogyasztói árának alakulását adminisztratív események irányítják (mint a szeszes italok és dohányárak vagy a háztartási energia esetében). E két árucsoport inflációs időszora tulajdonképpen exogén sokkok sorozata, így különösen élesen vetődik fel a kérdés, hogy az idősor múltbeli értékei mennyire informatívak a jövőbeli értékekre nézve.

#### *Az additív outlier modell*

A rendellenes megfigyelések kezelésére több elméleti lehetőség is kínálkozik. A hatósági idősorok (ENERG és SZESZ) esetén az additív outlier modell tűnt a legalkalmasabbnak.<sup>19</sup> E megközelítés szerint a ténylegesen megfigyelt idősort ( $y_t$ ) a következő módon lehet összeállítani:

$$y_t = x_t + [w_1 D_{1t}(t = s_1) + w_2 D_{2t}(t = s_2) + \dots + w_k D_{kt}(t = s_k)] \quad /9/$$

Itt  $x_t$  azt az idősort jelenti, melyet akkor figyelhetnénk meg, ha nem kerülne sor külső beavatkozásra (vagy nem lenne mérési hiba stb.).  $D_{it}(t = s_i)$  olyan indikátor dummy-t jelöl ( $i=1, \dots, k$ ), mely az egy értéket veszi fel az  $s_i$  időpontban, de máskülönben nulla. A  $w_i$  koefficiens ennek megfelelően a sokk nagyságát jelenti.

A SZESZ illetve a ENERG változókra megkíséreltem ezzel az elméleti megközelítéssel összhangban levő modellt illeszteni. A feltűnően kiugró megfigyeléseket eltávolítottam az idősorból,<sup>20</sup> és helyükre a két szomszédos megfigyelés átlagát tettem. Az így ka-

<sup>18</sup> A hatósági intézkedések teljes exogenitása vitatható. Lehet ugyanis, hogy a hatóság passzívan reagál a gazdaságban bekövetkezett sztochasztikus eseményekre. Feltételezem azonban, hogy a hatóság nem előre rögzített szabályok alapján cselekszik, hanem minden esetben mérlegel. A hatósági intézkedések így módon elszakadnak a gazdasági folyamatok alakulásától.

<sup>19</sup> A rendellenes megfigyelések különböző modellezési lehetőségeiről lásd [2] 6. fejezetét.

<sup>20</sup> Az ENERG változó esetén a következő időpontokhoz tartozó értékeket tekintettem outliereknek: 1992. augusztus, 1992. október, 1993. január, 1995. január–március, 1996. május, 1997. február–március. A SZESZ változó esetében ugyanezek az időpontok: 1992. január–február, 1993. január, 1993. szeptember, 1994. január, 1994. augusztus, 1994. november, 1995. január, 1996. január, 1997. január, 1998. január. Az outlierok kiválasztásakor az időszak árpolitikai intézkedéseiből és az idősorok ábrájából indultam ki.

pott idősor (az elméleti modellben ez  $x_t$ -nek felel meg) remélhetőleg az eredeti változót ért sztochasztikus eseményeket reprezentálja. A SZESZ és a ENEREG változó előrejelzett értékei egyedül az  $x_t$  komponens előrejelzésén alapulnak: az esetleges külső beavatkozások előrejelzésére nem tettem kísérletet.

#### *Az innovációs outlier modell*

A piacnak tekinthető idősorok esetében célszerű másképp felfogni a rendellenes megfigyelések keletkezését. Ebben az esetben az alapvető feltételezés, hogy a kiugró érték az idősort generáló folyamat hibatagjában jelentkezett. Egy ARMA ( $p, q$ ) folyamat esetén például

$$a(L)y_t = b(L)[\varepsilon_t + D_t(t = s)] \quad /10/$$

alakban írható fel ez a szituáció.

A RUHA, a TARTÓS, az ÉLELM, az EGYÉB és a SZOLG változó esetén ezzel a megközelítéssel összhangban kísértem meg azonosítani a rendellenes megfigyeléseket.<sup>21</sup> Először egy megfelelő SARIMA-modellt illesztettem a szóban forgó idősorra, és kiválasztottam azokat a megfigyeléseket, melyekre a reziduumok abszolút értéke meghaladta a regresszió standard hibájának kétszeresét. Ezeket a megfigyeléseket akkor tekintettem rendellenesnek, ha a Jarque–Bera-statisztika alapján a reziduumok hisztogramja durván megsértette a normális eloszlást, vagy ha a szóban forgó megfigyelés dátumából egyértelműen arra lehetett következtetni, hogy valamilyen központi intézkedés áll a kiugró érték háttérben. Az ily módon azonosított outlierekhez indikátor dummy változókat konstruáltam, és ezek beiktatásával újrabecsültem a modellt. Ezt a módszert kiterjesztettem a SZESZ és a ENEREG változók megtisztításával kapott idősorok modellezésére is.

### A BECSÜLT MODELLEK

A becsült modelleket a 4–7. táblák mutatják be. A koefficiensek alatt zárójelben szereplő számok  $t$  statisztikák. A becslés során felhasznált minta 1992 januárjától 1999 áprilisáig terjed.

Mivel a Box–Jenkins-metodológia követésével felállított modellek tulajdonképpen egy 24 vagy 25-öd rendű autoregresszióval egyenértékűek, az első ténylegesen modellezett megfigyelés legalább két évvel későbbi a minta kezdeti időpontjánál. (Az első 24-25 megfigyelés kezdeti feltételként szolgál.) A HEGY-módszer általában ennél nagyobb tényleges minta használatát is lehetővé tenné, de az összehasonlíthatóság kedvéért a teljes minta kezdeti időpontját úgy választottam, hogy az első modellezett megfigyelés 1994 januárja legyen. A modellezett mintaperiódus ily módon általában 63 megfigyelést tartalmaz. (Eggyel kevesebbet a CPI-változó esetében, amikor az első modellezhető megfigyelés 1994. februári.)

<sup>21</sup> Az ismertetendő módszer, melyet a rendellenes megfigyelések azonosítására és kezelésére ténylegesen használtam, nem teljesen konzisztens a /10/-es formulációval, amely forma a gyakorlatban igen nehezen végrehajtható paraméterkorlátozásokat igényelt volna.

4. tábla

## Az inflációs idősorok Box–Jenkins-modelljei

Termékcsoport	SARIMA	Konstans	AR-tagok						MA-tag
			a szezonális	a nem szezonális					
			polinomban szereplő késleltetések						
			$L^{12}$	$L$	$L^5$	$L^6$	$L^7$	$L^{12}$	$L$
			A késleltetések együtthatói						
$a_{1s}$	$a_1$	$a_5$	$a_6$	$a_7$	$a_{12}$	$b_1$			
Az együtthatók becslései									
ÉLELM	(1,1,0) <sup>s</sup> (0,0,1)	-0,0025 (-1,731)	-0,4974 (-6,050)					0,4448 (3,912)	
SZESZ	(1,1,0) <sup>s</sup> (0,0,1)	0,0003 (0,334)	-0,4179 (-3,4743)					0,5804 (5,394)	
RUHA	(0,1,0) <sup>s</sup> (12,1,1)	-0,0001 (-0,614)				0,4612 (4,020)	-0,5712 (-5,095)	-0,7884 (-11,1)	
TARTÓS	(0,1,0) <sup>s</sup> (12,0,0)	-0,0004 (-0,195)	0,6905 (8,760)		0,1668 (2,152)		-0,2857 (-3,623)		
ENERG	(0,1,0) <sup>s</sup> (12,0,0)	-0,0002 (-0,161)	0,3493 (3,035)			-0,3265 (-2,724)	-0,2793 (-2,351)		
EGYÉB	(0,1,0) <sup>s</sup> (12,0,0)	-0,0014 (-1,334)		0,2821 (2,197)			-0,2845 (-2,658)		
SZOLG	(0,1,0) <sup>s</sup> (12,0,0)	-0,0011 (-1,369)	0,3628 (3,790)				-0,4507 (-5,821)		
CPI	(1,1,0) <sup>s</sup> (1,0,0)	-0,0015 (-1,471)	-0,2879 (-3,093)	0,4385 (4,026)					

*Megjegyzés.* A modellek autoregresszív része a szezonális és a nem szezonális polinomok szorzataként adódik. Az AR- és MA-tagok illesztése előtt az inflációs idősorok a 2. táblában leírtaknak megfelelően voltak transzformálva. A zárójelben feltüntetett értékek *t*-statisztikák.

5. tábla

## A Box–Jenkins-modellekben használt outlier dummy változók és további regressziós statisztikák

Termékcsoport	Dummy változók			$R^2$	A regresszió standard hibája (százalékpont)
ÉLELM				0,52	1,18
SZESZ				0,25	0,67
RUHA				0,65	0,50
TARTÓS	D9503	D9603		0,72	0,64
ENERG	D9505	D9511		0,48	1,03
EGYÉB	D9503	D9603	D9705	0,47	0,80
SZOLG				0,46	0,68
CPI	D9502	D9503		0,51	0,57

*Megjegyzés.* D9503 egy olyan dummy változót jelöl, mely az egy értéket veszi fel 1995 márciusában, és minden más időpontban nulla. A többi változó hasonlóképp értelmezendő. A regresszió standard hibája azt mutatja meg, hogy a modell illesztett értékei átlagosan hány százalékponttal térnek el az infláció valódi értékétől a becslési perióduson belül.

6. tábla

## Az inflációs idősorok HEGY-modelljei

Termékcsoport	Az AR-programban szereplő késleltetések							
	$L^1$	$L^2$	$L^3$	$L^4$	$L^5$	$L^6$	$L^7$	$L^{12}$
	A késleltetések együtthatói							
	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$a_7$	$a_{12}$
Az együtthatók becslései								
ÉLELM	-1,4993 (-11,05)	-1,1711 (-6,038)	-0,3612 (-2,772)					
SZESZ	0,1921 (2,064)	-1,0610 (-10,22)		-0,5872 (-4,758)				
RUHA		0,3256 (2,399)	0,2545 (1,872)					
TARTÓS	2,3163 (18,31)	-2,7244 (-9,668)	2,4073 (6,630)	-2,2052 (-6,161)	1,5718 (5,806)	-0,5336 (-4,401)		
ENERG	0,3483 (2,810)						-0,3575 (-2,785)	-0,3486 (-2,670)
EGYÉB	-0,7275 (-5,166)	-0,5505 (-3,500)	-0,3276 (-3,315)					
SZOLG	-1,1313 (-11,54)	-0,6658 (-7,006)						
CPI	-2,6507 (-25,74)	-3,7902 (-15,55)	-3,5190 (-11,48)	-2,0924 (-8,696)	-0,6703 (-6,796)			-0,0316 (-1,956)

Megjegyzés. A becsült regressziók szezonális dummy változókat is tartalmaztak. Az AR-tagok illesztése előtt az inflációs idősorok a korábban leírt HEGY-teszt szűrőnek megfelelően voltak transzformálva. A zárójelben feltüntetett értékek  $t$ -statisztikák.

7. tábla

## A HEGY-modellekben használt outlier dummy változók és további regressziós statisztikák

Termékcsoport	Dummy változók		$R^2$	A regresszió standard hibája (százalékpont)
ÉLELM	D9401	D9506	0,90	1,07
SZESZ			0,77	0,71
RUHA			0,79	0,44
TARTÓS			0,97	0,61
ENERG	D9505	D9511	0,60	1,03
EGYÉB	D9503		0,86	0,71
SZOLG			0,95	0,59
CPI			0,99	0,54

Megjegyzés. Lásd az 5. tábla megjegyzését.

## ELŐREJELZÉSI EREDMÉNYEK

A CPI havi és 12 havi inflációs rátájának 1999-re vonatkozó öt különböző előrejelzését a 8. és a 9. tábla tartalmazza. A táblákban feltüntetett hibahatárok közelítőleg 95 szá-

zalékos konfidencia-intervallumot jelölnek.<sup>22</sup> A havi inflációhoz  $\pm x$  alakban megadott értékek az előrejelzések standard hibájának kétszeresével egyenlők. Az éves rátákhoz a  $(-x; +y)$  formában felírt intervallumok az ún. bootstrap-eljárás felhasználásával készültek. Ezen intervallumok előállításához a kérdéses modell reziduumaiknak becsült varianciájával megegyező varianciájú normális eloszlásból fehér zajt generáltam, és ezt az idősort hibatagként felhasználva szimuláltam az egyenletet az előrejelzés időszakában. (A Jarque–Bera-statisztika alapján mindegyik modellben normális eloszlásúnak tekinthetők a reziduumok.) Az ily módon kapott adatokból éves inflációs rátákat számoltam, és meghatároztam az előrejelzésektől való eltérésüket. Az eljárást ezerszer ismételve az előrejelzési hibák empirikus bootstrap-eloszlása és a kívánt percentilisek kielégítő pontossággal meghatározhatók.

8. tábla

A CPI előrejelzései 1999-re

Hónap	Havi inflációs ráta (előző hónap=100,0)				Implikált éves inflációs ráta (előző év azonos hónapja=100,0)			
	Box–Jenkins	eltérés	HEGY	eltérés	Box–Jenkins	eltérés	HEGY	eltérés
I (tény)	102,5		102,5		109,8		109,8	
II (tény)	101,3		101,3		109,4		109,4	
III (tény)	101,2		101,2		109,3		109,3	
IV (tény)	101,2		101,2		109,4		109,4	
V	101,2	±1,2	101,5	±1,2	109,5	(-1,1; +1,0)	109,9	(-1,5; +1,8)
VI	100,6	±1,2	100,8	±1,6	109,8	(-2,0; +1,7)	110,4	(-1,9; +2,1)
VII	99,7	±1,2	99,5	±1,8	109,7	(-2,7; +2,2)	110,1	(-5,3; +2,1)
VIII	99,6	±1,2	99,3	±1,8	109,7	(-3,4; +2,7)	109,7	(-6,9; +2,1)
IX	100,7	±1,2	100,3	±1,8	109,7	(-3,8; +3,1)	109,4	(-9,5; +1,2)
X	100,8	±1,2	100,6	±1,8	109,6	(-4,2; +3,4)	109,0	(-8,2; +3,8)
XI	100,4	±1,2	100,2	±1,8	109,7	(-4,9; +3,7)	108,9	(-9,1; +4,3)
XII	100,4	±1,2	100,1	±1,9	109,8	(-5,3; +4,2)	108,8	(-8,2; +7,0)

9. tábla

A CPI súlyozott átlagként számolt előrejelzései 1999-re

Hónap	Havi inflációs ráta súlyozott átlaga (Index: előző hónap=100,0)			Implikált éves inflációs ráta súlyozott átlaga (Index: előző év azonos hónapja=100,0)		
	Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*	Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*
I (tény)	102,5	102,5	102,5	109,8	109,8	109,8
II (tény)	101,3	101,3	101,3	109,4	109,4	109,4
III (tény)	101,2	101,2	101,2	109,3	109,3	109,3
IV (tény)	101,2	101,2	101,2	109,4	109,4	109,4

(A tábla folytatása a következő oldalon.)

<sup>22</sup> A modellek a havi inflációs rátákat jelzik előre közvetlenül, az éves (12 havi) inflációs ráták pedig a havi inflációs ráták szorzatai. Pontosabban, ha  $i(0)$  jelöli az  $e$  havi inflációs rátát, akkor az éves (12 havi) inflációs ráta a  $\prod_{k=0}^{11} [1 + i(-k)] - 1$  képlet szerint számolható, ahol  $i(-k)$  a  $k$  hónappal korábbi havi inflációs ráta szimbóluma.

(Folytatás.)

Hónap	Havi inflációs ráta súlyozott átlaga (Index: előző hónap=100,0)			Implikált éves inflációs ráta súlyozott átlaga (Index: előző év azonos hónapja=100,0)		
	Box-Jenkins	HEGY	VEGYES*	Box-Jenkins	HEGY	VEGYES*
V	101,0 (-0,6; +0,8)	100,7 (-0,7; +0,6)	101,1 (-1,0; +0,5)	109,3 (-0,7; +0,9)	109,0 (-1,2; +0,4)	109,5 (-1,1; +0,5)
VI	100,8 (-0,7; +0,7)	100,4 (-0,7; +0,9)	101,0 (-0,7; +0,8)	109,8 (-1,2; +1,2)	109,1 (-1,3; +0,8)	110,2 (-1,4; +0,9)
VII	99,8 (-0,7; +0,7)	100,0 (-0,8; +1,0)	100,0 (-0,5; +0,8)	109,8 (-1,5; +1,6)	109,3 (-1,5; +1,5)	110,4 (-1,7; +1,3)
VIII	99,8 (-0,7; +0,7)	99,8 (-0,8; +1,0)	99,8 (-0,6; +0,8)	110,0 (-1,7; +1,9)	109,6 (-1,8; +1,7)	110,6 (-1,8; +1,7)
IX	100,9 (-0,7; +0,7)	101,0 (-0,9; +1,0)	100,9 (-0,8; +0,7)	110,3 (-2,0; +2,1)	110,1 (-2,4; +2,0)	111,0 (-2,1; +1,9)
X	100,9 (-0,8; +0,7)	101,1 (-0,9; +1,0)	101,1 (-0,7; +0,8)	110,3 (-2,2; +2,2)	110,3 (-2,7; +2,2)	111,2 (-2,5; +2,3)
XI	100,5 (-0,8; +0,7)	100,2 (-0,9; +1,1)	100,7 (-0,7; +0,9)	110,5 (-2,6; +2,6)	110,2 (-2,8; +2,7)	111,7 (-2,6; +2,6)
XII	100,4 (-0,8; +0,7)	100,5 (-0,9; +1,1)	100,6 (-0,7; +0,9)	110,6 (-2,8; +2,6)	110,5 (-3,0; +2,9)	112,0 (-2,8; +3,0)

\* A „legjobb” modellek előrejelzéseiből készített súlyozott átlag. A jóság kritériuma a mintán kívüli előrejelzési teljesítmény volt (lásd a következőkben). A vegyes súlyozott átlag konkrét összetétele: az ÉLELM, a SZESZ, a TARTÓS, az ENEREG és a SZOLG változó előrejelzését a Box-Jenkins-modell adja, míg a RUHA és az EGYÉB változók előrejelzése HEGER-modellből származik.

Megjegyzés. Az előrejelzések készítésekor felhasznált legfrissebb adat tehát 1999. áprilisi.

#### Mintán kívüli előrejelzések 1998. január–decemberre

Valamely előrejelző modell jóságát alapvetően az szabja meg, hogy az általa előrejelzett értékek mennyire térnek el a ténylegestől adott hosszabb időszak folyamán. Ezt a kritériumot számos statisztika segítségével lehet leírni, leggyakrabban vagy az előrejelzett és a valós értékek négyzetes eltéréseinek átlagából vont gyök értékét (Root Mean Squared Error – RMSE) vagy az előrejelzési hibák abszolút értékének egyszerű számtani átlagát (Mean Absolute Error – MAE) használják e célra. A másik lehetséges mutató a Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens (Theil inequality coefficient) és a kapcsolódó egyenlőtlenségi arányszámok (proportions of inequality), melyek elvileg nemcsak az előrejelzési hiba mértékéről, hanem jellegéről, forrásáról is tájékoztatást adnak. (A Theil-statisztika értelmezéséről [9] 340–342. old. nyújt tájékoztatást.)

Teljesebb képet kapunk az előrejelző modellek jóságáról, ha az említett illeszkedési statisztikákat nem kizárólag önmagukban vizsgáljuk, hanem bizonyos referenciapontokat jelölünk ki. Ilyen viszonyítási alapok lehetnek például a különböző naiv módszerekkel származtatható előrejelzések. Egy összetettebb előrejelző modell felállításának ugyanis akkor van igazi értelme, ha ezáltal csökken az előrejelzések átlagos hibája.<sup>23</sup>

Viszonyítási alapként két naiv modellt vizsgáltam. Az első a kérdéses hónap inflációs rátáját az előző év azonos hónapjában megfigyelt értékkel jelzi előre. Ez az

<sup>23</sup> Ez az elvárás akkor valósulhat meg, ha az idősor múltbeli alakulásában vannak olyan információk, melyeket a naiv modellek számításán kívül hagynak, de melyeket a bonyolultabb modellek tudnak használni.

eljárás elméletileg is megalapozott, abban az esetben ha az infláció szezonális véletlen ingadozást követ, azaz

$$y_t = y_{t-12} + \varepsilon_t, \quad /11/$$

ahol  $y_t$  a havi inflációs rátát jelenti, és  $\varepsilon_t$  a fehér zajt. Ebben az esetben ugyanis  $y_t$  legjobb előrejelzését valóban  $y_{t-12}$  biztosítja.

A második naiv modell inkább determinisztikus ihletésű. Ebben a modellben az infláció szintje egy lineáris időtrend, 12 szezonális dummy változó és egy hibtag függvényében van felírva. Képletben:

$$y_t = \beta t + \sum_{s=1}^{12} \delta_s D_{s,t} + v_t, \quad /12/$$

ahol  $D_{s,t}$  ( $s=1, \dots, 12$ ) olyan szezonális dummy változót jelöl, mely az egy értéket veszi fel az év  $s$ -edik hónapjában, egyébként pedig nulla. Az inflációt 1992 januárjában kezdődő minták alapján becsültem, vagyis ugyanazt az információs bázist használtam fel, mint a Box–Jenkins- és a HEGY-modellek felállításánál.

A havi inflációs idősorokra – a különböző modellek felhasználásával – kétféle módon készítettem mintán kívüli előrejelzéseket. (Az előrejelzés periódusa az 1998 januárjától decemberig tartó tizenkét hónapos időszak volt.) Az ún. *dinamikus előrejelzés* 1997 decemberéig terjedő adatok felhasználásával készült, és azt mutatja meg, hogy 1998 legelején milyen infláció várható az év tizenkét hónapjában. A dinamikus előrejelzés az első perióduson túli előrejelzések készítésekor a változó előzőleg jelzett értékeit használja ott, ahol a változó késleltetett értékeire van szükség. 1998. februári előrejelzés például felhasznál(hat)ja a januárra előrejelzett értéket, a márciusi előrejelzés pedig az előző két hónap előrejelzett (és nem tényleges) értékeit stb. A *statikus előrejelzés* ezzel szemben a tényleges késleltetett értékeket használja, így statikus előrejelzés nyilván csak akkor készíthető, ha rendelkezésre állnak a szükséges megfigyelések. A statikus előrejelzés tulajdonképpen egyhavi előrejelzések sorozata, melyek az előző hónapig rendelkezésre álló adatok alapján megbecsült modellből származnak. Az 1998. áprilisi előrejelzés például 1998 márciusáig terjedő adatok segítségével készül, az 1998. májusi már felhasználja az áprilisi megfigyelést is stb. Az első naiv modell esetében a statikus és a dinamikus előrejelzés egybeesik. Nyilvánvaló továbbá, hogy a statikus előrejelzésektől alacsonyabb hibastatisztikák várhatók.

A CPI különböző előrejelzéseire vonatkozó részletes eredményeket a 10. és 11. táblák mutatják be. A 12. tábla a részaggregátumokról közöl tömör összefoglalót.

A mintán kívüli előrejelzésekből leszűrhető általános tanulságok közül az első az, hogy mind a Box–Jenkins-, mind a HEGY-modellek csak számottevő hibával képesek előrejelezni a havi inflációs idősorok alakulását, különösen hosszabb távon. Egy közepes pontossággal előrejelezhető részaggregátumot körülbelül 0,6 százalékpontos átlagos hiba jellemez a tizenkét hónapos periódus alatt, ami havi infláció esetében jelentős bizonytalanság. Az egyhavi (statikus) előrejelzések átlagos hibája általában kisebb, de a legtöbb modellnél eléri vagy meghaladja a 0,5 százalékpontot. Ráadásul több esetben (SZESZ, TARTÓS, SZOLG) az első naiv modell adta a legjobb dinamikus és statikus előrejelzéseket, megkérdőjelezve ezáltal az összetett modellek specifikációját. 1998-ban a CPI

inflációs rátája a várakozásokat jelentősen meghaladó mértékben csökkent: a 10. és a 11. tábla tanúsága szerint ez a csökkenés az infláció múltbeli értékeiből nem volt előrejelezhető.

10. tábla

*A CPI havi inflációs rátája 1998-ban*

Hónap, mutató	Tény	Dinamikus				Statikus			
		mintán kívüli előrejelzés (százalék)							
		Box– Jenkins	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	Box– Jenkins	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
I	3,0	3,9	4,1	3,7	4,1	3,9	4,1	3,7	4,1
II	1,7	2,2	1,9	2,2	2,1	1,8	0,9	2,2	2,0
III	1,3	1,9	1,7	1,9	1,8	1,6	1,6	1,9	1,7
IV	1,0	1,4	1,8	1,4	1,4	1,1	1,7	1,4	1,3
V	1,2	1,4	1,9	1,3	1,4	1,2	1,3	1,3	1,3
VI	0,3	1,5	1,2	1,7	0,8	1,3	0,6	1,7	0,7
VII	-0,2	-0,0	0,4	-0,1	0,5	-0,6	-0,3	-0,1	0,3
VIII	-0,4	0,2	-0,4	0,2	0,7	0,0	-0,8	0,2	0,6
IX	0,6	1,4	1,0	1,4	2,0	1,1	1,3	1,4	1,8
X	0,9	1,2	0,9	1,1	1,8	0,8	0,9	1,1	1,5
XI	0,3	1,1	1,4	1,2	1,2	0,9	0,6	1,2	1,0
XII	0,3	1,0	1,4	1,1	1,1	0,6	0,4	1,1	0,8
RMSE*		0,65	0,72	0,69	0,81	0,49	0,52	0,69	0,68
MAE*		0,59	0,61	0,59	0,74	0,39	0,41	0,59	0,59
THEIL		0,22	0,24	0,24	0,27	0,18	0,19	0,24	0,23
BIAS		0,82	0,71	0,73	0,83	0,39	0,13	0,73	0,76
VAR		0,01	0,04	0,00	0,00	0,11	0,29	0,00	0,01
COV		0,17	0,25	0,26	0,17	0,50	0,57	0,26	0,23

\* Százalékpontban.

11. tábla

*A CPI havi inflációs rátája 1998-ban*

Hónap, mutató	Tény	Dinamikus			Statikus		
		súlyozott átlagként számított mintán kívüli előrejelzés (százalék)					
		Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*	Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*
I	3,0	3,4	3,2	3,2	3,4	3,2	3,2
II	1,7	2,0	1,8	1,9	1,8	1,6	1,7
III	1,3	1,6	1,3	1,5	1,5	1,2	1,5
IV	1,0	1,3	1,3	1,1	1,1	1,2	1,0
V	1,2	1,1	1,2	1,1	0,9	0,7	1,0
VI	0,3	1,2	1,0	1,1	1,3	1,0	1,2
VII	-0,2	0,0	0,3	-0,0	-0,5	0,1	-0,4
VIII	-0,4	0,1	-0,2	-0,0	0,1	0,0	0,0
IX	0,6	1,3	1,0	1,2	1,1	1,3	1,1
X	0,9	1,1	1,1	1,0	0,8	1,2	0,8
XI	0,3	0,9	1,0	0,9	0,8	0,5	0,8
XII	0,3	0,9	1,0	0,8	0,7	0,4	0,6

(A tábla folytatása a következő oldalon.)



(Folytatás.)

Hónap, mutató	Tény	Dinamikus			Statikus		
		súlyozott átlagként számított mintán kívüli előrejelzés (százalék)					
		Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*	Box–Jenkins	HEGY	VEGYES*
RMSE**		0,48	0,42	0,40	0,44	0,38	0,39
MAE**		0,43	0,33	0,33	0,37	0,32	0,31
THEIL		0,18	0,16	0,15	0,17	0,15	0,15
BIAS		0,72	0,63	0,61	0,36	0,28	0,33
VAR		0,01	0,06	0,04	0,00	0,03	0,00
COV		0,28	0,31	0,35	0,64	0,69	0,67

\* Lásd a 9. táblánál.

\*\* Százalékpontban.

12. tábla

*Az RMSE mutató*  
(1998. január – december)

Termékcso- port	Dinamikus				Statikus			
	mintán kívüli előrejelzés (százalékpont)							
	Box– Jenkins	HEGY	NAIV 1	NAIV 2	Box– Jenkins	HEGY	NAIV 1	NAIV 2
ÉLELM	1,13	1,44	1,56	1,38	1,00	1,15	1,56	1,34
SZESZ	0,65	0,73	0,59	0,74	0,63	0,67	0,59	0,86
RUHA	0,44	0,44	0,48	0,80	0,44	0,40	0,48	0,71
TARTÓS	0,59	0,61	0,30	0,66	0,41	0,57	0,30	0,60
ENERG	1,05	1,06	1,23	1,44	1,12	1,16	1,23	1,25
EGYÉB	0,64	0,56	0,72	0,75	0,67	0,58	0,72	0,65
SZOLG	0,65	0,65	0,54	0,72	0,59	0,75	0,54	0,68
CPI	0,65	0,72	0,69	0,81	0,49	0,52	0,69	0,68

A második fontos megállapítás, hogy a szezonális egységgyöktesztek eredményei alapján transzformált idősorokra illesztett modellek – a HEGY-modellek – előrejelzései általában nem jobbak a hagyományos Box–Jenkins-transzformációra épülő modelleknél. Az ÉLELM, a SZESZ, a TARTÓS, az ENERG, a SZOLG és a CPI változó esetében például a Box–Jenkins-metodológia a HEGY-módszernél kedvezőbb (vagy legalább olyan jó) illeszkedési statisztikákhoz vezetett mind a dinamikus, mind a statikus előrejelzéseket illetően. A maradék két változó (RUHA és EGYÉB) esetében a HEGY-modell bizonyult jobbnak (bár a RUHA változónál ez csak a statikus előrejelzésnél egyértelmű). A két modellsorozat pontossága közti különbségek mindenestre korántsem jelentősek.

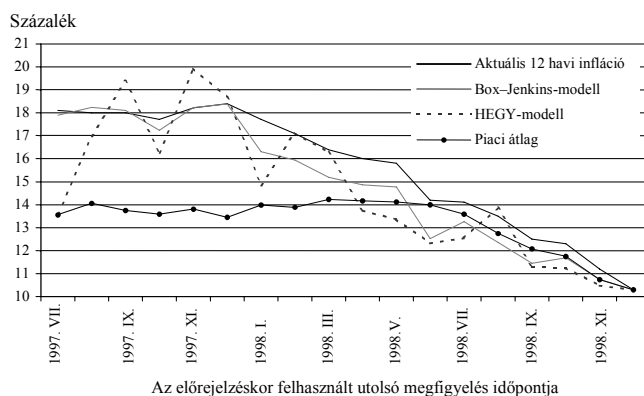
Harmadik általános tanulságként azt jegyezhetjük meg, hogy a CPI súlyozott átlagként előállított becslései megbízhatóbbnak látszanak, mint a közvetlen előrejelzések.

### AZ IDŐSORMODELLEK ÉS A PIACI SZEREPLŐK ELŐREJELZÉSEI

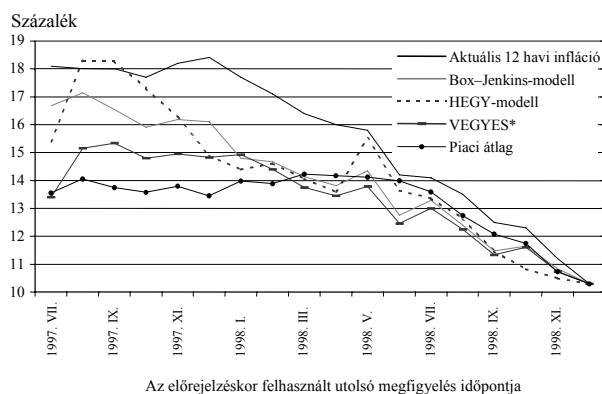
A fogyasztói árindex előrejelzésére használt öt módszer (Box–Jenkins, HEGY és a három súlyozott átlag) eredményeinek további értékelésére megvizsgáljuk, miképp válto-

zott időben a modellek által 1998 decemberére prognosztizált 12 havi infláció, amint az e dátumhoz közeledve havonta újabb és újabb adatok láttak napvilágot, és összevetjük ezeket az értékeket a piaci szereplők várakozásaival. A 3. és a 4. ábrán az 1998-as éves inflációra vonatkozó dinamikus előrejelzések sorozatai láthatók, a sorozatok megfelelő tagjainak elkészítéséhez felhasznált utolsó megfigyelés alapján.<sup>24</sup> A 3. ábra a közvetlenül a fogyasztói árindexre illesztett két modell előrejelzéseit mutatja, míg a 4. ábra a súlyozott átlagokét. A legkorábbi előrejelzés az 1997 júliusáig tartó minta alapján készült. Az ábrák tartalmazzák a 12 havi infláció előrejelzéskori aktuális értékét és a piaci szereplők várakozásait, melyet brókercégek, bankok, illetve kutatók által készített előrejelzések átlagaként határoztam meg.

3. ábra. A CPI 12 havi inflációs rátájának előrejelzése 1998 decemberére



4. ábra. A CPI 12 havi inflációs rátájának előrejelzése 1998 decemberére (súlyozott átlagok)



\* Lásd a 9. táblánál.

<sup>24</sup> Adott hónap inflációs rátáját a KSH a következő hónap 11-én közli. Az 1998. márciusi előrejelzések tehát 1998. április 11 után készültek, és 1998. május 11-ig voltak érvényesek. Az egyszerűsítés érdekében azonban 1998. márciusi előrejelzésen azt az előrejelzést fogom érteni, mely az 1998. márciusi adatok alapján készült, tekintet nélkül arra, hogy ez az adat csak később kerül nyilvánosságra.

Az első szembetűnő tény, hogy az idősormodellekből származó előrejelzéseket az új információk megjelenése folyamatosan módosította. A HEGY-metodológia alkalmazásával készült előrejelzések a legérzékenyebbek az új adatokra. A 3. ábrán megfigyelhető, hogy az 1997 végéig terjedő időszakban a Box–Jenkins- és a HEGY-modellek által 1998-ra jelzett éves infláció értéke a 12 havi infláció tényleges (aktuális) értéke körül ingadozott. Ezzel szemben a piac már ekkor is jelentős csökkenésre számított, és a súlyozott átlagok előrejelzései is jóval alatta maradtak a tényleges értékeknek (kivétel: a HEGY-modell 1997. augusztus–szeptemberi súlyozott átlaga). 1998 januárjában a Box–Jenkins és a HEGY-modellek számára is láthatóvá vált az infláció bizonyos mértékű jövőbeni csökkenése; ettől az időponttól kezdve a jelzett értékek alacsonyabbak voltak a tényleges értéknél. Az infláció csökkenése azonban újra és újra meghaladta az egyes modellek által jelzett mértéket, ezért egy bizonyos időponttól kezdve valamennyi előrejelzés csökkenő tendenciát mutat. A piaci előrejelzésnek kellett a legkésőbb igazodnia: először 1998 júniusában teszik kétségessé az addigi 13,5–14 százalékos prognózist.

A 3. és a 4. ábra azt sugallja, hogy az idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések rövid távon – és csak rövid távon – felveszik a versenyt a piaci előrejelzésekkel. A kérdés pontos megválaszolása a különböző időhorizontokhoz rendelhető átlagos előrejelzési hibák formális meghatározását kívánja az egyes modellek esetében. Ezt a következők szerint végeztem el:

– minden egyes előrejelzési hónapban meghatároztam az 1998. decemberi 12 havi infláció jelzett és tényleges értéke közti különbség abszolút értékét, vagyis az adott hónap adataival bezárólag készített előrejelzéshez tartozó abszolút hibát;

– az egyes hónapokhoz hozzárendeltem a szóban forgó és az azt követő hónapok abszolút előrejelzési hibáinak átlagát, formálisan:

$$t \mapsto \frac{1}{\{98:12-t\}} \sum_{i=t}^{98:11} |f_i - 10,3\%|, t = 97:07, \dots, 98:11,$$

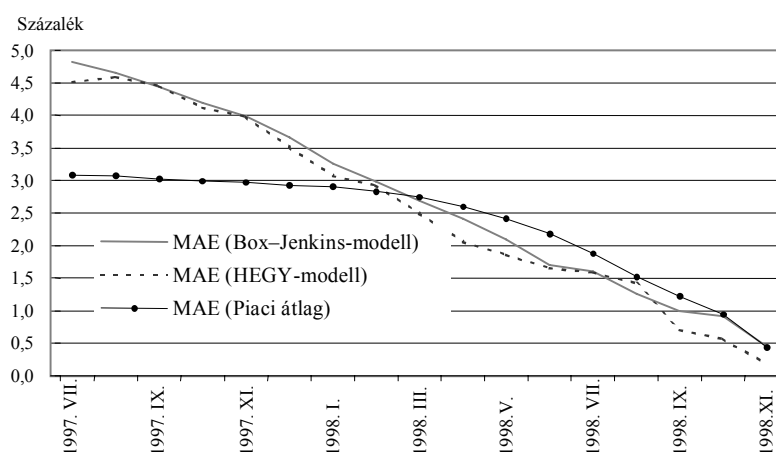
ahol  $f_i$  az 1998-as éves inflációnak az  $i$  hónap adataival bezárólag készült előrejelzése, a  $\{98:12-t\}$  szimbólum a  $t$  hónap és 1998 decembere közti hónapok számát jelenti (például  $\{98:12-98:11\}=1$ ,  $\{98:12-97:11\}=13$  stb.).

Az így definiált hozzárendelést az 5. és a 6. ábra jeleníti meg. Az ábrák 1998 márciusához tartozó értéke például azt az átlagos hibát mutatja, amit a szóban forgó modell 9 előrejelzési időszak folyamán, 1998 márciusától 1998 novemberéig vét. Viszonyítási alapként mindkét ábra tartalmazza a piaci várakozások átlagos abszolút hibáját is.

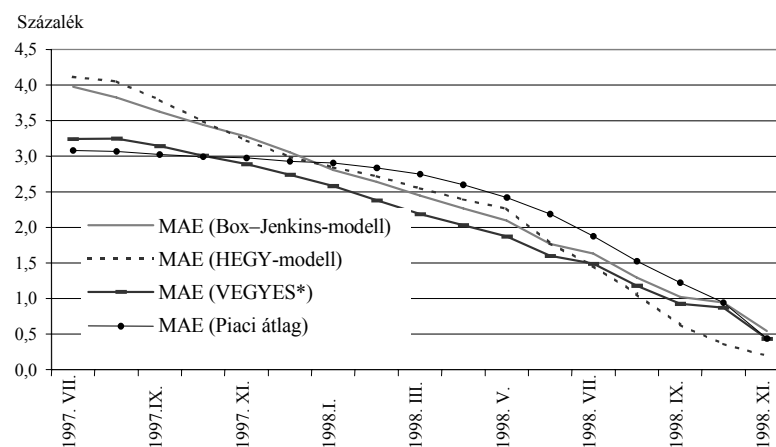
Az 5. és a 6. ábra igazolja az előbb megfogalmazott feltételezést, miszerint a vizsgált idősormodellek rövid távon viszonylag pontos, a piac előrejelzéseinél jobb előrejelzéseket adnak. Az 5. ábra jól mutatja, hogy a Box–Jenkins- és a HEGY-modellek előrejelzései 1998 márciusától kezdve – vagyis a decemberi adat megjelenése előtti utolsó 9 előrejelzési időszakban – már valamivel kisebb átlagos hibát követtek el, mint a piaci előrejelzés. A súlyozott átlagok esetében ez a pont még korábbra tehető: a vegyes súlyozott átlag már 12 hónapra visszatekintve is kisebb átlagos hibával jelzett előre, mint a piac. Az idősormodellek teljesítménye az utolsó 7-8 hónap tekintetében előzte meg legjobban a piaci előrejelzését, az átlagos abszolút hibák közti különbség ilyenkor a 0,5-0,7 százalékpontot is elérte. Érdekes viszont, hogy nagyon rövid távon (1-2 hónap) az

idősormodellek fölénye – a CPI HEGY-modelljét és a részaggregátumok HEGY-modellekből képzett súlyozott átlagát kivéve – elenyészik, a piaci és az idősormodellek által elkövetett előrejelzési hiba gyakorlatilag egyenlővé válik.

5. ábra. Az 1998-as év/év infláció előrejelzéseinek átlagos hibája különböző hosszúságú előrejelzési időszakokban



6. ábra. Az 1998-as év/év infláció előrejelzései átlagos hibájának súlyozott átlaga különböző hosszúságú előrejelzési időszakokban



\* Lásd a 9. táblánál.

A havi statikus előrejelzésekhez 1998 novemberétől intézményenkénti bontásban is rendelkezésre állnak az egy hónapra előtekintő piaci várakozások, melyeket a 13. tábla mutat. (Az előző, hosszabb távra előtekintő piaci előrejelzéseknél sajnos csak az előre-

jelzések értékei állnak rendelkezésre, a készítői nem.) Ezen előrejelzések közzétételének időpontjában a kérdéses hónapot megelőző havi infláció már ismert volt (statikus előrejelzésekről van szó). Az idősormodellek által meghatározott megfelelő előrejelzések a 14. táblában láthatók. A novemberi és a decemberi értékek konzisztensek azokkal a havi inflációra vonatkozó statikus előrejelzésekkel, melyeket a 10. és a 11. tábla tartalmaz.

13. tábla

*Piaci szereplők által előrejelzett 12 havi inflációs értékek\**  
(Index: előző év azonos hónapja = 100,0)

Piaci szereplő	1998. november	1998. december	1999. január	1999. február	1999. március	1999. április
AB-Moneta	112,1		109,3	109,4	109,1	109,2
Bank of America				109,3		
Budapest Bank		110,8			109,3	109,2
CA IB Securities		110,4		109,5	109,0	109,0
Citibank	112,0	110,6	109,5	109,4	109,3	109,1
Erste Bank			109,5	109,5		
Fundamenta			109,7	109,3	109,0	109,2
GKI	111,2	110,7	109,4	109,7		
IE-NYB			109,4			
ING Barings				109,2	108,8	108,9
K&H Brókerház		110,4				
MKB Securities	112,0				109,1	109,0
Nomura				109,3	109,1	
OTP Securities			109,6		109,0	109,1
Postabank	111,6		109,4	109,3	109,2	109,1
Rabobank			109,3			
Raiffeisen	112,1			109,3	108,8	108,9
S&P MMS	111,8	110,6	109,8		109,1	109,2
Takarék Bróker	112,1	110,6	109,7		109,1	109,1
Warburg Dillon		110,6		109,4	109,1	109,0
Átlag	111,86	110,61	109,52	109,38	109,09	109,08
Medián	112,0	110,6	109,5	109,4	109,1	109,1
Legmagasabb	112,1	110,8	109,8	109,7	109,3	109,2
Legalacsonyabb	111,2	110,4	109,3	109,2	108,8	108,9
Tényleges	111,2	110,3	109,8	109,4	109,3	109,4

\* Az előrejelzés készítésekor az előző hónap inflációs rátája már rendelkezésre állt.

Forrás: Reuter's Monthly Survey of Forecasts for the Hungarian Economy. Nov. 1998. Apr. 1999.

A 13. és a 14. tábla összevetéséből látható, hogy az idősormodellek és a piaci szereplők egy hónappal előre történő előrejelzései általában elég hasonlóak. 1998 végén az infláció gyors csökkenése mindegyik idősormodell és piaci előrejelző számára meglepetés volt. Az idősor-előrejelzések mind novemberben, mind decemberben a legalacsonyabb és a legmagasabb piaci előrejelzés által kijelölt intervallumban voltak. 1998 novemberében az idősormodellek átlaga esett közelebb a tényleges inflációs értékhez, míg decemberben egy hajszálnyival a piaci várakozások bizonyultak jobbaknak.

