

MNB Füzetek
2000/5

Ferenczi Barnabás – Valkovszky Sándor – Vincze János:

MIRE JÓ A FOGYASZTÓI-ÁR STATISZTIKA

2000. augusztus

ISSN 1219 9575

ISBN 963 9057 77 0

Online ISSN: 1585 5597

Ferenczi Barnabás: Közgazdasági és kutatási főosztály, Monetáris és államháztartási kutatási osztály, munkatárs

E-mail: ferenczib@mnb.hu

Valkovszky Sándor: Közgazdasági és kutatási főosztály, Modellezési osztály, munkatárs

E-mail: valkovszkys@mnb.hu

Vincze János: Közgazdasági és kutatási főosztály, Modellezési osztály, tanácsadó

E-mail: vinczej@mnb.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank
1850 Budapest
Szabadság tér 8-9.
<http://www.mnb.hu>

Összefoglalás

A dolgozat az infláció öt különböző aspektusával foglalkozik. Nyilvánvalónak tűnik, hogy a megélhetési költségek változása, a pénztartás költsége, a reálkamat és a reálárfolyam számítása, illetőleg a (monetáris) infláció indexének koordinációs funkciója más-más követelményeket támaszt "az" árindexszel szemben. A szerzők véleménye szerint az infláció problémakörének túlzott leegyszerűsítésére vezet, ha azt egyetlen "univerzális" mutatóval kívánjuk megragadni. A hazai fogyasztói-ár statisztika jelen állapotában „tisztán” az elméleti infláció- fogalmak egyikének sem feleltethető meg.

A tanulmány megfogalmaz néhány, a fogyasztói-ár statisztika metodikájával kapcsolatos javaslatot. Ugyanakkor a CPI statisztika az egyik legjobb minőségű adatforrás. Ennek jobb kihasználása érdekében a tanulmány, részint a vázolt problémák illusztrálásaként, kísérletet tesz a rendelkezésre álló adatsorok bázisán az egyes "felhasználási területeknek" teoretikus alapon megfelelő, elemzési célú mutatók kialakítására.

Tartalom

Összefoglalás.....	3
Tartalom.....	5
1. Bevezetés.....	7
2. A hazai fogyasztói árindex „önmagában”.....	9
3. A fogyasztói árindex mint megélhetési költség index.....	10
4. A fogyasztói árindex, mint a pénztartás költségének indexe.....	19
5. Reálkamat számításához használt árindex.....	25
6. Reálárfolyam és CPI.....	32
6.1 Versenyképesség és valutapiaci nyomás.....	32
6.2 CPI-alapú reálárfolyam, mint „ <i>leading indicator</i> ”.....	33
6.3. Belső reálárfolyam számítása a dezaggregált CPI-ből.....	34
7. Maginfláció: várakozások alakítása és koordinációs funkció.....	37
8. Összefoglalás és gazdaságpolitikai következtetések.....	43
Irodalom.....	46
I. Függelék.....	48
4.1 Táblázat A különféle súlyozású árindexek és a hivatalos fogyasztói árindex leíró statisztikái*.....	48
4.2 Táblázat A különféle súlyozás által eredményezett 10 legnagyobb és 10 legkisebb súlyú csoport.....	48
5.1 Táblázat Az 5. fejezet CPI-160 csoportosítása.....	49
5.2 Táblázat Az egyes klaszterek KSH szerinti súlya.....	52
4.1 ábra A különféle súlyozású árindexek és a hivatalos fogyasztói árindex 12 havi ütemei.....	53
5.1 ábra Helyettesítési rugalmasság alapján számított súlyok különböző béta paraméterek ill. időszakok esetén (első közelítés).....	53
5.2 ábra A 92-98 közötti időszakra számított súlyok (a tartós fogyasztási cikkek és az adminisztrált árazású javak elhagyásával).....	54
5.3 ábra A számított, reálkamat releváns árindex eltérése a CPI-től (szint logaritmus).....	55
5.4 ábra Reálkamatláb-releváns árindexek A különböző időszakokra számított árindex és a CPI eltérése (logaritmus szint).....	55
5.5 ábra A szezonálisan igazított CPI ill. módosított CPI alapján számított (ex ante) reálkamatok.....	56
5.