Az 1999. januári piaci és idősor-előrejelzések már nem voltak ilyen közel egymáshoz. Az idősormodellek által jelzett legalacsonyabb érték (9,9%) is magasabb volt, mint a

piaci szereplők várakozásainak maximuma (9,8%). A két csoport előrejelzéseinek átlagához azonban ugyanakkora abszolút hiba járul, hiszen a januári infláció körülbelül ugyanolyan mértékben haladta meg a piaci várakozásokat, mint amilyen mértékben az idősormodellek felülbecsülték azt. Az 1999 februárjára vonatkozó idősor-előrejelzések átlaga szintén magasabb volt a piaci előrejelzésekenél, de a két csoport maximuma megegyezett, sőt a legkisebb előrejelzést (8,8%) a HEGY idősormodell produkálta. Végül a piaci előrejelzések átlaga bizonyult valamivel pontosabbnak; a legtöbb idősormodell ugyanis 2-3 tized százalékponttal felülbecsülte a februári inflációt. Márciusra és áprilisa szintén az idősormodellek vártak valamivel magasabb inflációs rátát, és ezzel jobbnak bizonyultak a piaci előrejelzéseknél, melyek átlagban 0,2-0,3 százalékponttal alulbecsülték a szóban forgó két hónap inflációs rátáját.

14. tábla

*Az idősormodellek által előrejelzett 12 havi inflációs értékek\**  
(Index: előző év azonos hónapja=100,0)

Módszer, érték	1998. november	1998. december	1999. január	1999. február	1999. március	1999. április
Box–Jenkins	112,0	110,7	110,2	109,6	109,3	109,2
HEGY	111,6	110,5	110,2	108,8	110,0	109,0
Súlyozott átlag						
Box–Jenkins	111,9	110,8	110,1	109,7	109,3	109,2
HEGY	111,5	110,5	110,0	109,5	109,1	109,0
Vegyes	111,9	100,7	109,9	109,7	109,2	109,3
Átlag	111,78	110,64	110,08	109,46	109,38	109,14
Medián	111,9	110,7	110,1	109,6	109,3	109,2
Legmagasabb	112,0	110,8	110,2	109,7	110,0	109,3
Legalacsonyabb	111,5	110,5	109,9	108,8	109,1	109,0
<i>Tényleges</i>	<i>111,2</i>	<i>110,3</i>	<i>109,8</i>	<i>109,4</i>	<i>109,3</i>	<i>109,4</i>

\* Lásd a 13. táblánál.

Sokféle szempontból összevethetnénk még a piaci szereplők és az idősormodellek előrejelzéseit, de a további vizsgálatok is valószínűleg csak megerősítenék, hogy:

1. a hosszú távú (8-9 hónapnál hosszabb időszakra vonatkozó) előrejelzések tekintetében a piac egyértelműen pontosabb;
2. a rövid távú, de nem a közvetlen jövőre vonatkozó előrejelzések tekintetében (vagyis kb. 3-8 hónapos távlatban) az idősormodellek nyújtanak valamivel jobb teljesítményt;
3. a közeljövőre (1-2 hónap) vonatkozóan a piaci és az idősor-előrejelzések gyakorlatilag egyenértékűek.

## KÖVETKEZTETÉSEK

A tanulmány egyik fő eredménye természetesen a tényleges inflációs előrejelzések készítése. A vizsgálatok azonban általános következtetések levonását is lehetővé teszik a SARIMA-modellek előrejelzési teljesítményével kapcsolatban.

Alapvető megfigyelés, hogy ezek a modellek számottevő hibával tudják csak leírni és előrejelezni a magyar inflációs idősorok alakulását, különösen hosszabb távon. Az előrejelzések pontatlanságát kiemeli az a tény is, hogy néhány inflációs részaggregátum eseté-

ben még a naiv extrapolációs módszerek is jobb illeszkedést jeleznek. A teljes fogyasztói árindex és a részidősorok többsége esetében azonban a SARIMA-modellek bizonyulnak pontosabb előrejelzőnek. Tehát az infláció múltbeli alakulása általában tartalmaz olyan extra információt a jövőbeli inflációra nézve, melyet a naiv modellek nem használnak ki. Ez az információ azonban legfeljebb 0,2-0,3 százalékpontos javulást eredményez az illeszkedési statisztikákban.

A piaci szereplők előrejelzéseivel való összevetésben a vizsgált idősormodellek közép- és rövid távon (1-8 hónap) teljes mértékben versenyképesnek mutatkoznak. Sőt, 3-7 hónapos előrejelzési időszakot tekintve az idősormodellek akár 0,5-0,6 százalékponttal alacsonyabb átlagos hibával is képesek az inflációs rátát előrejelezni. Hosszú távon azonban tagadhatatlan a piaci előrejelzések fölénye.

A szezonális egységgyöktesztek eredményeinek megfelelően transzformált idősorokra illesztett SARMA-modellek nem hoznak látványos és egyértelmű javulást az előrejelzési teljesítményben. A hagyományos Box–Jenkins-metodológia által alkalmazott szezonális differenciálás elméletileg nem mindig megfelelő ugyan, de ez a tény a legtöbb esetben nem befolyásolja hátrányosan a SARIMA-modellek előrejelzési pontosságát.

A fogyasztói árindex legmegbízhatóbb becsléseit az egyes részaggregátumok egyedi előrejelzéseiből képzett súlyozott átlagok adják. Ez az eredmény korántsem közismert, hiszen a CPI egyes komponenseit (például ÉLELM vagy ENER) igen nagy hibával lehet csak előrejelezni.

A modellek felállításánál során természetesen számos módszertani probléma adódik, de ezek több-kevesebb nehézséggel áthidalhatók. Egy strukturális makromodell felállításánál során felmerülő problémák sokkal bonyolultabbak lennének, és megoldásuk sokkal több időt kívánna. Az előrejelzési pontosság és a szellemi ráfordítás tekintetében a SARIMA-modellek mindenképpen esélyesek a győzelemre. A SARIMA-modellekből származó előrejelzések összehasonlítási alapként szolgálhatnak, vagy más módszerekkel kapott értékekkel kombinálhatók. Éppen ezért ezeket a modelleket még akkor is érdemes előállítani, ha a kutató sokkal kifinomultabb előrejelző-apparátus alkalmazását fontolgatja.

#### IRODALOM

- [1] Box, G. E. P. – Jenkins, G. M.: Time series analysis; Forecasting and control. Holden Day. San Francisco. 1970.
- [2] Franses, P. H.: Periodicity and stochastic trends in economic time series. Oxford University Press. Oxford. 1996. 230 old.
- [3] Franses, P. H.: Time series models for business and economic forecasting. Cambridge University Press. Cambridge. 1998.
- [4] Gordon, D. V.: Optimal lag length in estimating Dickey-Fuller statistics: an empirical note. *Applied Economics Letters*. 1995. évi 2. sz. 188–190. old.
- [5] Granger, C. W. J. – Newbold, P.: Forecasting economic time series. Academic Press. New York. 1986.
- [6] Hamilton, J. D.: Time series analysis. Princeton University Press. Princeton. 1994. 799 old.
- [7] Hylleberg, S. – Engle, R. F. – Granger, C. W. J. – Yoo, B. S.: Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*. 1990. évi 215–238. old.
- [8] Kennedy, P.: A guide to econometrics. MIT Press. 1992. 410 old.
- [9] Pindyck, R. S. – Rubinfeld, D. L.: Econometric models and economic forecasts. McGraw-Hill. New York. 1991. 596 old.
- [10] Vincze János – Zsoldos István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991–1996-ban. Magyar Nemzeti Bank. Füzetek 5. Budapest. 1996.
- [11] Zsoldos István: Kimagvazott infláció. *Figyelő*. 1998. február 26. 32–35. old.

TÁRGYSZÓ: Infláció. Idősormodellek. Előrejelzés.

## SUMMARY

The aim of the paper is to forecast the rate of inflation in Hungary using simple SARIMA time series models. The applied methodology accounts for nonstationary behaviour, seasonality and outlier observations: these are the features that seem to dominate the inflationary process in Hungary in the 90s. The presented forecasts are for the second half of 1999.

Although *ex post* forecasts show that there is a great deal of uncertainty associated with the predictions of the time series models, most of the SARIMA based forecasts of the CPI outperform „naive” forecasting methods. In the short run, past inflation does seem to contain information about future inflation beyond what is assumed by the naive models.

In comparison with the consensus forecast of the market participants (commercial banks, brokerage firms, etc.), these time series models prove to be perfectly competitive in the short run. In the long run, however, the performance of the market is obviously better.



### AZ 1999. ÉVI INFLÁCIÓS FOLYAMAT FŐBB TÉNYEZŐI

DR. CINKOTAI JÁNOS

A 90-es évek inflációs hullámának közvetlen oka Magyarországon is, mint egész Közép- és Kelet-Európában, a reálgazdaságban végbement mélyreható strukturális változásokban keresendő. E jelentős jövedelemátrendeződés súlyos konfliktusai, szociális robbanás nélkül, láthatóan csak az inflációs folyamatban voltak feloldhatók. A rendszerváltás idején a gazdaságpolitikai vita középpontjában az a kérdés állt, hogy a piacgazdaságra való áttérésre „sokkterápiával”, tehát a szükséges intézkedések egyetlen lépésben történő végrehajtásával, vagy fokozatosan kerüljön-e sor. A „sokkterápia” az életszínvonal rövid idő alatti drámai zuhanását, ugyanakkor az infláció gyors ütemű (feltehetően egyszámjegyűre) mérséklődését eredményezte volna. A Magyarországon választott megoldás, a gazdasági átalakulás fokozatos – az intézkedéseknek mindig részbeni jövedelem-ellentételezéssel történő – végrehajtása szükségképpen tartósan magas (1990 és 1997 között átlagosan mintegy 24 százalékos) inflációt eredményezett. Mindezt helyenként a gazdaságpolitikai hibák (például az inflációs automatizmusok jelentős kiterjesztése) is erősítették.

A kialakult helyzetben az antiinflációs gazdaságpolitika fő célkitűzése csak a várakozások megtörése lehetett volna. A világpiacon áruk alakulása ugyanis Magyarország számára adottság, a piacgazdaságra való átálláshoz szükséges intézkedéseket pedig nem lehet megkerülni. Az inflációs várakozások megtörésére is két lehetőség állt előttünk: „belülről” a központi gazdaságirányítás következetes antiinflációs magatartásával, vagy a „kívülről” az importáron keresztül.

Noha a kormány az 1038/1996, valamint az 1063/1997 számú antiinflációs határozatokban igen ambiciózus célkitűzéseket fogalmazott meg, végrehajtásukra nem került sor. 1998-ban az infláció mégis a vártnál nagyobb mértékben csökkent. Ezt azonban nem a Horn-kormány vagy a jegybank antiinflációs magatartása, hanem egy külső tényező (a világpiacon energia- és élelmiszerárak helyenként robbanásszerű csökkenése) „hajtotta végre”. Ezt bizonyítja, hogy a kormányzati magatartás és a hatósági intézkedésekre bekövetkező összefogyasztói árszintnövekedés mértéke az 1997–1998. években lényegében változatlan (4,0, illetve 3,7%) maradt.

1998-ban az árkalkulációban – a rendszerváltozás óta először – az inflációs várakozások is érdemben mérséklődtek. A nagy kérdés az, hogy mennyit tudunk ebből megőrizni akkor, ha a világpiacon áruk 1999-ben vagy az ezt követő években elindulnak visszafelé.

Folytatódhat-e ez a csökkenés 1999-ben, illetve a következő években? Milyen tendenciák várhatók 1999-re és az azt követő évekre? Az ilyen és hasonló kérdések állnak ma Magyarországon az antiinflációs gazdaságpolitika középpontjában.

### AZ INFLÁCIÓ KÖZVETLEN OKA

Tény, hogy az elmúlt időszakban a piacgazdaságra való átállás Magyarországon is – mint egész Közép- és Kelet-Európában – jelentős infláció mellett megy végbe. A gazdaság alapvető szerkezeti, tulajdonosi átalakulása, az elmaradt infrastruktúra fejlesztési forrásainak előteremtése, az árrendszer örökölt torzulásainak felszámolása, az ún. nagy ellátási rendszereknek a korábbi totális szolidaritás elvén való működtetése helyett – legalábbis részben – a biztosítási elven alapuló elosztás (például egyes egészségügyi, oktatási szolgáltatások „árasítása”), a termelési és fogyasztói támogatások leépítése, az ár-szerkezet átalakítása, az adók árképző szerepének erősödése, illetve jelentős változása, a külkereskedelmi összetétel gyökeres változása, a kereskedelmi tőkének, valamint a tőkeköltségeknek és tőkejövelmeknek az árkalkulációkban való megjelenése, az ármechanizmus erőteljes felszabadítása és az importliberalizáció törvényszerűen hatalmas inflációs nyomást fejtett ki az elmúlt időszakban, s bár jelentősen csökkenő mértékben, de valamelyest fejt ki ma is. Az infláció elmúlt évtizedbeli legfontosabb tényeit, nevezetesen a termelői és a fogyasztói árak 1990 és 1998 közötti alakulását a Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján az 1. tábla mutatja be.

1. tábla

*A termelői és a fogyasztói árszínvonal alakulása*

Év	Termelői	Fogyasztói
	árszínvonal az előző évi százalékában	
1990	122,0	128,9
1991	132,6	135,0
1992	112,3	123,0
1993	110,8	122,5
1994	111,3	118,8
1995	128,9	128,2
1996	122,0	123,6
1997	120,8	118,3
1998	110,6	114,3
1998/1990	471,1	667,4

Az elmúlt közel egy évtized alatt bekövetkezett jelentős árszínvonal-emelkedés közvetlen oka a reálgazdaságban bekövetkezett mélyreható strukturális változásokban, és a változásokat előidéző tényezőknek az elsődleges költségtényezőkkel (a bérekkel, a kamatokkal, az árfolyammal és az energiaárakkal) szembeni várakozások (részben az inflációs automatizmusok közvetítésével történő) beteljesülésében keresendő. Elvileg ugyanis egyetlen kormányzati intézkedés (például adóemelés, támogatás–megvonás, jelentős forintleértékelés vagy az államháztartási reform keretében a korábban ingyenes szolgáltatások „árasítása” és így tovább) sem jár szükségképpen az árszínvonal emelkedésével, ha az adott körben jelentkező kiadási többleteket a jövedelmek növekedése fedezi. Ebben az

esetben nem az árszint nő, hanem csak az arányok rendeződnek át. A gyakorlatban azonban – mint említettük – a piacgazdaságra való átállással kapcsolatban felmerülő költségek, illetve a hatalmas jövedelemátrendező folyamat súlyos konfliktusai szociális robbanás nélkül láthatóan csak az inflációs folyamatban voltak feloldhatók.

A rendszerváltás idején a gazdaságpolitikai vita középpontjában állt, hogy a piacgazdaságra történő átállás „sokkterápiával” vagy fokozatosan történjék-e. Az előbbi jövedelemkompenzáció nélkül hajtják végre, s ezért az életszínvonal elkerülhetetlen drámai zuhanását eredményezi. Ez az út nem volt járható, hiszen a magyar társadalom kivívott pozícióját szerette volna megőrizni, sőt a rendszerváltást azzal a reménnyel fogadta el, hogy rövid időn belül minden társadalmi réteg életszínvonala ugrásszerűen nőni fog.

A „sokkterápia” azonban inflációs szempontból már középtávon is kedvezőbb helyzetet teremthetett volna, hiszen ebben az esetben gyorsan egyszámjegyre esett volna az infláció, nem alakul ki szükségképpen az egy évtizeden át tartó 20 százalékos körüli, ún. „moderate inflation”.<sup>1</sup> Az intézkedést követően ugyanis az inflációs folyamatban a várakozások lényegesen kisebb szerepet játszhattak volna, hiszen ha a növekedési ütem nem állandósul, az a piaci szereplők magatartásában sem rögzül, és így nem kell megtanulni vele együtt élni sem. A választott megoldás – az intézkedéseknek mindig részbeni jövedelem-ellentételezéssel történő – végrehajtása azonban láthatóan tartósan magas inflációt eredményezett. Mindezt helyenként a gazdaságpolitikai hibák (például az inflációs automatizmusok jelentős kiterjesztése) is erősítették.

A döntő fordulatra az 1990–1991. években került sor. Mindkét esztendőben – a piacgazdaságra való átállással összefüggésben – kétszer olyan hatású (14-15 százalékos) összefogyasztói árszintnövekedést eredményező központi intézkedést hajtottak végre, mint az adóreform éveiben. Mindez 1992-től meghatározó fordulatot hozott a bérkövetelésekkel kapcsolatos inflációs várakozásokban, hiszen ezt követően újabb és újabb intézkedések születtek. Hiába mérséklődött harmadára (körülbelül évi 5 százalékra) az átállással összefüggő intézkedések hatása, a globális inflációs ráta és az „underlying inflation” (más néven a maginfláció, tehát a fogyasztói árindexek egyszeri egyedi eseményektől megtisztított havi növekedési rátáinak átlaga) között elhelyezkedő sáv nagysága, továbbá a központi áremelésekkel érintett kör jellege (élelmiszerek, energiahordozók, alapvető kommunális szolgáltatások) bőven elegendő volt ahhoz, hogy „szinten tartsa” az inflációs várakozásokat. Ezt bizonyítja, hogy 1992 után még öt esztendőig hiába mérséklődött valamelyest a központi intézkedések árszintnövelő hatása, a maginfláció mértéke nem változott. Különben nem lehetne válaszolni arra a kérdésre, hogyan lehetséges az, hogy Magyarországon annak ellenére magas szinten stabilizálódott az infláció, hogy az átállás a nemzetközi kapcsolatokban hihetetlenül kedvező (2-3 százalékos) inflációs közegben ment végbe.

Az inflációs pszichózist nemcsak a mind újabb „intézkedési csomagok” – helyenként megrendítő hatásai – szították, hanem a következetlen antiinflációs gazdaságpolitika, illetve a be nem tartott kormányzati ígéretekkel táplálkozó állandó bizalmatlanság is. Az irreális prognózisok ugyanis maguk is hozzájárultak ahhoz, hogy az említett „pszichológiai blokk” benn maradt a rendszerben. A vállalatokkal folytatott konzultáció szerint az

<sup>1</sup> A moderált infláció mérsékelten magas (10–30 százalék közötti), de nem hiperméreteket öltő állandósult növekedési ütem.

aszimmetrikus inflációs várakozások miatt a kormány prognózisai eleve nem teljesülhettek. A piac szereplői ugyanis a kedvezőtlen tapasztalatok miatt bizalmatlanokká váltak és arra kényszerültek, hogy ne a hivatalos, rendre túlzottan optimistának bizonyult előrejelzéseket, hanem mindig a múltbeli áralakulás tendenciáit építsék be a következő időszak üzleti terveibe. Az inflációs pszichózis állandósulásában tehát nem a munkavállalók irrális bérkövetelései játszanak szerepet, hanem azok az intézkedések, amelyek a várakozásokat fenntartják és gerjesztik. Ha a kormány magatartása megváltozik, a piaci szereplők várakozásai is ehhez fognak igazodni. Ezt igazolják az 1997–1998-as esztendő is. Kis túlzással állítható, hogy minél nagyobb a különbség a reálisan várható és a hivatalos prognózis között, annál nagyobb lesz az infláció. (1993. évben terv: 17-19, tény: 22,5, 1995: évben terv: 19-20 tény: 28,2, 1996. évben terv: 19-20 tény: 23,6 százalék)

1990 és 1997 között a magyar infláció éves átlaga 24 százalék volt. Ez a mérték még joggal nevezhető „moderate inflation”-nek, melynek nálunk is jellemzője volt, hogy állandósult, s a piac szereplői megtanultak együtt élni vele. Ilyen körülmények között a monetáris politika – a választott úthoz igazodva – nem tehetett mást, csak mintegy megteremtette az átálláshoz (az intézkedések ellentételezéséhez) szükséges pénzmennyiséget. A magyar inflációs folyamat tehát (közvetlenül) nem monetáris okokra visszavezethető jelenség, s így azoknak az infláció elleni küzdelemben betöltött szerepe is korlátozott volt. Elméletileg természetesen minden infláció monetáris jelenség. Az sem vitatható, hogy egy monetáris expanzió – gazdasági növekedés hiányában – inflációs veszéllyel jár. (Az is természetes, hogy az infláció elleni küzdelemben – időben előre haladva – a monetáris politika súlya egyre növekvő lesz.)

Az infláció többnyire a reálgazdaságban keletkezik, s a pénzfolyamatokban nyilvánul meg. „Évszázadokon át megfigyelhető volt, hogy infláció esetén – amely az általános árszínvonal tartós, ársökkenéssel később ki nem egyenlített megnövekedését jelenti – a pénzkínálat növekedése rendszerint meghaladja a termelés bővülését. .... Az a szólás, hogy ’túl sok pénz kerget túl kevés árut’, az inflációs folyamat lényegét ragadja meg; azt hangsúlyozza, hogy a pénz az inflációban fontos szerepet játszik.”<sup>2</sup> A kérdés azonban mindig az, hogy miért kerül az indokoltnál több pénz a forgalomba. Gyakorlatilag az erre adott válasz az infláció oka.

Az 1998. évi Monetáris Politikai Irányelvekről szóló, az Országgyűlés részére benyújtott Tájékoztató szerint „...az inflációs cél elérése nem egyszerűen a mértéktartó fiskális és monetáris politikán és a leértékelési ütem ennek megfelelő megállapításán múlik. Számos inflációt befolyásoló tényező a monetáris politika hatáskörén kívül van. Bármit is tegyen a jegybank, a relatív árak átrendeződhetnek kormányzati intézkedések (fogyasztási adó, termékdíj stb.) vagy piaci sokkok (olajárrobbanás) hatására. Egy-egy fogyasztói kosárban szereplő termék relatív árának jelentős változása növeli a fogyasztói árindexet, de a jegybanknak gyakorlatilag nincs lehetősége ennek megakadályozására (ezt a burgonya rendkívüli drágulása 1997 júniusában kiválóan mutatja)”<sup>3</sup> Így természetesen – mint erről az 1998. évi áralakulás kapcsán szó lesz – a monetáris politikának nemcsak az árakat felfelé tornászó piaci sokkok, például olajárrobbanás, hanem a drámai olajárzuhanás esetében sem volt lényeges szerepe az árszint emelkedésében, illetve mérésklődésében.

<sup>2</sup> Erdős Tibor: Infláció. Akadémiai Kiadó. Budapest. 1998. 13. old.

<sup>3</sup> Tájékoztató az Országgyűlés részére az 1998. évi Monetáris Politikai Irányelvekről. Budapest. 1997. december. 9. old.

Az 1999. évről szóló Tájékoztató szerint „A monetáris politika végső céljára – az inflációra – nem képes közvetlenül hatást kifejteni, ezért annak elérését valamely köz-benső cél kiválasztásával valósítja meg”.<sup>4</sup> A hazai árszínvonal növekedésében eddig az játszott domináns szerepet, hogy a költségek részbeni áthárulásához (a jövedelmek növelésével) a pénzkínálatot Magyarországon is megteremtették, de nem többet. Ezért használok e tanulmányomban azt a megfogalmazást, hogy a hazai inflációs folyamat mögött nem (elhibázott) monetáris lépések húzódnak meg. Ezt igazolja az is, hogy az a modellszámítás, mely arra irányult, hogy a bérköltségek és az infláció változása között feltételezett – triviálisnak tűnő – kapcsolatot egy koefficiens segítségével számszerűsítse, nem volt eredményes.<sup>5</sup> Feltehetően azért, mert a strukturális változások részben jövedelemkompenzációval történt végrehajtása megerősítette azt, hogy a bér az inflációs folyamatban egyszerre ok és okozat. Ezért nem tartom véletlennek azt sem, hogy a hazai infláció (várható vagy tényleges) mértékét nem lehetett pusztán a monetáris folyamatokból levezetni. Az automatikus költségáthárulás tehát csak úgy volt lehetséges, ha a (intézkedésekhez, jövedelemkompenzációhoz) szükséges összegek mindig rendelkezésre álltak. A költségek pontos számbavételén alapuló prognózis sikere éppen ennek felismerésén alapult.

2. tábla

*A magyarországi inflációs folyamat főbb tényezőinek hatása a fogyasztói árszínvonal növekedésére*

Meghatározó tényező	Hatása az összfogyasztói árszintre	Hozzájárulása az árszint növekedéséhez
	százalék	
1. Támogatások megvonása, a vám, a forgalmi és fogyasztási adó emelése	52	9
2. Az elmaradt infrastruktúra fejlesztési forrásainak megteremtése és más jövedelmezőségjavító intézkedések	30	5
3. Az 1–2. tételek közvetett és a hatósági termelői árintézkedések hatása*	164	29
4. A KGST kereskedelemben a dollárelszámolásra átállás	6	1
Együtt	252	44
5. A kereskedelmi árresszint emelkedése	22	4
6. Import- és árliberalizáció	11	2
7. A világpiacon árnövekedése	62	11
8. Egyéb tényezők (például árarány-átrendezőési folyamat, külföldi befektetők egyszeri „árrendezése”, a tőkeköltségek és tőkejövedelmek, illetve az amortizációs költségek növekedése stb.)	221	39
<i>Összesen</i>	<i>568</i>	<i>100</i>

\*Itt szerepel az 1990 őszi és az 1995–1996. években végrehajtott, helyenként drámai mértékű termelői energiaár-emelésnek és más hatósági, a termelőket is érintő intézkedéseknek a fogyasztói árakra gyakorolt közvetett hatása is.

*Megjegyzés.* A számítások, amelyek sok egyedi, heurisztikus elem figyelembevételével, az egyes tényezők részletes, mikroszintű szakértői becslésével készültek, részletes módszertanát itt nem ismertetem.

<sup>4</sup> Tájékoztató az Országgyűlés részére az 1999. évi Monetáris Politikai Irányelvekről. Budapest, 1998. november. 12. old.

<sup>5</sup> Az ezzel kapcsolatos vizsgálatokat lásd részletesebben: *dr. Cinkotai János – Duronelly Péter: A magyarországi inflációs folyamat főbb determinációi.* (Kézirat.)

Az előbbieket figyelmen kívül hagyó különféle matematikai, ökonometriai modellek nem hoztak megbízható eredményeket. Ma még ugyanis nem állnak rendelkezésre hosszú idősorok; az egyes évek áralakulásában túlságosan gyakori még az egyszeri egyedi esemény. Ezek kiszűrése pedig oly mértékben kiüresíti az alapadatokat, hogy azok már nem alkalmasak a trendek megrajzolásához.

Számításaim szerint az 1990 és 1997 között bekövetkezett átlagosan mintegy 24 százalékos árszintnövekedési ütemből körülbelül 3 százalékot a világpiaci árak növekedése, 10-11 százalékot a piacgazdaságra való átállással összefüggő átmeneti tényezők tették ki, a fennmaradó 10 százalék tisztán az inflációs várakozásokra vezethető vissza, amelyek „benn ragadtak” a rendszerben. Kissé leegyszerűsítve elmondható, hogy az elmúlt időszakban az átállással összefüggésben hozott intézkedéseknek jóval nagyobb reálbércsökkenést kellett volna eredményezniük. Annyi lett a többletinfláció, amennyit a szükséges reálbércsökkenésből nem fogadott el a társadalom. Magyarul, az intézkedéseknek a jövedelmekben részben vagy egészben történő ellentételezése ezzel arányos többletinflációt gerjesztett. (A reálbércsökkenés időben elhúzódott.)

Számításokat végeztem arról, hogy az elmúlt időszakban az érvényesült tényezők mi képpen járultak hozzá a fogyasztói árszínvonal közel hatszáz százalékos növekedéséhez. (Lásd a 2. táblát.)

A fogyasztói árszínvonal növekedésének átlagosan közel a harmadát kormányzati intézkedések közvetlen hatásai váltották ki. Ezt mutatják a 3. táblában bemutatott saját számításaim is.

3. tábla

*A fogyasztói árszínvonal növekedésének összetevői*  
(százalék)

Év	hatása		Az árszínvonal növekedése
	A hatósági intézkedések	A piaci árváltozások	
1990	15,4	13,5	28,9
1991	13,7	21,3	35,0
1992	5,3	17,7	23,0
1993	5,8	16,7	22,5
1994	4,1	14,7	18,8
1995	9,6	18,6	28,2
1996	5,9	17,7	23,6
1997	4,0	14,3	18,3
1998	3,8	10,5	14,3

*Megjegyzés.* E tábla és az 1. tábla adatai közvetlenül nem vehetők egybe, mivel e tábla 1. oszlopa nem tartalmazza az energiahordozóknál, illetőleg más körben bekövetkezett hatósági termelőiár-emelések hatásait, itt csak a fogyasztói árakat közvetlenül érintő hatósági intézkedések szerepelnek.

Az adatok azt mutatták, hogy bár a 90-es évek végére az infláció jelentős csökkenésnek indult (az 1995. évi 28,2 százalékról 1998-ra 14,3 százalékra esett vissza), még mindig a mérsékeltnek tekinthető sávban mozgott, és a nagy kérdés ennek ismeretében az, hogy vajon ez a tendencia folytatódik-e, avagy 1998 után megfordul. Ezért kell részletesen elemezni az 1998. év inflációs történéseit.

## AZ 1998. ÉVI ÁRALAKULÁS

1998-ban a kínálat, a lakossági jövedelmek és a fogyasztás is a számítotttnál gyorsabban nőtt. A fogyasztói árak azonban a tervezettnél (13,5 százaléknál) kisebb ütemben mérséklődtek, noha a magyar áralakulásban (főként az inflációs várakozásokban) kitüntetett szerepet betöltő energia (kőolaj, földgáz), valamint egyes élelmiszerek világpiaci árai (hús, gabona) az év során meredeken csökkentek. (A Brent-típusú kőolaj év eleji barrelenkénti 19,5 dolláros ára az év végére – a 25 évvel korábbi szintre – 9 dollárra mérséklődött. Az Oroszországból importált földgáz ezer köbméterenkénti ára 103 dollárról 60 dollárra zuhant. A hús fogyasztói ára is jelentősen csökkent. Így például 1998 decemberében 1 kilogramm sertéscomb 609 forintos átlagára a két évvel korábbi, 1996. decemberi szintre esett vissza.) Jóllehet ezek az árak az év második felében drámai hatást gyakoroltak a belföldi áralakulásra, az árszint növekedési üteme ilyen körülmények között is csak 14,3 százalékra csökkent. Mindez azt is mutatja, hogy a kormány 1998. évi (az éves átlagos növekedési ütemre vonatkozó) prognózisa eleve irreálisan alacsony volt.

Az éves átlagnál jóval nagyobb ütemű (8,1 százalékos) csökkenést mutat az árszint megelőző év decemberéhez viszonyított növekedése. Ennek értékelésénél azonban óvatosan kell eljárunk. A két viszonyítású árindex rész és egész kapcsolatban van egymással. Előnye az éves átlagos árindexnek van, hiszen a legfontosabb makrogazdasági adatokat is az éves átlagos árindexekkel deflálják. Az előző év azonos időszakához viszonyított árindex (például 1998. szeptember/1997. szeptember: 112,5) felírható az öt megelőző hó/hó típusú indexek szorzataként. Az így kapott 12 év/év típusú árindex számtani átlaga az éves átlagos árindex. Ezen belül a megelőző év decemberéhez képest számított havi árindexek az éves átlagos áralakulás éven belüli (!) folyamatát jellemzik, kétségtelenül jobban, mint az év/év típusú (tehát az előző év azonos időszakához viszonyított havi) árindexek. Az árszínvonal növekedési ütemének az egyes évek közötti gyorsulására vagy lassulására vonatkozóan nem feltétlen mutat megbízható képet.<sup>6</sup> Így például 1996-ban az éves átlagos árindex 123,6 volt, 1997-ben pedig 118,3. A csökkenés tehát 5,3 százalékpont volt. Az árszint megelőző évi decemberéhez viszonyított növekedése 1996-ban 19,8 százalék, míg 1997-ben ehhez nagyon hasonló, 18,4 százalék volt. (Megjegyzem, hogy 1997-ben az éves átlagos mutató alacsonyabb (18,3) volt a december/december típusúnál). A december/december típusú mutató tehát alig mérséklődött, miközben a fogyasztói árszint változását mutató éves átlagos árindex számottevően csökkent. (Például 1997-ben a december/december típusú mutató alapján egyenesen az infláció gyorsulásáról kellett volna beszélnünk, noha az árszínvonal növekedési üteme több mint öt százalékponttal csökkent.) E mögött az állt, hogy a kormány mindenképp teljesíteni szerette volna azt az ígéretét, hogy 1996-ban a 12 hónap alatt bekövetkező árszintváltozás mértéke 20 százalék alatt legyen. Ezért az 1996 októberére ütemezett energiaár-emelést 1997. januárra halasztotta el. Így mesterségesen 20 százalék alá szorította az 1996. évi december/december típusú mutatót. E nélkül 1996-ban – 1995 decemberéhez képest – 21,8 százalékos lett volna az index. Ezzel szemben 1997-ben mintegy két százalékponttal kisebb (16,4%) lehetett volna ez az árindex az éves átlagos mutatónál (18,3). A két szorzat tehát azonos eredményt adott volna (1,198x1,184=1,418; 1,218x1,164=1,418). A december/december típusú mutató tehát csak több (három-négy) évet felölelve (az adatok összeszorozásával) jelzi megbízhatóan az infláció egyes évek között jellemző trendjét. Erre azonban valójában nincs szükség, hiszen hosszabb távon a december/december típusú mutató lényegében azonos az év/év típusú mutató végeredményével. Így például 1994 és 1998 között a december/december típusú árindexek szorzata 220,6 az év/év típusúaké 222,7 volt. Az eltérés értelemszerűen az áthúzódó hatás különbözetéből adódik. 1998-ban tehát az infláció 8 százalékpontos csökkenése az árindexszámítás belső összefüggéseinek elemzése nélkül csalóka képet mutat.

Minderre azért hívom fel a figyelmet, mert ahogyan 1996-ban egy nyilvánvaló átmeneti tényező játszott szerepet abban, hogy az árindex a tervezettnél kisebb lett, ugyanígy 1998-ban döntően az energia és az élelmiszerek világpiaci árának drámai, de feltehetően

<sup>6</sup> Ez természetesen nem az index statisztikai értelemben vett megbízhatóságát, hanem kifejezőerejét érinti.

átmeneti zuhanása eredményezte az említett december/december típusú mutató vártnál nagyobb csökkenését. A két év hasonló abból a szempontból is, hogy 1996-ban szintén, az energiaárak kedvezőbb áralakulása mellett, az élelmiszerek árszintje lényegesen, az átlagosnál kisebb mértékben emelkedett. Mindkét esztendőben e két termékcsoport áralakulása vált főszereplővé.

Az igazi fordulat azonban júniusban következett be. Ezt mutatja a saját számításokat tartalmazó 4. tábla is.

4.tábla

*A fogyasztói árszínvonal számított havi növekedési ütemei\**  
(összfogyasztói árszintre gyakorolt hatás az előző hónaphoz képest százalékpontban)

Hónap	1997-ben		1998-ben		Eltérés	
	hatósági	piaci	hatósági	piaci	hatósági	piaci
	áremelés hatása					
Január	1,92	1,75	1,54	1,47	-0,38	-0,28
Február	0,92	1,24	0,83	0,85	-0,09	-0,39
Március	0,77	1,14	0,35	0,95	-0,42	-0,19
Április	-0,02	1,42	0,13	0,87	+0,15	-0,55
Május	-0,01	1,28	0,01	1,16	+0,02	-0,12
I–V. hó átlaga	0,716	1,366	0,572	1,060	-0,144	-0,306
Június	0,05	1,67	0,01	0,29	-0,04	-1,38
Július	-0,37	0,27	0,01	-0,20	+0,38	-0,47
Augusztus	0,07	0,11	0,08	-0,47	+0,01	-0,58
Szeptember	0,25	1,16	0,12	0,46	-0,13	-0,70
Október	0,11	1,02	0,18	0,72	+0,07	-0,30
November	0,17	1,04	0,03	0,24	-0,14	-0,80
December	0,22	0,90	0,03	0,24	-0,19	-0,66
VI–XII. hó átlaga	0,071	0,881	0,065	0,183	-0,006	-0,698
Évi átlag	0,340	1,083	0,277	0,548	-0,063	-0,535

\* Súlyozatlan átlagos értékek, mivel az egyes hónapok között a lakossági vásárlások azonos súllyal szerepelnek az árindexekben.

Az 5. táblából is látható, hogy (1997 decemberéhez képest) a tervezettnél mintegy 4 százalékponttal alacsonyabb ütemű növekedés több mint 80 százaléka az élelmiszer és az energetika területén (ezen belül is néhány termék: hús, gabona, kőolaj és földgáz esetében) a számítottnál kedvezőbb világpiaci áralakulásnak köszönhető. (Az energia- és az üzemanyagárak valamennyi termék és szolgáltatás árát közvetve is lényegesen befolyásoló tényezők.)

A termelői árszínvonal (előző évhez képest bekövetkezett) 10,6 százalékos növekedési üteme lényegesen alatta marad a fogyasztói árszínvonal növekedési ütemének. Az eredeti számítások körülbelül 14 százalékos éves átlagos növekedési ütemet valószínűsítettek. Feltűnő, hogy a termelői árindex az 1995., 1996. és 1997. években is gyorsabban nőtt, mint a fogyasztói. Ennek egyfelől az az oka, hogy az ipar belföldi értékesítésén belül az energetika súlya körülbelül háromszor akkora, mint a vásárolt fogyasztáson belül a háztartási energiáé, másfelől az ipari árstatistikában az energiaárak változásának hatása halmozottan jelenik meg az aggregált árindexben. 1998-ban az energiaárak alacsonyabb



dinamikájával összefüggésben a kapcsolat értelemszerűen megfordult, ugyanúgy, ahogyan 1992 és 1994 között történt, amikor is az ipar belföldi értékesítésének árindexe fele volt a fogyasztói árindexének.

5. tábla

*Az egyes árufőcsoportok várt és tényleges árszintnövekedése 1998-ban  
(százalékpont)*

Árufőcsoport	Várt	Tényleges	Várt	Tényleges	Év/év	Ebből: december/ december	Részese- dés a 4,2 százalékpontos csökkenésből
	év/év görgetett		ebből: december/ december		árnövekedés eltérése		
	árnövekedés						
Élelmiszerek	16,7	14,4	16,2	6,0	-2,3	-10,2	-2,62
Ebből:							
hús	19,7	13,1	14,16	-4,74	-6,6	-18,9	-1,11
cereaia	12,5	4,9	14,56	2,81	-7,6	-11,75	-0,37
szesz ital, dohány	15,3	15,3	15,3	13,6	0	-1,7	-0,15
Ruházat	15,7	14,1	14,8	13,0	-1,6	-1,8	-0,11
Tartós fogyasztási cikkek	8,5	8,1	8,8	7,9	-0,4	-0,9	-0,05
Háztartási energia	18,4	17,9	12,8	9,4	-0,5	-3,4	-0,29
Egyéb iparcikkek	12,3	10,7	12,4	9,2	-1,6	-3,2	-0,55
Ebből:							
üzemanyagok	11,5	10,2	11,46	5,12	-1,3	-6,34	-0,31
szolgáltatások	16,5	16,2	15,7	14,8	-0,3	-0,9	-0,23
<i>Átlagosan</i>	<i>15,4</i>	<i>14,3</i>	<i>14,5</i>	<i>10,3</i>	<i>-1,1</i>	<i>-4,2</i>	.

Változás az is, hogy az iparban az áralakulás korábban meglehetősen „árfolyamfüggő” volt. 1997-ben, például a feldolgozóipar belföldi értékesítésű árindexe 1996 decemberéhez képest 114,3 volt, amely lényegében azonos volt az árfolyamindexszel. (114,0). 1998-ban ugyanez a számpár: 105-106, illetve 110,3. Különösen azok az iparágak árszintje nőtt alacsony ütemben, amelyek közvetlenebbül függenek az energetikai szektortól például a vegyipari árindex 104,3 lett. (A kőolajfeldolgozó-ipar árszintje 12 hónap alatt 11,3 százalékkal csökkent.)

Mindezek főként exogén tényezők, melyek feltehetően átmeneti jellegűek, nem a magyar gazdaság belső folyamataiból szervesen következő események voltak. A fogyasztói árszínvonal esetében az éves átlagban eredetileg számított mintegy 3 százalékpont helyett 4 százalékpontos ütemcsökkenés következett be, amely az 1997. decemberihez képest mért árindex 4,2 százalékpontos mérséklődését eredményezte. Ez egyben azt is jelentette, hogy a jelzett kedvezőbb árindex az év második felében kialakult alacsonyabb áremelkedésekkel függött össze. Ennyi időre volt ugyanis szükség ahhoz, hogy a nyersanyagpiacon és a mezőgazdaságban már az év elejétől világszerte jelentkező alacsonyabb árak mintegy „átverekedjék magukat” a belföldi árakon is.

Ha az 1998. évi áralakulást megvizsgáljuk, akkor azt tapasztaljuk, hogy az átállással összefüggő intézkedések összefogyasztói árszintet érintő hatása már elenyésző. A viszonylag magas infláció már nem a gazdasági átalakulással, hanem az inflációs várako-

zások bár csökkenő, de még mindig magas szintjével magyarázható. Elérkezett tehát az idő, amikor megtisztíthatjuk árindexeinket az energiahordozók és a mezőgazdasági árak 1998. évi valóban hektikus világgpiaci (és belföldi) árainkat is érintő hatásaitól. Az elmúlt években az ún. piaci árváltozások (mely nem más mint a központi intézkedések hatásaitól megtisztított fogyasztói árindex) összefogyasztói árszintet érintő hatása a következő volt: 1990 és 1994 között havonta és átlagosan 1,2-1,3, 1995-ben 1,4-1,5, 1996-ban 1,2, 1997-ben 1,08 százalék. A számítások azt mutatják, hogy 1998-ban a maginfláció nem csökkent úgy, mint a vele eddig szinonim fogalomként használt „piaci árváltozások” jellemző mutató. A múlt év decemberéhez képest bekövetkezett 4 százalékos megtakarítás szinte teljes egészében a már említett két termékcsoporthoz bekövetkezett alacsonyabb ütemű áralakulás, illetve ezek közvetett hatásainak az eredménye. Ha a globális árindexet ezek következményeitől is megtisztítjuk, akkor a maginfláció kevésbé (csak 0,8-0,9 százalékra) csökkent, mint a „piaci áremelkedést” jellemző mutató, (amely 1998-ban 0,55 százalék lett.)

Mint említettem – számításaim szerint – az 1990 és 1997 között bekövetkezett átlagosan mintegy 24 százalékos árszintnövekedési ütemből körülbelül 3 százalékot a világgpiaci árak növekedése, 10-11 százalékot a piacgazdaságra való átállással összefüggő átmeneti tényezők tették ki, a fennmaradó 10 százalék tisztán az inflációs várakozásokra volt visszavezethető, amelyek mintegy „benn ragadtak” a rendszerben. Ilyen körülmények között az antiinflációs gazdaságpolitika fő célkitűzése csak a várakozások megtörése lehetett volna. (A világgpiaci ár számunkra adottság, a piacgazdaságra való átálláshoz szükséges intézkedéseket pedig nem lehet megkerülni.) Az inflációs várakozások megtörése történhetett volna „belülről”, a kormány következetes antiinflációs magatartása eredményeképpen. Így többek között:

- az inflációs automatizmusok kiterjedésének megakadályozásával,
- becsületes, szavahihető kormányzati és jegybanki inflációs prognózisokkal,
- az intézkedési „csomagtervek” rendszerint év elejére történő koncentrálásának elkerülésével,
- többségi állami tulajdonban levő társaságok esetében egy sokkal keményebb béralku folytatásával,
- a hatósági áras körben csak a fejlesztésekhez valóban szükséges többletáremelésekhez való hozzájárulással, a felhasználás ellenőrzésével,
- a természetes monopóliumok működésének privatizációt megelőző szabályozásával stb.

Ezek az intézkedések azonban elmaradtak. Noha a kormány az 1038/1996, valamint az 1063/1996 számú határozataiban igen ambiciózus célkitűzéseket fogalmazott meg, végrehajtásukra lényegében nem került sor. 1998-ban az infláció mégis „leesett”. A döntő fordulatot nem a Horn-kormány vagy a jegybank antiinflációs magatartása, hanem egy exogén tényező (nevezetesen az energia és az élelmiszerek világgpiaci árának zuhanása) „hajtotta végre”. A modellszámítások azt igazolják, hogy Magyarországon az energetikai árszint minden 1 százalékos növekedése 0,3-0,4 százalékkal érinti az összefogyasztói árszintet.<sup>7</sup> Az 1998-as esztendő azt is igazolta, hogy az említett koefficiens „lefelé” is működött! Más szóval a megelőző évekhez képest lényegesen kisebb energiaár-emelés fogyasztóiárszint-növekedésre gyakorolt hatása szembetűnő volt. Az alacsonyabb beszerzési árak az inflációs várakozásokat is csökkentették. Az áttörés tehát nem belülről,

<sup>7</sup> Dr. Cinkotai János–Duronelly Péter : Modellszámítás az ipar belföldi értékesítési árindexe, az árfolyam és a bérek viszonyában. (Kézirat.)

hanem kívülről ment végbe. Ezt bizonyítja az is, hogy a maginfláció üteme 1990-től 1997-ig lényegében változatlan (1,3-1,1 százalékos között) maradt. 1997-ben a megelőző évhez képest mindössze 0,1 százalékpontos csökkenés következett be. 1998-ban a világpiacon árcsökkenés nélkül a mérséklődés körülbelül csak 0,2 százalékpont volt. További 0,3 százalékpont számszerűsíthető az említett külső hatás eredményeként. Hiszen a kormányzati magatartás és az inflációs várakozásokat befolyásoló, hatósági intézkedésekre bekövetkező összefogyasztói árszintnövekedés átlagos mértéke az 1997. és 1998. években lényegében változatlan (4,0, illetve 3,7 százalékos) maradt. (1999-ben ez a mérték 3,4 százalékos körül várható.)

Noha a piaci szereplők megtanultak együtt élni a mérsékelt inflációval, a kilencvenes évek vége felé már látható volt, hogy (ha a kormány és a jegybank „csak egyszerűen ölbe teszi a kezét”) ahogyan lassan elfogynak az áttalással összefüggő egyszeri, egyedi intézkedések, úgy az infláció „magától is leesik”, körülbelül évi 10 százalékos növekedési ütemre. (Korábban az elemzések azt mutatták, hogy a 10 százalékos nagyságrendű infláció reálisan 2000-re volt számítható. Az, hogy ez egy évvel korábban is bekövetkezhet, az említett külső hatásnak volt köszönhető.)

Az inflációs várakozások csillapodása a bizalom erősödésével is magyarázható. 1997-ben először fordult elő 1994 óta, hogy a kormány betartotta az inflációra vonatkozó ígéretét, megígérte és valóban megszüntette a vámpótlékot, kezdettől fogva betartotta a forint csúszó leértékelésének beígért ütemeit. Ezzel a „bizalmi bázissal” indultunk neki az 1998-as esztendőnek.

6. tábla

*A fogyasztói árszint növekedését érintő változások hatása 1998-ban*  
(százalék)

A változás hatása	December/december	Év/év
	típusú árindex	
„Bent volt a rendszerben”	14,5	15,4
Halasztott intézkedések és kisebb forintleértékelés	0,0	0,0
Olajársokk és a mezőgazdasági árak zuhanása	-3,2	-0,7
Inflációs várakozások mérséklődése	-1,0	-0,4
<i>Tényleges infláció</i>	<i>10,3</i>	<i>14,3</i>

1997-ben, annak ellenére, hogy több nem tervezett árszintmérséklődést eredményező kormányzati intézkedésekre (és az idénycikkeknél az árak nem számított csökkenésére) került sor, az árindex 118,3 lett, tehát az 1996. év végén még mintegy 19,5 százalékos „inflációs nyomás” valóban bent volt a rendszerben. Mindez azt mutatta, hogy az 1997. évi áralakulás még nem az antiinflációs folyamat beindulásának látványos éve volt. 1997-ben egyszerűen annyi történt, hogy a „Bokros-csomag” következményei végleg „kiestek” a rendszerből. Ennek hatására 1997-ben az árindexben 3,6 százalékponttal kisebb volt az áthúzóhatás (6,0%), mint 1996-ban volt (9,6%).

1997-ben a fundamentális infláció havi növekedési ütemeinek (a fent jelzett okok miatt bekövetkezett) szerény mértékű, 0,1 százalékpontos mérséklődése azonban már jelezte, hogy a gazdaságban az inflációs pszichózis csillapodására már megértek a feltételek.

1998-ban az ár kalkulációkban nemcsak a költségek, hanem – a rendszerváltás óta először – az inflációs várakozások is érdemben mérséklődtek. A nagy kérdés az, hogy mennyit tudunk ebből megőrizni akkor, ha a világpiacon áruk 1999-ben vagy az ezt követő években elindulnak visszafelé, azaz emelkedni fognak.

#### A MAKROGAZDASÁGI FELTÉTELRENDSZER 1999-BEN

Az 1999. évi inflációs tendenciáinak felvázolásához tekintsük át a gazdaság állapotát jellemző makromutatókat, illetve folyamatokat. Az 1998. évi gazdaságpolitikai program a nemzetgazdaság fejlődését – az áralakulást lényegesen érintően – a következő főbb mutatókkal jellemezte. (Lásd a 7. tábla.)

7. tábla

Az áralakulást lényegesen érintő főbb mutatók változása

Mutató	1996.	1997.	1998. (várható)	1999. (terv)
	évi növekedés mértéke (százalék)			
GDP volumene	1,3	4,6	5,1	5,0
Lakossági fogyasztás volumene	-2,7	2,0	3,6	3,8
Bruttó keresettömeg	22,5	21,7	20,4	14,5
Bruttó átlagkereset	20,4	22,3	19,3	13,4
Nettó átlagkereset	17,4	24,1	19,0	13,0
Belföldi (ipari)termelői árak	22,0	20,8	11,0	8,6
Fogyasztói árak	23,6	18,3	14,3	10-11
Megtakarítási ráta*	16,6	16,1	15,5	15,3
Munkanélküliségi ráta	11,5	8,7	8,6	8,4

\* A háztartások összes nettó megtakarítása (pénz és felhalmozás) az összes jövedelemhez viszonyítva.

#### A munkaerő ára

A bér önmagában is jelentős költség tényező. Emellett a bérek esetében is létezik anticipált követelés, amikor a még be sem következett drágulás ellentételezése érdekében megindul a bérharc. Ezeknek akárcsak részbeni teljesítése eleve feltételezi az áremelkedések bekövetkezését, mert valahogyan „vissza kell venni” a kiáramlott többletjövedelmet. Így a bér egyszerre fejt ki az árakra szivó hatást a keresleti oldalon és nyomást a költségoldalra, ahol az egységnyi munkaköltség a fontos. A bér növekedésében tehát nemcsak a folyó kiadások fedezetének biztosítására irányuló követelések, hanem a (piacgazdaságra való átállás érdekében hozandó vagy hozott) kormányzati intézkedések lehetséges hatásait előre számszerűsítő várakozások beteljesedése is megtestesül. Mivel a munkabér (és járuléka) egyben a legjelentősebb inflációs tényező is, ezért növekedésének meghatározó szerepe van a hazai inflációban. Az inflációellenes gazdaságpolitika sikere döntően azon múlik, hogy a jövedelempolitika képes-e megakadályozni a teljesítménynövekedéssel nem arányos és az anticipációs béremelkedést.

1998-ban a gazdaságpolitikai program a keresetek 15-16 százalékos körüli növekedésével számolt. Ezzel szemben a bruttó átlagkereset 19-20 százalékkal, a nettó körülbelül 19

százalékkal emelkedett. A termelékenység növekedése lényegében fedezte a többletjövedelem-kiáramlást.

A kormány középtávú elképzelései szerint a lakossági jövedelmeken belül a bérjövedelmek aránya fokozatosan emelkedni fog. Erre figyelemmel 1999-ben fokozottabban érvényesül az, hogy a lakossági jövedelmek szintjét döntően a keresetek alakulása határozza meg. Kormányprognózisok szerint a bruttó átlagkereset körülbelül 13 százalékkal, a reálbér mintegy 2 százalékkal, míg az egy főre jutó reáljövedelem 2-3 százalékkal emelkedik. A prognózis a versenyszférára és a közszolgálati szférára vonatkozóan azonos keresetemelkedéssel számol. Jelentősen mérséklődik a bérek után fizetendő munkáltatói teher mértéke. Így 13,4 százalékos bruttó átlagkereset és 14,5 százalékos bruttó keresettömeg-emelkedés mellett a keresettömeg (figyelembe véve egyes munkáltatói terhek, például az egészségügyi hozzájárulás növekedését is) 10,4 százalékkal emelkedik. Tekintettel arra, hogy 1999-ben a bruttó keresettömeg növekedése – a múlt évhez képest – alacsonyabb, ez önmagában a fogyasztói árszínvonal várhatóan mintegy 4 százalékos emelkedését fogja eredményezni.

#### *A kölcsönpénz ára*

1999-ben arra lehet számítani, hogy a nominális hitelkamat szint az 1998-ban tapasztaltnál gyorsabb ütemben igazodik a pénzpiaci hozamszint mérséklődéséhez. Ez valójában az 1998. évi piaci hozamszint-csökkenéshez történő utólagos igazodás lesz, mely ütemkülönbség abból adódik, hogy 1998-ban erőteljesebben mérséklődött a fogyasztói árszint-növekedés, mint ami 1999-re előre jelezhető. A hitelkamat szint csökkenését csak az infláció további mérséklődése alapozhatja meg, s a csökkenés nem előlegezheti meg az árszintnövekedés süllyedését. Az empirikus tapasztalatok azt mutatják, hogy dezinflációs környezetben a kamatszintcsökkenés önmagában nem váltja ki az infláció csökkenését. A kauzális viszony éppenséggel fordított, az infláció gyorsulása a kamatszint növekedését okozza. Az infláció csökkenése esetén a kamatszint-csökkenés egyéb tényezőktől is függ, különösen a kereslet és a megtakarítások alakulásának, változásának van hatása. Véleményem szerint a hitelkamat szint 1999-re prognosztizálható csökkenése nem gyakorol kvantifikálható hatást a fogyasztói árszínvonal alakulására, de megalapozhatja a vállalkozói szektor hosszabb távú inflációs várakozásainak hűtését. Tekintettel arra, hogy a jegybank által alkalmazott árfolyam-politikából következően a kamatpolitika szerves részét képezi a reálhozamszint csökkenésének tudatos mérséklése, ezért nem várható a megtakarítási ráta csökkenése, azaz feltételezhető, hogy a kamatszint változása 1999-ben nem fejt ki keresleti oldalról inflációs nyomást.

#### *A valuta ára*

A forint árfolyamának változása elsősorban az importáron keresztül, de az inflációs várakozások miatt is (a kamatokhoz képest erőteljesebb) hatást gyakorol az inflációra.

1999-ben, az árfolyam a múlt évi leértékelések áthúzó hatása miatt és az év során belépő leértékelések tárgyévét érintő hatása következtében, várhatóan 8-9 százalékkal értékelődik le az 1998. évihez képest. Ebben az esetben a forint-leértékelés havi átlaga a múlt évi 0,8-ről 0,6 százalékra esne vissza. A Magyar Nemzeti Bank (MNB) 1999. évi

Monetáris Politikai Irányelvei szerint: „Összefoglalóan elmondhatjuk, hogy 4-5 százalékos reálnövekedés és 2 milliárd dollárt meg nem haladó folyó fizetési mérleg hiány mellett reális célkitűzés az 1999. év végi 9 százalékos körüli infláció elérése, ha a feltételezéseknek megfelelően:

- az államháztartás teljes hiánya 1999-ben nem haladja meg a GDP 3,5-4 százalékát, az elsődleges többlete pedig eléri a GDP 2-2,5 százalékát;
- a nominális bérkiáramlás és a transzferek (nyugdíj) növekedése 13-14% körül alakul (ez a béreknél 2-3, a nyugdíjaknál 3-4 százalékos reálnövekedést jelent);
- az Európai Unió növekedési kilátásai nem romlanak tovább számottevően (nem csökkennek 2-2,5 százalék alá);
- a tőkebeáramlás pedig a folyó fizetési mérleg hiánya körül alakul.

Ebben az esetben lehetőséget lát az MNB a forint havi átlagos leértékelési ütemének a januárit követő további csökkentésére is 1999-ben.”<sup>8</sup>

Erre az esetre számoltam egy olyan változatot, ahol az árfolyamszint csak körülbelül 8 százalékkal emelkedik, melyen belül a havi leértékelési ütem átlaga 0,5 százalék. (Időközben a kormány és az MNB már be is jelentette, a havi leértékelési ütem július 1-jével 0,5 százalékra, október 1-jével 0,4 százalékra való csökkentését.) Az árfolyamszint kialakításában az export- és a belföldi értékesítés árszintnövekedésének egymáshoz való viszonya, ha nem is egyetlen, de lényeges tényező. Az exportárszint azonban nemcsak az árfolyam, (havi leértékelési ütem,  $\pm$  sávon belüli elmozdulás) hanem a devizaárak, illetve a keresztárfolyamok változásától is függ. A világkereskedelem számunkra releváns régióiban – az előrejelzések szerint – 1998-ban legfeljebb 1-2 százalékos növekedés érhető el. Ily módon forintban mérve mintegy 10 százalékos exportár-növekedési ütem adódik (eltekintve a sávon belüli mozgásoktól és a keresztárfolyam változásától). Ez áll majd szemben a belföldi értékesítésű termelők árak körülbelül 7-8 százalékos növekedési ütemével. Ez 1999-ben a versenyképesség növekedését jelentené.

Ugyanakkor, ha a világpiacon az energia- vagy az élelmiszerárak ismét erőteljesebben növekednének, az antiinflációs cél követése az árfolyam-politikában rövid távon ellentmondásba kerülhet a versenyképesség megőrzésére való törekvéssel. Az inflációt ugyanis nem lehet egyedül árfolyammal lefékezni, így ha a gazdaságpolitika egyéb területeken és összességében inflációs, akkor a meghirdetett leértékelési ütem is kevés lehet a versenyképesség karbantartásához. Az így kialakuló versenyképesség-csökkenés viszont a hatékonyság javításával is „kigazdálkodható”. Továbbá, aki nagy nehezen „betört” a külpiacon valamely régiójába, nem biztos, hogy azonnal feladja az exportot. (Azt is figyelembe kell venni az export vagy az import szerkezetében számítva, hogy a belföldi értékesítési árindex kisebb, a versenyképesség pedig ennek megfelelően kedvezőbb lesz az előbb említetté, mivel a várhatóan viszonylag alacsony belföldi áremelkedésű gépiparnak jóval nagyobb, a magas áremelkedésű energiaszektornak és élelmiszeriparnak pedig jóval kisebb a súlya a külkereskedelemben, mint a belföldi értékesítésben.) A veszély tehát abban az esetben állhat fenn, ha a fizetési mérleg hiánya – az ár- vagy bér-versenyképességtől jórészt függetlenül – a tervezettnél sokkal kedvezőtlenebbül alakulna.

Mindent egybevetve a csökkenő ütemű forint-leértékelés valóban inflációellenes magatartás, nemcsak az importköltségek mérséklődése, hanem a mérséklődő inflációs au-

<sup>8</sup> Lásd a 4. jegyzetben i. m. 9. old.

tomatizmusokra gyakorolt kedvező hatása miatt is. Az importárak (az árfolyam- és a devizaárak) általam számított növekedése 1999-ben várhatóan mintegy 3 százalékkal emeli az összefogyasztói árszínvonalat.

### *Az energiaárak*

Az energiaárak alakulása – mint látni fogjuk – döntő befolyást gyakorol a hazai inflációra. Az 1998-as esztendő – mint említettem – azt is bebizonyította, hogy az energiaárak változása az összefogyasztói árszintre gyakorolt hatását illetően „nem egyirányú utca”. (Noha a világpiaci árak jelentős csökkenése nem teljes egészében jelent meg a hazai fogyasztói árakban, hiszen a társaságok profitja is jelentősen emelkedett.) Számításokat végeztem arra vonatkozóan, hogy az e területen végrehajtott áremelések – az elmúlt időszakban – milyen mértékben érintették az összefogyasztói árszínvonalat.

#### *Az energetikai szektorban végrehajtott áremelések hatása a termelői és a fogyasztói árszintre*

Megnevezés	Változás*
Az energetikai szektor termelői árszínvonalának növekedése	163
hatása az ipar belföldi értékesítési árszínvonalának növekedésére	45
Az összefogyasztói árszint növekedésére gyakorolt hatás:	40
Ebből:	
a termelői tarifák hatása	21,8
a fogyasztói tarifák hatása	18,2

\* 1999. december az 1994 decemberi százalékában.

Ha a fogyasztói árszínvonal 1999 decemberében 1994 decemberéhez képest mintegy 120 százalékkal lesz magasabb és ebből 40 százalékot csak az energiaár-emelések tesznek ki, akkor ez azt jelenti, hogy 1 százalékos energetikaiárszint-emelés közvetlenül 0,3 százalékos összefogyasztóiárszint-növekedést eredményez. A tényleges mérték valamelyest kisebb ennél amiatt, hogy az ipar belföldi értékesítésén belül a kőolaj-feldolgozó iparnak csak egy része értelmezhető közvetlenül energiának. Így 1 százalékos energetikaiárszint-emelés 0,25 százalékos összefogyasztóiárszint-növekedést eredményez. Ha azonban figyelembe vesszük, hogy a magyar árrendszerben érvényesülő inflációs automatizmusok a bérektől és a forgalmi adóktól eltekintve a termelés és/vagy fogyasztás mintegy egyharmadát érintik, akkor 1 százalékos energetikaiárszint-változás középtávon 0,3-0,4 százalékkal érinti a hazai inflációt!<sup>9</sup> Jelenleg csökkenő árak mellett a koefficiens is csökkenő tendenciát mutat. Ez is igazolja az energiaárak az inflációs folyamatban betöltött szerepének jelentőségét.

A kormány döntése szerint az induló, indokolt költségeken felül megfelelő nyereséget is tartalmazó árak kialakítása után, 1997-től a villamos energia és a vezetékes földgáz tarifáit évente a megelőző időszak termelői árindexéhez (bizonyos, nem túl magas, 0,95-ös „k” hatékonysági faktor közbeiktatásával) automatikusan igazodik. Nehezíti a tisztánlátást, hogy az energiatarifák növekedése minden egyes termelési

<sup>9</sup> Ezt igazolják a már hivatkozott és más korábbi modellszámítások eredményei is.

vertikumban megjelenik, és a végtermék felé haladva a hatás egyre halmozódik. Mindezt erősíti, hogy az ipar belföldi értékesítésén belül az egyes ágazatok kiadási szerkezetében is nagyobb az energia súlya, mint a lakossági vásárlásokon belül a háztartási energiáé. Nagyobb részben ez az oka annak, hogy azokban az években, amikor jelentős termelői energia-áremelésekre kerül sor, akkor a termelői és fogyasztói árindex közötti különbség megszűnik. Az adóreform éve óta ugyanis a termelői és a fogyasztói árindexek között jelentős eltérés mutatkozott. Ezt igazolják az alábbi adatok is.

*A termelői és a fogyasztói árszint  
1999-ben az 1988. évi százalékában*

Megnevezés	Százalék
Az ipar belföldi értékesítési árai	551,2
A fogyasztói árak változása	993,8
A nettó forgalmi adó javulása*	13,1

\* A forgalmi adó és a fogyasztási adó, valamint a fogyasztói árkiegészítések egyenlegének a vásárolt fogyasztáshoz viszonyított aránya.

A részletes számítások alapján megállapítható, hogy 1999-ben az energiaszektorban a termelői tarifák emelése körülbelül 0,8 százalékkal, a háztartási energia árszintjének változása 1 százalékkal, összesen 1,8 százalékkal érinti a fogyasztói árszint egészét.

*A költségvetési kapcsolatok – alapokba való befizetés*

A fogyasztói ártámogatások leépítésének programja befejeződött. Ma már csak igen szűk körben maradt fenn támogatás (például a gyógyszerek, gyógyászati cikkek, személyszállítás, néhány esetben közvetett módon, például tankönyvek, víz-csatorna, fürdő). 1999-ben is sor került (1998-tól az útalapot és a környezetvédelmi hozzájárulást is magában foglaló) a jövedéki adók reálértékének megőrzése céljából az égetett szeszes italok, a sör, a dohány, a benzin, a gázolaj és a háztartási tüzelési olaj körében az adók emelésére. Ugyanakkor a tankönyvek, egyes vakok által használt berendezések, a papírpelenka esetében a 12 százalékos forgalmi adó 0 százalékra csökkent. Ezek együttesen (összevontan), mintegy 1,0 százalékkal emelik az árszínvonalat.

A eddig vizsgált tényezők már eléggé egyértelműen behatárolják az 1999. év inflációs tendenciáját.

**AZ INFLÁCIÓ VÁRHATÓ MÉRTÉKE  
ÉS IDŐBELI LEFOLYÁSA**

A makrogazdasági feltételrendszert – részletes piacelemzést, valamint a korábbi modellszámítások eredményeit is figyelembe véve –, azaz az inflációs nyomást meghatározó főbb tényezőket a következőkben foglaltam össze.



*Az inflációs nyomást meghatározó főbb tényezők 1999-ben*

Tényező	Növekedés az előző évhez képest (százalék)
A bérek és bérjárulékok emelkedése	4,2
A hitelkamatok változása	.
Az importárak emelkedése (devizaár + árfolyam)	2,5
A jövedéki adó emelésének és az áfa csökkentésének egyenlege	1,0
Az energiahordozók árának emelkedése	1,8
Egyes speciális költség- és nyereségtöbbletek (például helyi közlekedés, víz- és csatornadíj)	0,1
<i>Együtt</i>	<i>9,5</i>

A másik oldalról a termelői árak, a költségvetési kapcsolatokban bekövetkező változások és az importárak várható alakulása ugyancsak ezt a mintegy 9-10 százalékos fogyasztói árszintnövekedést valószínűsíti.

*Az 1999. évre várható infláció belső összetevői  
(az előző évhez képest)*

Tényező	A fogyasztói árszint növekedése (százalék)
A termelői árak emelkedése (import fogyasztási cikkek nélkül)	5,9
Ebből a kereskedelmi árrésszint növekedése	0,1
A költségvetési kapcsolatokban bekövetkező változások	1,0
Az importárak emelkedése (devizaár + árfolyam)	2,5
<i>Összesen</i>	<i>9,5</i>

A számítások azt mutatják, hogy a fogyasztói árakat közvetlenül érintő központi intézkedésektől megtisztított havi növekedési ütemek átlaga 1999-ben az előző évi drámai (1,1-ről 0,6 százalékra) csökkenése után a 0,5-0,6 százalékos mérték (a következőkben meghatározott feltételek teljesülése esetén) tartható lesz. Ennél kevesebbet reálisan nem lehet várni, hiszen az idén a fogyasztói árszínvonal a központi intézkedések hatására bekövetkező növekedési ütemre csak szerény mértékben csökken, a számunkra döntően fontos világpiaci (energia- és élelmiszer-) árak – mint említettem – történelmi mélyponton állnak. Ezért az infláció a bemutatottnál nagyobb ütemű mérséklődését a piaci árváltozások ütemének további csökkentésével megalapozni nem lehet. Ezt mutatják az itt közölt adatok is.

8. tábla

*A hatósági és piaci áremelések hatása az összfogyasztói árszintre*

Megnevezés	1997.	1998.	1999.
	évben (százalék)		
Áthúzódó hatás az előző évről	0,5	0,9	0,6
A tárgyévi intézkedések hatása	3,5	2,8	2,8
<i>Együtt</i>	<i>4,0</i>	<i>3,7</i>	<i>3,4</i>

A 9-10 százalékos növekedési ütemen belül a kormányzati (önkormányzati) hatáskörben várhatóan 13 százalékkal, a szabadáras körben 9,4 százalékkal nő az árszint. Ha ez utóbbiból levonjuk a központi pénzügyi intézkedések hatásait, akkor az árszint e körben mindössze 7,9 százalékkal nőhet az előző évhez képest. Ebből is látható, hogy a tervezett inflációs szint elérése 1999-ben is elsősorban a piacon bekövetkező árváltozásoktól függ. Ezt megalapozhatja az, hogy

- az inflációs várakozások a múlt évben jelentősen mérséklődtek (az ebből származó előnyök megőrzéséről már szóltam);
- a világgiazi árak változatlanul kedvező alakulása várható;
- a relatív árak változása lassul, minthogy a hatósági áras körben az árszint növekedése 1999-ben (hasonlóan az 1998. évihez) kisebb mértékben haladja meg a szabadáras körben várható áremelkedések ütemét, mint a megelőző években;
- átlagosan 0,2-0,3 százalékponttal mérséklődik a forint-leértékelés üteme.

A legfontosabb kockázatok az alábbiak lehetnek:

- a keresetek reálértékének a GDP volumenét megközelítő, esetleg meghaladó növekedése,
- az alacsony energiaár-emelési előirányzat lehetséges következményei (nagyobb áremelés az év második felében),
- a mezőgazdaságban az áralakulási ciklus esetleges váltása.

Az elemzések azt mutatják, hogy az élelmiszerek árszínvonalára 2-3 évenkénti váltással az átlagosnál hol gyorsabban, hol lassabban nő. Ha ez a tendencia folytatódik, emelkedő ciklusnak kellene következnie. A részletesebb piacelemzések is azt mutatják, hogy az év második felétől a váltás bekövetkezhet. Ennek – úgy tűnik – keresleti oldalról sem lesz akadálya. Ezért azzal számolok, hogy néhány élelmiszer (elsősorban a hús és a gabona) esetében az árak az év második felétől a múlt évinél valamelyest erőteljesebb ütemben fognak emelkedni. Az iparcikkek túlnyomó többségénél az árak a forint árfolyamához igazodva, esetleg attól kissé elmaradva emelkednek. Az energiaárak a bemutatott mértékeknel nem növekednek jobban. A hatósági intézkedésekkel nem érintett szolgáltatások díjszintje – az elmúlt évek gyakorlatához hasonlóan – a bérekhez igazodva fog emelkedni, melyben figyelembe vettem, hogy a bérköltségek a bérjárulék jelentős mérséklődése miatt kisebb nyomást gyakorolnak a díjemelési törekvésekre.

Az év elején azzal lehetett számolni, hogy a fogyasztói árszínvonal már az év első harmadában körülbelül 6 százalékkal nőhet a múlt év decemberéhez képest. Mivel az év során (különösen az év második felében az élelmiszerek esetében) várhatóan belépő ár-emelkedések árszintnövelő hatása ellensúlyozni fogja az áthúzódó hatások hónapról-hónapra történő fokozatos mérséklődését, így szinte egész évben 9-10 százalék körüli lesz az ún. év/év típusú árindex. Valamennyi általam elvégzett számítás a múlt év decemberében ismert feltételrendszerre épült, és természetesen nem feltételez 1999-ben (a már végrehajtott, illetve bejelentett intézkedéseken felül) más, inflációt közvetlenül is növelő vagy csökkentő kormányzati intézkedéseket.

\*

Jelen írásom 1999. januárban (az akkor ismert feltételeket figyelembe véve) végzett számítások alapján készült. Az év eleji makrofolyamatok (a gazdasági növekedés számí-

tottnál lassúbb, ezzel szemben, a reálbérek annál gyorsabb növekedése) inflációs szempontból kétségtelenül kedvezőtlenek. Ugyanakkor a hazai áralakulásban kitüntetett szerepet betöltő világpiaci energiaárak még nem emelkedtek vissza az eredeti szintekre. A nemzetközi előrejelzések nem számolnak a világgazdaság élénkülésével, s így az árak emelkedésével sem. Az élelmiszerek esetében pedig szinte minden területen jelentős túlkínálat van a piacon. Egyes áruk (például a hús) esetében rekord mélységeket dőntenek az árak. E tendencia az export lehetőségek javulásával, (például a hús elhelyezése az orosz piacon), a gabonafélék esetében (a vetésterületek csökkenése az ár- és belvíz miatt) a kínálat mérséklődésével az év második felében megfordulhat. Bár ebben az esetben sem várható drámai árnövekedés, de némileg gyorsabb, mint a múlt év hasonló időszakában.

Az ideai esztendőben az áralakulás időbeli eloszlása fordítottja lehet a tavalyinak. A múlt évben az év első felében az áralakulás egy magasabb pályán mozgott, s a 15-16 százalékos növekedési ütem időarányos részének volt megfelelő. A „fordulat” – az ismert okok miatt – az év második felében következett be. 1999-ben az év elején kedvezően alakultak az árak, ha nem is fordultra, de némi változásra csak az év második felében számíthatunk. Ennek a jelentősége, nem az ideai várható, hanem – az áthúzódó hatások miatt – a jövő évi áralakulás szempontjából lehet fontos számunkra.

TÁRGYSZÓ: Gazdasági helyzet. Infláció.

#### SUMMARY

The immediate cause of inflation in Hungary lies – as in the entire Central- Eastern European region – in the deep structural changes of the real economy. The severe conflicts of this income-rearrangement process could only be eliminated -without a social explosion- through the process of inflation.

During the democratic changes, there was much debate whether the transfer to a market economy should take place 1) as a „shock-therapy” making all the necessary changes in one step, or 2) as an extended process. The „shock-therapy” would have resulted in a dramatic decline of the living standards over a short time, but also in a fast drop of the inflation rate (presumably to one digit) after the measures had been taken. The chosen solution (carrying out the steps gradually, with partial income set-off) necessarily brought a permanently high inflation rate (an average of 24% between 1990 and 1997). This was strengthened by occasional mistakes in economic policy (such as the over-automatisation of the inflation).

In this situation the main goal of an anti-inflation economic policy could have been breaking the expectations, since the international market prices are given and the measures necessary for transferring to a market economy cannot be spared. There were also two possible ways of breaking the inflation expectations: 1) „from within”, through a consequent governmental anti-inflation policy, or „from the outside”, through the import prices. Although the government set ambitious anti-inflation goals, these weren't actually carried out. Nevertheless, in 1998, there was an unexpectedly large drop of the inflation rate. This, however, is not a result of the anti-inflation policy of the government or the bank of issue, but of an external factor (the drop of the international market energy and foodstuffs prices). This is proven by the fact that the governmental policy and the average increase rate of consumption prices due to governmental measures have practically remained constant (at 4.0 and 3.7%).

In the price calculations for 1998, not only the costs, but for the first time since the democratic changes the inflation expectations have also decreased considerably. The great question is what is to be done if the international market prices start changing back or increasing again in 1999 or in the following years. This article is about the fact that in 1999 the average increase rate of price levels in Hungary may further decrease at the same rate as in 1998, it may even drop below 10 per cent.

# A MÉRSÉKELT INFLÁCIÓK NEMZETKÖZI ÖSSZEHOSONLÍTÁSA

DARVAS ZSOLT

Az infláció vizsgálata a fejlődő és átalakuló országokkal foglalkozó kutatásoknak egyik központi kérdése. Ezeknek az országoknak a többségében a pénzromlás szintje és változékonysága jelentősen meghaladta a fejlett országokét, ezért mind elméleti, mind gyakorlati szempontból fontos kérdés, hogy tapasztalataik miként viszonyulnak a fejlett országokra kidolgozott makroökonómiai elméletekhez és empirikus következtetésekhez. Az *R. Dornbusch* és *S. Fisher* tanulmánya [10], amely megjelenése után a leggyakrabban hivatkozott forrássá vált, mérföldkövet jelentett a mérsékelt inflációval foglalkozó kutatásokban.<sup>1</sup> A szerzők részben elméleti magyarázatokat vázoltak fel a tartósan kétszámjegyű infláció okairól, részben esettanulmányokkal következtetéseket vontak le a mérsékelt infláció csökkentésére. A kilencvenes évek második felében világszerte tapasztalt dezinflációs/deflációs folyamatok azonban számos kutatót a következtetések átgondolására vezettek, *D. Burton* és *S. Fisher* például néhány Dornbusch–Fisher-következtetés elmentettjére hívták már fel a figyelmet. [4]

Jelen tanulmány célja nagyobb országmintán a mérsékelt inflációknak, különösképpen azok csökkenésének összehasonlítása és az eredmények összevetése a korábban megjelent tanulmányokkal. A vizsgálat előtt természetesen fel kell hívni a figyelmet a nemzetközi összehasonlítások közös negatívumára, az egyedi tényezők figyelmen kívül hagyására. A tanulmány által vizsgált makrogazdasági változók (növekedés, reálkamatláb, államháztartási hiány, reálárfolyam, külső egyensúly) nem feltétlenül elegendők az inflációs teljesítmény értékelésére, hiszen ezek mellett minden országban előfordulhatnak olyan áralakulást befolyásoló tényezők, amelyek nélkülözhetetlenek az infláció magyarázatához. Ezért nem oksági vizsgálat végzése a cél, hanem az összefüggések és közös jellemzők kiemelése, valamint egyedi országpéldák bemutatása. A feldolgozott országok és adatok nagy száma talán a szigorú ökonometriai elemzés hiánya ellenére is lehetővé tesz olyan következtetéseket a szükséges növekedési áldozatról, az alkalmazott monetáris szigorról vagy az árfolyamrendszereknek – elsősorban a csúszás vagy lebegtetés – a tartósan mérsékelt inflációs szintről dezinfláló országokban játszott szerepéről, amelyek a hazai gazdaságpolitika számára is hasznos tapasztalatokkal szolgálhatnak.

<sup>1</sup> Azon országokat sorolják a mérsékelt inflációjú országok közé, amelyeknek inflációja három éven keresztül 15 és 30 százalék közötti volt.

A tanulmány elsőként az inflációs teljesítményt vizsgálja, és a dezinfláció sebességét tekintve három csoportra osztja az országokat. A második rész a makroökonómiai változók és a dezinfláció sebessége közötti összefüggéseket tanulmányozza. A harmadik rész összeveti az eredményeket a korábbi kutatásokéval, amit a következtetések összegzése követ.<sup>2</sup>

## AZ INFLÁCIÓS TELJESÍTMÉNY

Az inflációs teljesítmény vizsgálatához azon országokat választottam ki, amelyekről rendelkezésre állnak a vizsgálathoz szükséges legfontosabb adatok és amelyek

1. a nyolcvanas-kilencvenes években több évig mérsékelt inflációs sávban működtek;
2. az infláció nem volt rendkívül változékony;
3. legalább 5-10 milliós lakossággal rendelkeznek.<sup>3</sup>

Ezen kritériumoknak elsőként harminchat ország felelt meg, amely csoportot a későbbiekben tovább szűkítettem. Azért célszerű azon országok tapasztalataira szűkíteni a vizsgálatot, amelyek éveken át a mérsékelt inflációs környezetben működtek, mert ezen országokban az inflációs folyamat jelentősen eltérhet mind az alacsony, mind a magas infláció természetétől, és a magyar gazdaságpolitika is az ilyen mértékű infláció eltérését tűzte ki célul. A hasonló szintű inflációk vizsgálata által elkerülhető az egymással nem összehasonlítható országok összevetése.<sup>4</sup>

### *Az inflációs mutatók*

Az infláció leggyakrabban használt mérőszáma a fogyasztói árindex. Az infláció adatait átmeneti tényezők jelentősen befolyásolhatják, ezért két kiválasztott időpont közötti inflációváltozás nem feltétlenül ad megfelelő képet a valós helyzetről. Például Magyarországon 1991 júliusa és 1994 januárja között az infláció 39 százalékról 17 százalékra csökkent. Ma már tudjuk ugyanakkor, hogy ez a gyors dezinfláció részben a felértékelő árfolyam-politika, részben a választási gazdaságpolitika átmeneti következménye volt, és a makrogazdasági kiigazítás után az infláció ismét 30 százalék fölé emelkedett. Az ehhez hasonló egyedi hatásokat az idősorok valamilyen szűrésével (trendszámítással) lehet kiküszöbölni. Ugyanakkor pusztán a szűrt adatok alapulvétele sem lehet minden esetben megfelelő, például ha jelentős változékonyság jellemzi a vizsgált időszakot, vagy pedig törés következett be az inflációs folyamatban.

A fejlett ipari országok inflációs tendenciái jelentős hatást gyakorolhatnak kis nyitott országok inflációjának alakulására, ami független külső adottságnak tekinthető. A kül-

<sup>2</sup> A tanulmányban felhasznált alapadatok forrása – más jelzés hiányában – az *IMF International Financial Statistics*. Néhány friss adat forrása az *Economist* és a Goldman & Sachs Emerging Markets c. kiadványa.

<sup>3</sup> Izland lakossága csak 272 ezer fő, mindazonáltal gazdasági fejlettsége és inflációs múltja miatt célszerűnek látszott a vizsgált országok közé bevonni.

<sup>4</sup> *J. Williamson* [14] például közel száz országnál kiszámította két időpont között az infláció százalékos és százalékpontos csökkenését, majd ezeket árfolyam-rendszerként átlagolta. Azon országocsoportot értékelte jobb inflációs teljesítményűnek, amelyben mind a százalékos, mind a százalékpontos inflációcsökkenés nagyobb volt. Romániában például az infláció 195 százalékponttal és 88 százalékkal csökkent, ami kedvezőbb például Dániánál, ahol 2,4-ről 1,8 százalékra mérséklődött az infláció (tehát 0,6 százalékponttal és 23 százalékkal), és különösen kedvezőbb Új-Zélandnál, ahol 2,6-ről 2,9 százalékra emelkedett a fogyasztói árindex. E szélsőségek elkerülése érdekében fontos hasonló kiinduló inflációs szintű országokat vizsgálni.

földi árakat természetesen az árfolyam közvetíti (azaz a külső árak emelkedése árfolyam-felértékeléssel kivédhető), azonban az árak csökkenésének merevsége miatt a legfejlettebb országok inflációja olyan relatív árváltozásokat tükrözhet, amelyek alól más országok sem tudják kivonni magukat. Ezt a hatást a fejlett országokhoz viszonyított inflációs eltérés számításával lehet kiküszöbölni.

Így a célravezető eljárás az lehet, ha négyféle inflációs mutatót használunk: *a*) fogyasztói árindexet (*cpi*), *b*) a fejlett ipari államokhoz viszonyított eltérést (*cpi elt*), *c*) inflációs trendet (*trend cpi*) és *d*) az inflációs trend eltérését a fejlett ipari államok inflációs trendjétől (*trend cpi elt*).

Ez utóbbiak meghatározása:

*cpi elt* – a latin-amerikai országoknál az Egyesült Államok inflációjától, az európai országoknál az európai OECD-országok (Írország és Törökország nélkül) átlagos inflációjától, az ázsiai országoknál Japán inflációjától, míg a többi országnál az Egyesült Államok, Japán, és az európai OECD-országok átlagos inflációjától való eltérés  $(1 + \text{eltérés}) = (1 + \text{belföldi infláció}) / (1 + \text{külföldi infláció})$  mértékegységben;

*trend cpi* – az idősorok szűrésére a legjobb eljárás a maginflációra illesztett trend lenne, amely azonban az országok döntő részénél nem áll rendelkezésre, ezért a fogyasztói árindexre illesztett trendet az ún. Hodrick–Prescott-szűrő segítségével;<sup>5</sup> a simítást havi adatokra végeztem, majd a simított havi adatokból számítottam éves átlagokat; azon országokban, amelyekben a vizsgált időszak előtt hiperinfláció volt, az infláció mérsékeltébb tartományba (többnyire 30–80 százalékos sávba) kerülése után kezdtem az illesztést, hogy a hiperinfláció kiugróan nagy értékei ne módosítsák a görbét oly mértékben, hogy a mérsékelt sávban tapasztalható dinamika eltörpül (ezen országokban a kezdő időpontokat az eredeti adatok és a különböző kezdő időpontoktól illesztett görbék grafikus vizsgálata alapján határoztam meg);

*trend cpi elt* – az Egyesült Államok, Japán, az Írország és Törökország nélküli európai OECD-országok átlaga, illetve ezek átlagának inflációs trendjétől való inflációs trend eltérés  $(1 + \text{trend eltérés}) = (1 + \text{belföldi inflációs trend}) / (1 + \text{külföldi inflációs trend})$  mértékegységben.

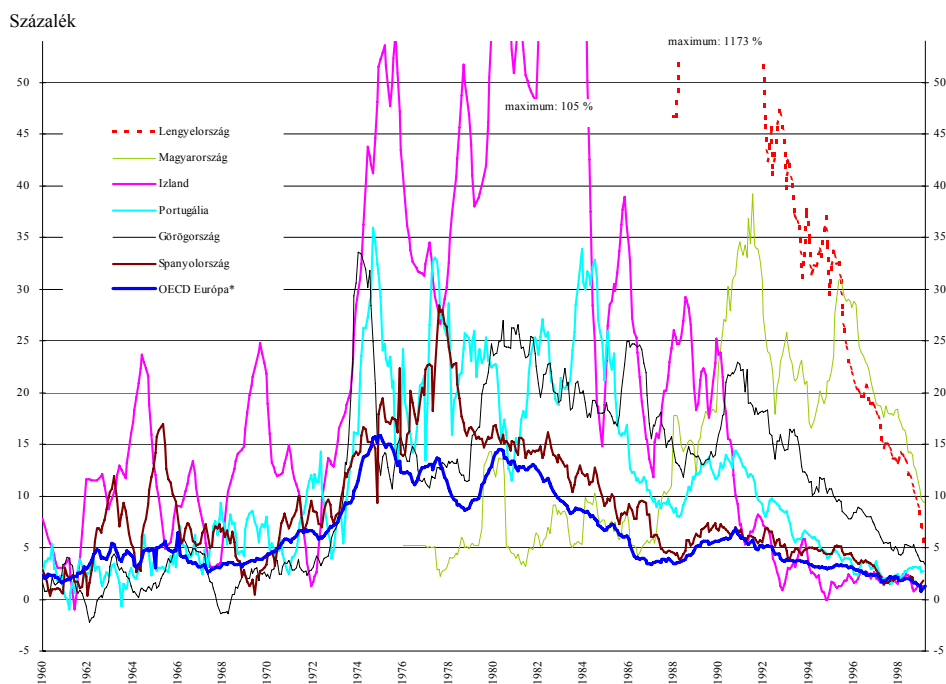
Az 1. ábra két átmeneti európai ország (Magyarország, Lengyelország), három európai közepesen fejlett ország (Görögország, Spanyolország és Portugália), a fejlett Izland és az európai OECD-tagállamok átlagos fogyasztói árindexeit tartalmazza 1960-tól 1999 márciusáig. Az utóbbi átlagot Írország, Törökország és az 1990-es években csatlakozott országok kihagyásával, az 1990-es népesség alapján súlyoztam. A 2. ábra az 1. ábra adatainak Hodrick–Prescott-szűrővel simított értékeit mutatja. Ezen országok közül három alkalmazta a csúszóárfolyam-rendszert. Portugáliában 1977 és 1990 között árfolyamsáv nélküli csúszó rendszer, Magyarországon 1995 márciusa óta szűk árfolyamsáv rendszer működik, míg Lengyelország 1991 óta kezdetben sáv nélküli, majd 1995 májusa óta sávcsúszó rendszert alkalmaz, az intervenciós politika folytán azonban érdemi árfolyammozgás a sávon belül csak 1997 tavaszától tapasztalható.

*Portugália, Spanyolország.* A grafikonok alapján a tizenhárom évig csúszóárfolyam-rendszert alkalmazó Portugália inflációs teljesítménye kedvezőtlennek tűnik Spanyolországhoz viszonyítva. 1977–1978-ig a két ország inflációja közel azonos szinten volt, majd ekkor Spanyolországban tartós dezinflációs trend indult. Ezt követően a portugál infláció csak pár hónapra tudott a spanyol alá kerülni 1981-ben, majd újra gyorsult. A spanyol dezinfláció megszakítás nélküli volt, 1981-től alig haladta meg néhány százalékkal az európai átlagot. Portugáliában sokkal tartósabbnak bizonyult az infláció.

<sup>5</sup> A Hodrick–Prescott-szűrőt széleskörűen alkalmazzák az idősorok felbontására a trendre és a trendtől való eltérésre. Az eljárás leírását és kritikáját lásd például [6]. A kritika elsősorban azon alkalmazásokra vonatkozik, amelyek a nem-stacionárius változók trendtől megtisztított idősoraira végeztek statisztikai-ökonometriai vizsgálatokat, például ciklikus elemzést.

Az infláció alakulása a két országban önmagában nem alkalmas azon következtetés levonására, hogy a portugál csúszóárfolyam-rendszer vezetett az infláció tartósulásához. A portugál folyamatok tanulmányozása rávilágít az infláció újragyorsulásának más, gazdaságpolitikai hibákra visszavezethető okaira. A hetvenes évek végén ugyanis a csúszó leértékelés ütemét havi fél százalékra mérsékeltek 20 százalék körüli infláció mellett, 1980 februárjában 6 százalékos nominális felértékelésre is sor került, és expanzív költségvetési politikát folytattak. Mindezek párosultak kedvezőtlen külső tényezőkkel is, így a folyó fizetési mérleg hiánya a GDP 13,5 százalékára emelkedett 1982-ben. A folyamatok gazdaság-stabilizációs csomag meghirdetését tették szükségessé, amely három egyedi leértékelést (összesen 25 százalékos mértékben) és csúszóütem-emelést tartalmazott. (Részletesebben lásd: [8].)

1. ábra. Az infláció alakulása néhány európai országban

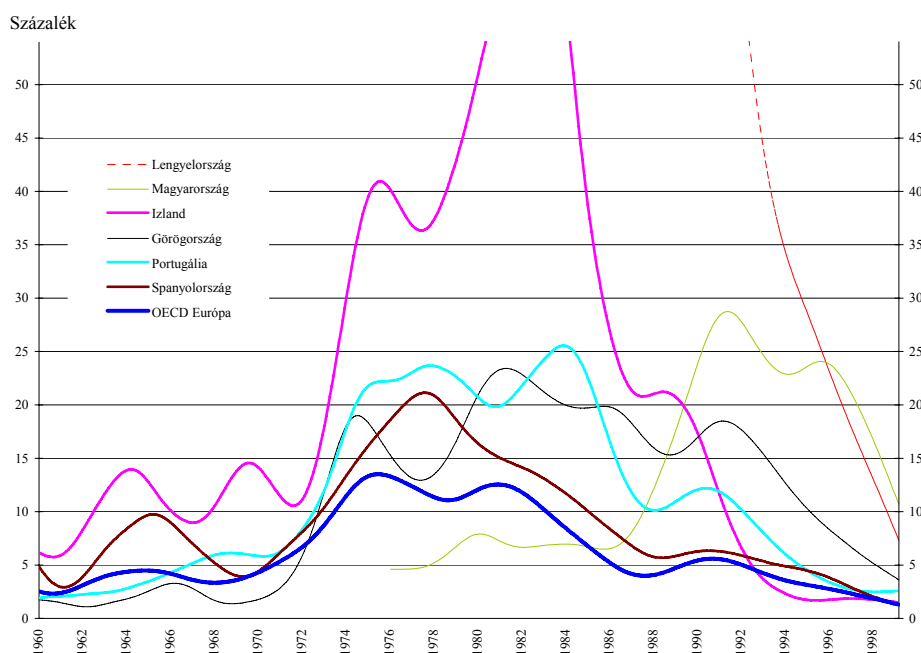


\* Az OECD európai tagállamainak átlagárindexe Törökország, Írország és az 1990-es években csatlakozott országok nélkül, az 1990-es népességgel súlyozva.

A portugál csúszó leértékelés időszaka ugyanakkor a gazdaságtörténet egyik leggyorsabb és legtartósabb dezinflációját is magában foglalta. 1984–1986-ban az inflációs trend 25 százalékról 10-re csökkent, a kimutatott infláció pedig 34 százalékról 9-re. Ha figyelembe is vesszük, hogy Európa többi országában is dezinflációs folyamat zajlott, a relatív portugál inflációcsökkenés továbbra is jelentős marad: a nyers adatokat tekintve az európai átlagtól való eltérés 23 százalékponttól két év alatt 15 százalékpontra csökkent, a szűrt adatok tekintetében pedig a 17 százalékpontos különbség

két év alatt 7,5 százalékpontot esett. Érdekes módon a gyors dezinfláció időszakában a csúszó leértékelés üteme szinte végig változatlan maradt, csak 1986 első negyedévében következett be változás, amikor három hónapig rögzített árfolyamot alkalmaztak, majd a második negyedévtől az 1985 végénél alacsonyabb ütemmel folytatták a csúszó leértékelést.

2. ábra. Az inflációs trend alakulása néhány európai országban



*Lengyelország, Magyarország, Görögország.* A három országban jelentősen eltérő volt az infláció alakulása. Görögországban az olajárrobbanás után a fogyasztói árindex növekedése megrekedt a mérsékelt sávban, 1990-től kezdve azonban folyamatosan csökkent, átlagosan évi 2,1 (trend) illetve 2,5 (kimutatott) százalékponttal, s 1999-ben 3 százalék alá került. Magyarországon az átalakulás, majd a Bokros-csomag vitte az inflációt a kilencvenes években a mérsékelt sávba, míg Lengyelországban hiperinfláció alakult ki az átalakulás kezdetén, amely után az infláció trendszerűen csökkent, és nem rekedt meg a mérsékelt sávban.

A három ország inflációjának összehasonlítása valószínűleg csak szubjektíven végezhető el. A görög dezinfláció – ahol kezdetben irányított lebegtetéssel, majd “szigorú” menedzseléssel irányították a valutaárfolyamot – nem gyorsabb, mint amelyet a hazai pénzügyi szervek el szeretnének érni. A széles csúszó árfolyamsáv mellett haladó lengyel dezinfláció a magyarhoz és a göröghöz képest is jóval gyorsabb, ugyanakkor nincsen törés a széles sáv és a korábbi időszak trendje között. Ezenkívül a lengyel dezinfláció sokkal lassúbb, mint számos más, a kilencvenes években 1000 százalék feletti inflációs szintről dezinfláló ország üteme (amelyekben már 10 százalék – néhányban 5 százalék



– alá került a fogyasztói árnövekedés üteme, például Albánia, Argentína, Bulgária, Horvátország, Brazília, Oroszország).<sup>6</sup>

*Izland* több évtizedes inflációs múltja és mérsékelt szintről induló gyors inflációcsökkentése alapján a legsikeresebb mérsékelt dezinflációs országnak tekinthető, ezért az izlandi tapasztalatokat a későbbiekben részletesen is áttekintem.

*Latin-Amerikában* található a legtöbb mérsékelt inflációval működő gazdaság, amelyek közül jelenleg ötnél alkalmaznak csúszóárfolyam-rendszert. Ezen országok közül Chile és Kolumbia példája a legalkalmasabb a mérsékelt dezinfláció tanulmányozására. Venezuelában ugyanis az 1996-os 100 százalékos infláció mérséklésén fáradoznak, Ecuadorban évekig a mérsékelt inflációs szint fölött működött a gazdaság, és jelenleg politikai válság tereli el a figyelmet a gazdasági kérdések kezeléséről, Uruguayban pedig trendszerűen csökkent az infláció az 1990-es 130 százalékos körüli értékről (jelenleg 7 százalékos).

Az 1. tábla azon latin-amerikai országok adatait mutatja, amelyek inflációs trendje 1980-tól nem lépte át a harminc százalékot. (Costa Rica 1982-es éve kivétel, az infláció akkor 90 százalékra emelkedett.) Hosszabb időszakra visszatekintve, 1964-től a nyolc ország közül egyedül Chilében volt 30 százaléknál magasabb inflációs trend, illetve 1973 és 1976 között 100 százalék feletti az infláció, Costa Rica 1982-es évét kivéve. Így a táblában szereplő országok hiperinflációs múlt nélküli, alacsony vagy mérsékelt inflációjú országoknak tekinthetők. A tábla bemutatja a Chile és Kolumbia nélküli súlyozatlan és súlyozott átlagokat is, valamint Chile és Kolumbia inflációs trendjének százalékos eltéréseit ezektől az átlagoktól. A tábla a következő tendenciákat tükrözi:

1. 1990-től dezinflációs folyamat zajlik mind az átlagokat, mind a csúszó árfolyamot alkalmazó országokban;
2. a csúszóárfolyam-rendszert alkalmazó Chile kiemelkedően kedvező inflációs tapasztalatokkal rendelkezik,
3. a csúszóárfolyam-rendszert alkalmazó Kolumbia inflációja tartósan meghaladta a térségre jellemző átlagot, 1995-ig csökkent az átlagos inflációtól való eltérése, ezt követően azonban ismét növekedésnek indult.

#### A chilei tapasztalatok kedvező voltát az mutatja, hogy

- az 1980 és 1989 közötti időszakban a mérsékelt inflációjú latin-amerikai országok közül a legnagyobb mértékű dezinflációt érte el, majd az 1989–1990-es újragyorsulás az átlagnál kisebb volt,
- bár 1990 és 1997 között Guatemalában és Paraguayban magasabb szintről indulva gyorsabb volt a dezinfláció, de 1998-ra, Salvador után (2,8%), Chile érte el a második legalacsonyabb inflációs értéket (4,9%) és megszakítás nélküli volt a dezinfláció,
- 1984-től kezdve megszakítás nélkül csökkent a chilei és az átlagos latin-amerikai infláció eltérése, amely kezdetben pozitív volt, majd egyre nagyobb abszolút értékű negatívvá vált.

Kolumbiában megszakítás nélkül és jelentősen magasabb volt az infláció az átlagos latin-amerikai értéknél. Ugyanakkor 1991-től, a monetáris politikai váltás és az előre bejelentett csúszó leértékelés kezdetétől megszakítás nélküli volt a lassú dezinfláció, és a mérsékelt inflációjú latin-amerikai országok átlagától a százalékban mért eltérés a felére csökkent. Az árfolyam-politika (alacsony ütemű előre bejelentett leértékelés, egyedi felértékelések) azonban végül is a tendencia megfordulásának előidézője volt.

<sup>6</sup> Bulgáriában az 1997 márciusában tapasztalt 2043 százalékos infláció után július elsején az árfolyamot az ún. valutabizottság (*currency board*) megalapításával a német márkához rögzítették. 1998 decemberében a tizenkét havi infláció 1 százalék alatti volt. Oroszországban az 1993. szeptemberi 1067 százalékos csúcspont után 1998 júliusában 4,2 százalék volt a fogyasztói árak tizenkét havi növekedése. Az augusztusi árfolyamválság azonban az infláció megugrásához vezetett, 1999 márciusában 130,5 százalékos tizenkét havi áremelkedést regisztráltak.

I. tábla

A fogvasztói árváltozások trendje néhány mérsékelt inflációjú latin-amerikai országban

Ország	évben																		
	1980.	1981.	1982.	1983.	1984.	1985.	1986.	1987.	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
Chile	28,9	21,9	18,7	20,8	23,4	24,3	22,1	19,2	17,8	19,2	21,4	20,7	17,3	13,7	10,9	8,7	7,2	6,0	4,9
Kolumbia	25,8	25,7	23,8	21,0	19,5	20,1	21,3	23,4	25,9	27,7	28,8	28,8	27,0	24,7	22,8	21,3	20,1	19,0	17,7
Costa Rica	15,3	14,3	12,9	13,2	16,1	21,7	26,0	16,4	18,2	19,6	21,5	22,5	19,7	16,2	16,1	17,7	17,2	14,7	12,1
El Salvador	9,9	7,4	4,3	4,7	9,7	18,0	22,2	25,3	22,4	20,3	18,8	16,4	14,9	14,2	12,4	10,5	8,3	5,5	2,8
Guatemala	12,7	12,0	10,2	9,2	8,1	5,8	1,2	-1,7	1,6	8,3	14,7	18,3	21,6	26,8	31,2	29,8	25,6	21,0	13,6
Haiti	13,3	11,9	9,6	7,4	5,2	3,6	2,9	3,4	6,7	13,3	20,4	22,1	17,9	16,6	20,5	24,3	24,1	20,4	15,5
Honduras	20,3	15,4	12,0	14,0	19,5	24,7	26,4	25,5	25,9	28,3	29,7	25,9	20,7	18,3	16,7	13,7	10,5	9,1	10,2
Paraguay																			
Chile és Kolumbia nélküli súlyozatlan átlag	14,3	12,2	9,8	9,7	11,8	14,5	15,5	14,6	15,2	18,4	22,2	22,1	19,0	17,5	17,8	17,6	15,9	13,2	10,3
súlyozott átlag	10,2	8,9	7,5	7,2	8,2	9,1	9,1	8,6	9,4	11,8	14,3	14,5	13,4	13,5	14,5	14,3	12,7	10,4	7,7
Chile eltérése a súlyozatlan átlagtól	12,8	8,7	8,1	10,1	10,4	8,5	5,6	4,0	2,3	0,6	-0,7	-1,2	-1,5	-3,3	-5,9	-7,5	-7,4	-6,4	-4,9
súlyozott átlagtól	17,0	11,9	10,4	12,6	14,0	13,9	11,9	9,8	7,7	6,5	6,2	5,4	3,4	0,1	-3,2	-4,8	-4,8	-3,9	-2,6
Kolumbia eltérése a súlyozatlan átlagtól	10,0	12,1	12,7	10,3	6,9	4,9	5,0	7,7	9,3	7,8	5,5	5,5	6,7	6,1	4,2	3,2	3,7	5,1	6,7
súlyozott átlagtól	14,2	15,4	15,1	12,8	10,4	10,1	11,2	13,7	15,1	14,1	12,8	12,5	12,0	9,8	7,3	6,2	6,6	7,8	9,2

**Megjegyzés.** A vastag számok a „gyors”, az aláhúzott értékek a „lassú” dezinflációt mutatják, a sötétített mezők pedig az infláció újragyorsulását jelzik; *gyors dezinfláció* – az inflációs trend 10 százalékos csökkenése 15 százalékos inflációs trend felett és 1,5 százalékpontos csökkenése 15 százalékos inflációs trend alatt; *lassú dezinfláció* – az inflációs trend 1 százalékpontos csökkenése 10 százalékos inflációs trend felett és 0,5 százalékpontos csökkenése 10 százalékos inflációs trend alatt; *dezinflációs trend megfordulása* – az inflációs trend 1 százalékpontos növekedése.

2. tábla

*A fogyasztói árváltozások és azok trendje néhány mérsékelt inflációjú országban*

Ország	Inflációs mutató	évben																		
		1980.	1981.	1982.	1983.	1984.	1985.	1986.	1987.	1988.	1989.	1990.	1991.	1992.	1993.	1994.	1995.	1996.	1997.	1998.
Izrael	<i>cpi</i>	131,0	116,8	120,4	145,6	373,8	304,6	48,1	19,8	16,3	20,2	17,2	19,0	11,9	10,9	12,3	10,0	11,3	9,0	5,4
Egyiptom	<i>cpi</i>	20,7	10,3	14,8	16,1	17,0	12,1	23,9	19,7	17,7	21,3	16,8	19,7	13,6	12,1	8,2	15,7	7,2	4,6	3,9
Dél-Afrikai Köztársaság	<i>cpi</i>	13,9	15,1	14,7	12,4	11,6	16,2	18,7	16,1	12,8	14,7	14,4	15,3	13,9	9,7	9,0	8,6	7,4	8,6	6,9
Sri Lanka	<i>cpi</i>	26,1	18,0	10,8	14,0	16,6	1,5	8,0	7,7	14,0	11,6	21,5	12,2	11,4	11,7	8,4	7,7	15,9	9,6	9,4
Pakisztán	<i>cpi</i>	11,9	11,9	5,9	6,4	6,1	5,6	3,5	4,7	8,8	7,8	9,1	11,8	9,5	10,0	12,4	12,3	10,4	11,4	6,2
Fülöp-szigetek	<i>cpi</i>	18,2	13,1	10,2	10,0	50,3	23,1	0,8	3,8	8,8	12,2	14,1	18,7	8,9	7,6	9,1	8,1	8,4	5,1	8,9
Izrael	<i>trend cpi</i>							20,2	<b>19,2</b>	<b>18,4</b>	18,4	18,0	<u>16,5</u>	<b>14,0</b>	<b>12,0</b>	11,3	10,9	10,1	<b>8,6</b>	<b>6,8</b>
Egyiptom	<i>trend cpi</i>	14,4	14,3	14,5	15,3	16,0	17,1	19,2	20,0	19,7	19,6	<u>18,8</u>	<u>17,4</u>	<b>14,9</b>	<b>12,4</b>	<u>11,3</u>	10,6	<b>8,5</b>	<b>5,8</b>	<b>3,7</b>
Dél-Afrikai Köztársaság	<i>trend cpi</i>	13,8	14,4	14,0	13,3	13,7	15,4	16,4	15,9	14,8	14,5	14,6	14,4	<u>13,0</u>	<b>10,9</b>	<b>9,3</b>	<u>8,3</u>	<u>7,8</u>	7,6	7,5
Sri Lanka	<i>trend cpi</i>	18,8	18,3	<b>15,5</b>	<b>13,5</b>	<b>11,0</b>	<u>7,6</u>	<u>6,9</u>	8,9	11,9	14,6	15,9	<u>14,5</u>	<b>12,3</b>	<b>10,6</b>	<u>9,5</u>	10,2	11,7	11,3	<b>9,4</b>
Pakisztán	<i>trend cpi</i>	10,1	10,0	<b>8,1</b>	<b>6,6</b>	<u>5,7</u>	<u>4,9</u>	4,6	5,5	7,2	8,5	9,5	10,2	10,5	11,0	11,7	11,9	11,2	<b>9,7</b>	<b>7,3</b>
Fülöp-szigetek	<i>trend cpi</i>	14,9	14,0	15,2	21,7	27,9	<b>22,8</b>	<b>11,7</b>	<b>6,4</b>	7,5	11,2	14,0	14,2	<b>11,7</b>	<b>9,3</b>	<b>8,3</b>	7,9	7,4	7,1	8,0

Megjegyzés: lásd az 1. táblánál.

A *Közél-Kelet* térségéből (lásd a 2. táblát) a csúszó rendszert alkalmazó Izrael és a menedzselt lebegtető árfolyam-politikájú Egyiptomot lehet kiemelni. (Egyiptom árfolyamrendszerét az IMF értékelésével szemben más szerzők [4] rögzített árfolyamúnak minősítették. Ezen két országban az infláció közel sem alakult olyan változékonyan, mint a térség arab országai-ban, és érdekes módon inflációs trendjük 1986 óta szinte megegyezik, csak 1996–1998-ban alakult ki 1,3 százalékpontnál nagyobb különbség. Mindkét országban átlagosan évente 1,5 százalékpont körüli mértékben csökkent az inflációs trend a kilencvenes években.

Az *afrikai országok* inflációs értékei nagyon változékonyak a Dél-Afrikai Köztársaságot kivéve, illetve a gazdaság szerkezete ezekben az országokban jóval fejletlenebb a vizsgálatba bevont európai és latin-amerikai országokénál, így kevésbé szolgálnak hasznosítható tapasztalatokkal. A szabadon lebegő árfolyamrendszert alkalmazó Dél-Afrika példája azonban figyelemre méltó. Itt lassú dezinfláció volt, az 1986-os 16,4 százalékos inflációs trend 1995-re 8,3 százalékra csökkent (évi 0,9 százalékkal), és ezen a szinten megrekedt (az 1999 márciusi infláció 7,9 százalék volt).

Az *ázsiai országok* közül Sri Lankán, Pakisztánban és a Fülöp-szigeteken kevésbé volt változékony az infláció. Ezen országok egy főre jutó GDP-je ugyanakkor jelentősen elmarad Magyarországtól és a latin-amerikai országok többségétől. Az irányított lebegtetést alkalmazó Sri Lankán az 1990-es 16 százalékos infláció 1993–1997 között 10-11 százalékon stabilizálódott, a szintén menedzselt lebegtető árfolyamrendszerű Pakisztánban a trend soha nem volt 11,7 százaléknál magasabb, 1990 és 1997 között pedig 10-11 százalékon stabilizálódott. A névlegesen szabadon lebegtető Fülöp-szigeteken az 1991-es 14 százalékos trend 7-10 százalék között stabilizálódott 1993 és 1998 között.

A 3. tábla azon hároméves dezinflációs időszakokat mutatja, amelyek 30 százalék alatti inflációs trendeltérésekről indultak, és ezután nem következett be az inflációs eltérés újragyorsulása (vagy a dezinfláció még 1998-ban is tartott), és amelyeknél évente legalább 1 százalékponttal csökkent a külföldhöz viszonyított inflációs trend. Több országnál előfordult két olyan nem átfedő hároméves időszak, amelyek teljesítik a feltételeket, így ezen országok kétszer is szerepelnek. A tábla annak a két országnak az adatait is tartalmazza (Peru, Lengyelország), amelyekben bár 30 százalék alatti trendeltérésekről indult a folyamat, de azt megelőzően hiperinfláció volt, és a dezinfláció sebessége nem olyan gyors, mint például Brazíliában vagy Oroszországban volt.

Az árfolyamrendszerek hivatalos besorolása alapján szinte minden típus megtalálható az élbolyban, így a sebességet tekintve van példa arra, hogy rögzítettnek, csúszónak, indexált csúszónak, szabadon lebegőnek minősített árfolyamrendszer keretei között a tartósan mérsékelt inflációjú országok többségénél gyorsabb dezinfláció volt megfigyelhető. A hivatalos árfolyamrendszer-besorolások azonban több esetben is felülvizsgálatra szorulnak, mivel számos olyan ország található, ahol névlegesen lebegő árfolyamot alkalmaztak, de a valóságban olyan erős a jegybanki beavatkozás, hogy nem különböztethető meg a rögzített a csúszó árfolyamtól.

A magyar csúszóárfolyam-rendszer három éve alatt a külföldhöz viszonyított inflációstrend-eltérés csökkenése évi 2,6 százalékpont volt. Ennek „oka” a hivatalos fogyasztói árindexadatokkal összevetve az, hogy a Hodrick–Prescott trendillesztés mind az 1994. évi inflációscsökkenést, mind az 1995-ös inflációnövekedést tompítja, így alacsonyabb szintről (az 1995. évi 23,9 százalékról) indult a dezinfláció. Mindazonáltal a magyar példa gyakorlatilag az élbolyhoz tartozik, különösen a kimutatott inflációs csökkenés tekintetében (évi 4,6 százalékpont).

3. tábla

*A hároméves dezinflációk sebessége az inflációs trend alapján*

Ország	Időszak	Kezdő	Végső	A trend éves csökkenése*	Az infláció évi csökkenése*	Árfolyamrendszer
		inflációs trendeltérés				
A 30 százalékos alatti inflációs trendeltérésből induló országok						
Izland	1989–1992	13,7	0,4	4,4	5,9	rögzített
Portugália	1984–1987	15,7	6,4	3,1	6,6	csúszó
Paraguay	1990–1993	23,7	14,9	2,9	**	csúszó
Izland	1985–1988	25,0	16,2	2,9	**	rögzített
Paraguay	1994–1997	13,5	6,7	2,3	4,5	csúszó
El Salvador	1987–1990	21,2	13,4	2,6	4,8	rögzített
Chile	1991–1994	15,7	7,9	2,6	3,4	csúszó (indexált)
Magyarország	1995–1998	20,4	12,5	2,6	4,6	csúszó
El Salvador	1995–1998	7,5	1,0	2,2	2,0	rögzített
Mexikó	1995–1998	22,3	16,4	2,0	**	lebegő
Bolívia	1991–1994	12,0	6,3	1,9	4,5	csúszó
Egyiptom	1994–1997	8,9	4,0	1,6	1,2	rögzített
Görögország	1992–1995	11,5	6,2	1,8	2,0	csúszó
Pakisztán	1995–1998	11,6	6,4	1,7	2,0	irányítottan lebegő
Kolumbia	1992–1995	22,7	18,1	1,5	2,0	csúszó
Costa Rica	1991–1994	17,6	12,9	1,5	5,1	csúszó
Costa Rica	1995–1998	14,6	10,1	1,5	3,8	csúszó
Egyiptom	1990–1993	13,9	9,5	1,5	1,6	rögzített
Chile	1994–1997	7,9	3,7	1,4	1,8	csúszó (indexált)
Izrael	1990–1993	13,0	9,0	1,3	2,1	csúszó
Portugália	1991–1994	5,5	1,9	1,2	2,1	ERM
Sri Lanka	1990–1993	12,9	9,2	1,2	3,2	irányítottan lebegő
Fülöp-szigetek	1991–1994	11,2	7,6	1,2	3,2	irányítottan lebegő
Izrael	1995–1998	8,7	5,3	1,1	1,5	csúszó
Dél Afrikai Köztársaság	1992–1995	9,3	6,2	1,0	2,1	lebegő
A hiperinflációból lassan stabilizálódó országok						
Peru	1994–1997	23,8	5,2	6,2	5,1	irányítottan lebegő
Lengyelország	1995–1998	22,5	9,0	4,5	5,0	csúszó

\* A három év alatti százalékpontos csökkenés harmada.

\*\* 30 százalékos fölötti induló érték.

## DEZINFLÁCIÓ ÉS MAKROVÁLTOZÓK

A legtöbb makrogazdasági elmélet szerint az infláció csökkentése csak a gazdasági növekedés és a foglalkoztatottság rovására hajtható végre. Ennek oka az, hogy az aggregált kereslet bővülését le kell lassítani, pontosabban az aggregált keresleti görbét kell eltolni úgy, hogy az új keresleti–kínálati egyensúlyban alacsonyabb árszint, illetve lassúbb árszintemelkedés valósuljon meg. Ez a folyamat azonban egyben a gazdasági teljesítmény, illetve növekedés visszaeséséhez és a munkanélküliség emelkedéséhez is vezet. A nemzetközi közgazdasági vélemények szerint a kínálatot a gazdaságpolitika hosszú távon nem tudja befolyásolni, így a kínálat serkentése nem vezet tartós inflációcsökkenéshez.

4. tábla

Időszak	Gazdasági folyamatok a dezinfláció alatt										Fogyasztói árindex cpi	Fajletti ipari államokhoz viszonyított eltérés cpi elt	Az inflációs trend eltérése a fejletti ipari államok inflációs trendjétől t.cpi elt	A GDP volumen- változása gdp	Folyó fizetési mérleg egyenlege/GDP		Államháztartási vagy költségvetési normális egyenleg/GDP kölcs.	Éves átlagos előretéki- reklamáláb r. int	Munkanélküli- ségi ráta u	Fogyasztói árindexeken alapuló reálárfolyam-index d(vev)
	ca/gdp <sup>a)</sup>	ca/gdp <sup>b)</sup>	ca/gdp <sup>a)</sup>	ca/gdp <sup>b)</sup>																
					változó															
Előző 3 év 0-dik év Dezinfláció alatt Utolsó év Évi csökkenés	21,2	15,3	16,7	4,2	-4,3 <sup>a)</sup>	-4,5 <sup>b)</sup>	-2,0	0,1	5,8	0,6										
	27,7	21,0	16,8	1,6	-2,9 <sup>a)</sup>	-2,1 <sup>b)</sup>	-1,9	0,1	6,4	-3,0										
	12,1	8,3	9,1	3,9	-2,9 <sup>a)</sup>	-1,7 <sup>b)</sup>	-2,7	6,4	5,7	2,1										
	6,2	3,2	4,0	2,9	-3,7 <sup>a)</sup>	-2,4 <sup>b)</sup>	-2,2	8,3	5,9	3,0										
4,5	3,7	2,7																		
Előző 3 év 0-dik év Dezinfláció alatt Utolsó év Évi csökkenés	18,3	13,6	14,2	3,4	-1,3	-1,6 <sup>c)</sup>	-4,9	1,6	7,4 <sup>d)</sup>	-2,0 <sup>e)</sup>										
	20,9	16,0	13,9	3,1	0,7	-0,3 <sup>c)</sup>	-3,4	3,0	8,3 <sup>d)</sup>	3,2 <sup>e)</sup>										
	12,2	9,4	9,6	3,4	-2,4	-2,1 <sup>c)</sup>	-4,7	6,2	7,8 <sup>d)</sup>	2,0 <sup>e)</sup>										
	8,6	6,3	7,0	3,2	-3,1	-2,6 <sup>c)</sup>	-4,3	7,2	7,9 <sup>d)</sup>	6,0 <sup>e)</sup>										
2,0	1,6	1,2								-0,9 <sup>e),c)</sup> 3,3 <sup>e),c)</sup> 0,5 <sup>e),c)</sup> 4,3 <sup>e),c)</sup>										
Előző 3 év 0-dik év Dezinfláció alatt Utolsó év Évi csökkenés	14,4	11,1	10,9	4,5	-5,7	-6,3	-6,3	-1,1		-2,4										
	17,6	13,5	12,1	4,1	-3,9	-6,8	-6,8	3,1		-2,5										
	12,8	11,1	11,3	4,7	-4,8	-6,3	-6,3	3,4		1,7										
	11,6	9,5	10,8	3,0	-4,0	-6,3	-6,3	2,4		1,7										
1,0	0,6	0,2																		
1992-1994 1995 1996 1997 1998 Évi csökkenés	21,4	17,1	19,7	-0,3	-6,6	-6,9	-6,9	1,8	11,6	5,3										
	28,3	24,5	20,4	1,6	-5,3	-6,7	-6,7	6,6	10,2	-3,1										
	23,5	20,5	19,8	1,3	-3,7	-3,1	-3,1	6,1	9,9	3,3										
	18,3	16,1	17,4	4,6	-2,1	-4,8	-4,8	3,9	8,7	4,3										
14,4	12,6	13,3	5,1	-4,9	-4,9	-4,9	6,6	7,8	0,3											
4,6	4,0	2,4																		

a) Paraguay adatainak forrása az IFS.

b) Paraguay adatainak forrása [4].

c) Kolumbia nélkül.

d) Csak azon 4 ország átlaga, amelyeknél mind a négy adat rendelkezésre áll.

e) Egyiptom nélkül.

A fejlett országokat vizsgálva számos tanulmány elemezte az ún. áldozati arányt (*sacrifice ratio*), azaz az inflációcsökkenés által előidézett növekedés-visszaesést és munkanélküliség-emelkedést.

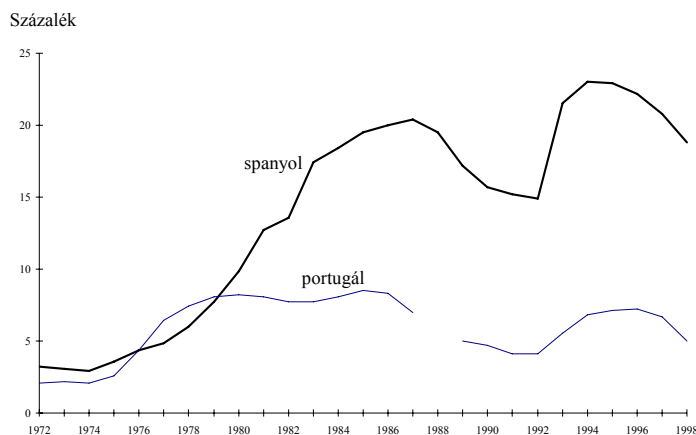
Jelen tanulmány a mérsékelt inflációjú országoknál az alábbi változókat használja az inflációs teljesítmények összevetéséhez:

- a GDP volumenváltozása (*gdp*),
- a folyó fizetési mérleg egyenlege (az éves átlagos dollárárfolyam alapján hazai valutára átszámítva) és a folyó áras GDP hányadosa (*ca/gdp*),
- az államháztartási vagy költségvetési nominális egyenleg és a GDP hányadosa (*költs*),
- a munkanélküliségi ráta (*u*),
- az éves átlagos előretekinthető reálkamatláb (ezt a havi adatok éves átlagolása alapján, a havi reálkamatlábát pedig a három hónapra előretekinthető infláció alapján számítottam, így az átlagolás kiszűri a havi inflációs ráták szezonálisából eredő reálkamat-változékonyságot (*r.int*),
- a fogyasztói árindexen alapuló reálárfolyam-index, ezt a 24 legnagyobb külkereskedelmi partnerrel szemben számítottam, súlyként használva az 1990. és 1995. évi külkereskedelmi részesedés átlagos értékét (*rer*).

Az országok sorrávétele előtt érdemes két hasonló ország munkanélküliségének teljesen eltérő alakulását áttekinteni. Ez felhívja ugyanis a figyelmet arra, hogy az antiinflációs „áldozatok” értékeléséhez a lényeg valószínűleg a részletekben rejlik, olyan országspecifikus részletekben, amelyeket a több országot átfogó nemzetközi összehasonlítás nem tud figyelembe venni.

Spanyolországban és Portugáliában a munkanélküliség igencsak eltérő módon alakult a dezinfláció időszakában (lásd a 3. ábrát), amit [3] részletesen vizsgált.

3. ábra. A spanyol és a portugál munkanélküliségi ráta alakulása



A két ország között sokkal több a hasonlóság, mint a különbség: igen hasonló a politikai berendezkedés a második világháború óta, az EU-csatlakozás időpontja, a munkaerő-felmérések módszertana, az önfoglalkoztatás és az aktivitási ráta, a munkaerő növekedési üteme, a béralkuk rendszere, a költségvetési politika, a munkaerő-védelmi szabályok magas foka és a munkanélküli járulék.

A munkanélküliség eltérő alakulásának lehetséges magyarázatai közül kiemelem:

1. jogosultság: Spanyolországban munkanélküli segélyre az jogosult, aki az elmúlt négy évből legalább 6 hónapot (1992 óta 4 évből legalább egy évet) dolgozott, míg Portugáliában az elmúlt két évből legalább másfél évet (ez tükröződik a juttatásban részesülők arányában: a spanyol munkanélküliek 59, míg a portugálok 41 százaléka részesül juttatásban); a másik lényeges körülmény a juttatások időbeni alakulása: a hetvenes évek közepén Portugáliában még gyakorlatilag nem létezett munkanélküli segély, ami szerepet játszhatott a portugál munkaerőpiac rugalmasságában;

2. tartósság (persistence): Spanyolországban a defláció idején a magas fokú munkaerő-védelem és munkanélküli-juttatások a munkaerőpiac rugalmatlanságához vezettek, a munkanélküliség gyorsan növekedett és tartóssá vált, amit fokozott a hosszú távú munkanélküliség növekedése; Portugáliában viszont a magas fokú munkaerő-védelem ellenére a szigorú jogosultsági szabályok a defláció időszakában csak a munkanélküliség enyhe növekedéséhez vezettek, amely ezen a szinten tartósult;

3. jövedelemelosztás: Spanyolországban abban az időszakban került sor deflációra (nem sokkal az olajárrobbanás után), amikor a munkajövedelmek részesedését csökkenteni kellett a nemzeti jövedelmen belül, ezzel szemben a portugál defláció időszakában a munkajövedelmek részesedése már lecsökkent, és az olaj ára is csökkenő tendenciát mutatott.

A 4. tábla a gyorsan, a lassabban deflááló és a stagnáló inflációjú országok csoportjairól, valamint Magyarországról mutatja be, hogy a makroökonómiai változók hogyan alakultak a defláációs időszakot megelőzően, alatta, illetve azt követően. A gyorsan deflááló országok csoportjába azon országok kerültek, amelyekben előfordult olyan hároméves időszak, amikor a külföldhöz viszonyított inflációs trend eltérése évi 2,5 százalékpontnál gyorsabban csökkent. A három stagnáló inflációjú országban évtizedek óta alig változott az infláció, bár az elmúlt két-három évben bizonyos mértékű inflációcsökkenés következett be. A stagnáló inflációjú országoknál a 4. tábla „defláció alatt” sora a kilencvenes évek adatait tartalmazza.

A 4. tábla alapján jól elkülöníthető a három országcsoport:

ahol gyors volt a defláció, ott volt a legkisebb a költségvetési hiány, és ahol stagnált az infláció, ott a legmagasabb, ahol gyors vagy lassú defláció volt, ott a folyó fizetési mérleg kisebb hiányt mutatott, mint a stagnáló inflációjú országokban,  
ahol gyors vagy lassú defláció volt, ott szigorúbb pénzügyi politikát folytattak, mint a stagnáló inflációjú országokban.

#### *Gyors defláációs folyamatok*

1. Izland kivételével a gyorsan deflááló országok közös vonása, hogy sem a GDP, sem a munkanélküliségi ráta alakulásában nem volt defláációs áldozat. Bár Paraguanál kisebb a deflááció alatti növekedés (3,1%) a megelőző három évben tapasztaltnál (5,5%), utóbbi azonban az 1982–1983-as GDP-csökkenést követő korrekció következménye is lehet. A 80-as évek egészét tekintve 4,0 százalékos volt a növekedés, amelytől alig marad el a defláció alatti érték. Portugáliában és Salvadorban kifejezetten felgyorsult a növekedés a defláció időszakában, mindkét országban ugyanis az árfolyamproblémák és egyedi leértékelések, valamint stabilizáció előzte meg a deflációt. Chilében a defláció előtt és alatt is 6-7 százalékkal növekedett évente a GDP. Izlandon mutatkozott bizonyos mértékű növekedési és foglalkoztatási áldozat, ez azonban nagy valószínűséggel a deflációtól független tényezőknek tulajdonítható.

2. Izland és Chile kivételével közös vonás, hogy jelentősen negatív reálkamatlábak jellemezték a pénzügyi politikát a defláció kezdete előtt. Ez természetesen lehet az itteni reálkamatláb-mutató következménye is (előretételező reálkamatláb), amennyiben



meglepetésinfláció előzte meg a dezinfláció kezdetét. Ezen három országban a dezinfláció előrehaladásával általában emelkedtek a reálkamatlábak. Országoként átlagosan 4,3-8,4 százalék körül alakultak, a csoportátlag pedig 6,4 százalék volt. A magas ex post reálkamatláb alapvetően vagy a pénzügyi szigor, vagy a várakozásoknál gyorsabban mérséklődő inflációnak tulajdonítható.

3. Az államháztartás nominális egyenlegének GDP-hez viszonyított aránya – Portugália kivételével – a megelőző három évben is kismértékű volt, és a hiány időbeli alakulásának nincs a négy országban közös vonása. Paraguayt és Chilét minden évben többlet jellemezte, Paraguayban némileg csökkenve, Chilében pedig némileg növekedve. Portugáliában, ahol az időszak elején jelentős költségvetési hiány volt, határozottan javult az egyenleg, amelyben a fő szerepet az 1983-as stabilizációs csomag játszotta. Salvadorban és Izlandon némileg, a GDP 2-3 százaléka romlott az egyenleg. Az államháztartás nominális egyenlege azonban dezinflációs időszakban kifejezetten rossz mutató lehet, ha az államadósság mértéke nem elhanyagolható.

4. A reálárfolyamot Izlandon és Portugáliában a változatlan, a másik három országban pedig éves átlagban 3-4 százalékos felértékelődés jellemezte. E közös vonás meglepő a megelőző időszakok reálárfolyam-alakulásának tükrében: Salvadorban az előző három évben évi 16,6 százalékos reálfelértékelődés, Paraguayban évi átlagos 13,1, Chilében 3,6 százalékos reálfelértékelődés volt, és az eltérő értékek átlagának nullává egyenlítődségét mutatja a 4. tábla.

5. A folyó fizetési mérleg átlagos hiánya többnyire csökkent a megelőző három évhez képest. Országoként vizsgálva: Portugáliában jelentősen javult az egyenleg, Salvadorban és Chilében alig változott, Izlandon enyhén romlott, míg Paraguayban ellentmondások az adatok.<sup>7</sup>

6. Az előbbi négy ország dezinflációs időszakaiban az IMF-besorolás alapján mindenféle árfolyamrendszer előfordult: rögzített, szabadon lebegő, csúszo, széles sávval az inflációhoz hátrafelé indexáltan csúszo, irányítottan lebegő. Így a „hivatalos” árfolyamrendszer alapján nem állapítható meg eltérés a különböző árfolyamrendszerek időszakában mutatott teljesítmények között. Ugyanakkor az árfolyamok alakulása alapján nem hihető, hogy Paraguayban szabadon lebegő, Salvadorban pedig irányítottan lebegő rendszer lenne érvényben. Paraguayban erősen irányítottnak tűnik az árfolyam, időnkénti (rövid) rögzítéssel, és szinte csak vagy változatlan, vagy kismértékben leértékelődik, leginkább a csúszo árfolyamra hasonlít. Salvadorban legálisan kettős árfolyam van, a hivatalos árfolyam gyakorlatilag rögzített 1993 óta, nem pedig irányítottan lebegtetett. Így az árfolyam-rendszerek és a dezinfláció folyamata között azért nem lehet árfolyamrendszerként összehasonlítást tenni, mert a tartósan mérsékelt szintről gyorsan dezinfláló országokban nem alkalmaztak lebegő árfolyamot.

A 3. táblában Portugáliára vonatkozóan az 1984–1987-es dezinflációs időszak szerepelt, amely mérsékelt szintről, 29,3 százalékról vitte le az inflációt 9,4 százalékra. Ezután az áremelkedés üteme néhány évig a 10-13 százalékos sávban mozgott, amit a kilencvenes években küzdöttek le egyszámjegyre. Ez a második dezinflációs időszak azonban

<sup>7</sup> A Világbank World Development Indicators, 1997 és az IMF International Financial Statistics c. kiadványai a GDP 9 százaléka feletti folyó fizetésimérleg-hiányt mutatnak a kilencvenes évek közepén, ami jelentős romlást jelentene. Ezzel szemben a [4] szerint a legnagyobb hiány a GDP 4,1 százalékát éri csak el. Amennyiben ez utóbbi tanulmány adata helyes, akkor Paraguayban csak enyhén romlott a folyó fizetési mérleg egyenlege a dezinfláció alatt.

jelentősen különbözik az elsőtől: a reálárfolyam két év alatt 15 százalékkal felértékelődött (majd 1992 és 1997 között gyakorlatilag nem változott), a GDP növekedése jelentősen visszaesett, és némileg a munkanélküliség is emelkedett, mely folyamatok nagymértékben eltérnek az első dezinflációs időszakétól. A folyó fizetési mérleg lényegében egyensúlyban volt, a költségvetés pedig szinte minden évben ugyanakkora (évi 4–6 százalék közötti) hiánnyal zárt.

Érdekes a két dezinflációs időszak eltérése. A gyors következtetés azt sugallná, hogy a mérsékelt inflációt könnyebb 10 százalékra, a 10 százalékos inflációt 2 százalékra csökkenteni. A munkaerőpiac rugalmasságának esetleges csökkenéséről nem állnak rendelkezésre [3]-ban említetthez hasonló információk, de a gazdaság növekedésében mutatkozott ilyen mértékű eltérés magyarázatát nehezen lehetne ebben találni. Ugyanakkor Nyugat-Európa többi országában is recesszió volt a kilencvenes évek elején, és elképzelhető, hogy ennek jelentősebb hatása volt a gazdaság ciklikus alakulására, mint a dezinflációs erőfeszítéseknek, különösen, hogy a reálkamatláb mindkét dezinflációs időszakban hasonló mértékűre emelkedett.

A mérsékelt szintű infláció letörését illetően Izland<sup>8</sup> tekinthető a gazdaságtörténet legsikeresebb országának. Izlandon az infláció üteme évtizedeken keresztül meghaladta az ipari országok átlagát. (Lásd az 1. ábrát.) A hatvanas években 10–25 százalékos ár-emelkedés volt a jellemző, majd a két olajárrobbanást követően 50 százalékra, illetve 1983-ban 84 százalékra gyorsult az árak emelkedésének üteme, sőt ezen év első hónapjaiban a tizenkéthavi árindex a 100 százalékot is meghaladta. Ezt követően két lépésben jelentős dezinfláció zajlott le: 1984-ben már „csak” 29 százalékkal, majd 1989-ig a 18–32 százalékos sávban emelkedtek az árak; 1991-ben pedig 6,8 százalék, 1994-től kezdve pedig 2 százalék alatt maradt az infláció. E változások a következőkkel magyarázhatók.

1983 májusában Izlandon stabilizációs lépéseket tettek: átmenetileg felfüggesztették a bérindexálást, és az év hátralévő részére korlátozták a bérnövekedést, 15 százalékos egyszeri leértékelés után stabilizálták az árfolyamot, valamint társadalombiztosítási és adóváltoztatásokat hajtottak végre. Az infláció már a következő évben mérsékelt szintűre csökkent, és a GDP az 1983-as visszaesés után 4 százalékos növekedésre váltott. A következő években a növekedés gyorsult, a reálbérek évente 5–15 százalékkal emelkedtek (meghaladva a termelékenység növekedését), így a profitrés zsugorodott. Izlandon nagyon alacsony, a hetvenes években végig 0,5 százalék körüli volt a munkanélküliségi ráta, és az 1983-as válság hatására 1,3 százalékra emelkedett mutató visszacsúszott fél százalék körüli értékre, tükrözve a munkaerő-piaci túlkeresletet. A pénzügyi dereguláció, a kamatkorlátozások felszámolása és a továbbra is magas állami finanszírozási igény miatt a reálkamatlábak 10 százalék körülire emelkedtek. Az infláció a mérsékelt sávban stabilizálódott, az árfolyamot évente 18–20 százalékkal leértékelték, de a versenyképesség 17 százalékkal romlott 1984 és 1988 között.

A dezinfláció második lépcsőjében az éves árindex 1991-re az 1989. évi 21,1 százalékról 6,8 százalékra csökkent, ami szinte példa nélküli a több évig mérsékelt szintű infláció mellett működő gazdaságokban. Ehhez hozzájárult a gazdaságpolitika és a gazdasági szereplők inflációhoz való hozzáállásának megváltozása és az ennek megfelelő lépések megtétele, a gazdasági környezet és az 1988 őszi hivatalba lépő kormány.

<sup>8</sup> Az izlandi infláció és dezinfláció okait [1] részletesen elemzi.

1987-re a gazdaság a túlfűtöttség jeleit mutatta: a reálbérek csaknem 20 százalékkal emelkedtek, míg a foglalkoztatás 6 százalékkal, a fogyasztás 16 százalékkal, a beruházások 20 százalékkal, 1988-ban pedig a GDP 8,8 százalékkal nőtt, a folyó fizetésimérleg-hiány nőtt, és a külföldi eladósodás növekedett. A kifogott halak mennyisége<sup>9</sup> jelentősen visszaesett, és a cserearányok is romlottak, így a kormányzat határozott antiinflációs politikát hirdetett, amelyet a szakszervezetek is támogattak. Az árfolyamot – néhány leértékelés után – 1989 decemberében rögzítették, és egészen az Európai Monetáris Rendszer (European Monetary System – EMS) válságig, 1992 novemberéig nem változtatták meg, ekkor azonban 6 százalékos, majd 1993 júniusában 7,5 százalékos leértékelést hajtottak végre (utóbbi részben a cserearány-romlás kompenzálására). A béreket átmenetileg befagyasztották, majd a későbbiekben áttértek az előrejelzett inflációhoz igazításra. A bértárgyalások eredményességét és a program hitelességét mutatja, hogy a szakszervezetek beleegyeztek a 7 százalékos bérnövekedésbe akkor, amikor a tizenkét havi infláció még 20 százalék fölé volt. (A megállapodás kilépési záradékot is tartalmazott arra az esetre, ha az infláció bizonyos szintet meghaladna.) Az 1992-es és az 1993-as bértárgyalások pedig az 1990-es megállapodás sikereire építettek. Ebben a dezinflációs időszakban már mutatkozik az „áldozati arány” (*sacrifice ratio*), a munkanélküliség 4-5 százalék körülire emelkedett és a GDP növekedése visszaesett. Ugyanakkor az áldozatok jelentősen kisebbek voltak, mint más európai országokban, és a teljes foglalkoztatás politikája, valamint a megelőző évek felgyorsult gazdasági növekedése magasabb infláció esetén sem lett volna tartható. Mindezekon túl a kilencvenes évek elején Nyugat-Európában kibontakozott recesszió is kedvezőtlen hatással volt az izlandi termelésre és foglalkoztatásra.

A dezinfláció sikerének titka [1] értékelése alapján a devizaárfolyamra való határozottabb támaszkodás, a bérpolitika és a pénzügyi eszközöket jellemező indexálás voltak (amely utóbbi megakadályozta, hogy a kedvező inflációs fordulat elmaradása esetén a reálkamatláb alacsonyra, esetleg negatívra váljék). A költségvetési politika, megítélésük alapján, nem volt megfelelően szigorú (bár kisebb volt a hiány és az államadósság, mint az európai országok többségében és 1989–1990-ben némi szigorításra is sor került). A pénzügyi politikában a pénzmennyiségi célkitűzések, a likviditás és a kamatláb rövid távú szabályozása nem játszott szerepet.

Ugyanakkor a pénzügyi rendszer liberalizációja hozzájárult ahhoz, hogy az indexált bankhitelek reálkamatlába 9 százalékra emelkedjék, ami lehetővé tette a felhevített izlandi gazdaság hűtését.

#### *Lassabb dezinflációs folyamatok*

1. Hasonlóan az öt gyorsan dezinfláló országhoz, két kivétellel ezen országokban sem tapasztalható *dezinflációs áldozat*. Bolíviában, Kolumbiában és Dél-Afrikában szinte ugyanolyan mértékű a gazdasági növekedés, mint a megelőző három évben, Egyiptomban pedig alig csökkent. A munkanélküliségi rátát tekintve is hasonló a kép, csupán Egyiptomban és Kolumbiában emelkedett 2-3 százalékponttal, a többi országban csök-

<sup>9</sup> A halászat és halfeldolgozás exportja az izlandi export 71-80 százaléka között alakult a kilencvenes években. A halászattal kapcsolatos export a GDP 18,8 százalékát, az ezen szektorokban dolgozók a foglalkoztatottak 11,1 százalékát jelentették 1995-ben. (Izland ugyanakkor fejlett ország, az egy főre jutó GDP 1996-ban 26 900 dollár volt, csak 1500 dollárral maradvan el az Egyesült Államoktól.)

kent. Izraelben a dezinfláció elején, az infláció 20 százalékról 10 százalékra csökkenésekor, felgyorsult a növekedés, viszont amikor 13 százalékról 3 százalékra esett, akkor a növekedés a korábbi 6 százalékról 1,9 százalékra mérséklődött. Görögországban a dezinfláció első éveiben változatosan alakult a növekedés (visszaesés, növekedés, majd két év stagnálás), ezt követően 1994-től ismét növekedés indult meg, a munkanélküliségi ráta pedig a nyolcvanas évek 6 százalék körüli értékeiről 10 százalékra nőtt.

2. A *reálkamatlábakat* tekintve, a csoport szinte minden országában emelkedett a reálkamatláb, és csak kettőben (Görögországban, Kolumbiában) mérséklődött az időszak végére. Országoként viszonylag nagy mértékben, 2,7 és 11,9 százalék között szóródott, átlagosan azonban szinte pontosan megegyezett a gyorsabban dezinfláló országok átlagával (6,2 százalék), az időszak végére az átlag 7,2 százalékra emelkedett.<sup>10</sup>

3. A *költségvetési egyenleg* időbeli alakulását tekintve nem található egyértelmű együttmozgás a dezinflációval, azonban többnyire változatlan szinten maradt vagy javult.

4. Két kivételes országtól eltekintve (Egyiptom, Kolumbia) a *reálárfolyamok* szinten maradtak, vagy enyhén felértékelődtek. Egyiptomban a dezinfláció kezdete előtti évben 47 százalékos reálleértékelődés volt megfigyelhető, amelyet öt év alatt átlagosan évi 7,2 százalékos felértékelődés követett. Így a kolumbiai reálleértékelődés tekinthető jelentős mértékűnek, ahol ez öt év alatt átlagosan évente 8 százalék volt, s amelyet mintegy 20 százalékos reálleértékelődés előzött meg a dezinfláció előtt, itt azonban súlyos gazdaságpolitikai hibákat követtek el. A többi országban csak évi 1-2 százalékos volt a felértékelődés, illetve Bolívia és Dél-Afrika reálárfolyama átlagosan évi 1 százalékkal még le is értékelődött.

5. Általában elmondható, hogy a lassú dezinflációk nem a  *folyó fizetési mérleg* rovására történtek: számottevő romlás csak a jelentősen felértékelődő Kolumbiában fordult elő. Izraelben némileg romlott az egyenleg, 1997-re azonban ismét egyensúly alakult ki, Dél-Afrikában pedig a GDP 2 százalékát elérő többlet váltott át enyhe passzívumba, a belföldi megtakarítások szembetűnő csökkenése következtében.

6. Az *árfolyamrendszereket* e csoportnál sem lehet összehasonlítani, mivel egyedül Dél-Afrikánál hihető, hogy az árfolyam nem intenzíven irányított. Az IMF által „szabadon lebegőnek” osztályozott Bolíviában szinte ugyanúgy csúszik az árfolyam, mint hazánkban. Egyiptomban [4] szerint mindvégig erős volt az árfolyamra támaszkodás, és az árfolyam alakulása sem cáfolja ezt, Kolumbiában és Izraelben pedig kinyilvánítottan is csúszó árfolyamot alkalmaznak. Görögországban „menedzselt lebegtetés” alakította az árfolyamot, de egyre erősödött az árfolyamra való támaszkodás.

E csoportnál érdemes [9] alapján röviden áttekinteni Görögország antiinflációs kísérletét. Az 1985 és 1987 közötti stabilizációs program sikertelensége és az egyensúlytalanság további erősödése után 1989–1990-ben újabb stabilizációs programot indítottak. Ennek első lépéseként 1989-ben a görög jegybank meghirdette a „kemény drachma” politikáját, aminek keretein belül nem kívánatos az inflációs különbség mértékét meghaladó ECU-höz viszonyított leértékelődést engedni. Az 1990-es választások után új költségvetési programot hirdettek, amelynek keretein belül meg akarták állítani az adósság GDP-hez viszonyított arányának növekedését. Elsődlegesen a hiány többletre válását ter-

<sup>10</sup> Mind a gyorsan, mind a lassabban dezinfláló országoknál a fejlett országokban tapasztaltaknál magasabb reálkamatlábak alakultak ki az erősen irányított nominális árfolyam ellenére. Ennek lehetséges okait (zártabb tőkepiacok, felértékelés, sterilizáció, vártnál gyorsabb inflációcsökkenés, leértékelési kockázat, „piszkos” árfolyam-csúsztatás, Latin-Amerika-hatás) elemzi [7].

vezték, amelyet főként a bevételek növelésével igyekeztek elérni. A program sikerrel járt, az elsődleges államháztartási egyenleg a GDP 5,8 százalékának megfelelő mértékű többletre emelkedett 1997-re. A szigorú pénzügyi politikával megtámogatott reálkamatlábak magas nominális kamatlábakhoz vezettek, ami az államadósság jelentős értéke miatt (1990-ben 80, 1993-ban 110 százalék) a javuló elsődleges egyenleg ellenére nagy nominális deficitet okozott. Ezért az államadósság arányának stabilizálása csak 1993-tól valósult meg.

A növekedés a stabilizáció első éveiben változatosan alakult (1990–1993-ban: -2,0, +5,2, -0,2, -0,3 százalék), és a munkanélküliség az 1990-es 6 százalékról 1995-re 10 százalékra emelkedett. A GDP 1994-től indult ismét növekedésnek, tehát csak a dezinfláció első éveiben volt tapasztalható a növekedés csökkenése. (Figyelemre méltó, hogy az ugyanezen időszak portugál dezinflációja is a GDP-növekedés visszaesésével járt együtt, és hogy ekkor az európai államokban is recesszió volt.) Az infláció mérséklése ugyanakkor a kezdeti növekedési áldozat ellenére sem haladt túl gyorsan. Évente átlagosan 2,3 százalékpontot tudtak lefaragni a fogyasztói árindexből, s mivel a nyugat-európai országokban is dezinfláció volt, az inflációs különbség évente csak 1,7 százalékponttal mérséklődött.

1995-ben a kormányzati konvergencia-program meghirdetésével együtt a központi bank tovább keményítette árfolyam-politikáját, ettől kezdve a tervezett árfolyamszintet előre bejelentették (kezdetben 3 százalékos leértékelődés), amely 1996 utánra az ECU-vel szembeni stabilitást jelentett. Mindazonáltal a nominális árfolyamra támaszkodás nem vezetett jelentős mértékű reálfelértékelődéshez, 1991 és 1997 között évente átlagosan 2,2 százalékkal erősödött a drachma.

1998 februárjára az infláció 4,3 százalékra mérséklődött, és az árfolyam-politika jelentős lépésre, az ERM-hez (Exchange Rate Mechanism) való csatlakozásra szánta el magát. Ezt azonban 1998 márciusában 14 százalékos leértékelés előzte meg.

### *Stagnáló inflációjú országok*

A stagnáló inflációjúak csoportjába sorolt három országban is (Costa Rica, Sri Lanka, Pakisztán) enyhe dezinfláció volt a vizsgált években – az 1999. februári tizenkét havi inflációs értékek 5,0 és 12,3 százalék között vannak –, azonban ezeknél az országoknál évekig 10-12 százalék körüli volt a külföldhöz viszonyított inflációs trendeltérés. Figyelemre méltó vonások különböztetik meg ezeket az országokat az első két csoporttól.

1. A folyó mérleg hiánya a kilencvenes években mindhárom országban a GDP 5 százaléka körül alakult átlagosan, míg az első két csoport 12 országa közül ezt az értéket Kolumbia érte el a legfrissebb adat szerint, illetve az IFS adatbázis szerint Paraguay.

2. A költségvetés egyenlege Costa Ricában kismértékben romlott, a másik két országban enyhén javult, a szintet tekintve azonban magas, a GDP 5–8 százaléka közötti értéken alakult, ami jellemzően magasabb az előző 12 ország adatánál, a három kivétel Portugália, Görögország és Dél-Afrika (Portugália és Görögország esetében a magasabb infláció miatti magasabb nominális kamatszint nagyobb mértékben téríthette el az elsődleges egyenleget a nominális egyenlegtől, Görögországban az elsődleges egyenlegben jelentős javulást értek el, Dél-Afrika inflációs szintje pedig nagyjából megegyezett ezen országokéval és költségvetési hiányának átlagos GDP-hez viszonyított értéke is 6 százalék volt).

3. Az előretékintő reálkamatláb ezen országokban átlagosan 3,7 százalék volt, míg a többi 12 országban 6,2 százalék.

4. A GDP alakulásában viszont ezen országokban sem látszik határozott változás a megelőző időszakot tekintve, bár az utolsó évre némileg csökkent a növekedés; munkanélküliségről pedig nem állnak rendelkezésre adatok.

5. A reálárfolyam Costa Ricában és Pakisztánban lényegében változatlan szinten maradt a kilencvenes években, míg Sri Lankában felértékelődött: az 1990 bázisú reálárfolyam-index 1997-ben 104,2, 95,0 és 124,3 volt a három országban Sri Lanka adatai így érdekes együttállást mutatnak: reálfelértékelődés, 5,5 százalékos reálkamatláb, a GDP 7 százalékánál nagyobb költségvetési hiány, gyors növekedés és stagnáló infláció.

#### *Hiperinfláció utáni stabilizáció*

Érdekes rövid kitérőt tenni a kilencvenes évek hiperinflációira, mivel ezek tapasztalatai is jelentősen eltérnek a korábbiaktól. Ehhez tekintsük azt a három országot, amelyekben nem fékeztek meg szinte azonnal az inflációt. A kezdeti évként azt választottam, amikor először került 100 százalék alá került a fogyasztói árindex. Ettől számítva a dezinfláció Brazíliában két évet vett igénybe, míg Peruban négy, Lengyelországban öt éve tart. A növekedés tekintetében is hasonlóan csoportosítható a három ország: Brazíliában a hiperinfláció időszakában is növekedés (+3,3%) volt, amely alig változott a stabilizáció időszakában, míg Lengyelországot és Perut csökkenő GDP jellemezte a stabilizációt megelőző években,<sup>11</sup> és mindkét országban 5 százalék feletti átlagos növekedés alakult ki a stabilizáció időszakában. A költségvetési egyenleget Brazíliában egyértelmű romlás jellemezte, míg Lengyelországban és Peruban alig változott a stabilizáció alatt, előbbiben a GDP 2–3 százaléka körüli, utóbbinál folyamatosan 1 százalék alatti volt a hiány.

#### AZ EREDMÉNYEK ÖSSZEVETÉSE

A magas inflációkat követő stabilizációnak kiterjedt irodalma van. Szintje alapján háromféle infláció különböztethető meg: mérsékelt infláció, krónikus infláció (mérsékeltnél magasabb, de még nem hiperinflációs szintű) és hiperinfláció. Hiperinflációra az első világháborút követően, majd többnyire a háborúkat, a forradalmakat, illetve a kilencvenes évek rendszerváltását követően került sor, viszonylag rövid időszakokra. Ezzel szemben a krónikus infláció jellemzően évtizedekig tart, sorozatos stabilizációs kísérletekkel, amelyre főként a latin-amerikai országok szolgáltattak bőséges példát a második világháború után. A mérsékelt inflációra főként termékársokkokat követően került sor, a hiperinflációnál hosszabb, de többnyire a krónikus inflációnál rövidebb időszakokra [10].

Bár jelen tanulmány a mérsékelt inflációjú országokkal foglalkozik, érdemes az irodalom mindhárom inflációs kategóriát vizsgáló következtetéseit áttekinteni. A krónikus inflációk tapasztalatai is hasznosak lehetnek a mérsékelt inflációk csökkentésének vizsgálatához, mivel egyrészt nem húzható éles határvonal a krónikus és a mérsékelt infláció között, másrészt a krónikus inflációk csökkentésének irodalma uralja az árfolyamra alapozott stabilizációról való közgondolkodást. A hiperinflációk rövid áttekintése pedig fel-

<sup>11</sup> Lengyelországnál ezt mindenképp a transzformációs visszaesés okozta.

hívja a figyelmet a radikális dezinfláció lehetséges okaira. Az irodalom következtetéseit összefoglalva:

1. az árfolyamra alapozott stabilizációk a hiperinflációk szinte azonnali megállítását eredményezték elhanyagolható növekedési áldozat árán (lásd például [13]);
2. a krónikus inflációk stabilizálása csak lassan következett be, miközben a termelés először gyorsan nőtt, majd később visszaesett (lásd például [5], [13], [11]);
3. a mérsékelt inflációk megfékezése jelentős gazdaságinövekedés-visszaesést és munkanélküliség-növekedést kívánt (lásd például [10]).

Ezekkel szemben az itt felhozott kilencvenes évekből származó példák (és Portugália 1984–1987-es antiinflációs programja) mérsékelt dezinfláció esetén nem mutat sem növekedési áldozatot a dezinflációs időszakok kezdetén, sem a krónikus inflációkat követő fellendülés/visszaesés ciklust.

### *Hiperinflációk*

A hiperinflációk árfolyamrögzítéssel történő megállítása szinte egy nap alatt, kibocsátási áldozat nélkül következett be.<sup>12</sup> Az [13] által áttekintett hiperinflációk közül csak a taiwani (1948–1949) és a bolíviai (1984–1985) után maradt egy évig, havi 6 százalékos körüli szinten az infláció, e két országban az árfolyam teljes stabilizálására sem került sor. A növekedési áldozat elhanyagolható mértékére vonatkozó következtetés levonását nehezíti, hogy a hiperinflációk egy részére háborúkat vagy polgárháborúkat követően került sor, és megfelelő adatok nem minden esetben állnak rendelkezésre. Mindazonáltal a két világháborút követő hiperinflációk, és Bolívia példája sem jelez a munkanélküliség, és a GDP tekintetében áldozatot, utóbbinál épp a nyolcvanas évek eleji politikai káosz megszűnését és az adósságválságot követő munkanélküliség-emelkedés és a GDP-csökkenés megfordulását hozta a hiperinfláció megállítása.

Elméleti síkon a hiperinflációk azonnali megállítását vizsgáló modellek arra alapoznak, hogy a gazdasági szereplők a gazdaságpolitikai váltást tartósnak vélik. Ennek okai, hogy a hiperinflációs folyamatokra nem jellemző a hátratekintő árképzés, sem a merev árak, valamint hogy a hiperinfláció olyan gazdasági káoszhoz vezethet, amelynek megszüntetése érdekében áll a hatalomnak. Hiperinfláció idején a lakosság számára is nyilvánvaló a költségvetési seigniorage,<sup>13</sup> így a költségvetés egyensúlyát biztosító döntés az antiinfláció hitelességének erősítéséhez vezet. Végül hiperinfláció idején gyakran valamely stabil külföldi valutához kötik a belföldi árakat, így a devizaárfolyam rögzítése az áremelkedésnek is véget vet.

A hiperinflációk megállapítása az e tanulmányban említett három országban nem azonnal következett be, hanem Braziliában ez mintegy két évet vett igénybe, míg a másik kettőben (Lengyelország, Peru) már négy-öt éve trendszerű volt az inflációcsökkenés. Ugyanakkor a kilencvenes években is voltak olyan országok, amelyek a hiperinflációt rendkívül gyorsan megállították (például Argentína, Horvátország, Bulgária).

<sup>12</sup> Továbbra is az 1946. augusztus és 1947. július közötti magyarországi hiperinfláció tartja a jegyzett világcúscot, amikor átlagosan havonta 19 800 százalékkal emelkedtek az árak, illetve 1946 júliusában 4,2·10<sup>10</sup> százalékos volt az áremelkedés [13]).

<sup>13</sup> Seigniorage a pénzkibocsátásból származó állami jövedelem. Régies magyar kifejezéssel: „kamara haszna” (lucrum camerae).

### *Krónikus inflációk*

A krónikus inflációk megállítására irányuló törekvések a hiperinflációkat követőktől alapvetően eltérő folyamatokhoz vezettek:

- fokozatos inflációcsökkenés, ugyanakkor csak viszonylag lassú konvergencia az árfolyamhoz (a leértékelés–leértékelődés lassulásához, illetve megállásához),
- tartós reálfelértékelődés,
- a külkereskedelmi és a folyó fizetési mérleg egyenlegének romlása,
- a termelés kezdeti növekedése, majd visszaesése,
- a költségvetési hiányok kezdeti jelentős csökkentése, majd néhány esetben ismételt növekedése.

A krónikus inflációjú országokban főként ún. heterodox stabilizációs programokat vezettek be, amelyekben ár- és bérkorlátozások egészítették ki az árfolyamra alapozott antiinflációs politikát. Ezek ellenére az infláció lassú konvergenciája miatt a reálfolyam felértékelődött, és a reálfolyam alakulását egy  $\cap$  forma jellemezte: kezdetben (akár több évig is) felértékelődés, majd (a program végekor) árfolyamválság és leértékelődés következett. A folyó fizetési mérleg romlásának fő összetevője az import gyors növekedése volt, amit kezdetben jelentős tőkebeáramlás finanszírozott. Végül a reálgazdaság alakulását főként a fogyasztás gyors (a GDP-növekedésnél is gyorsabb) növekedése, majd visszaesése követte. A beruházások növekedése is szerepet játszott számos országban az üzleti ciklus alakulásában. Ez a ciklus a sikeres programoknál – amelyeket nem követett az infláció ismételt felgyorsulása – is megfigyelhető volt (például Izrael 1985-ös stabilizációja). És végül figyelemre méltó, hogy a GDP kezdeti gyors növekedése a megszorító költségvetési politika ellenére megindult.

Az árfolyamra és a pénzmennyiségre alapozott dezinfláció közötti különbségekre mutatott rá [11]. Ez utóbbiak recessziót kiváltó antiinflációs programok voltak, amelyek során mind a reálkamatláb növekedése, mind a reálfolyam felértékelődése bekövetkezett, és az esetek többségében a külkereskedelmi egyenleg nem romlott a GDP visszaesése és a reálfolyam-változás eredőjeként. A fejlett ipari államok (például Egyesült Államok, Egyesült Királyság) mellett a latin-amerikai országokban is végrehajtottak pénzmennyiségre alapozott dezinflációt az ötvenes-hetvenes években, amelyek hasonló üzleti ciklushoz vezettek.

A krónikus infláció árfolyammal történő stabilizációját követő sajátos ciklusnak két fő elméleti magyarázata van:

1. az alacsony hitelességen alapuló modell (elsősorban [5], továbbá [11]),
2. a kínálati alkalmazkodás lassúságán alapuló modell (lásd például [12]).

*Az alacsony hitelességen alapuló modell.* A hiperinflációval szemben a krónikus inflációnál két tényező vezethet a hitelesség alacsony szintjéhez [11]. Krónikus infláció esetén a pénzteremtésből származó bevétel és a költségvetési politika kapcsolata kevésbé lehet világos a közvélemény számára, így akár jelentős mértékű és sikeresnek tűnő költségvetési kiigazítás sem feltétlenül elég az inflációs várakozások megtörésére. Másfelől, a krónikus infláció nem feltétlenül jár együtt olyan zilált gazdasági viszonyokkal, mint egy hiperinfláció, és a társadalom különféle indexálási mechanizmusok alkalmazásával együtt tud élni vele. Ezért nem olyan elkerülhetetlen az infláció letörése, mint hipe-



rinfláció esetén, ami szintén csökkentheti az antiinflációs politika hitelességét. Ugyanakkor, még ha kezdetben a program és a piaci ármeghatározók azonnal alkalmazkodnak is, a korábbi indexálási gyakorlat miatt az infláció valószínűleg nem áll meg azonnal, reál-felértékelődést okozhat, előrevetítve a külkereskedelmi és a folyó fizetési mérleg romlását, ami pedig csökkenti a gazdaságpolitika hitelességét.

Az alacsony hitelességen alapuló modell szerint a leértékelés ütemének csökkentése nem hiteles abban a tekintetben, hogy a piaci szereplők csak átmenetinek tekintik, és a későbbiek során ismételt újragyorsulására számítanak. A modellben az inflációs tehetlenségi összetevő nem a hátratekintő indexálásból, hanem a hitelesség hiányából származik. Az átmeneti leértékelés-csökkentés kamatcsökkenéshez vezet, ami a pénztartás költségét csökkenti. Feltevés szerint készpénzzel lehet csak fogyasztási javakat vásárolni, így a pénztartás költsége is része a fogyasztás költségének. Mivel az átmenetinek hitt kamatcsökkenés a jelenben csökkenti a fogyasztás költségét a jövőhöz viszonyítva, fogyasztási fellendülés indul meg. Mind a külfölddel versenyző, mind a nem versenyző szektorban növekszik a kereslet, ami külkereskedelmi hiányhoz, a külfölddel nem versenyző szektorban termelésnövekedéshez, valamint reálfelértékelődéshez vezet. Ugyanakkor a reálfelértékelődés idővel a külfölddel nem versenyző szektor iránti kereslet csökkenését idézi elő, aminek következtében a gazdasági fellendülés visszaesik. A ciklus elméleti magyarázata független attól, hogy végül is sikeressé válik-e a stabilizáció, vagy az infláció ismételt újragyorsulása következik-e be ([5], [13]). A hitelesség növelésére [5] által javasolt gazdaságpolitikai következtetés a tőkeáramlások korlátozása, mások pedig a kiemelkedően nagy mértékű költségvetési kiigazítást és ár-, illetve bérkorlátozások bevezetését ajánlják.

*Lassú kínálati alkalmazkodás modellje.* A kínálati oldali hatásokat középpontba helyezve [12] az előbbtől eltérő modellt állít fel. Kiinduló feltevése szerint az infláció kedvezőtlenül hat a tőkeállomány egyensúlyi szintjére, és e hipotézisre épül a modell fő gondolatmenete. Egy másik feltevés alapján a külfölddel nem versenyző szektor kínálata középtávon sokkal lassabban alkalmazkodik a keresleti változásokhoz, mint a külfölddel versenyző szektor. Rövid távon a kereslet növekedésére a külfölddel nem versenyző szektorba áramolhat a munkaerő, amely ezen szektor termelésének növekedésével járhat, középtávon azonban a külfölddel versenyző szektor beruházásai a kínálat jelentősebb bővülését okozhatják.

Kiindulásként az árfolyam rögzítése vagy lassabb leértékelődése nominális kamatcsökkenéshez vezet, ezáltal csökken a hazai eszközök reálhozama a külföldiekhez képest. Az alacsony reálhozam a fogyasztás fellendüléséhez és magasabban tartani kívánt belföldi tőkeállományhoz vezet. Rövid távon azonban a tőkeállomány rögzített, és a kereslet növekedése a külfölddel nem versenyző szektor termelésnövekedését (részben a munkaerő-átáramlás révén), valamint reálfelértékelődését eredményezi. Ahogy a külfölddel versenyző szektorban a beruházások nyomán a kapacitás növekedik, a munkaerő ebbe a szektorba áramlik és a termelékenység növekszik, amely további reálfelértékelődést okoz. A fogyasztási és a beruházási fellendülés hatására kialakult külkereskedelmi hiány a külfölddel versenyző szektor termelésnövekedése nyomán fokozatosan mérséklődik, így a reálfelértékelődés és a magasabb tőkeállomány állandósulhat. Ebben a modellben tehát a fogyasztási és beruházási fellendülés magyarázatához nincsen szükség hátratekintő indexálásra, vagy a hitelesség hiányára.

A szerző megítélése szerint az adja a modell jelentőségét, hogy az alacsony hitelességen alapuló modelleknél olyan jelen és jövő közötti jelentős helyettesítési rugalmasságra lenne szükség a fogyasztás tekintetében, amely a gyakorlatban nehezen feltételezhető. A modell gazdaságpolitikai következtetése, hogy amennyiben kínálati merevségek lassítják a deflációt és fokozzák a külkereskedelmi hiányt, akkor a reálfelértékelődés egyensúlyi folyamat lehet, és nincs szükség tőke-, ár-, vagy béorkorlátozások bevezetésére.

A jelen tanulmányban megvizsgált mérsékelt deflációs folyamatokra nem érvényesek a krónikus inflációról írt tanulmányok megállapításai. Ezen országokban másként alakult az üzleti ciklus: a többségükben a defláció kezdetekor nem indult gyors fogyasztási növekedés, és a GDP sem indult gyors növekedésnek. A reálárfolyamok felértékelődése csak évi 0-4 százalék közötti volt, és a folyó fizetési mérlegekben nem alakult ki jelentős hiány. Így ezen országokban kevésbé valószínű, hogy válsággal végződik a defláció.

Néhány kivétel természetesen akad. Például Portugáliában és Salvadorban gyorsabb volt a defláció alatti növekedés, mint a defláció kezdetét megelőző három évben. Ennek azonban az volt az oka, hogy az előző három évben az egyensúlytalansági helyzetek kiéleződése gátolta a növekedést, illetve a stabilizációs gazdaságpolitikák visszafogták a növekedést. Ugyanakkor ezen országokban sem értékelődött fel a valuta a növekedés gyorsulásával. Talán Kolumbia az egyetlen a vizsgált országok közül, ahol a ciklus bizonyos jelei megfigyelhetők, hiszen a reálárfolyam jelentősen felértékelődött és a folyó fizetési mérleg folyamatosan növekvő hiányt mutatott. A defláció alatti növekedés azonban szinte ugyanolyan mértékű volt, mint a korábbi években.

### *Mérsékelt inflációk*

A mérsékelt inflációra, amelyet legalább három évig a 15-30 százalékos inflációként definiáltak, [10] szerint az esetek jelentős részében termékársokkokat követően került sor. Többnyire alacsony infláció következett utánuk, és csak ritkán emelkedett az infláció 30 százalék fölé. A szerzők nyolc részletes esettanulmánya közül négyenél egyszámjegyre csökkent az infláció, ezek közül háromnál (Írország, Korea, Spanyolország) jelentős növekedési áldozatra és munkanélküliség-emelkedésre volt ehhez szükség, míg Indonéziában nem volt növekedési áldozat tapasztalható. Ezek alapján vonják le a következtetést, hogy a mérsékelt infláció csökkentése jelentős növekedési áldozatot kíván. Az antiinflációs programok mindegyike alkalmazott jövedelempolitikai eszközöket is, és minden esetben jelentős volt a költségvetési megszorítás. A mérsékelt inflációjú országok közül többen támaszkodtak bizonyos mértékben az árfolyamra, azonban a szerzők nem találták bizonyítottnak, hogy az árfolyamra támaszkodás csökkentené a defláció költségeit. Az antiinflációt elősegítő tényezőként kiemelik az indexálási mechanizmusok felfüggesztését, valamint elméleti síkon az inflációból származó seigniorage fontosságát és a defláció költségességét. Olyan játékelméleti modelleket mutatnak be, amelyekben a mérsékelt infláció célja vagy a seigniorage-bevétel, vagy az ún. meglepetésinflációval a munkanélküliség csökkentése. Az esettanulmányok alapján megállapítják ugyanakkor, hogy bár a seigniorage jelentős szerepet játszott ezen országokban az államháztartás finanszírozásában, az antiinflációs programok során ez a szempont nem kapott jelentős súlyt.

1996-ig terjedő adatokkal [4] szerzői frissítették fel a [10] tanulmányt, és ebből adódóan következtetéseik is hasonlóak jelen tanulmány következtetésével.

Az országokat négy csoportra osztva tárgyalják:

- amelyekben a mérsékelt infláció már alacsony szintűre csökkent;
- amelyekben továbbra is mérsékelt infláció van;
- mérsékelt inflációjú átalakuló országok;
- amelyekben magas inflációból stabilizáltak a mérsékelt szinten maradás nélkül.

Egyik fő ([10]-zel élesen szemben álló és természetesen jelen tanulmánnyal megegyező) következtetésük, hogy számos mérsékelt inflációjú országban az infláció kibocsátási áldozat nélkül csökkent 1985 és 1997 között egyszámjegyre. A négy országból<sup>14</sup> kettőben (Chile, Egyiptom) jelentősen javult a költségvetési egyenleg, míg a másik kettőben nem volt egyértelmű irányzat. Érdekes ugyanakkor a chilei tapasztalathoz hozzátenni, hogy a dezinfláció időszakában (90-es évek) a költségvetés egyenletesen többletet mutatott, de nem javulást. [4]-ben is megállapítják, hogy három országban (Izland kivételével, ahol reálleértékelődés volt) némi reálfelértékelődés zajlott a dezinfláció alatt, a folyó fizetési mérlegben nem történt jelentősebb romlás, és Chile kivételével (ahol reálárfolyam-indexálást folytatnak) a dezinfláció során az árfolyamra támaszkodtak. Fontos adalék azonban, hogy Paraguayban hátratekintő bérindexálás mellett zajlott a dezinfláció, és hogy itt az 1995-ös jó termés az élelmiszerárak eséséhez vezetett, aminek szerepe volt a gyors dezinflációban.

A továbbra is mérsékelt inflációs sávba tartozó országok csoportja azonban újabb frissítésre szorul: a szerzők által az 1996-os adatok alapján ebbe a csoportba sorolt öt országból négy kikerült. A legfrissebb inflációs adat Izraelben 6,0 százalék (1999. május), Costa Ricában 12,3 százalék (1999. február), és Kolumbiában 10,3 százalék (1999. május), Ecuadorban viszont 30 százalék fölé emelkedett. 1998-ban az egyetlen ebben a csoportban maradó ország Mexikó. Mindazonáltal ezen országok is jó növekedési eredményt mutatnak, a költségvetési politika nagyjából megfelelő volt, bár a néhány év után bekövetkező kolumbiai és izraeli lazítás nehezítette a dezinfláció folyamatát, illetve Mexikóban a kvázi pénzügyi műveletek hozzájárultak az 1994-es krízishez.

Az átalakuló országok közül a mérsékelt sávban megrekedtek közé osztályoznak a szerzők öt országot (Észtország, Lengyelország, Lettország, Magyarország, Moldova), bár mindegyikben 10 százalék alá esett az infláció, és a trendszerűen dezinfláló Lengyelországban csak 22 hónapig volt az infláció 15–30 százalékos, tehát [10] definíciója alapján nem tekinthető mérsékelt inflációjú országnak. A költségvetési politika fontosságát kiemelik, és hangsúlyozzák a relatív árváltozások szerepét az inflációs folyamatban.

Végül a hiperinflációból gyorsan stabilizáló országok csoportjába választott öt ország esetében (Argentína, Brazília, Horvátország, Peru, Szlovénia) is kiemelik a költségvetési politika fontosságát, valamint a növekedési áldozat hiányát, továbbá azt, hogy a növekedés kifejezetten felgyorsult a stabilizáció után.<sup>15</sup>

Jelen tanulmány eredményei éles ellentétben állnak [10] következtetéseivel, hiszen a kilencvenes évek példái (és Portugália 1984–1987-es antiinflációs programja) a

<sup>14</sup> A szerzők által az első csoportba sorolt öt országból érdemes Kenyát kihagyni, részben mert ott igen változóképpen alakult az infláció, és részben mert ismét 20 százalék fölé emelkedett, majd 1998 tavaszára 6 százalék alá esett.

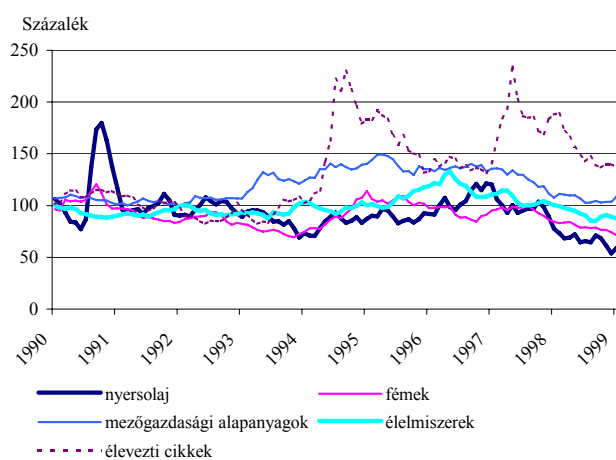
<sup>15</sup> A harmadik csoportba sorolt moldvai és lett dezinfláció hasonló ütemű, míg a negyedik csoportba sorolt szlovén, illetve a lengyel és perui (ezekben egy évvel később került 100 százalék alá, majd 10 százalék alá is) dezinfláció között is számos hasonló vonás található. A negyedik csoport két átmeneti országában is szerepet kellett játszson, a relatív árak változása. Az utolsó két csoport között ezért nem húzható éles határvonal.

dezinflációs időszakok kezdetén mérsékelt szintről induló országoknál nem mutattak növekedési áldozatot. Az árfolyam-politikára vonatkozó következtetés (mely szerint az árfolyamra támaszkodás nem csökkenti a dezinfláció költségét) nem értékelhető, hiszen a dezinfláció költsége egyáltalán nem mutatható ki. Hogy azért nem, mert támaszkodtak az árfolyamra, vagy azért nem mert amúgy sem lett volna költsége, nem állapítható meg. A költségvetési politikára vonatkozó [10] szerinti következtetések abban a tekintetben megegyeznek jelen tanulmány eredményeivel, hogy a gyorsan dezinfláló országokban volt a legalacsonyabb a hiány szintje, ugyanakkor nem minden országnál figyelhető meg javulás (Paraguaynál és Chilénél például a dezinflációt megelőző években is többletet mutatott ki az államháztartás). Az [4] szerinti következtetések, amelyeket jelen tanulmány is vizsgált, megegyeznek az itt leírt eredményekkel.

### Globális dezinfláció

A korábbi irodalomtól eltérő következtetések közös gyökere a kilencvenes évek második felének globális dezinflációja is lehet. Az elmúlt évtizedben, különösen az elmúlt néhány évben a világ legtöbb országában dezinfláció zajlik. Nem következett be termékárcsökkenés, sőt szinte valamennyi termékárindex csökkent.

4. ábra. Néhány elsődleges termék árindexe (1990. január – 1999. február)  
(1989. december = 100)



Megjegyzés: 175 ország dollárban mért, az egyes országok átlagos exportbevételével súlyozott adatai alapján.

Az európai országokban az inflációt tekintve a maastrichti szerződés előírása szinte mindenhol teljesültek, az Egyesült Államokban alacsony és csökkenő infláció mellett gyors a növekedés, Japánban pedig évekig árstabilitás alakult ki. Nem zárható ki, hogy hasonló, részben feltáratlan okok erősítik mind a fejlett országokban, mind a kedvezőtlen inflációs múltú fejlődő és átalakuló országokban a jelenlegi dezinflációs folyamatokat.

Összegzésként feltehető a kérdés: mi a dezinfláció titka. Ennek megválaszolására természetesen e tanulmány nem vállalkozhatott, arra azonban mindenképpen fény derült, hogy a makrogazdasági politikáknak milyen fontos szerepe van az inflációcsökkenés elősegítésében. Számos olyan fontos következtetés emelhető ki az elemzésből, amelyek a korábbiakkal szemben állnak, és amelyek a hazai antiinflációs politika számára is hasznosak lehetnek.

A tartósan mérsékelt inflációs környezetben működő, kis nyitott országok között mindössze hat olyan található – közöttük Magyarország is –, amelynek a külföldhöz viszonyított inflációs trendje legalább három éven keresztül éves átlagban 2,5 százalékpontnál gyorsabban csökkent. A gyors dezinflációk közös jellemzői voltak, hogy nem vezettek növekedési és munkanélküliségi áldozatokhoz, hogy az infláció csökkenése nem jelentős mértékű reálfelértékelődés és folyó fizetésimérleg-romlás révén következett be, és hogy mind a monetáris, mind a költségvetési politika szigorúbb volt a stagnáló inflációjú országokénál. A következtetés úgy is megfogalmazható, hogy a dezinfláció időszakában szigorú monetáris és költségvetési politika nem feltétlenül vezet a gazdasági növekedési ütem csökkenéséhez.

Az országok döntő többségében a nominális árfolyam szabályozására nagy hangsúlyt fektettek a hatóságok. A gyorsan dezinfláló országok mindegyikében valójában vagy csúszo, vagy rögzített árfolyamot alkalmaztak, ezért az árfolyamrendszereket tekintve a tartósan mérsékelt inflációs szintről viszonylag gyorsan és sikeresen dezinflálók között nem lehet különbséget tenni, mert gyakorlatilag mindegyikben a hatóságok határozták meg a nominális árfolyamot. A lassabban dezinfláló közül csak Mexikóban és a Dél-Afrikai Köztársaságban alkalmaztak szabadon lebegő árfolyamot, dezinflációs tapasztalataik azonban nem tartoznak a legkedvezőbbek közé.

Az áttekintett mérsékelt inflációjú országok makrogazdasági folyamataira sem az árfolyamra alapozott stabilizációk irodalmának stilizált tényei (fellendülési és visszaesési ciklus jelentős reálfelértékelődéssel és külső egyensúlytalansággal, majd válsággal), sem a [10] szerinti következtetések (dezinfláció nagy növekedési áldozattal) nem érvényesek, ezért az elméleti magyarázathoz a dezinflációs folyamatot magyarázó elméleti modellek sem lehetnek érvényesek.

A dezinfláció sikeressége vagy sikertelensége olyan részleteken is múlhat, amelyeket a vizsgált makrogazdasági adatok nem feltétlenül tükröznek. A folyamatban a munkaerőpiacnak különösen fontos szerepe lehet. Munkaerő-piaci tényezők magyarázzák például a sikeres portugál és a jelentős munkanélküliséget okozó spanyol dezinfláció közötti egyik fő különbséget, és Izlandon is kiemelt fontosságúak voltak. Utóbbi országban 1990-ben, amikor a 12 havi árindex a megelőző tíz évhez hasonlóan 20 százalék fölötti volt, a szakszervezetek elfogadták az előretekintő inflációhoz történő indexálást, így hétszázalékos bérnövekedésben állapodtak meg. A gazdaságpolitika más területeivel – mindenekelőtt az árfolyam rögzítésével és a költségvetési kiigazítással – alátámasztott dezinfláció így gyorsan haladt, és a következő évek bértárgyalásai már építhettek az 1990-es tárgyalás sikerére.

Ezen tapasztalatok megerősítik, de legalábbis nem mondanak ellent annak, hogy a Magyarországon alkalmazott csúszoárfolyam-rendszer mellett lehet sikeres antiinflációs politikát folytatni, és hogy a hazai monetáris és költségvetési politika szigorúsága elősegítheti az infláció mérséklődését gazdasági visszaesés előidézése nélkül.

## IRODALOM

- [1] *Andersen, P. S. – Godmundsson, M.*: Inflation and disinflation in Iceland. Central Bank of Iceland. Working papers. No. 1. 1998. 55 old.
- [2] Annual report 1996. Banco Central de Chile. Santiago. 1997.
- [3] *Blanchard, O. – Jimeno, J. F.*: Structural unemployment: Spain versus Portugal. AEA Papers and Proceedings. 1995. 212–218. old.
- [4] *Burton, D. – Fisher, S.*: Ending moderate inflations. A „Disinflation in Central and Eastern Europe” (Budapest, 1997. június 3.) c. konferenciára benyújtott tanulmány. Megjelent: Mérsékelt infláció. Az átalakuló gazdaságok tapasztalatai. Szerk.: *Cottarelli, C. – Szapáry, Gy.* IMF–MNB. Budapest. 25–93. old.
- [5] *Calvo, G. A. – Végh, C. A.*: Exchange-rate based stabilisation under imperfect credibility. Megjelent: Open economy macroeconomics. Szerk.: *Frisch, H. – Worgotter, A.* MacMillian. London. 1993. 3–27. old.
- [6] *Cogley, T. – Nason, J. M.*: Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series. Implications for business cycles research. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1995. évi 253–278. old.
- [7] *Darvas Zs.*: Mérsékelt inflációk csökkenése. Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációt kísérő folyamatokról. MNB Füzetek. Budapest. 1998. évi 9. sz. 54 old.
- [8] *Darvas Zs.*: Csúszó árfolyamrendszerek. MNB Műhelytanulmány. Budapest. 1998. 226 old.
- [9] *Detragiache, E. – Hamann, A. J.*: Exchange rate based stabilization in Western Europe: Greece, Ireland, Italy and Portugal. IMF Working Paper. 75. sz. 1997. 29 old.
- [10] *Dornbusch, R. – Fisher, S.*: Moderate inflation. *The World Bank Economic Review*. 1993. évi 1. sz. 1–44. old.
- [11] *Kiguel, M. A. – Liviatan, N.*: The business cycle associated with exchange rate based stabilizations. *The World Bank Economic Review*. 1992. évi 2. sz. 279–305. old.
- [12] *Roldós, J. E.*: Supply-side effects of disinflation programs. *IMF Staff Papers*. 1995. évi 1. sz. 158–183. old.
- [13] *Végh, C. A.*: Stopping high inflation: An analytical overview. *IMF Staff Papers*. 1992. évi 3. sz. 626–695. old.
- [14] *Williamson, J.*: The crawling band as an exchange rate regime: Lessons from Chile, Columbia, and Israel. Institute for International Economics. Washington. 1996. 168 old.

TÁRGYSZÓ: Infláció. Nemzetközi összehasonlítás.

## SUMMARY

This paper studies disinflation experiences of such countries that are similar to Hungary concerning several years of moderate inflation (15-30 %), size, and economic development. The analysis concentrates on the experiences of the late eighties and the nineties. The goals of the international comparison is to research links between disinflation and the exchange rate regime and macroeconomic variables, to compare results with previous ones of the literature, and to draw lessons for the future Hungarian disinflation policy.

## SZEMLE

---

### AZ MTA STATISZTIKAI BIZOTTSÁGÁNAK 1999. JÚNIUS 9-I ÜLÉSE

Az 1996–1999. évi akadémiai ciklusra megválasztott Statisztikai Bizottság jelenlegi összetételében 1999. június 9-én tartotta utolsó ülését, ugyanis a Bizottság mandátuma az akadémiai ciklus lezárultával lejárt, és ez év szeptember közepétől újjáavasztott Bizottság kezdi meg működését.

A Bizottság ülésén, amelyet rendkívül élénk részvétel jellemezett, az alábbi három napirendi kérdést vitatták meg:

1. A statisztikai területi tájékoztatás aktuális problémái,
2. Az Oktatási Albizottság jelentése a statisztikai felsőfokú oktatás helyzetéről,
3. A Statisztikai Bizottság újjáalakításával kapcsolatos teendők.

A statisztikai területi tájékoztatás problémáiról *dr. Balogh Miklós*, a KSH főosztályvezetője tartott előadást. Az előadásban, többek között, kiemelte a statisztikai területi tájékoztatás szükségességét, a területi adatigények utóbbi időben történő változását, továbbá az EU-csatlakozás egyik elengedhetetlen követelményeként szükségessé vált régiók statisztikai megfigyelésének problémáit, továbbá az ezzel kapcsolatos NUTS-rendszer sajátosságait. Az előadó nagy teret szentelt a régiós adatigények közép-, illetve rövid távú meghatározása kérdéseinek, a városokról szóló statisztikai adatösszeállítások, továbbá a térinformatika fontosságának. Hasonló módon aláhúzza a területi GDP-számítás módszertani stabilizálásával, a beszámolási rendszer korszerűsítésével, valamint a regiszterek tökéletesítésével összefüggő teendőket. Az előadó a rövid távú területi statisztikai tájékoztatás folyamatos feladatai közül kiemelte az ország szociális térképe felrajzolásának szükségességét, az adatállományok jobb felhasználásának fontosságát, továbbá a kisebb mintákkal operáló társadalomstatisztikai felvételek megvalósításának jelentőségét.

Az előadást rendkívül élénk vita követte, amelyben kardinális kérdésként mutattak rá a hozzá-

szólók a strukturális területi tervezés beindításának fontosságára, többek között, az EU strukturális alapokhoz való hozzáférés miatt. Ennek keretében átfogó fejlesztési terv készül az év végére, amely az EU-val egyeztetésre kerül és amely megköveteli már 1999-től a feladatoknak megfelelő részletes statisztikai adatszolgáltatást. Hasonló módon, az EU kohéziós alapokhoz való hozzáférésehez is elengedhetetlenül szükségesek a statisztikai információk.

A vita során a hozzászólók érintették, hogy a strukturális területi tervezés adatigényének biztosításához nem tűnik elégségesnek a statisztikai törvény módosítása és az EU részére szükséges adatok megszerzése várhatóan szintén nem oldódik meg teljesen a statisztikai törvény módosításával. Ugyanakkor e módosítás a jövőben lehetőséget ad meghatározott körben az adatátadásokra és bizonyos adatok gyűjtésére. Végeredményben a hozzászólások során az a konklúzió alakult ki, hogy a regionális statisztikai információs rendszert teljes egészében célszerű át-gondolni és a szükségleteknek megfelelően kell megváltoztatni. A változtatás szükségessége mellett a vita során előtérbe került a területi statisztikai információs rendszeren belül a régiók stabilitásának fontossága, ugyanis ez az összehasonlíthatóság egyik alapvető követelménye. A hozzászólók az eltérő területi adatigények kielégítése szempontjából rámutattak a különböző államigazgatási adatok összekapcsolásának statisztikai fontosságára. A vita során az is felmerült, hogy a magyar statisztikai rendszerben bizonyos mértékig hiányzik az ún. városstatisztika.

A vita azzal zárult, hogy érdemes volt a statisztikai területi tájékoztatás kérdéseit a Statisztikai Bizottság ülésén megvitatni, és egyes kérdések megválaszolásának kialakításánál szerepe lehet a Bizottság állásfoglalásának is.

A statisztikai felsőfokú oktatás helyzetéről *dr. Hunyadi László* egyetemi tanár tartott rövid összefoglaló beszámolót, figyelembe véve, hogy az erről

szóló felmérés eredményét a *Statistikai Szemle* 1999. májusi száma közölte. Rövid összefoglalójában elsősorban a statisztikai PhD-képzés kérdéskörét emelte ki és megállapította, hogy e tekintetben egyelőre lényeges előrelépések nem történtek. Megemlítette, hogy a 40 ezres egyetemi, főiskolai létszám mintegy 16 százaléka kerül kapcsolatba a statisztikai oktatással, ugyanakkor a tudományegyetemen, igazodva az egyes szakokhoz, célszerűnek látszik a statisztikai oktatás szélesítése. A statisztikai oktatás helyzetéről egyrészt megállapította, hogy az új típusú felsőoktatásban a statisztikai oktatás területén jelentős fejlődés figyelhető meg, ugyanakkor megállapítható az is, hogy a statisztikai tanszékek kis létszámúak, sok a külső oktató, és az oktatói állomány előregedett, a leggyakoribb oktatói fokozat pedig a docens. Nem mutat kedvezőbb képet a tananyag áttekintése sem, mert megítélése szerint az egyes intézmények statisztikai anyagai meglehetősen szét-szórta.

A rövid összefoglalót követően a hozzászólók a statisztikai oktatás legkülönbözőbb kérdéseit érintették. A vita alapján lényegében az a legfontosabb következtetés fogalmazható meg, hogy a statisztikai PhD-képzést a statisztikai oktatás perspektivikus fejlesztése tekintetében kardinális kérdésként kell tekinteni, mert ez képezheti az egyik alapját a sta-

tisztikai oktatói gárda magas szintű továbbképzésének. Ebben a vonatkozásban szükségesnek látszik, hogy a Statisztikai Bizottság a továbbiakban is foglalkozzon a statisztikai PhD-képzés problémakörével. A vita során az a megállapítás is körvonalazódott, hogy a statisztika oktatásának fellendítése érdekében minden lehetséges, rendelkezésre álló eszközt meg kell ragadni, esetenként lobbyzni is kell. Végezetül felmerült az a gondolat is, hogy célszerű lenne, ha a Statisztikai Bizottság fogná össze a statisztikai oktatást akadémiai keretben, a KSH aktív intézményi támogatásával.

A Bizottság ülésén szervezeti kérdések is szerepeltek, az 1996–1999-es évekre választott Statisztikai Bizottság mandátumának lejárta miatt szükségessé vált a Statisztikai Bizottság újjászervezése. A Magyar Tudományos Akadémia IX. osztálya elnökének, *dr. Kulcsár Kálmán* akadémikusnak a kérésére az új Statisztikai Bizottságnak szeptember közepéig kell megalakulnia. Ennek érdekében a Statisztikai Bizottság öttagú Előkészítő Bizottság felállításáról határozott, amelynek feladata, hogy az akadémiai szabályok figyelembevételével javaslatot tegyen a Bizottság tagjaira a következő akadémiai ciklusra.

*Dr. Csahók István*

## AZ MKT GAZDASÁGSTATISZTIKAI SZAKOSZTÁLYÁNAK ÜLÉSE

A Magyar Közgazdasági Társaság Gazdaságstatisztikai Szakosztálya a Gazdaságmodellező Társasággal közösen 1999. május 18-án tartotta ülését, amelyen *Ligeti Csák*, a KSH főosztályvezetője elnökölt.

A elnök megnyitó szavai után az ülés első – szakmai–tudományos – része *Mellár Tamásnak*, a Központi Statisztikai Hivatal elnökének bevezető előadásával kezdődött, mely az ökonometriai modellezés helyzetével és aktuális problémáival foglalkozott. Az előadás első részében áttekintette a modellezés – ezen belül is elsősorban az ökonometriai modellezés – céljait, melyeket a következő feladatokban

- a gazdaságelméleti megállapítások, hipotézisek megerősítése vagy elvetése;
- a gazdaságpolitikai lehetőségek, forgatókönyvek lejtésása;
- az előrejelzések készítése

foglalmazott meg. Az ökonometria számára e három feladat igen fontos, mégis gyakran elválnak egymástól, hiszen az eltérő célok eltérő megközelítést, más specifikációt, olykor egészen más szerkezetű modellt igényelnek. Ezért ritka eset az, amikor egy modellel

vagy modellrendszerrel mind a három feladat kezelhető.

Az ökonometria modellezési gondjait *Christnek* az ökonometriai modellekkel szemben felállított jó-sági kritériumaiból vezette le, és nem volt nehéz kimutatnia, hogy a jó modell kritériumait a gyakorlatban is használható modellek általában nem tudják maradéktalanul teljesíteni. A modellezés nehézségei nem kizárólagosan bár, de nagyrészt adatproblémákra vezethetők vissza. Erre utalva *Mellár Tamás* elmondta, hogy jelenleg az a kedvező helyzet látszik kialakulni, melyben a KSH minden eddiginél nagyobb figyelmet tud és szándékozik fordítani az ökonometriai kutatások adatellátásának javítására. Ennek konkrét formájaként a makro-idősorok tervezett, 1991-ig visszanyúló homogenizálására utalt. A modellezés egy másik kritikus pontját a megfelelő közgazdasági elmélet hiányában látta, hiszen az átmeneti gazdaságokra nincs kidolgozott közgazdasági elmélet. Felfogása szerint ezt a problémát úgy lehet áthidalni, hogy meg kell próbálnunk olyan modellt építeni, amely feltételezi, hogy a magyar gazdaság már működő piacgazdaság.



Az ökonometria helyzetét részletes tudománytörténeti áttekintéssel elemezte. Az ökonometria fejlődésében három jól elkülöníthető szakasz megkülönböztetését tartja fontosnak.

– Az első szakaszt, mely nagyjából a 70-es évek végéig tartott, a többegyenletes klasszikus, keynes-i elméletekre alapuló elemző és előrejelző modellek jellemezték. Ebben az időszakban alkotott maradandót egyebek közt *Tinbergen*, *Klein*, *Goldberger* és mások.

– Ezt az aranykort a Lucas-féle kritika ingatta meg. Az előadó részletesen, vetített formulák segítségével mutatta meg a Lucas-kritika lényegét, azt, hogy egészen egyszerű makromodellekben a várakozások bevezetése a klasszikus ökonometria egyik alappilléreinek, a struktúra (és a strukturális paraméterek) állandóságának megkérdőjelezéséhez vezet. Ugyancsak részletesen, a formulák szintjén mutatta meg, hogy miként vezethet el a klasszikus korlátok feloldása egyrészt az idősoros elemekre erősen támaszkodó (kointegrált), alapvetően azonban hagyományos megalapozottságú modellek kialakulásához, a másik ágon pedig a nem strukturált, gyakran az adatbányászattal rokonítható technikák (VAR-modellek) kifejlődéséhez. Ez utóbbi irányzat, kiváltképp *Sims* nyomán, napjainkra igen népszerű, ugyanakkor alkalmazása gazdaságelméleti iránytű híján szükségképp előtérbe állította a teszteket, ezek közül is kiemelten az oksági, illetőleg az exogenitási teszteket.

– Az ökonometriai modellezés legújabb hullámát a különféle modellek közeledése jellemzi; egyik ilyen jellegzetes irányzat a neoklasszikus feltételezéseken alapuló, dinamikus sztochasztikus egyensúlyi modellek felé mutat.

Az előadó felfogása szerint a jövő várhatóan a modellek további közeledése lesz, ahol az eddig szétvált VAR-típusú és dinamikus strukturális modellek újból egymásra találnak a szintézis magasabb szintjén. A modellezés ilyen komplex felfogása segítheti a továbblépést, és ezért szerencsésnek és előremutatónak tartotta, hogy egyazon rendezvény keretében a modellek két eltérő karakterű csoportja kap helyet.

A második előadást *Zalai Ernő* akadémiai levelező tag, a Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem tanára tartotta Statisztikai rendszerek és egyensúlyelmélet címmel. Bevezetőjében elmondta, hogy az ismertető, már legalább 20 éve folyó modellszámítások nem vezetnek olyan értelemben statisztikus modellre, mint ahogy ezt a fogalmat az ökonometerek használják. Mivel azonban modelljük számszerűsített egyensúlyi modell, működtetése szinte az egész makrostatisztika felhasználását szükségessé teszi, ezért, ha nem is a becslések oldaláról, de a modell felépítése oldaláról biztos felhasználója a statisztikának.

Valójában nem egy modellről, hanem modellrendszerrel kell beszélni, melynek alapvető célja gazdaságpolitikai elemzések készítése, különféle foratókönyvek modellel való elemzése. Szemlélete komparatív-statisztikus, kapcsolatai szimultán jellegűek, egyenletei közt vannak nemlineárisak is, fontos sa-  
jára

tossága, hogy a naturális, pénzügyi és értékbeli jellemzők kétirányú kapcsolatait kísérli meg leírni.

Az előadó szemléletes ábrán mutatta be az egyensúlymodellek korszerű, rugalmas felfogását. Modelljük jellemzői közül kiemelkedően kedvezőnek tartotta a következőket:

- a külkereskedelmi szektor részletes bontása;
- a fogyasztás részletes és árnyalt kezelése;
- a jövedelmek elosztásának és újraelosztásának részletes ábrázolása;
- a nem piactisztító árak kezelésének lehetősége;
- a megbízható adatokkal való jó ellátottság, megalapozottság.

Nem hallgatta el a modell hátrányait sem, melyek közül meg kell említeni, hogy a modell

- nem tart lépést a legkorszerűbb elméletekkel;
- bonyolult, külsők számára nehezen áttekinthető;
- becslései statisztikailag nem elég megalapozottak.

Ezeket a hiányosságokat összekapcsolta a hazai közgazdasági, gazdaságpolitikai és statisztikai kutatások nehéz helyzetével, és ennek kapcsán kis kitérőt tett. Mindezen hiányosságokat ugyanis nagyon súlyosnak tekintette, és hangsúlyozta, hogy az intézményi leépülésnél talán még nagyobb baj az igénytelenség. Bírálta a szűk látókörű pénzügyminisztériumi szemléletet, és a megoldást egyedül a szakmai összefogásban, a szakmai műhelyek felélesztésében látja.

Visszatérve a modellre, értékelt az utóbbi néhány év eredményeit, elsősorban a rendelkezésre álló adatbázis szempontjából. Javulást érzékelt a pénzügyi folyamatok, valamint általában a makrofolyamatok statisztikájában, és általában elégedett volt a rendelkezésre álló ÁKM-adatokkal is. Előadását az a gondolat zárta, hogy a modellezés mint annyi más elemzési eszköz csak akkor lehet hatékony, ha mögötte a szakma jóváhagyó egyetértése áll.

Az előadást *Révész Tamás*, a modell társszerzője röviden annyival egészítette ki, hogy a kutatások is egyre inkább piacodnak, ami nem kedvez az alaposságnak, az elmélyültségnek és általában az igényességnek.

A szakmai program harmadik előadását *Cserháti Ilona* tartotta az ECO-LINE-modellről, amely hagyományos strukturális ökonometriai modell, bár természetesen a modellezés során számos modern elemet is átvett. Kialakítása során behatóan tanulmányozták a hasonló célú külföldi modellek tapasztalatait. Megfogalmazása szerint a modellezési munka a közvetlen eredményeken túl

- segít a modellező gondolatainak fegyelmezésében és rendszerezésében;
- szükségessé teszi a konzisztens adatrendszert, de legalábbis az igény megfogalmazását;

– felveti a gazdaság makro működésének konzisztencia-kérdéseit.

A modellkészítők konkrét célja a rövid távú előrejelzések készítése, valamint gazdaságpolitikai alternatívák elemzése (policy analysis) volt. A modellezés egyik fő nehézségét számukra a modell adatellátása jelentette. (Mivel a becslések idősorok alapján történtek, érthető, hogy e kérdés nagyobb súllyal esett latba, mint a becsléseket csak módjával használó egyensúlyi modellben.) Problémát okozott, hogy nincs teljes negyedéves elszámolási rendszer, hogy az idősorok nem homogének, hogy a reál- és jövedelmi-pénzügyi szféra adatai szemléletükben és számszerűen is eltérnek egymástól, és hogy vannak olyan, egyelőre a KSH számára is megoldatlan problémák, mint például az állományok és általában a vagyon értékelése. Ezért sok esetben szükségmegoldásokat voltak kénytelenek alkalmazni, melyek közül megemlítette a hiányzó adatok interpolációs becslését, a szakértői becsléseket, valamint a proxy-változók alkalmazását.

Ezt követően az előadó bemutatta a modell fontosabb blokkjait: a kereslet blokkját, mely a fogyasztás, a felhasználás és az export egyenleteit tartalmazza, a sokkal nehezebben kezelhető kínálati egyenletek (import, kapacitás, munkaerő) blokkját, az árak és a bérek alakulását leíró blokkot, végül pedig a SAM-bázisra épülő jövedelemelosztást és -újraelosztást. Mintegy demonstrációképpen bemutattott néhány konkrét becslést és tesztet főként a modell első, keresleti blokkjából.

Részletesen szövelt a modell komplex ellenőrzéséről és felhasználásáról is. E téren az első fázis a statikus, de még inkább a dinamikus ex post szimuláció, amely megmutatja azt, hogy az egyes külön-külön vizsgált egyenletek egy rendszerbe építve hogyan viselkednek, helyesen írják-e le a múltbeli ismert tendenciákat. A következő lépés az ex ante szimuláció annak feltételezésével, hogy minden úgy megy tovább a jövőben, ahogy a múltban ment (no policy change). Ha a modell ezt a próbát is kiállta, akkor következhet a valós gazdaságpolitikai szituációk elemzése, értékelése.

A befejező részben az előadó további terveiből mutatott be néhányat. Egyik fő célkitűzésük, hogy minél nagyobb mértékben bevonják a modellezőmunkába vagy legalább a modellek alkalmazásába a nem modellező szakembereket is. Ennek érdekében olyan felhasználóbarát programot alakítanak ki, amely segítségével, minimális modellezési, illetőleg számítógépes ismeretek birtokában is képes bárki értelmes változtatásokat képezni, saját elgondolásait a modellen lejátszani. (Ennek néhány elemét az előadó számítógépen is illusztrálta.) A végcél olyan laza

rendszer, amelyben a szakértők és a modellezők párbeszéde adná a keretet, és amelynek középpontjában a felhasználó számára jól használható, a követelményeknek megfelelően állandóan változó modell áll. Ezt a rendszert az előadó VIZIO címmel mutatta be, ami méltó befejezése volt a technikailag is szépen kivitelezett előadásnak.

Az előadásokat hozzászólások követték. *Hüttl Antónia*, a KSH elnökhelyettese azt a gondolatot vetette fel, hogy ha a jövőnek modellezünk, kísérjük meg most felvázolni, milyen lesz a jövő modellje, és az milyen adatgyűjtéseket igényel már most. Ezzel próbálunk meg elébe menni a problémáknak. Ellenkező esetben a jövőben ismét azzal a nehézséggel találjuk szembe magunkat, hogy a jó modellhez nem lesznek meg a megfelelő információk. *Oblath Gábor*, a KOPINT-DATORG igazgatója kétségeit fejezte ki a modellek iránt, szembeállítva azokkal a gazdaságkutatók közgazdasági tapasztalatait. *Mellár Tamás* ezzel szemben azt vetette fel, hogy nem szabad feladni a kutatást, törekedni kell minél jobb modelleket készíteni, még akkor is, ha jelenleg egyszerű eszközökkel a modellekhez hasonló vagy esetenként azoknál jobb eredményt kaphatunk. *Révész Tamás* szintén kedvező modellezési tapasztalatait hangsúlyozta Oblath Gáborral szemben. *Vigh Judit*, a KSH osztályvezetője visszatért Zalai Ernő azon gondolatára, mely szerint az ilyen irányú közgazdasági kutatások száma csökkent, és színvonaluk sokat romlott. A helyzet javítása csupán összefogással és jó szándékkal nem oldható meg, az előrelépéshez magasabb szintű anyagi támogatás is szükséges. Zalai Ernő szintén az említett nehézségekre hívta fel a figyelmet.

Válaszában Mellár Tamás mintegy elvállalta a szakma felső szintű képviseletét, nem hallgatva el, hogy a mostani helyzetben nem lát reális esélyt arra, hogy a szakma a jelenleginél lényegesen jobb anyagi, illetve erkölcsi megbecsülést élvezhessen.

\*

Az ülés második részében a Gazdaságstatisztikai Szakosztály tisztújító közgyűlésére került sor. Elsőként *Pukli Péter* kapott szót, aki 1995 óta töltötte be az elnök tisztét a Szakosztályban. Röviden beszámolt az elmúlt több mint három év munkájáról. Ennek kapcsán fontos megállapításokat tett, nevezetesen, hogy

– a Szakosztály tartalmi munkájának középpontjában az EU-harmonizációval kapcsolatos kérdések álltak, ezeket a Szakosztály rendezvényein megvitták, és számottevően hozzá tudtak járulni egyebek közt a screening-tárgyalások sikeréhez;

– a Szakosztály kereste a kapcsolatot a vállalkozói szférával, valamint a statisztika felhasználóival, ez azonban nem

minden esetben volt sikeres (egyik fő tapasztalata az volt, hogy a személyes kapcsolatok e téren is döntőnek bizonyultak);

– több sikerrel keresték a kapcsolatot más társaságokkal, így a Privatizációs Társasággal, valamint a Gazdaságmodellezési Társasággal, mely utóbbival a hivatalos kapcsolatfelvétel éppen ez alkalommal történt meg.

Befejezésül köszönetet mondott a tagoknak, a mindenkori rendezvények helyi szervezőinek és a KSH-nak azért, hogy az elmúlt három és fél évben segítették a Szakosztály munkáját.

Ezt követően megválasztották a Szakosztály új vezetőségét. A titkos szavazás eredményeképp a je-

lenlevők elnöknek *Oblath Gábert*, a KOPINT-DATORG igazgatóját, alelnöknek *Pukli Pétert*, a KSH főtanácsadóját és *Dávid Pált* a KSH Fejér Megyei Igazgatóságának vezetőjét, titkárnak pedig *Rónainé Györgyi Mártát*, a KSH osztályvezetőjét választották meg.

A szavazás befejeztével *dr. Szilágyi György*, a Magyar Statisztikai Társaság elnöke mondott köszönetet a leköszönő vezetőségnek munkájáért, és egyben jó munkát és sok sikert kívánt az új vezetőségnek.

*Hunyadi László*

## KEDVES SZERZŐNK!

A *Statisztikai Szemle* számítógépes kiadványszerkesztéssel készül. Ezért kérjük, hogy lapunk számára írt tanulmányának beküldésekor a következőkre legyen figyelemmel.

a) Kéziratát lehetőleg szövegszerkesztővel (WORD és változatai) gépelve, két példányban, kinyomtatva és a floppyt mellékelve juttassa el hozzánk.

b) A tanulmány terjedelme lehetőleg ne haladja meg a 25 oldalt.

c) Mellékelje tanulmánya rövid összefoglalóját (angolul és magyarul).

d) A kézirattal együtt juttassa el szerkesztőségünkbe részletes személyi adatait:

- munkahelyének nevét, címét, telefonszámát;
- lakáscímét és telefonszámát;
- e-mail címét;
- tudományos fokozatát;
- munkahelyi beosztását;
- a szerzői díj elszámolásához: születési helyét idejét, személyi számát, anyja nevét;

e) A kézirat végén, külön lapon adja meg a hivatkozott művek jegyzékét (IRODALOM) feltüntetve minden forrásmunka

- szerzőjét (a magyarok teljes nevét, a külföldieknek csak a vezetéknevét és keresztnévük kezdőbetűjét);
- pontos címét eredeti nyelven,
- kiadóját, a kiadás helyét, összes oldalszámát;
- kiadásának évét (folyóirat esetén a hónapot, számot, tól–ig oldalszámot);
- szó szerinti idézésnél az idézet oldalszámát (ha a hivatkozott mű napilapból származik, szintén kérjük, hogy adja meg az oldalszámot);
- a főszövegben az IRODALOM-jegyzék tételszámának megjelölésével hivatkozzon a forrásmunkára.

f) Ha írásában ábrát is kíván közölni, feltétlenül mellékelje az ábra elkészítéséhez szükséges adatokat (akkor is, ha számítógépen már elkészült az ábra). Az ábrát külön lapon mellékelje világos, egyértelmű formában (ne feledkezzen meg például a koordináta-rendszer tengelyeinek megnevezéséről, a mértékbeosztás jól látható feltüntetéséről, az ábra címéről).

Írását köszönettel várja

*A Statisztikai Szemle  
szerkesztősége*

# STATISZTIKAI HÍRADÓ

---

## SZERVEZETI HÍREK – KÖZLEMÉNYEK

**Elnöki látogatás Bécsben.** A Osztrák Központi Statisztikai Hivatal elnökének meghívására *dr. Mellár Tamás*, a Központi Statisztikai Hivatal elnöke 1999. május 19-én Bécsbe látogatott. A tárgyalásokon tájékoztatást kapott a statisztikának az EU-csatlakozást megelőző átvilágítása során szerzett osztrák tapasztalatokról, a turizmus statisztikája és a makrostatisztikák kapcsolatáról, valamint az elektronikus tájékoztatási formák gyakorlati alkalmazásáról. A megbeszéléseken részt vett *Laczkó Sándorné*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezetője, aki ezt megelőzően mezőgazdasági statisztikai témájú tárgyalásokat folytatott az Osztrák Központi Statisztikai Hivatalban és a Földművelésügyi Minisztériumban.

**Az Országos Statisztikai Tanács új tagja.** *Orbán Viktor* miniszterelnök a statisztikáról szóló 1993. évi XLVI. törvény 7§-ának (4) bekezdése alapján – a Központi Statisztikai Hivatal elnökének, előterjesztésére – *Bur Emmát*, a Gazdasági Minisztérium főosztályvezetőjét 1999. december 31-ig terjedő időre megbízta az Országos Statisztikai Tanács tagsági teendőinek ellátásával.

**Thirring emlékülés.** Az ELTE Állam- és Jogtudományi Kar Statisztikai és Jogi Informatikai Tanszékének Tudományos Munkaközössége és a Magyar Statisztikai Társaság Közigazgatási és Igazságügyi Statisztikai Szakosztálya, valamint Jogi Informatikai Szakosztálya 1999. június 17-én emlékülést rendezett *dr. Thirring Lajos* születésének 100-ik évfordulója alkalmából. Felkért előadók *dr. Kepecs József*, a KSH ny. főosztályvezetője és *dr. Kovacsics József* ny. egyetemi tanár voltak. (Az emlékülés részletesebb ismertetésére visszatérünk.)

**Vincze István (1912–1999).** Elhunyt *Vincze István* akadémikus, a matematikai tudomány doktora, ny. egyetemi tanár. Pályáját biztosítási matemati-

kusként kezdte, majd 1952-től harminc éven át dolgozott az MTA Alkalmazott Matematikai Kutató Intézetben mint a Statisztikai osztály vezetője, majd mint igazgatóhelyettes, s végül mint az Intézet igazgatója. Vincze Istvánnak kiemelkedő érdemei voltak a magyar matematikai statisztikai iskola megteremtésében.

Jelentős volt oktatói tevékenysége is. 1974-től mint az Eötvös Loránd Tudományegyetem tanára nemzedékeket nevelt a tudomány szeretetére. Számos külföldi egyetemen is oktatott vendégprofesszorként. Szakirodalmi tevékenysége nagy jelentőségű, nagy számú publikációi nemcsak a hazai szakirodalmat gazdagították, de több nyelven számos országban is jelentek meg tanulmányai.

Munkásságát 1966-ban Állami Díjjal ismerték el, 1987-ben Fényes Elek Emlékérmét, 1996-ban az MTA Eötvös Koszorúja kitüntetését nyerte el. Tagja volt több nemzetközi szervezetnek, így többek között az Institute of Mathematical Statistics (IMS)-nek. 1960 óta tagja volt az MKT Statisztikai Szakosztálya vezetőségének. A Magyar Statisztikai Társaság újjáalakulása (1990) után a szervezet örökös tagjává választották.

Emlékét tisztelői, barátai és tanítványai kegyelettel megőrzik.

**Az MTA Statisztikai Bizottságának** Nemzetközi albizottsága 1999. június 2-án ülést tartott, melyen 24 albizottsági tag, illetve meghívott vett részt. Az ülés napirendjén a Régiók Európában c. téma szerepelt.

A bevezető előadást *Kovács Tibor*, a Központi Statisztikai Hivatal főosztályvezető-helyettese tartotta. Előadásában ismertette az Európai Unió területi felosztásának alapelveit. Utalt a regionális politikának az 1987. évi Római Európai Egységokmányban megfogalmazott fő célkitűzéseire, melyek megvalósítását szolgálja az egységes területbeosztás és a támogatási alapok rendszere. Foglalkozott az EU egy-

séges területi statisztikai összefogási rendszerével (NUTS-rendszer). Végül az EU-tagállamok közötti fejlettségi szintkülönbségekről szólva kitért a NUTS 2. szintű régiók fejlettségi szintkülönbségeire, és ismertette a támogatott régiók területi elosztását, valamint a tagjelölt országok, így Magyarország felkészülését a régióalakítást illetően.

Az előadást két felkért hozzászólás követte. *Dr. Szabó Péter*, a Földművelési és Vidékfejlesztési Minisztérium helyettes államtitkára az EU-csatlakozás hazai előkészítését vázolta fel, melyben a KSH is érdekelt. Ismertette a 2000-tól bevezetni tervezett új regionális politika főbb vonásait, valamint Magyarország mozgásterét a területfejlesztés tekintetében. Ezen belül alapvető feladatnak tartja a regionális fejlesztési tanácsok erősítést.

A következő felkért hozzászóló *dr. Enyedi György* akadémikus volt, aki a kutatás oldaláról felmerült kérdéseket fogalmazta meg a témával kapcsolatban. Ismertette azt a négy folyamatot, mely a regionális szemléletet befolyásolja, s amelyek azt eredményezték, hogy nem alakulnak ki homogén régiók, és a hierarchikus terek helyét a horizontális kapcsolatok foglalják el. Kutatásai szerint Magyarország három fő tengely köré szerveződik, s ezekhez járulnak újabb göcök.

Az előadásokat több hozzászólás és élénk vita követte.

**Tanulmányút Párizsban az infláció témakörében.** A francia és a magyar Pénzügyminisztérium együttműködési programjának keretében 1999. június 14. és 16. között tapasztalatsere-megbeszélésekre került sor Párizsban. A magyar delegáció tagja volt *Szabó Éva*, a Központi Statisztikai Hivatal osztályvezetője. A Hivatal részéről a tanulmányút elsődleges célja a francia fogyasztói árindex számítás elméleti és gyakorlati módszereinek a harmonizált fogyasztói árindex számítás jelenlegi állásának, valamint a („core”) maginfláció-számítás francia gyakorlatának és tapasztalatainak megismerése volt. A maginflációs mutatót Franciaországban 1996 óta számítják. Célja a belső infláció és az infláció tendenciájának kimutatása. Csak szezonálisan kiigazított indexet publikálnak, és az index lefedettsége 62

százalékos. A magyar küldöttség tagjai a francia tájékoztatói rendszer alapvető sajátosságaival is megismerkedhettek.

**A „core” infláció és mérése** címmel szakirodalmi ismertetőket tartalmazó kötetet jelentetett meg *dr. Csahók István* szerkesztésében a KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. A szakma hét neves művelőjének különböző folyóiratokban publikált, illetve csak munkaanyagokban hozzáférhető tanulmányait *dr. Marton Ádám* ismertette.

A kötet bevezető tanulmánya tisztázza a core infláció fogalmát, majd áttekinti a mérés alapelveit és főbb elméleti kérdéseit. A további ismertett írások témája többek között a gyakorlati felhasználhatóság, a különböző meghatározások, a statisztikai becslések eredményeként tapasztalható lényegesen eltérő megközelítések. A kiadvány áttekintést ad a téma iránt érdeklődőknek és kiindulópontul szolgál a további vizsgálódáshoz.

(A „core” infláció és mérése. (Szakirodalmi ismertetés.) KSH Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat. Budapest. 1999. 72 old.)

**Magyar statisztikai zsebkönyv '98.** A Központi Statisztikai Hivatal közelmúltban megjelent kiadványa hagyományos szerkezetben nyújt átfogó tájékoztatást az előző év társadalmi és gazdasági folyamatainak alakulásáról.

A zsebkönyv bevezetőül Magyarország földrajzi, éghajlati és közigazgatási adatait közli. Ezt követően a társadalmi jelzőszámokat mutatja be, így a népesség és a foglalkoztatottság alakulásáról, a háztartási jövedelmek és a fogyasztás nagyságáról, az egészségügy, a szociális ellátás, valamint az oktatás helyzetéről közöl adatokat.

A kiadvány további része a gazdasági jelzőszámokat mutatja be, így többek között a gazdasági szervezetek alakulását, egyes gazdasági szektorok adatait, valamint a szolgáltatások szférájának teljesítményét. Külön rész foglalkozik a nemzetközileg összehasonlítható adatokkal. A zsebkönyvet Függelék és módszertani megjegyzések egészítik ki.

(Magyar statisztikai zsebkönyv '98.) Központi Statisztikai Hivatal. Budapest. 1999. 319 old.)

# STATISZTIKAI IRODALMI FIGYELŐ

---

## KÜLFÖLDI STATISZTIKAI IRODALOM

### A STATISZTIKA ÁLTALÁNOS ELMÉLETE ÉS MÓDSZERTANA

#### A FOGYASZTÓI ÁRINDEX FELÜLVIZSGÁLATÁNAK EREDMÉNYEI

(Measurement issues in the consumer price index.) – *Statistical Journal of the United Nations*. ECE 15. 1998. 1. sz. 1–36. p.

A tanulmány a fogyasztói árindex definícióját és számításának módszertani kérdéseit foglalja össze, melyet az Egyesült Államok Munkaügyi Minisztériuma és a Munkaügyi Statisztikai Hivatal (Bureau of Labor Statistics – BLS) szakemberei dolgoztak ki. Ismerteti a kongresszus által kijelölt Felülvizsgáló Bizottság e munkát értékelő végső beszámolóját, mely Boskin-jelentés néven vált ismertté.

A Bizottság a fogyasztói árindexet egy elméleti megélhetési költségindexszel hasonlította össze és megállapította, hogy a fogyasztói árindex ettől több területen eltérést mutat. Az eltérés okait a következőkben határozták meg:

- a termékhelyettesítés,
- a felíróhely-helyettesítés,
- a minőségi kiigazítás és
- az új termékek nem megfelelő kezelése.

A Bizottság tagjainak egyéni véleménye és a tapasztalati bizonyítékok szerint a fogyasztói árindex éves szinten 1,1 százalékponttal felülbecsli a valódi megélhetési költségindexet.

Mivel a fogyasztói árindex mértéke fontos szerepet játszik a gazdaság számos területén, a Bizottság szükségesnek tartja bizonyos módszertani változtatások bevezetését. Ilyen lehet a fogyasztói kosár összetételének gyakoribb felülvizsgálata, valamint az indexformula közelítése az elméleti megélhetési

költségindex koncepciójához. A BLS szakemberei által összeállított anyag célja:

- a fogyasztói árindex és a megélhetési költségindex közötti kapcsolat megvitatása,
- a Bizottság által feltárt hibák áttekintése,
- reagálás a Bizottság részletes ajánlásaira.

A fogyasztói árindex a városi lakosság által egy fix termék- és szolgáltatáskosárért fizetett árak átlagos változásának mértékét fejezi ki. Laspeyres-indexformula szerint készül, amely egy fix fogyasztói kosár költségváltozásait méri. Ebben a formulában a bázisidőszakban elfogyasztott termék- és szolgáltatásmennyiségek képviselik az árak súlyszámait.

A fogyasztói árindex méri a fogyasztói kosár megszerzéséhez szükséges tárgyidőszaki költség változását ugyanezen kosár bázisidőszaki költségéhez viszonyítva. A Laspeyres-árindex arra a kérdésre ad tehát választ, hogy mennyi az értéke a bázisidőszaki fogyasztói kosárnak mai árakon.

A BLS 7300 háztartási egység és 22 500 kiskereskedelmi egység bevonásával végzi az áradatak gyűjtését. Az indexek két szakaszban készülnek:

1. alsó szint – 206 termék- és szolgáltatáskategóriára mind a 44 földrajzi körzetben,
2. felső szint – mindösszesen index előállításra a 9064 (206x44) részindex aggregálásával.

A fogyasztói árindex több célra használható, ezek közül az egyik legjelentősebb, a megélhetési költség változásának mérése. Ezért a BLS a fejlesztési munkák során évek óta figyelembe veszi a megélhetési költségindex koncepcióját.

A megélhetési költségindex összehasonlíthatja, hogy a fogyasztóknak mennyibe kerül ugyanazon

*Megjegyzés.* A *Statisztikai Irodalmi Figyelő* rovatot a Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálat állítja össze. A rovat minden hónapban *Külföldi Statisztikai Irodalom* fejezetet (külföldi statisztikai és demográfiai könyvek és cikkek ismertetését), páratlan hónapban *Bibliográfiát* (a könyveket az MSZ 3423/2–84, az időszaki kiadványokat az MSZ 3424/2–82 szabvány szerinti feldolgozásban), páros hónapokban *Külföldi folyóiratszemlét* tartalmaz.

megélhetési szint fenntartása különböző időpontokban anélkül, hogy a fogyasztói kosárra bármilyen korlátozás vonatkozna (tehát nincs rögzítve).

A megélhetési költségindex megmutatja, hogy mennyi az a minimális kiadásváltozás, amely ahhoz szükséges, hogy a fogyasztó ugyanazon a szinten maradjon két időszak között, amikor az árak változnak. A fogyasztói jólétet azonban számos olyan tényező befolyásolja, amelyek nem, vagy csak közelítőleg számszerűsíthetők. Ilyenek:

- a környezet minősége és a kényelem (tisztá levegő, alacsony bűnözés),
- az adók által biztosított javak (nemzeti védelem),
- az egészségügyi ellátás,
- a jövőbeni fogyasztási célok.

A BLS meghatározása szerint a fogyasztói árindexbe kerülő termékek és szolgáltatások vagy piaci termékek vagy olyan kormány által biztosított javak, amelyeknek egyértelműen meghatározható költséjük, vagyis áruk van. Így a nem számszerűsíthető tényezők nem tartoznak ebbe a körbe.

Évtizedek elméleti és gyakorlati kutatásai alapján egyértelműen megállapítható, hogy a Laspeyeres-típusú indexszel számított inflációs mutatószám felülértékeli a megélhetési költségindexet azáltal, hogy a fix bázisidőszaki súlyok használatával nem képes kezelni a termékek közötti helyettesítés hatását. Pedig nyilvánvaló, hogy a fogyasztók például almával helyettesítik a narancsot, amikor az utóbbi ára emelkedik (helyettesítés) vagy jonatánalmát vásárolnak a starking helyett (alsó szintű helyettesítés) bizonyos körülmények között.

*Termékhelyettesítés.* A Bizottság 0,15 százalékpontonra becsülte a felső szintű helyettesítésből származó eltérést, a BLS kutatásaira alapozva, ahol a Laspeyeres-formulával számított árindex került összehasonlításra egy szuperlatív indexformulával számított árindexszel. A BLS szakemberei az ezen a szinten fellépő eltérés jellegében és mértékében egyetértettek a Bizottság megállapításával.

Az alsó szintű helyettesítés esetében azonban már nem ilyen egyértelmű a helyzet. Ezt az eltérést gyakran összekeverik az indexformula okozta eltéréssel, mely abból adódik, hogy az egyes csoportok súlyszámai egyrészt a bázisidőszakból, másrészt a háztartási költségvetési felvételtől származnak, ahol a kiadások értékben és nem mennyiségben szerepelnek. Így tehát ahhoz, hogy megkapjuk az árindex súlyszámait, ezeket a kiadásokat osztani kellene a megfelelő árral, hogy a tényleges mennyiségi adatokhoz jussunk. Visszatérve a termékhelyettesítésből adódó eltérésre, a Bizottság álláspontja szerint a megélhetési költségindex jobb becsüléséhez geomet-

riai átlagolású indexek szükségesek. (Jelenleg a fogyasztói árindex számtani átlaggal készül). A BLS álláspontja szerint azonban, ezek a geometriai átlagolású indexek csak azokban az esetekben mutatják a valós helyzetet, amikor a helyettesítés rugalmassági együtthatója pontosan eggyel egyenlő. Ha viszont ez az érték nulla, a jelenleg használt számítási mód is megfelelő. Mindazonáltal a BLS kötelezettséget vállalt arra, hogy felülvizsgálja a geometriai átlagolás bevezetésének lehetőségét minden egyes csoport esetében.

*Feliróhely-helyettesítés.* A Bizottság becslése alapján az új, alacsonyabb árfekvésű üzlettypusok kihagyása a mintából éves szinten 0,1 százalékpontos eltérést okoz. Ez a megállapítás *Reinsdorf* vizsgálati anyagából indul ki, amely azonban a BLS szakemberei szerint több szempontból is jelentős bizonytalanságokat tartalmaz. Ezek az adatok ugyanis csak két évet fognak át a nyolcvanas évek végéről és ez nem megfelelően reprezentálja egy hosszabb időintervallum változásait. Emellett pedig arra sincs bizonyíték, hogy a vizsgált termékkategóriák (élelmiszerek és benzin) megfelelően reprezentálják az összes többi termék-, illetve szolgáltatáscsoportot.

Két további szempont figyelembevételére is azt támasztja alá, hogy az éves szinten megállapított 0,25 százalékpontos eltérés túlságosan nagy. Az első: az eltérés becslésénél azt feltételezték a Bizottság tagjai, hogy az alacsonyabb árfekvésű boltok ugyanolyan szintű szolgáltatásokat nyújtanak, mint a drágábbak. Ez azonban nem helytálló, hiszen számos diszkont áruház éppen azért képes alacsonyabb áron kínálni a termékeit, hogy csökkentse a szolgáltatásai mértékét és színvonalát. Másodsorban pedig egyéb tényezők (márkaváltozás, a termékváltozatok eltérése) is okozhatták a *Reinsdorf* adataiban kimutatott csökkenést, az újonnan bevont üzletek mellett.

A kísérleti számítások azt mutatják, hogy az egyes üzlettypusok közötti árkülönbségek befolyásolják a termékek és szolgáltatások átlagárainak alakulását, de azok árindexeit lényegesen nem befolyásolják.

*Minőségi változások és új termékek kezelése.* A Bizottság által kimutatott eltérés legnagyobb része ezzel a területtel kapcsolatos, éves szinten ugyanis 0,61 százalékpont magyarázható a nem megfelelő minőségi kiigazítással és az új termékek késedelmes bevonásával a mintába. Mindazonáltal a Bizottság nem vitatja, hogy a BLS nagy erőfeszítéseket tesz a területek javítására és jelenleg is alkalmaz minőségi kiigazítást. A vizsgálat során a termékeket és szolgáltatásokat 27 csoportba sorolták, és így csoportról csoportra igyekeztek megállapítani az eltérések mértékét.



A 27 csoportból nyolc olyan akadt, ahol nem volt eltérés (tűzelőanyagok, lakásfenntartás és ehhez kapcsolódó szolgáltatások, tömegközlekedés, egyéb magánközlekedés, egészségbiztosítás, szórakoztatáshoz kapcsolódó szolgáltatások és dohányárúk), de a fennmaradó 19 esetben mindenhol pozitív eltérést mutattak ki, tehát az árváltozások túlbecsültek a minőségi változások alulértékelése miatt, valamint azért, mert az új termékek értékét nem vették figyelembe.

A 0,61 százalékpont eltérésből 0,11 százalékpont a következő kilenc csoportnak tudható be: az otthon fogyasztott élelmiszerek, a friss zöldségfélék és gyümölcsök, a háztartáson kívül fogyasztott élelmiszerek, a szeszes italok, a közszolgáltatások, a bútorok, az üzemanyagok, a recept nélkül kapható gyógyszerek és egyéb egészségügyi szolgáltatások, a személyes és oktatási kiadások. E csoportok esetében a Bizottság tagjai csak személyes becsléseikre hivatkoztak.

Négy kategória esetében (lakbér, ruházkodás, új és használt autók) a becslést 0,16 százalékpontos eltérést az egyéni termékek áralakulási trendjével indokolták.

A fennmaradó hat csoport (villamos készülékek, receptre kapható gyógyszerek, egészségügyi szolgáltatások, kórházi ellátás és ehhez kapcsolódó szolgáltatások, szórakoztató berendezések és személyi szolgáltatások) nem megfelelő kezelése okozza az ezen a területen kimutatott eltérés több mint felét, vagyis 0,34 százalékpontot.

Mint a felsorolt csoportokból is látható, azok alapvetően két területet ölelnek fel, az egészségügyet és a csúcstechnológiát alkalmazó termékeket. Ezekben az esetekben problematikus a minőségi változások szétválasztása és kezelése.

Mivel a Bizottság becslései során csoportról csoportra különböző módszereket alkalmazott anélkül, hogy állást foglalt volna valamelyik alkalmazása mellett, a BLS szakemberei ezt a részt fokozott kritikával fogadták.

*A Bizottság rövid távú ajánlásai.* A jelentés egy mindent átfogó ajánlással kezdődik, miszerint a BLS számítson megélhetési költségindexet, amely megfelelően méri a fogyasztói árak mozgását. A szakemberek alapvetően egyetértenek ezzel a célkitűzéssel, fenntartva, hogy egyeztetések szükségesek a különböző területekről. A következő ajánlások két külön index felállítását javasolják.

– A havonta megjelenő index továbbra is fogyasztói árindexként szerepelne néhány módosítás után. A Laspeyres-típusú indexről át kellene térni valamelyik szuperlatív indexformulára, valamint a súlyszámok éves felülvizsgálatára, és továbbra is két-három elmúlt év fogyasztási szerkezeté-

nek átlagából kell kialakítani az adott évben használandó súlyarányokat.

– A BLS áttérhetne az évtizedenként egyszeri felülvizsgálatról az állandó fejlesztésre. Emellett lehetőség nyílna egy éves megélhetési költségindex készítésére, melynek állandó felülvizsgálata és visszatekintő módosítása lehetővé tenné a súlyszámok felülvizsgálatát és az újonnan megjelenő termékek bevonását. Ez körülbelül egy-két éves csúszással jelenne meg és nem lenne szükség egyetlen szám véglegesítésére sem, hanem az éppen aktuális információk szerint mindig mód nyílna a javításra.

A legalacsonyabb elemi aggregációs szinten az alapadatok árváltozását geometriai átlagolással kellene elvégezni a számtani helyett. Ezzel a módszertani változtatással kiküszöbölhető lenne az alsó szintű termékhelyettesítés problémája.

*A Bizottság középtávú ajánlásai.* A BLS tanulmányozza az egyes termék-, illetve szolgáltatáscsoportok viselkedését, annak megállapítása érdekében, hogy melyek azok, amelyek az index jövőbeni alakulására a legtöbb információt szolgáltatják, illetve amelyek hullámzása nagyjából közömbös az összesen alakulására és ez kimutatható a múltbeli áradatokból.

Célszerű lenne a mintavételi eljárás módosítása is. Elsődlegesen a termékek kiválasztása a fontos, majd a felíróhelyeké és csak ezután következhet a földrajzi, területi mintavétel elvégzése. Ebben a vonatkozásban a BLS véleménye eltér a Bizottságétól, mivel a területi lefedettség a fogyasztói árindex adatgyűjtésére és számítási folyamatára is több szempontból hatást gyakorol.

A BLS-nek szüksége lenne egy olyan állandó mechanizmusra, amely ellátná külső információkkal, szakértői véleményekkel és kutatási eredményekkel. Bár jelenleg is fennáll több vonalon az ilyen együttműködés, például 1965 óta az árindexprogram részét képezi egy fejlesztő részleg, és a Bizottság munkája során számos esetben felhasználta a BLS szakemberei által végzett kutatások eredményeit.

*A Bizottság hosszú távú ajánlásai.* A BLS-nek ki kellene dolgoznia egy kutatási programot, amely túlmutat a jelenlegi fogyasztói kosáron, vagyis azokat a jelenségeket kellene számba vennie, amelyek hatással vannak az életszínvonal alakulására. Ezt az ajánlást fenntartásokkal fogadták, ugyanis ez azt jelentené, hogy ezekkel a hatásokkal módosítani kellene a fogyasztói árindexet. Mivel e változások megítélése leginkább csak szubjektíven és csak kiválasztott esetekben történhet, a megfelelő reprezentativitás hiánya jobban torzíthatja a fogyasztói árindexet, mintha nem történe ilyen kiigazítás.

A BLS-nek meg kellene vizsgálni az árengyen-súly feltevését és annak lehetőségét, hogy ez nem minden esetben áll fenn. Ennek jelentősége főként a

hosszú távú összehasonlításoknál, az idősorok egymáshoz láncolásakor jelentkeznek. Mindezekon túl szükséges lenne új adatfelvételek kialakítása is, alapvetően az első hosszú távú ajánláshoz kapcsolódva.

(Ism.: *Mináry Borbála*)

BRÜNGGER, H. – LONGVA, S.:

A NEMZETI STATISZTIKAI MUNKÁT  
MEGHATÁROZÓ NEMZETKÖZI ELVEK

(International principles governing official statistics at the national level: are they relevant for the statistical work of international organisations as well?) – *Statistical Journal of the United Nations. ECE*. 1998. 3–4. sz. 221–235. p.

Az Európai Gazdasági Bizottság (EGB) alapelvei szerint a nemzeti statisztikai hivatalok tájékoztatói tevékenységük során lehetőség szerint törekedjenek olyan fogalmak és osztályozások alkalmazására, amelyek nemzetközi tájékoztatásra is alkalmasak. Ugyanakkor elismerik, hogy az egyes országok statisztikai hivatalainak tekintettel kell lenniük az adatszolgáltatókra ezzel kapcsolatban háruló terhekre és az adott országbeli felhasználók adatigényére. A statisztikai hivatalok működését legtöbb esetben törvény szabályozza, ami a közigazgatási és végrehajtó szervektől eltérően a politikai hatalomtól való függetlenségüket is biztosítja.

A nemzetközi szervezetek statisztikai részlegei az adott szervezet titkárságának vannak alárendelve és ez a publikációk megjelentetési eljárására is vonatkozik. Kivételek alól az EUROSTAT, amely 1997 óta más főosztályoktól eltérő elbírálás alá esik. A statisztikákkal (is) dolgozó nemzetközi szervezetek (ENSZ, OECD, IMF) statisztikai tevékenységre vonatkozó szabályai nem tesznek különbséget a statisztikai és az egyéb célú adatgyűjtések között, ami lényeges eltérés a nemzeti gyakorlattól. Ennek részben az is a magyarázata, hogy ritkán gyűjtenek egyedi adatokat, ahol bizalmas kezelésre volna szükség. További eltérés, hogy a nemzetközi szervezetek adatgyűjtéseiket a szervezet saját céljaihoz igazítják és az adatok másodlagos felhasználóira nincsenek tekintettel.

A nemzetközi szervezetek részben felhasználói a nemzeti statisztikai hivatalok adatainak, részben pedig másodlagos közreadók. Utóbbi tevékenységükkel nagymértékben növelhetik az adatok értékét, ha nemzetközi összehasonlításokat is készítenek. A mai globalizálódó világban egyre nő az ilyen kiadványok iránti igény és az egyes országok politikai döntéshozói, a multinacionális vállalatok és a média egyaránt keresi azokat. A közös valutára történő át-

számítás (ami vásárlóerő-paritáson is történhet), az egységes bázisév használata, valamely általánosan ismert nyelven való közreadás mind hozzájárul ahhoz, hogy az adatok széles körben használhatóvá váljanak. A nemzetközi összehasonlítást lehetővé tevő adatközléshez a nemzeti statisztikai hivatalok és a nemzetközi szervezetek összehangolt munkájára van szükség. Az adatok felhasználóit ugyanakkor kevésbé érdekli, ki milyen mértékben felelős a végeredmékért, ők elsősorban annak minőségét és használhatóságát értékelik.

A nemzetközi szervezetek sokkal több adattal rendelkeznek, mint amennyit megjelentetnek. Az általuk gyűjtött adatok nagyobb része a szervezeten belül kerül felhasználásra. A közzétett statisztikák általában a tagországok néhány megkülönböztetett felhasználójához jutnak el. A kiadványokból sokszor elmaradnak az olyan információk (a szerzők szóhasználatában metaadatok), amelyek az összehasonlíthatóság korlátaira figyelmeztethetnének (átszámítási kulcsok, meghatározások, fogalmak).

A nemzetközi szervezetek statisztikai részlegei általában lassan reagálnak a szervezeten belül jelentkező új adatigényre, az adatok külső felhasználóinak reakciójára pedig alig kíváncsiak. Az EU 1998–2002 évekre szóló Statisztikai Programja azon kevés kivételek közé tartozik, amely figyelembe veszi a tagországok közösségi adatok iránti igényét. Az OECD és az IMF esetében a statisztikai tevékenységet lényegében a politikai döntéshozók határozzák meg. Ennek előnye, hogy a statisztika valós igényeket szolgál ki, és nem válik öncélú tevékenységgé. Ez a folyamat viszont odáig ment, hogy a kutatás-fejlesztési megfigyelések módszertanát rögzítő Frascati-kézikönyvet politikai testület és nem statisztikusok fogadták el.

Amennyiben a valamely nemzetközi szervezet politikai döntéshozóinak meghatározó szerepük van statisztikai kérdésekben, az főként akkor okoz torzulásokat, ha az adatokat operatív célra használják. Ilyen lehet a pénzforrások elosztásának, a tagdíjak megállapításának, a segélyekre való jogosultság eldöntésének statisztikai mutatókhoz való kötése. Két probléma is adódhat: egyrészt a döntéshozó az ő és csakis az ő céljainak megfelelő mutatókat fogadja el és a továbbiakban elutasít minden változtatási javaslatot. Másrészt az adott célra pontosított fogalmak más felhasználók számára nem lesznek alkalmazhatók. A szerzők úgy látják, hogy kellően robusztus meghatározásokra van szükség, amelyek szélesebb felhasználói kör igényeit is ki tudják elégíteni, és a vázolt helyzet elkerülésére a következő megoldást javasolják. Bízják a fogalmak és a módszerek meghatározását a statisztikusokra, akik azután általáno-

san használható variáns dolgoznak ki. A politikusok módosítsák azt az igényüket, hogy a statisztikai tevékenység speciális céljait szolgálja. Ily módon a statisztikusok az újabb fejleményeknek megfelelően fejleszthetik tovább munkájukat. Szervezeti oldalról nézve az ilyen kérdésekben vegyes összetételű, politikusokat és statisztikusokat egyaránt tartalmazó bizottságokra van szükség a nemzetközi szervezeteken belül és ezeknek tanácsadó, nem pedig döntéshozó jogkört kell biztosítani.

Amennyiben az említettek megvalósulnak, a nemzeti statisztikai hivatalok a hazai felhasználók részéről jelentkező igény esetén, rendszeres továbbadói lehetnek a nemzetközi szervezetek által megjelentetett statisztikáknak. A kiadványokban közölték módszertani háttérnek ismeretében jó helyzetben lesznek ahhoz, hogy felhívják a felhasználók figyelmét az adatok minőségére és helyes értelmezésére.

(Ism.: *Szász Kálmán*)

HAHLEN, J.:

A HIVATALOS STATISZTIKA  
MINT A STATISZTIKAI INFRASTRUKTÚRA RÉSZE

(Amtliche Statistik als zentraler Teil der statistische Infrastruktur. Anmerkungen zum Memorandum.) – *Allgemeines Statistisches Archiv*. 1998. 3–4.sz. 387–390. p.

A cikk szerzője megjegyzéseket fűz a folyóirat ugyanebben a számában megjelent *Hauser, R. – Wagner, G. G. – Zimmermann, K. F.* tollából származó memorandumhoz, mely a németországi statisztikai infrastruktúra javítását tűzi ki céljául. Mivel a hivatalos statisztikával szemben kormányzati igényeket támasztanak, melyeknek elkerülhetetlen része a gazdaságstatisztikai adatbázis felállítása és az adatokhoz való könnyebb hozzáférés biztosítása és a jelenlegi helyzet bírálata indokolt. A szerző véleménye szerint azonban a memorandum javaslatai több jelentős tényezőt figyelmen kívül hagynak és néhány ponton megkerülnek a tényleges problémákat. A fellobbanó vitát hasznosnak tartja a szerző, ugyanis éveken át alig volt szó e témáról. A gazdaságkutató intézetnek a gazdasági tanács által értékelt „Kék listája” azt sugallja, mintha a hivatalos statisztika lenne a hibás a német gazdaságkutatás megtorpanásában. Ugyanakkor a kutatók és a hivatalos statisztikusok közötti személyes kapcsolatok kiépítése sok fontos projekt megvalósítását eredményezhetik.

Felmerült az a kétely, hogy vajon a hivatalos statisztika adatgyűjtési programja milyen rugalmasan igazítható a társadalom változó információs igényéhez. Az ilyen kételyeknek meg is van az alapjuk.

Egy demokratikus jogállamban nem várható el, hogy a parlament döntsön arról, a hivatalos statisztika mely információit finanszírozzák közpénzekből és melyek legyenek azok, amelyek a polgárokat kötelezik információadásra. A legalitás alapelveinek követése Németországban oda vezetett, hogy a törvényhozás valamennyi statisztikai részletet szabályozza és ezáltal gátolja a társadalmi – gazdasági fejlődéshez való rugalmas alkalmazkodást. Ezt a helyzetet tovább nehezíti az egyre erősebb kötődés az Európai Unió statisztikai rendszeréhez, ami tovább szűkíti a döntési teret.

Megoldásként a memorandum „... a politikai bürokráciától független, tudományos tanácsadókkal rendelkező adatellátó intézményeket és decentralizációt” követel. A cikk szerzője szerint azonban ez nincs összhangban a hivatalos statisztika feladataival. A decentralizáltság semmiképpen sem oldja meg a hivatalos statisztika problémáit.

A szövetségi statisztikai törvény arra kötelezi a statisztikai hivatalt, hogy a társadalom gazdasági, szociális és ökológiai viszonyait összességében mutassa be. Ez szakmai, helyi és időbeni összehasonlítást előfeltételez, amit viszont csak egy konzisztens, átfedésmentes, egymásra épülő rendszerrel lehet elérni. Ezért a németországi hivatalos statisztikát a szakmai koncentráció alapelve szerint szervezték meg, ami optimális, sokoldalú koordinációs tevékenységet biztosít. Bizonyos feladatokat értelemszerűen csak központosítva lehet elvégezni. Példa erre a jelenleg készülő vállalkozás-regiszter, amelyet a közgazgatási nyilvántartásokból vesznek át és amely valamennyi vállalkozási statisztika alapja lesz.

A memorandumnak a „független, tudományos tanácsadókkal rendelkező intézmények” iránti követelésén némileg csodálkozik a szerző. A németországi hivatalos statisztika ugyanis köteles a semlegesség, az objektivitás és a tudományos függetlenség alapelveit betartani és ezt meg is valósítja, a Statisztikai Tanácsadó Testület és annak szakbizottságai pedig tanácsokkal szolgálnak. Ezek az intézmények képviselik a tudományt a Szövetségi Statisztikai Hivatal munkájában. A cél egy olyan rendszer kialakítása, amely a szövetségi statisztikát alkalmassá teszi a mind szabadabb és mozgékonyabb teljesítmények-re. Ennek érdekében az információs és tudományos társaságok hivatalos statisztikai programja, valamint mérési koncepciója folyamatosan igazodna a fejlődéshez. Ez a rendszer lényegesen nagyobb lehetőséget kínálna ahhoz, hogy bevonhassák a kutatási eredményeket a statisztikai munkába és kielégíthessék az adatfelhasználók kívánságait. Emellett azonban tisztában kell lenni azzal, hogy a hivatalos statisztikának nem elsősorban a tudomány kívánságait

kell figyelembe vennie, hiszen minden felhasználói csoportot egyenlőnek tekintendő. Egy integrált statisztikai rendszernek, amely lehetőség szerint minden releváns területet lefed és mind a szövetségi, mind a regionális és a helyi adatokat szolgáltatja, elsősorban alapinformációkat kell adnia azért, hogy a társadalom valamennyi résztvevője egyenlő mértékben férhessen az adatokhoz.

A memorandum változtatásokat követel a tudományos adatokhoz (különösen a mikroadatokhoz) való hozzáférés terén is, aminek egyszerűnek, gyorsnak és olcsónak kellene lennie. A cikk szerzője szerint ezek a kívánások érthetőek, mivel a hivatalos statisztika adataihoz a tudománynak is hozzá kellene jutnia. Mindazonáltal a tudomány igényeinek határt szab a statisztikai adatvédelem, amelynek betartása kötelező. A polgároknak és a cégeknek a statisztikai titok megőrzésébe vetett bizalma a statisztikai adatok jó minőségének legfontosabb előfeltétele. Ha a megkérdezettek kételkednének ebben, akkor megtagadnák az együttműködést vagy nem megfelelő adatokat szolgáltatnának.

A tudomány vonatkozásában is azt hangsúlyozza a cikk szerzője, hogy az adatvédelmet nem szükséges rossznak, hanem – ellenkezőleg – márkajelnek kellene tekinteni, amelyből az empirikus gazdaságtudomány is nyerne. A szerző véleménye szerint a memorandum szerzőinek el kellene gondolkodniuk azon, vajon a hivatalos statisztikának az adatvédelemre vonatkozó különleges kötelezettségeiben nin-

csenek-e lehetőségek az empirikus gazdaságtudomány számára is. Például egy idő óta a munkaadói és a foglalkoztatási adatok összevezetésének lehetőségéről vitáznak, ami a kutatás számára igen fontos a munkapiac és a munkanélküliség összefüggésének feltárására. Mindezt azonban adatvédelmi szempontból nagyon kritikusan kell kezelni. A szerző úgy véli, Németországban is találnak erre megoldást, és ha a hivatalos statisztika keretében sikerül ezeket megvalósítani, a tudomány visszaélést kizáró, ellenőrzött adatokhoz juthat hozzá.

A lakossági statisztika mikroadatai terén is nagy előrelépés történt az utóbbi időben, és olyan statisztikai infrastruktúra áll a tudomány rendelkezésére, amely lehetővé teszi az adatok intenzív felhasználását. Aki már foglalkozott ezzel a témával tudja, hogy a vállalati mikroadatokat esetében igen nehéz a statisztikai adatvédelemmel összeegyeztethető megoldást találni. Ez esetben is vannak azonban mind a hivatalos statisztikán belül, mind pedig a statisztika és a tudomány között intenzív megfontolások. A memorandum is felvet néhány együttműködési módot.

Végző állásfoglalásában a cikk szerzője nem fogadja el a memorandum szerzőinek véleményét, amely szerint a hivatalos statisztika aggregált adataihoz való hozzáférés nem kielégítő, s véleménye szerint legfőbb ideje, hogy a közgazdaságtan végre kilépjen elefántcsonttoronyából és tájékozódjék a realitásokról.

(Ism.: *Pétevári Éva*)

## GAZDASÁGSTATISZTIKA

SCHNEIDER, M.:

### A MEZŐGAZDASÁG AZ EURÓPAI UNIÓ KELETI KIBŐVÜLÉSÉNEK KRITIKUS TERÜLETE

(Die Landwirtschaft als kritischer Bereich der EU-Osterweiterung.) – *Monatsberichte*. 1998. 11. sz. 781–793. p.

Nyugat-Európával összehasonlítva a legtöbb kelet-közép-európai ország még viszonylag erősen agrárjellegű és nagy mezőgazdasági potenciállal rendelkezik. Ez azonban (többek között a nagy kiterjedésű termékeny föld és a bőséges, olcsó munkaerő) csak részben van kihasználva. Az EU-csatlakozás szempontjából érintett tíz országban (Cseh Köztársaság, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia, továbbá Bulgária, Románia, és Észtország, Lettország, Litvánia) a foglalkoztatottságból és a gazdaság teljesítményéből való agrárreszesedés átlagosan több mint négyszerese az EU 15 tagországáénak. Ezekben az országokban átlagosan lakosonként körülbelül kétszer nagyobb a szántóföld

és körülbelül 50 százalékkal nagyobb a mezőgazdasági terület, mint az Európai Unióban. Mindazonáltal a mezőgazdasági munkaerő egységére jutó megművelt terület Nyugat-Európában átlagosan háromszorosa a kelet-európainak, az alacsony hatékonyságot és reáltermelékenységet jelzi a kelet-közép-európai országokban.

Más szóval 1989 óta alkalmazkodási válság figyelhető meg e térségben, hiszen a mezőgazdaság szerkezeti átalakítása még nem fejeződött be. A válság konkrét jegyei: a termelés csökkenése, a mezőgazdasági jövedelem szűkülése, az üzemek eladósodása. 1994 óta a termelés lassan nő, de az 1989. évi termelési színvonalat – Szlovénia és Románia kivételével – 1997-re még nem érték el.

A privatizáció és a kapcsolódó mezőgazdasági, élelmiszer-gazdasági struktúraátalakítás előrehaladása ellenére a piacgazdaságban fontos intézmények terén még jelentős hiányok vannak, például a legtöbb országban hiányzik a működőképes földpiac.

A mezőgazdasági üzemi struktúrára a kelet-közép-európai országokban 1996–1997-ben az volt jellemző, hogy a mezőgazdasági terület több mint felét az önálló parasztok kis- és középgazdaságaiban művelték. Ezekben az országokban a mezőgazdaság fontos jellemzője a duális üzemi szerkezet és a különféle nagyüzemek erős pozíciója, és e tekintetben is jelentős az eltérés Nyugat-Európához viszonyítva.

A kelet-közép-európai országok élelmiszer-gazdaságának versenyképessége döntő jelentőségű az Európai Unió keleti kibővítése következményeinek felmérése szempontjából. Ezek az országok mezőgazdaságukat kisebb mértékben védik és támogatják, mint az Európai Unió. Az agrárvédelem PSE-val (Producer Subsidy Equivalent – Termelői támogatási egyenérték) mért foka körülbelül csak fele az Európai Unióénak. A mezőgazdasági árak és a termelési költségek – Szlovénia kivételével – ugyancsak alacsonyabbak, mint az Európai Unióban. A gazdálkodók alig részesülnek közvetlen jövedelmi transzferekben.

1989 után az agrárkereskedelemben az Európai Unió vált a kelet-közép-európai országok legfontosabb partnerévé. 1994 óta az Európai Unió több agrárterméket szállít a szóban forgó országokba, mint amennyit onnan importál. Az Európai Unió élelmiszer-gazdasága az elmúlt években erősíteni tudta kereskedelmi pozícióját a kelet-közép-európai országokban, és ki tudta építeni jelenlétét a térség piacán. Az elmúlt években élénkült a kelet-közép-európai országok egymás közötti agrárkereskedelme is a CEFTA-megállapodás kereskedelmi könnyítései nyomán, és a Szovjetunió utódállamaival is intenzívebbé váltak a kereskedelmi kapcsolatok.

A kelet-közép-európai országok élelmiszer-gazdaságának további fejlődésére vonatkozó megítélések különbözőek. Az Európai Bizottság például három olyan „kulcsproblémát” lát, amelyek középtávon megnehezítik a jelentős agrárpotenciál kiaknázását ezek: a tőkehiány, a mezőgazdaság strukturális problémái, továbbá a mezőgazdaság és az élelmiszeripar számára termelési eszközöket gyártó ágazatok, valamint az élelmiszeripar és -kereskedelem terén felmerülő nehézségek.

A tíz kelet-közép-európai ország csatlakozása az Európai Unióhoz körülbelül 28 százalékkal növelné a Közösség fogyasztóinak számát. Az Európai Unió mezőgazdasági potenciálját a bővülés legalább 40 százalékkal emelné, és a mezőgazdasági foglalkoztatottak száma több mint kétszeresére növekedne.

Az Európai Bizottság „Agenda 2000” elnevezésű 1997. évi dokumentuma szerint a közös agrárpolitika alkalmazása a szóban forgó országokban problémákat eredményezne. Csupán a gyakorta sokkal

magasabb mezőgazdasági árak fokozatos bevezetése jelentős pótlólagos termékfeleslegekhez vezetne a csatlakozó országokban, elsősorban a tej, a marhahús, a sertéshús és a baromfi vonatkozásában, de a növénytermesztés és a kertészet terén is. A magas árak és a pótlólagos közvetlen jövedelmi transzfererek erőteljesen megnövelnék a mezőgazdasági jövedelmeket. Az élelmiszerek drágulnának, és ennek következtében szociális feszültségek lépnének fel.

A jelenlegi közös agrárpolitika kelet-közép-európai országokra való kiterjesztése erőteljesen megterhelné az Unió költségvetését, miközben a közös agrárpolitika finanszírozásának alapja, a Közösség GDP-je csupán 4 százalékkal növekedne.

Ez a jelentős agrárpotenciál – párosulva a tagjelölt kelet-közép-európai országok szerény gazdasági erejével – aggasztja a nyugat-európai farmereket. A közös agrárpolitika alkalmazása ugyanis a kelet-közép-európai országokban a magasabb árak és támogatások révén ösztönözné a termelés bővülését és korlátozná a fogyasztást. Úgy tűnik, hogy az Európai Bizottság alulbecsüli a mezőgazdasági termelésnek a kelet-közép-európai országok csatlakozása után várható növekedését. A növekvő feleslegek felhasználása problémát jelent majd a meglévő nemzetközi kötelezettségek teljesítése vonatkozásában is. A közös agrárpolitika és a strukturális alapok „Agenda 2000”-ben javasolt reformjának figyelembe kell vennie az Európai Unió keleti kibővülését.

Az EU 1999. márciusi berlini csúcstalálkozóján a legfőbb agrárkérdéseket megválaszolatlanul hagyták. A csatlakozó országok továbbra sem igen tudják, hogy milyen mezőgazdasághoz, agrárpiaci rendtartáshoz kell alkalmazkodniuk, milyen árakra, termeléskorlátozó intézkedésekre és támogatásokra számíthatnak. Valószínű, hogy a csatlakozás előtt sor kerül a közös agrárpolitika olyan változtatására, amely a keleti bővülés terheit az Unió számára elviselhető mértékűre csökkenti.

A kelet-közép-európai országok közelsége folytán Ausztria mezőgazdaságát különösen érinti az EU keleti bővítése. A történelmi tapasztalatok, a meglévő strukturális hátrányok és az osztrák mezőgazdaság kompetitív gyengeségei valószínűleg nagyobb mértékű piaci nyomást és a piaci részesedés mérséklődését fogják eredményezni. A keleti bővülés valószínűleg eltérően érinti majd az osztrák mezőgazdaság egyes szektorait. A kelet-közép-európai országoknak a növénytermesztésben van költségelőnyük, itt versenyképesebbek, mint az állattenyésztésben. Az osztrák mezőgazdaság regionális eltéréseit, továbbá a kelet-közép-európai országok érzékelhető erősségeit és gyengeségeit figyelembe véve feltételezhető, hogy Ausztria keleti tartománya-

it jobban érinti majd az Unió kibővítése, mint a nyugatiakat. Ezt az irányzatot tovább erősíti a közvetlen szomszédság néhány tagjelölt országgal. Lesznek azonban olyan termékek is, amelyek esetében valószínűleg hasznot hoz az EU keleti bővítése. A feldolgozott termékek, esetleg a biotermékek új fogyasztókra találhatnak a kelet-közép-európai országok tehetősebb vásárlói körében. Az élelmiszeripar is nyerhet az Európai Unió bővüléséből, ahogyan ez eddig is megfigyelhető volt. Ha a keleti bővülés és a közös agrárpolitika reformjának következtében a piaci részesedés, az árak és a bevételek csökkennek, ez felgyorsíthatja a strukturális változásokat az osztrák mezőgazdaságban. A mezőgazdaságból kiáramló munkaerő létszáma növekszik majd, és egyre több farmer hagy fel a gazdálkodással. A periférikus mezőgazdasági területek különösen érintve lehetnek. A farmereken kívül az agrár- és regionális politikának is szembe kell néznie a szóban forgó kihívással. Az országos méretű földművelés és az ökológiailag érzékeny mezőgazdaság nagyobb erőfeszítéseket igényel az Európai Unió bővítése során, ezért a mezőgazdaságnak célirányos előkészületekre és elégséges átmeneti időszakra van szüksége. A népesség védelme és a tisztességes versenyfeltételek fenntartása céljából az agrártermékek szabad áramlása csak akkor lesz lehetséges, ha a Közösség igényes egészségügyi és környezetvédelmi szabványait megvalósítják és hatékonyan ellenőrzik a kelet-közép-európai országokban.

(Ism.: *Balogh András*)

BÖCKERN. A.:

AZ EU KLÍMAPOLITIKÁJÁNAK  
KÖZGAZDASÁGI KÉRDÉSEI

(The political economy of climate policy-making in the European Union.) – *Intereconomics*. 1998. 6. sz. 260–273. p.

Az utóbbi tíz évben növekvő jelentőségű kérdés a föld légkörének megóvása, a globális felmelegedés elleni küzdelem. Az EU döntéshozói is megkülönböztetett figyelemmel kísérik ezt a nemzetközi jelentőségű környezetvédelmi kérdést. A cikk közelebbről vizsgálja, hogy a szervezet ilyen jellegű döntései mennyiben épülnek a közgazdasági elméletekre, valamint az egyes nemzeti érdekekből, gyakorlatokból eredő feltételekhez.

Az Európai Unió döntéshozó testületei a nyolcvanas évek közepétől foglalkoznak a klímapolitika alapkérdéseivel. Az Európai Bizottság 1988. novemberben tette közzé jelentését (COM(88) 656/final). Ez a föld légkörének tudományos vizsgálá-

lata alapján ad tájékoztatást a miniszterek tanácsának. A javasolt intézkedések inkább csak a lehetőségeket körvonalazták, de konkrét tennivalókra még nem utaltak. Két évvel később, 1990 októberében az EU környezeti és energiaügyi miniszterei olyan megállapodásra jutottak, hogy 2000-ig el kell érni, hogy az EU tagországainak szén-dioxid-emissziója az 1990-es szinten stabilizálódjék. Ezt a döntést más nemzetközi testületek vizsgálatai is igazolták. Az EU miniszterei 1990 októberi megállapodása csak első lépés volt, mely még nem járt jogi kötelezettségekkel a tagországokra, majd a miniszterek tanácsa 1991 decemberében újabb klímapolitikai döntést hozott.

A Tanács arra kérte fel az Európai Bizottságot, hogy alakítson ki a Riói Csúcsértekezleten tárgyalt program céljaihoz igazodó konkrét intézkedéseket. Az Európai Bizottság javaslata a Riói Csúcsértekezlet előtt rövid idővel, 1992 júniusában készült el az EU klímapolitikája stratégiai jellegű intézkedéseinek csomagterve. Az előterjesztés kialakításán az Európai Bizottság három vezérgazgatósága dolgozott: a környezeti (DG XI.), az energia (DG XVII.), valamint a közvetett adókkal foglalkozó (DG XXI.) bizottsági.

A Bizottság 1992. júniusi dokumentuma (COM(92) 246/final) szerint 2000-ben az 1990-es szén-dioxid-emisszióhoz képest 12 százalékos csökkenést kell elérni. Ez a program az energiafelhasználás hatékonyságának növelését is célozza, a következő intézkedésekkel.

– Keretrendeletet terjesztett elő (SAVE) azzal a céllal, hogy az emissziót mintegy 3 százalékkal csökkentsék, javítva a meglévő energiaforrások felhasználásának hatékonyságát.

– Döntési javaslatot tettek (ALTENER) a megújuló energiaforrások piaci részesedésének növelésére; ennek révén további mintegy 1 százalékos emissziócsökkentés elérését tervezték.

– Rendeletet dolgoztak ki az ökoadóra, amely fele részben az elsődleges energiahordozók energiataralma szerint fizetendő, fele részben pedig azok széntartalma alapján. A javaslat szerint fokozatosan növelnék az adó mértéket, hogy a háztartásoknak, üzleti vállalkozásoknak kellő időt adjanak az alkalmazkodásra. Az Európai Bizottság reményei szerint az ökoadók (a bevezetés ütemezésétől függően) az emisszió 3-5 százalékos csökkenését fogják eredményezni.

– Döntési javaslatot tettek olyan megfigyelési rendszer kialakítására, amely az EU területén kimutatja a „üvegházhatást” okozó gázok emisszióját.

A szerző szerint ez a programjavaslat elősegítette, hogy az EU tagországai, valamint további 156 ország vezetői által aláírt Riói Klíma Egyezmény (Framework Convention on Climate Change in Rio) körvonalazza a klíma védelmét célzó nemzetközi együttműködés feltételeit. A Riói Klíma Egyezmény

a nemzetközi jog által szabályozott kötelezettséggel is jár az aláíró országokra nézve. Időközben jelentek azok az ellentmondások is, amelyek az emisszió csökkentésének nemzetközileg meghatározott céljai, valamint tényleges megvalósulásuk között mutatkoznak. Éles vitákkal járt például az ökoadóztatás bevezetése, ezen a téren különösen erős a brit ellenállás. A brit ellenvélemény hivatkozik a szubszidiaritás elvére, továbbá a kevésbé fejlett országokat fenyegető veszélyekre. A cikk utal arra, hogy az EU 1994. decemberi csúcstalálkozóján végleg elvetették az EU egészére érvényes ökoadó bevezetését, és abban egyeztek meg, hogy a tagországok döntésére bízzák ezt az intézkedést. Az Európai Bizottság 1995-ben visszatért (COM(95) 172 final) az ökoadóokra. A Bizottság új ajánlásai tartalmazzák az opcionális adómértékeket.

A szerző ismerteti a Bizottság SAVE programra beterjesztett javaslatát, amely eredetileg egy EU-szintű energiapolitika kialakítását célozta. A többfordulós éles vitákat tartalmazó tárgyalássorozat folyamán a program javasolt célja, és eredeti intézkedési háttere mind jobban felpuhult. A Tanács erre alapozott, az energia hatékonyságának javításáról alkotott keretrendelete 1993 szeptemberében jelent meg (93/76/EEC) és az lényegében az egyes tagországokra bizza, hogy milyen intézkedésekkel valósítják meg az EU elfogadott átfogó céljait. A rendelet értelmében az EU nem szabhatja meg hatóságként, hogy pontosan milyen célok valósuljanak meg, és az intézkedések határidőit is az egyes tagországok állapíthatják meg.

A SAVE program feladatai több szakaszban valósulnak meg:

– a SAVE I. ütemére 35 millió ECU forrás állt rendelkezésre, 1995-ig,

– a SAVE II. ütemét a Bizottság eredetileg 150 millió ECU felhasználásával tervezte, a döntést követően azonban csak 45 millió ECU áll rendelkezésre.

A SAVE I. és II. ütemének itt bemutatott forrásait kiegészítik a kutatási–fejlesztési célú támogatások, amelyek a 4. Keretprogramban 48 millió ECU, illetve 145 millió ECU összeggel szerepelnek a megnevezett energiatakarékossági feladatok kapcsán.

A megújuló energiaforrások ALTENER programja 1993 és 1997 között volt hatályban, a Tanács döntése alapján. A Tanács döntése konkrét célokat határozott meg arra vonatkozóan, hogy a tagországok teljes energiaellátásának mekkora része származzék a megújuló energiaforrásokból. Az említett időszakban mintegy 40 millió ECU költségvetési forrást használhattak fel a programban részt vevők. Az ALTENER program itt bemutatott forrásait kiegészítik

titik a kutatás–fejlesztési célú támogatások, amelyek a 4. Keretprogramban 270 millió ECU összeggel szerepelnek. Az ALTENER program sajátossága, hogy bizonyos időbeli késleltetés mutatkozik a feladatok megoldása és az emisszió tényleges csökkenése között, ezért a szén-dioxid-terhelés alakulására ezek az intézkedések még nincsenek értékelhető hatással. A cikk rámutat arra, hogy a szándékolt szerkezeti változások összefüggnek az EU energiapiacán tervezett liberalizálással is, bár a környezeti és a klímapolitikai döntések szempontjából ez a regulációs folyamat sok kockázatot rejt. Az Európai Bizottság 1997-ben tette közzé javaslatát (COM(97) 87/final) az ALTENER II. programban, amely az 1998–2002 közötti időszak feladatait tartalmazza, a pénzügyi alapokra azonban még nem született döntés.

A szerző hangsúlyozza az Európai Unió tagországi intézkedéseinek jelentőségét, mivel ők szabják meg végső soron, hogy mennyit sikerül 2000-ig megvalósítani a Közösség egészére elfogadott klímapolitikai célokból. A miniszterek tanácsa 1993 júniusában – erre is tekintettel – úgy döntött, hogy rendszeresen figyelemmel kísérik a tagországok klímapolitikáját, valamint a szén-dioxid-emisszió csökkentését célzó akciókat. Az Európai Bizottság évente kap jelentést a helyzet alakulásáról. A tagországok dokumentumait a Bizottság megvizsgálja abból a szempontból, hogy a megtett (és tervezett) intézkedések alapot adnak-e a cél, az emisszió stabilizálásának megvalósítására. Elvárható az is, hogy a nemzeti klímapolitikák teljesítsék a Riói Klíma Egyezményből eredő követelményeket. Az EU egészére meghatározott emissziós cél, az „alulról fölfelé” elvet követve úgy adódik, hogy összesítik az egyes tagországokra meghatározott célokat. Lehetőséget adnak a viszonylag kevésbé fejlett tagországoknak az emisszió növelésére, ugyanakkor az EU egészét tekintve elérhető a csökkentés. A rendelkezésre álló adatok alapján megállapítható, hogy az EU egyes kevésbé fejlett országaiban megnőtt az emisszió szintje.

A szerző megállapítja, hogy a Közösség klímapolitikája sok tekintetben nem koordinált, a tagországok döntéseitől függő intézkedésekre épült. Az emisszió stabilizálásának eredeti céljai valószínűleg nem lesznek elérhetők, ennek ellenére 1997. márciusban az EU környezeti minisztereinek tanácsa új célt határoz meg.

Részletesen kifejti a cikk az EU környezetpolitikájára vonatkozó jogi előírásokat, például az EK-szerződés 130r cikkelye rendelkezéseit. Ezek azt rögzítik, hogy a 189. cikkely szerinti döntéshozatali eljárást milyen sajátosságokkal valósítják meg, abban az esetben ha az a környezeti politika tárgyát

érintő ügyet tartalmaz. A cikkben vizsgált döntéshozatali folyamatok 3 jogalkotási szintje: az Európai Bizottság, a miniszterek tanácsa és az Európai Parlament (EP). A környezetpolitika kérdéseit illetően az egyetértés eltérése érdekében folytatható konzultáció, alkalmazható a döntéshozók együttműködése, vagy a döntést együttesen hozhatják. A klímapolitika nem szerepel a kiemelt konzultációs tárgyak között, de az ökoadóztatás kapcsán már szükségessé vált az egyetértéshez előírt konzultáció.

A cikk rámutat arra, hogy csak 1987-ben vezették be az együttműködést, amelyet a környezeti döntések körében is intenzíven alkalmaznak. Az Európai Parlament a környezeti kérdésekben a 130s cikkely (1) bekezdése szerint jutott jogalkotói szerephez. Ilyen együttműködésre volt szükség például, amikor az ENSZ Klíma Egyezményét a Tanács ratifikálta. Ennek ellenére meglehetősen ritka volt ez az egyeztetési forma a klímapolitika kérdéseiben.

Az Amszterdami Szerződés, az együttműködés helyett az együttes döntést vezette be a környezetvédelem terén. A szerző szerint ilyen együttes döntésre a Maastrichti Szerződés 1993 novemberében teremtett jogi alapot, az EK-szerződés 130s cikkelye, (3) bekezdés alapján. Az említett 3 jogalkotási szint klímapolitikai szerepét jobban érthetővé teszi a szerző az Európai Bizottság, a Tanács és az EP egymáshoz viszonyított erőviszonyainak, döntési lehetőségeinek vizsgálatával, ehhez a szavazás elméletének és a játékelmélet téziseit is alkalmazza.

Továbbra is a Tanács és a Bizottság tevékenysége határozza meg az EU döntési folyamatait. Lényegesen kisebb ennél az EP befolyásolása, amit konzultációk, módosítási javaslatok formájában gyakorolhat. Meghatározott esetekben az EP vétőjogával élhet, ha együttes döntést írtak elő a jogalkotási folyamatra. A Bizottság fő feladata az előterjesztések a tárgyalandó napirendeknek megfelelő összeállítás („agendasetter”). A Tanács mozgásterét az első két döntéshozatali folyamat esetén viszonylag szűk, a Bizottság által beterjesztett dokumentumok módosítását csak egyhangú szavazással lehet elfogadtatni.

Nagyon sajátosak az említett döntéshozó testületek érdekviszonyai, és ezek az érdekek erőteljesen befolyásolják az EU klímapolitikájának alakulását is.

A klímapolitika tekintetében ezek a sajátos bizottsági érdekviszonyok azt jelentik, hogy

– támogatják azokat a kezdeményezéseket és intézkedéseket, amelyek a „Pán-Európa” gondolat erősítésére vezethetnek a környezeti politikában és ezen belül a klímapolitikában,

– több vezérigazgatóság kap szerepet a klímapolitika érvényesítésében, ennek megfelelően a Bizottság által kivá-

lasztott eszközök is sokfélék, például az ökoadó, a SAVE és az ALTENER programok előterjesztései szerint,

– meglehetősen vegyes („hibrid”) a Bizottság által előterjesztett eszközrendszer, anélkül, hogy meghatároznák az ezek közötti rangsorokat,

– a Bizottság tevékenységéhez (az Európai Parlamenttel ellentétben) erős lobbizás kapcsolódik, különböző érdekvédelem-csoportok befolyásolni igyekeznek az EU klímapolitikáját és kimutathatók az ebből eredő kompromisszumok.

A Tanácsban felelős politikusokkal képviseltetik magukat a tagországok, és ezek a kormánytagok saját hasznuk maximumát igyekeznek elérni, hogy ezzel is erősítsék újjavaslatításuk esélyeit.

A szerző a miniszteri törekvések politikai háttérrel azzal szemlélteti, hogy ismerteti azt a vitát, melyet az EU pénzügyminiszterei a hozzáadottértékadó (VAT) harmonizálásáról, az egységesen 15 százalékos mérték elfogadásáról folytattak.

A klímapolitika konkrét kérdéseit illetően a cikk megállapítja, hogy nagyon heterogén nemzeti érdekek léteznek, ezek képviselői sokféleképp ütköznek a hazai színtereken. Ebből eredően a Tanácsa tagjai is megosztottak a klímavédelem európai jogalkotási folyamataiban, álláspontjaikat tekintve lényeges különbségek mutatkoznak.

(Ism.: *Nádudvari Zoltán*)

BOJJKOV, V. – FILI, F. ÉS SZERZŐTÁRSAI:

#### A LAKOSSÁG EGÉSZSÉGÜGYI ÉS GYÓGYSZERKIDÁSAI

(Raskhody naselenija na medicinskuju pomoshh i lekarstvennye sredstva.) – *Voprosy Ekonomiki*. 1998. 10. sz. 101–107. p.

1991 és 1997 között az oroszországi állami közegészségügyi kiadások nem kevesebb mint 21 százalékkal csökkentek. A gyógyászati intézmények száma 1 százalékkal nőtt, míg az ott foglalkoztatottak száma 1,3 százalékkal csökkent. Egyértelműen nyomon követhető a térítésmentes szolgáltatások fizetővé válása, amivel együtt jár az alacsony jövedelmű családok lehetőségeinek szűkülése. Az 1992. óta évente végzett – a lakosság egészségügyi ráfordításait vizsgáló – felmérés nem számolt a kiadások szerkezeti átalakulásának lehetőségével. Ennek leírására végeztek speciális felmérésorozatot a yorki egyetem munkatársainak útmutatásával.

A megfigyelések adatai szerint 1997 decemberében egy átlagos oroszországi háztartás a családi költségvetés 14 százalékát költötte gyógyszerekre és egészségügyi ellátásra. A gyógyszerári vásárlások meghaladták a teljes családi jövedelem 7 százalékát,



az állandó (kórházi és egyéb) ellátásra a jövedelem 3 százalékát fordították, járóbeteg-ellátásra a bevételek 1, míg fogászati ellátásra azok 3 százalékát költötték el. A gyógykészítmények beszerzése az egészségügyi kiadások 53,6 százalékát tette ki, és ezek több mint háromötödét fordították a recept nélküli készítmények vásárlására.

A tapasztalatok szerint a magánszféra reális mértékben vesz részt az orosz közegészségügyi azon belül leginkább a fogorvosi ellátásban: a megkérdezettek 20 százaléka fordult hozzájuk 1997-ben, és december hónap során a nem állami rendelők bevétele a teljes fogászati kiadások 62,5 százaléka volt. A válaszolók 7 százaléka vette igénybe magánorvosi rendelők szolgáltatásait: a járóbeteg-ellátás kiadásainak 35,7 százaléka sorolható ehhez a csoporthoz, ezen belül 14,2 százalékot tett ki a magánorvosoknak fizetett díj. A magánklinikák szolgáltatásait a megfigyelt háztartások mindössze 0,4 százaléka vette igénybe, azonban ezek kiadásai a teljes lakosság kórházi kiadásainak 15,4 százaléka volt. Megállapítható, hogy a magánszektor drága szolgáltatásokkal látja el a magas jövedelműek szűk csoportját. Nem hanyagolható el a szolgáltatások minőségének értékelése sem: a válaszadók csak mintegy egyharmada volt elégedett az állami egészségügyi ellátás színvonalával, és a magánszektorban is kezelést kapott személyek nagy része sokkal jobbnak minősíti azt, mint az állami kezeléseket.

Az eredmények arról tanúskodnak, hogy mindkét szektorban egy sor különféle fizetési formát alkalmaznak (a teljes kezelésért, a gyógyszerekért, a személyzet munkájáért), és hogy a fizetett összeg részben a pénztárba jut, részben boríték formájában kerül az orvosokhoz illetve a személyzethez. A hálapénzek és egyéb láthatatlan fizetési módok az állami szektorra sokkal inkább jellemzők: a kiadások több mint egyharmada jut közvetlenül a személyzet kezébe. A pénz legnagyobb része az intézmények vezetőihez és az orvosokhoz kerül: az orvosi kiadások 11,5 százaléka jut a kórházaknak, 12,3 százaléka az orvosoknak és csak 3,0 százalékát kapják az ápolók. A magánorvosi rendelőkben az ilyen jellegű kifizetések jóval kisebb hányadát képviselik a kiadásoknak: az orvosok és az ápolók juttatási a teljes kiadások 1,7 illetve 2,8 százalékát jelentik.

A lakossági egészségügyi kiadások jelentős része gyógyszerek beszerzésére irányul. A kórházakban a teljes kiadások 35,2 százalékát fordítják gyógykészítményekre, míg a járóbeteg-ellátás esetén ez az érték 45,7 százalék.

A magánkórházak betegek kiadásai 68,7 százalékát fordítják az ellátásra, 11,8 százalékát gyógyszerekre, 3,8 százalékát laboratóriumi vizsgálatokra,

12,6 százalékot az orvosok, 3,1 százalékot pedig a személyzet munkájának díjazására. Figyelemre méltó, hogy a két szektorban szinte azonos az összes költségek orvosoknak juttatott hányada: 12,6, illetve 12,8 százalék.

A családi költségvetés egészségügyi kiadásokra fordított része annál magasabb, minél alacsonyabb a család teljes jövedelme. 1997 decemberében a családok jövedelem szerinti legalsó 20 százaléka bevételeinek 27 százalékát fordította egészségügyre, míg a felső 20 százalék csak mintegy 9 százalékát. Ha azokat a családokat soroljuk 20 százalékos csoportokba, akiknek voltak orvosi kiadásai, akkor kitűnik, hogy a legalacsonyabb bevételek teljes jövedelmük 36, míg a legjobban keresők annak 12 százalékát fordították gyógyulásra. A szegényebb háztartások kiadásai nagy részét, 68 százalékot gyógyszerek beszerzésére fordították, míg a gazdagabb kiadásainak 62 százalékát tette ki az egészségügyi ellátás kifizetése.

Az elemzés során különös figyelmet érdemel az a csoport, amelynek családjai arányosan a legtöbbet költötték az egészségügyre (a megkérdezettek 3,7 százaléka esik ide). Az ide tartozók december havi egészségügyre szánt kiadásai 2,3-szeresen meghaladták teljes bevételüket, így a legszegényebb réteg esetén egy-egy súlyosabb megbetegedés jelentős nehézségeket okozhatott a családi költségvetésben. 1997-ben a legszegényebb háztartások 50 százaléka mondott le bizonyos gyógyszerek megvásárlásáról, 36 százalékuk volt kénytelen eltekinteni a járóbeteg-ellátástól és 28 százalékuk nem tudta megfizetni a kórházi ápolást.

A megfigyelések eredményei jelentős területi egyenlőtlenséget mutatnak. Minél magasabb egy bizonyos terület urbanizációs szintje, annál nagyobb lakóinak jövedelme és fejlettebb betegellátó intézményeinek hálózata. A felmérés azonban nem mutatja azt, hogy magasabb lenne az itt lakók egészségügyi kiadásainak hányada. Az egészségügyre fordított összeg Moszkva és Szentpétervár területén bizonyult a legalacsonyabbnak, míg a kis és közepes méretű városok esetén ez az érték a legmagasabb az országban. A nagyobb városok lakói részben alacsonyabb áron jutnak a gyógykészítményekhez, illetve kedvezményekkel jutnak orvosi kezeléshez. Reális az a feltetelezés, hogy a főváros és a területi központok lakói nagyobb lehetőséget kapnak, hogy ingyenes vagy félárú receptjeiket beválthassák. Az egészségügyi ellátás terén a kisebb városok lakói nem sokban maradnak el a nagyvárosi családok kiadásaitól, azonban jóval túlszárnyalják ebből a szempontból a területi központok lakóit. A falusi lakosság is többet költ orvosi ellátásra ez utóbbiaknál. A kü-

lönbségeket az magyarázza, hogy bizonyos szolgáltatásokat csak a nagyobb települések tudnak nyújtani. Akik ott laknak, több lehetőséget kapnak, hogy ingyenesen vegyenek igénybe ilyen szolgáltatásokat, míg a vidékiek kénytelenek odautazni és fizetni azokért. Ily módon a nagyvárosi családok esetében fele akkora a kórházi ápolásra, valamint fele-kétharmada a hálapénzre költött összeg, mint a vidékieknél.

1997 decemberében az egészségügyi szolgáltatásokra és gyógyszerekre fordított kiadások egy átlagos orosz család esetében 83,5 ezer rubelt tettek ki. Ez az adat interpolálható a többi hónapokra, s így megkapható a teljes lakossági kiadások mértéke. A megfigyelés reprezentálja Oroszország lakossági megoszlását, ezért a mintának a teljes lakosságra való kiterjesztése jogos és helyes. A decemberi kiadások minden hónapra való általánosításánál azonban figyelembe kell venni, hogy az év folyamán a lakossági bevételek névértéke nő, valamint, hogy az év utolsó hónapjában a jövedelmek jóval meghaladják a többi hónapok átlagát. Az adatok szerint decemberben az éves átlagi jövedelem 1,3-szorosát kapják az aktív keresők. Ennek figyelembevételével Oroszországban a lakosság 1997-ben mintegy 113,5 trillió rubelt költött egészségügyre, ebből 60,8 trillió rubelt a gyógyszerárakban és 52,7 trillió rubelt az egészségügyi intézményekben.

Ezek az adatok összehasonlíthatók más vizsgálatok eredményeivel. Több gazdasági felmérés ismeretes az orosz gyógyszeripar kapacitásáról, melyek legtöbbször az éves gyógyszerimport és a hazai gyógyszertermelés adatain alapszik. A hatályos jogszabályok szerint azonban az Orosz Föderáció minden tagja önállóan szabályozza kereskedelmi adóit, s ezért az adatok pontos értékelése nehézségekbe ütközik.

Más módszert alkalmaztak a gyógyszerelőállítást és -felhasználást összesítő információs adatbázis vizsgálatok, melynek tárgya tíz oroszországi régió 1996-os gyógyszerári forgalma volt. A kapott adatok alapján a gyógyszerpiac éves forgalmának mértéke 4,3 milliárd dollárt tett ki. A cikk szerzői által számított rubelérték az 1997-es éves középárfolyamon átszámítva 10,5 milliárd dollárt jelent. Ez a jelentős különbség a következő okokra vezethető vissza: a cikkben említett számítás nem veszi figyelembe a kiadások évszakos változását (decemberben a megbetegedések növekedésével emelkedik a gyógyszerigény), illetve azt, hogy a gyógyszerárakon kívül, ún. gyógyszerstandokon eladott készítmények nem szerepelnek az említett adatbázisban. Nem hanyagolható el annak hatása sem, hogy a vásárlások gyakran eltitkolják jövedelmük egy részét – pontosabb lenne a kép, ha nemcsak kiadásaik bizonyos részével kapcsolatban, hanem teljes költségvetésükről is kérdeznék őket. Mindazonáltal a lakosság teljes gyógyszerkiadásainak alsó határa eléri a 3 milliárd dollárt.

A nemzeti össztermékkel összehasonlítva az orosz állami és lakossági egészségügyi kiadások összege 1997-ben elérte a GDP 6,3 százalékát, ami jóval az 1990-es évek hasonló értékei fölé emelkedett (korábban 3,3 százalék és 4,5 százalék között ingadozott). Ebben a tekintetben Oroszország olyan fejlett piacú országokhoz közelít, mint Dánia (6,5%), Japán (6,9%) vagy Spanyolország (7,0%). (Az adatok az 1992. évre vonatkoznak.) Ugyanakkor az orosz állam és a lakosság 56 : 44 arányban osztozik ezekben a kiadásokban, míg az EU ide vonatkozó átlaga 76 : 24. Oroszország tehát ebben a tekintetben Közép- és Dél-Afrika fejlődő államainak szintjén van.

(Ism.: *Németh Attila*)

## BIBLIOGRÁFIA

*A Központi Statisztikai Hivatal Könyvtár és Dokumentációs Szolgálatához az alábbi fontosabb könyvek érkeztek be:*

### STATISZTIKAI ÉVKÖNYVEK

Annuaire de statistiques régionales / Institut national de statistique. - Bruxelles : INS, [1999]. - 289 p.

*Belgium területi statisztikai évkönyve, 1997.*

I-038-B-0189/1997

Annuaire statistique de la France : Résultats de 1999 / Institut National de la Statistique et des Études Économiques. Paris : INSEE, 1999. XXVIII, 985, 26 p.

*Franciaország statisztikai évkönyve, 1999.*

I-033-B-0003/1999

Annuaire statistique du Luxembourg / Service central de la statistique et des études économiques. - Luxembourg : Statec, 1998. - [572] ism. p.

*Luxemburg statisztikai évkönyve, 1998.*

I-030-B-0006/1998

Annual abstract of statistics : An annual review of main statistical data on demography, labour, industry and other economic, financial and social subjects / publ. by the Central Office of Statistics. - [Valletta] : COS, 1998. - 263 p.

*Málta statisztikai adatai, 1996.*

I-070-B-0001/1996

L'Algérie en quelques chiffres : Résultats / Office national des statistiques. - Alger : ONS, 1998. - 39, 41 p.  
*Algéria számokban, 1996.*

I-064-C-0008/1996

New York state statistical yearbook / the Nelson A. Rockefeller Institute of Government, State University of New York ; in coop. with the New York State Division of the Budget . - Albany, N.Y. : State Univ. of New York, 1998. - IX, 600 p.

*New York állam statisztikai évkönyve, 1998.*

I-072-B-0286/1998

Pocket year book Australia / Australian Bureau of Statistics . - Canberra : ABS, 1999. - VI, 188 p.

*Ausztrália statisztikai zsebkönyve, 1999.*

I-091-D-0001/1999

Rocznik statystyczny = Statistical yearbook of the Republic of Poland / Główny Urząd Statystyczny. - Warszawa : GUS, 1998. - XCIX, 691 p., [1] térk.

*Lengyelország statisztikai évkönyve, 1998.*

I-042-C-0110/1998

Statisticheskij ezhegodnik Respubliki Belarus' = Statistical yearbook of the Republic of Belarus / Ministerstvo statistiki i analiza Respubliki Belarus'. - Minsk : Min. stat. i analiza Resp. Belarus', 1998. - 588 p.

*Belorusszia statisztikai évkönyve, 1998.*

I-042-B-0279/1998

Statistični letopis Republike Slovenije = Statistical yearbook of the Republic of Slovenia / Zavod Republike Slovenije za statistiko. - Ljubljana : ZRSS, 1998. - 659 p.

*Szlovénia statisztikai évkönyve, 1998.*

I-046-C-0028/1998

Statistik Indonesia = Statistical year book of Indonesia / Biro Pusat Statistik. - Jakarta : BPS, 1998. - XLII, 597 p.

*Indonézia statisztikai évkönyve, 1997.*

I-055-B-0021/1997

Statistisk årsbok för Stockholm = Statistical year-book of Stockholm / Utrednings- och statistikkontoret. - Stockholm : USK, 1998. - 557 p.

*Stockholm statisztikai évkönyve, 1999.*

I-041-C-0002/1999

Suomen tilastollinen vuosikirja = Statistisk årsbok för Finland = Statistical yearbook of Finland / Tilastokeskus. - Helsinki : Tilastokeskus, 1998. - 679 p.

*Finnország statisztikai évkönyve, 1998.*

I-043-C-0001/1998

Trends in Europe and North America : The statistical yearbook of the Economic Commission for Europe. - New York [etc.] : UN, 1999. - XIII, 262 p.

*Európa és Észak-Amerika jelzőszámai, 1999.*

I-072-B-0665/1998-1999

Year book Australia / Australian Bureau of Statistics. - Canberra : ABS, 1999. - X, 789 p.

*Ausztrália statisztikai évkönyve, 1999.*

I-091-C-0003/1999

#### GAZDASÁGSTATISZTIKA

Betriebszählung 1995 : Tabellen. Die aussenwirtschaftliche Verflechtung der Schweiz. Autor H. G. Graf. Recensement des entreprises de 1995. - Bern : BFS, 1998. - 115 p.  
*A svájci vállalatok 1995. évi összeírása. Svájc külga-zdasági kapcsolatai.*

I-031-B-0302/[1]

Aussenhandel. Aussenhandel nach Ländern und Güterabteilungen der Produktionsstatistiken : Spezialhandel / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 89, [2] p.

*A Német Szövetségi Köztársaság külkereskedelme. Külkereskedelem országok és árucsoportok szerint, 1997.*

I-004-B-0181/1997

Australian national accounts : Input-output tables / Australian Bureau of Statistics. - Canberra : ABS, 1999. - VIII, 94 p.

*Ausztrália nemzetgazdasági elszámolásai: az ágazati kapcsolatok mérlegei, 1994-1995.*

I-091-B-0069/1994-1995

Balance of payments statistics. Country tables : Yearbook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 1998. - XXVII, FXXIV, SXXII, 887 p.

*Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 1998.*

I-072-B-0091/1998/1

Balance of payments statistics. World and regional tables ; Methodologies, compilation practices, and data sources : Yearbook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 1998. - V, 331 p.

*Az IMF fizetésimérleg-statisztikája, 1998. A világ és a régiók adatai, módszertan, adatforrások.*

I-072-B-0091/1998/2-3

Bautätigkeiten und Wohnungen. Bautätigkeiten / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 137 p.

*A Német Szövetségi Köztársaság építőipari és lakásstatistikája. Építkezések*

I-004-B-0072/1997

Civil aviation statistics of the world : ICAO statistical yearbook / International Civil Aviation Organization. - Montreal : ICAO, 1998. - 167, [26] p.

*A világ polgári légitforgalmi statisztikája, 1996.*

I-071-C-0060/1996

Les comptes régionaux des administrations publiques locales. - Paris : INSEE, 1999. - 129 p.

*A francia közigazgatási egységek elszámolásai.*

I-033-B-0479/1990-1993

Les conditions de logement des ménages en 1996-1997 : Exploitation de l'enquête logement. - Paris : INSEE, 1998. - 293 p.

*A francia háztartások lakáskörülményei, 1996-1997.*

I-033-B-0449/1996-1997

Danmarks vareindførsel og -udførsel = External trade of Denmark / Danmarks Statistik. - København : Danmarks Stat., 1999. - 325 p.

*Dánia külkereskedelme, 1997.*

I-039-B-0037/1997

Dis ticaret istatistikleri = Foreign trade statistics / Devlet İstatistik Enstitüsü. - Ankara : DIE, 1999. - XX, 492 p.

*Törökország külkereskedelmi statisztikája, 1997.*

I-050-B-0057/1997

Economic freedom of the world : Annual report / The Fraser Institute, Századvég Policy Research Center. - Vancouver : Fraser Inst. ; Bp. : Századvég, cop. 1998. - 88 p.

*A gazdasági szabadságot jellemző mutatók a világ országaiban, 1998-1999.*

473303/1998-1999

Economic survey of Europe in 1998 / Economic Commission for Europe. - New York : UN, 1998. - XI, 178 p.

*Európa gazdasági áttekintése, 1998.*

I-031-B-0134/1998/3

- Economic survey of Latin America and the Caribbean / Economic Commission for Latin America and the Caribbean. - Santiago : UN ECLAC, 1998. - 368 p.  
*Latin-Amerika és a Karib-térség gazdasági áttekintése, 1997-1998.*  
470190/1997-1998
- Employment status survey / Statistics Bureau Management and Coordination Agency. - Tokyo : Stat. Bureau, 1988. - 980 p.  
*Jelentés Japán foglalkoztatottsági felméréséről, 1997.*  
I-051-C-0018/1997
- Energiestatistik = Energy statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1998. - 129 p.  
*Norvégia energiastatistikája, 1997.*  
I-040-B-0056/1997
- Les entreprises des services en 1996. - Paris : INSEE, 1998. - 331 p. + 267 p.  
*Franciaország szolgáltató vállalatai, 1996.*  
I-033-B-0382/1996/1-2
- Estatísticas do comércio externo = Statistiques du commerce extérieur / Instituto Nacional de Estatística. - Lisboa : INE, 1998. - 241 p.  
*Portugália külkereskedelmi statisztikája, 1997.*  
I-035-B-0059/1997
- FAO fertilizer yearbook. Annuaire FAO des engrais. Anuario FAO de fertilizantes. Rome : FAO, 1998. 178 p.  
*A FAO növényvédőszer-statisztikai évkönyve, 1997.*  
I-032-B-0198/1997
- Government finance statistics yearbook / International Monetary Fund. - Washington : IMF, 1998. - XIII, 457 p.  
*A világ országainak állami pénzügyi statisztikai évkönyve, 1998.*  
I-072-B-0406/1998
- Industrial statistics yearbook = Annuaire de statistiques industrielles / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 1998. - XVII, 908 p.  
*A világ iparstatisztikai évkönyve, 1996.*  
I-072-B-0036/1996
- Inflation and inflation expectations in Sweden / Sveriges Riksbank. Stockholm: Sveriges Riksbank, 1999. 64 p.  
*Infláció és inflációs várakozások Svédországban, 1999.*  
480126/1999/1
- International tourism overview : A special report from the World Tourism Organization. Madrid: WTO, [1999]. 18 p.  
*A nemzetközi idegenforgalom áttekintése, 1999.*  
I-034-B-0179/1999
- Intrastat. Combined nomenclature. - [Luxembourg] : [EUROSTAT], [1998]. - [534] ism. p.  
*Intrastat. Az Európai Közösségek harmonizált statisztikai osztályozási rendszere, 1998.*  
473253/1998
- Les investissements antipollution / Ministère de l'industrie, des postes et télécommunications et du commerce extérieur. - Paris : SESSI, 1996. - 156 p.  
*Franciaország környezetszennyezést gátló beruházásai, 1994.*  
I-033-C-0235/1994
- Jahresstatistik des Aussenhandels der Schweiz = Statistique annuelle du commerce extérieur de la Suisse / hrsg. von der Eidgenössischen Oberzolldirektion. - Bern : Eidg. Oberzolldirektion, [1999]. - 865 p.  
*Svájc külkereskedelmi statisztikája, 1998.*  
I-031-A-0009/1998/1
- Jordbruksstatistik = Agricultural statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 150 p.  
*Norvégia mezőgazdasági statisztikája, 1997.*  
I-040-B-0110/1997
- Kommunikationsdienste : Jährliche Statistiken = Communication services : Annual statistics = Services des communications : Statistiques annuelles. - Luxembourg : EUROSTAT, 1997. - 248 p. + mell. (45 p. : 25 cm + 1 CD)  
*Az Európai Unió információs és hírközlési szolgáltatás-statisztikája, 1980-1995.*  
I-030-B-0227/1980-1995
- L'industrie sidérurgique en 1997 = The iron and steel industry in 1997 / Organisation de coopération et de développement économiques. - Paris : OCDE, 1999. - 49 p.  
*A világ vas- és acélipari statisztikája, 1997.*  
I-033-B-0171/1997
- Labour force statistics = Statistiques de la population active / OECD Department of Economics and Statistics. - Paris : OECD, 1998. - 587 p.  
*Az OECD-országok munkaerő-statisztikája, 1977-1997.*  
I-033-B-0167/1977-1997
- Lastebiltransport : Utvalgsundersøkelse = Road goods transport. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 136 p.  
*Norvégia közúti áruszállítása, 1995-1997.*  
I-040-B-0119/1995-1997
- Lavoro e retribuzioni. Roma: ISTAT, 1999. 173, [12] p.  
*Olaszország foglalkoztatottsági és kereseti statisztikája, 1997.*  
I-032-C-0234/1997
- Liikennetilastollinen vuosikirja = Samfundstatistik årsbok = Yearbook of transport statistics. - Helsinki : Tilastokeskus, 1998. - 199 p.  
*Finnország közlekedéstatistikai évkönyve, 1998.*  
I-043-C-0068/1998
- Lohnsteuerstatistik : Lohnzettelverarbeitung. - Wien : ÖStZ, 1998. - 721 p.  
*Ausztria jövedelemadó-statisztikája, 1996.*  
I-002-B-0286/1996
- Lønnsstatistik = Wage statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1998. - 103 p.  
*Norvégia bérstatisztikája, 1997.*  
I-040-B-0093/1997
- Motorfahrzeugbestand in der Schweiz = Parc des véhicules à moteur en Suisse. - Bern : BFS, 1999. - 129 p.  
*Svájc gépjárműállománya, 1998.*  
I-031-B-0245/1998/1
- Nationalregnskabsstatistik. National accounts. Danmarks Statistik. København : Danmarks Stat., 1999. 211 p.  
*Dánia nemzetgazdasági elszámolásai, 1997.*  
I-039-B-0042/1997
- Norway. - Paris : OECD, 1999. - 148 p., [2] fol.  
*Norvégia gazdasági áttekintése, 1998-1999.*  
I-033-C-0117/1998-1999
- Ochrona srodowiska = Environment. - Warszawa : GUS, 1998. - 554 p.  
*Lengyelország környezetstatisztikai évkönyve, 1998.*  
I-022-B-0021/1998
- OECD financial statistics. Financial accounts of OECD countries. Germany = Statistiques financières de l'OCDE / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1998. - 39 p.  
*Az OECD-országok pénzügyi statisztikája. Németország, 1982-1997.*  
I-033-B-0435/1982-1997

- OECD financial statistics. Financial accounts of OECD countries. Belgium = Statistiques financières de l'OCDE / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1998. - 55 p.  
Az OECD-országok pénzügyi statisztikája. Belgium.  
I-033-B-0444/1981-1996
- Preise. Preisindizes für die Ein- und Ausfuhr / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 126 p.  
Árak a Német Szövetségi Köztársaságban, 1998.  
I-004-B-0193/1998
- Produzierendes Gewerbe. Betriebe, Beschäftigte und Umsatz des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und ... / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 113 p.  
A Német Szövetségi Köztársaság ipara. A bányászat és a feldolgozóipar vállalatai, foglalkoztatottsága és forgalma a foglalkoztatottak nagysága szerint  
I-004-B-0236/1997
- Séries longues sur les salaires. - Paris : INSÉÉ, 1998. - 1998. - 89 p.  
A franciaországi keresetek idősorai, 1998.  
I-033-B-0529/1998
- Slovak Republic / Centre for Co-operation with Non-Members. - Paris : OECD, 1999. - 143 p., [2] fol.  
Szlovákia gazdasági áttekintése, 1998-1999.  
I-033-C-0255/1998-1999
- The state of food and agriculture. - Rome : FAO, 1998. - XXI, 371 p. + 2 mell. (1 t.fol. + 1 floppy)  
A világ élelmiszer- és mezőgazdasági helyzete, 1998.  
470195/1998
- Statistiche dell'agricoltura, zootecnica e mezzi di produzione / Istituto Nazionale di Statistica. - Roma : ISTAT, 1999. - 291 p., 12 t.  
Olaszország mezőgazdasági statisztikája, 1999.  
I-032-C-0195/44
- Statisticheskij ezhegodnik Dunajskoj Komisii za 1996 god = Annuaire statistique de la Commission du Danube pour 1996 / Dunajskaja Komisija. - Bp. : DK, 1998. - 177 p.  
A Dunabizottság statisztikai évkönyve, 1996.  
I-001-B-0598/1996
- Statistik der Aktiengesellschaften in Österreich im Jahre 1996. - Wien : ÖStZ, 1998. - 159 p.  
Ausztria részvénytársaságainak statisztikája, 1996.  
I-002-B-0233/1996
- Statistiké tourismou kai metanasteusés = Tourism, migration and travel statistics. - [Nicosia] : Min. of Finance, 1998. - 129 p.  
Ciprus idegenforgalmi statisztikája, 1997.  
I-048-C-0006/1997
- Statistiké xenodocheion kai estiatorion = Hotels and restaurants statistics. [Nicosia] Min. of Finance, 1998. 123 p.  
Ciprus szálloda- és éttermi statisztikája, 1997.  
I-048-B-0012/1997
- Stroitel'stvo v Rossii : Statisticheskij sbornik / Gosudarstvennyj komitet Rossijskoj Federacii po statistike. - Moskva : Goskomstat, 1996. - 247 p.  
Oroszország építőipara, 1996.  
I-042-C-0480/1996
- Structure des emplois en 1995. [Paris] : INSÉÉ, 1999. 141 p.  
Franciaország foglalkoztatottsági szerkezete, 1995.  
I-033-B-0385/1995
- Suomen kauppalaivasto. Finlands handelsflotta. The Finnish merchant marine / Merenkulkuhallitus tilasto- ja rekisteritoimisto. Helsinki : Merenkulkuhallitus, 1999. 297 p.  
Finnország kereskedelmi flottája, 1999.  
470193/1999
- Tasima sistemlerine göre dış ticaret = Foreign trade by transport system / Devlet İstatistik Enstitüsü. - Ankara : DIE, 1999. - XI, 77 p.  
Törökország külkereskedelme a szállítás módja szerint, 1997.  
I-050-B-0093/1997
- The tax/benefit position of employees = La situation des salariés au regard de l'impôt et des transferts sociaux / Organisation for Economic Co-operation and Development. - Paris : OECD, 1998 [1999]. - 379 p.  
A foglalkoztatottak adó- és jövedelmi helyzete az OECD országokban, 1997.  
I-033-B-0526/1997
- Tutkimus- ja kehittämistoiminta. - Helsinki : Tilastokeskus, 1999. - 23, [40] p.  
A kutatás és fejlesztés Finnországban, 1997.  
I-043-B-0242/1997/[1]
- Ulkomaankauppa = Utrikeshandel = Foreign trade / Tullihallitus. - Helsinki : Tullihallitus, 1999. - XXIV, 839 p.  
Finnország külkereskedelmi statisztikai évkönyve, 1997.  
I-043-B-0009/1997/1
- In Verkehr gesetzte neue Motorfahrzeuge = Véhicules à moteur neufs mis en circulation. - Bern : BFS, 1999. - 127 p.  
A forgalomban levő járművek Svájcban, 1998.  
I-031-B-0228/1998
- Wald und Holz in der Schweiz = La forêt et le bois en Suisse / Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft. - Bern : BFS : BUWAL, 1998. - 163 p.  
Svájc erdőgazdálkodási és faipari évkönyve, 1997.  
I-031-B-0233/1997
- Wohnungsdaten : Wohnbautätigkeit : Wohnungserhebung des Mikrozensus März 1997. - Wien : ÖStZ, 1998. - 307 p.  
Ausztria lakásadatai, 1997.  
I-002-B-0234/1997
- Wool statistics / Commonwealth Secretariat, International Wool Textile Organisation and International Wool Study Group. - London : Commonwealth Secretariat, [1998]. - 76 p.  
Nemzetközi gyapjústatisztika, 1997-1998.  
I-036-B-0117/1997-1998
- TÁRSADALOMSTATISZTIKA –  
EGÉSZSÉGÜGY – KULTÚRSTATISZTIKA
- Faerdselsuheld = Road traffic accidents / Danmarks Statistik. - København : Danmarks Stat., 1998. - 136 p.  
Dánia közúti közlekedési baleseti statisztikája, 1997.  
I-039-C-0053/1997
- Gerichtliche Kriminalstatistik für das Jahr 1997. - Wien : ÖStZ, 1999. - 220 p.  
Ausztria bírósági büntügyi statisztikája, 1997.  
I-002-B-0209/1997
- Gesundheitswesen. Ausgaben für Gesundheit / Statistisches Bundesamt. Stuttgart: Kohlhammer, 1999. 140 p.  
Németország egészségügy kiadásai, 1970-1996.  
I-004-B-0227/1970-1996

- Handbook for producing national statistical reports on women and men. - New York : UN, 1997. - XIX, 313 p.  
*Kézikönyv a nemek megoszlása szerinti nemzeti statisztikák készítéséhez.*  
821322; 822279
- Health and welfare statistics in Japan / Health and Welfare Statistics Association ; compil. by Statistics and Information Department ... Ministry of Health and Welfare. - Tokyo : MHW, 1998. - 235 p.  
*Japán egészségügyi és jóléti statisztikája, 1998.*  
I-051-C-0103/1998
- Household budgets in the Republic of Bulgaria / National Statistical Institute. - Sofia : NSI, 1997. - 166 p.  
*Bulgária háztartásstatisztikája, 1997.*  
I-045-B-0090/1997/A
- Kulturstatistik. - Wien : ÖStZ, 1999. - X, 323 p.  
*Ausztria kultúrstatistikája, 1997.*  
I-002-B-0241/1997
- Kulturstatistikk = Cultural statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1999. - 125 p.  
*Norvégia kultúrstatistikai évkönyve, 1997.*  
I-040-B-0105/1997
- Österreichische Hochschulstatistik : Studienjahr. - Wien : ÖStZ, 1998. - 357 p.  
*Ausztria felsőoktatási statisztikája, 1997-1998.*  
I-002-B-0225/1997-1998
- Report on housing survey 1996 / National Statistical Office. - Bangkok : NSO, 1997. - 22, 235 p.,  
*Thaiföld 1996. évi lakásösszeírása.*  
I-058-B-0071/1996
- Das Schulwesen in Österreich : Schuljahr. - Wien : ÖStZ, 1999. - 227 p.  
*Ausztria oktatásügye, 1997-1998.*  
I-002-B-0226/1997-1998
- Skolan i siffror. Betyg och utbildningsresultat - Stockholm : Skolverket, 1999. - 95 p.  
*A svédországi gyermekintézmények, kiegészítő iskolák és oktatási intézmények számokban, 1999.*  
I-041-B-0119/1999/1
- Social trends / Central Statistical Office. - London : HMSO, 1999. - 244 p.  
*Nagy-Britannia társadalomstatistikai trendjei, 1999.*  
I-036-B-0166/1999
- Statistiques criminelles internationales = International crime statistics = Estadísticas internacionales de delincuencia / Organisation internationale de police criminelle. - Lyon : OIPC, [1998]. - [8], 120 p.  
*Nemzetközi bűnügyi statisztikai évkönyv, 1996.*  
I-033-B-0291/1996
- Zdravotnická ročenka České republiky = Czech health statistics yearbook / vyd. Ústav zdravotnických informací a statistiky České republiky. - Praha : Úzis CR, 1998. - 194 p. + mell. (1 t.föl.)  
*Csehország egészségügyi statisztikai évkönyve, 1997.*  
I-020-B-0018/1997
- Befolkningsstatistikk. Oversikt = Population statistics. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1998. - 156 p.  
*Norvégia népesedéstatistikája, 1997.*  
I-040-B-0123/1997/3
- Bilanz der Wohnbevölkerung in den Gemeinden der Schweiz. Statistik des jährlichen Bevölkerungsstandes (ESPOP) = Bilan démographique des communes Suisses. - Bern : BFS, 1998. - 140 p., [2] t.föl.  
*Svájc lakónépességének településenkénti mérlege, 1997.*  
I-031-B-0232/1997
- Bulatao, R. A. : The value of family planning programs in developing countries. - Santa Monica, Calif. : Rand, 1998. - XVII, 79 p. : ill.  
*A fejlődő országok családtervezési programjainak értéke.*  
728238; 728239
- Cancer incidence in Sweden. - Stockholm : Socialstyrelsen, 1998. - 114 p.  
*Svédország rákgyakorisági statisztikája, 1996.*  
I-041-B-0137/1996
- Causes of death Australia / Australian Bureau of Statistics. - Canberra : ABS, 1999. - 90 p.  
*Ausztrália halálloki statisztikája, 1997.*  
I-091-B-0022/1997
- Demografia = Statistical yearbook of demography. - Warszawa : GUS, 1998. - LVI, 442 p., [2] t.  
*Lengyelország demográfiai évkönyve, 1998.*  
I-022-C-0022/1998
- Demographic review of the Maltese Islands / Central Office of Statistics. - [Valletta] : COS, 1998. - VII, 88 p.  
*Málta demográfiai évkönyve, 1997.*  
I-070-B-0009/1997
- Demographic trends / Department of Statistics. - Wellington : Dept. of Stat., 1999. - 171 p.  
*Új-Zéland demográfiai trendjei, 1998.*  
I-095-B-0047/1998
- Demographic yearbook. General tables = Annuaire démographique / Department of International Economic and Social Affairs, Statistical Office. - New York : UN, 1999. - IX, 582 p.  
*Nemzetközi demográfiai évkönyv, 1997. Halandóság.*  
I-072-B-0090/1997
- Demographisches Jahrbuch Österreichs. - Wien : ÖStZ, 1998. - 378 p.  
*Ausztria demográfiai évkönyve, 1997.*  
I-002-B-0230/1997
- Dodsårsaker : Hovedtabeller = Causes of death. - Oslo [etc.] : Stat. Sentralbyrå, 1998. - 226 p.  
*Norvégia halálloki statisztikája, 1995.*  
I-040-B-0075/1995
- Family planning operations research : A book of readings / James R. Foreit, Tomas Frejka eds. ; Population Council. - New York : PC, cop. 1998. - XIII, 398 p. : ill.  
*Családtervezési kutatások, projektek ismertetése.*  
728993; 728994
- Gesundheitswesen. Todesursachen in Deutschland / Statistisches Bundesamt. - Stuttgart [etc.] : Kohlhammer, 1999. - 127 p.  
*A Német Szövetségi Köztársaság egészségügye. Halálokok, 1997.*  
I-004-B-0188/1997
- Global population policy database. - New York : UN, 1998. - VI, 205 p.  
*Nemzetközi népesedéspolitikai adatbázis, 1997.*  
472531/1997
- Abridged life tables for Japan / Statistics and Information Department Ministry of Health and Welfare. - Tokyo : MHW, [1998]. - 49 p.  
*Japán rövidített halandósági táblái, 1997.*  
I-051-B-0046/1997

## DEMOGRÁFIA

The macroeconomic implications of ageing in a global context / by Dave Turner [et al.]. Paris : OECD, 1998. 130 p.

*Az öregedés makroökonómiai hatásainak előrejelzése 2100-ig.*

821984

Mikrocensus : Jahresergebnisse. - Wien : ÖStZ, 1999. - XLVI, 272, [10] p.

*Mikrocensus Ausztriában, 1997.*

I-002-B-0231/1997

Naselenie / Komitet za socialna informacija pri Ministerskija sahveta. - Sofija : KSI, 1998. - XXIV, 234 p.

*Bulgária népességstatisztikája, 1998.*

I-045-B-0081/1998

Prospects of world urbanization. - New York : UN, 1998. - VIII, 191 p.

*A városi népességszám alakulása a világ országaiban, 1996.*

I-072-B-0485/1996

Too young to die: genes or gender?. - New York : UN, 1998. - XII, 260 p. : ill.

*A csecsemő- és gyermekkori halálozás okainak kutatása.*

I-072-B-0230/155

Väestönnuutokset = Befolkningsrörelsen = Vital statistics. - Helsinki : Tilastokeskus, 1998. - 140 p.

*Finnország népmozgalmi statisztikája, 1997.*

I-043-B-0223/1997

Vital statistics Japan / Statistics and Information Department Ministry of Health and Welfare. - [Tokyo] : MHW, [1999]. - 524 p. + 649 p.

*Japán népmozgalmi statisztikája, 1997.*

I-051-C-0024/1997/2-3

Wanderungsstatistik. - Wien : ÖStZ, 1998. - 307 p.

*Ausztria bevándorlási statisztikája, 1997.*

I-002-B-0284/1997

#### TÁJÉKOZTATÓ ÉS BIBLIOGRÁFIAI KIADVÁNYOK

Südosteuropa-Handbuch. Zypern = Handbook on South Eastern Europe / hrsg. von Klaus-Detlev Grothusen. - Göttingen : Vandenhoeck & Ruprecht, 1998. - 967 p. + mell. (2 térk.)

*Délkelet-európai kézikönyv. 8. köt. Ciprus.*

728141

Directory of Community legislation in force and other acts of the Community institutions. Analytical register : Official journal of the European Communities. - Brussels [etc.] : EC, 1998. - XXIV, 1210 p.

*Az Európai Közösségek érvényben lévő jogalkotási jegyzéke és intézményeinek más jogszabályai.*

472533/1998/1/32

## KEDVES SZERZŐNK!

A *Statisztikai Szemle* számítógépes kiadványszerkesztéssel készül. Ezért kérjük, hogy lapunk számára írt tanulmányának beküldésekor a következőkre legyen figyelemmel.

a) Kéziratát lehetőleg szövegszerkesztővel (WORD és változatai) gépelve, két példányban, kinyomtatva és a floppyt mellékelve juttassa el hozzánk.

b) A tanulmány terjedelme lehetőleg ne haladja meg a 25 oldalt.

c) Mellékelje tanulmánya rövid összefoglalóját (angolul és magyarul).

d) A kézirattal együtt juttassa el szerkesztőségünkbe részletes személyi adatait:

- munkahelyének nevét, címét, telefonszámát;
- lakáscímét és telefonszámát;
- e-mail címét;
- tudományos fokozatát;
- munkahelyi beosztását;
- a szerzői díj elszámolásához: születési helyét idejét, személyi számát, anyja nevét;

e) A kézirat végén, külön lapon adja meg a hivatkozott művek jegyzékét (IRODALOM) feltüntetve minden forrásmunka

- szerzőjét (a magyarok teljes nevét, a külföldieknek csak a vezetéknevét és keresztnévük kezdőbetűjét);
- pontos címét eredeti nyelven,
- kiadóját, a kiadás helyét, összes oldalszámát;
- kiadásának évét (folyóirat esetén a hónapot, számot, tól–ig oldalszámot);
- szó szerinti idézésnél az idézet oldalszámát (ha a hivatkozott mű napilapból származik, szintén kérjük, hogy adja meg az oldalszámot);
- a főszövegben az IRODALOM-jegyzék tételszámának megjelölésével hivatkozzon a forrásmunkára.

f) Ha írásában ábrát is kíván közölni, feltétlenül mellékelje az ábra elkészítéséhez szükséges adatokat (akkor is, ha számítógépen már elkészült az ábra). Az ábrát külön lapon mellékelje világos, egyértelmű formában (ne feledkezzen meg például a koordináta-rendszer tengelyeinek megnevezéséről, a mértékbeosztás jól látható feltüntetéséről, az ábra címéről).

Írását köszönettel várja

*A Statisztikai Szemle  
szerkesztősége*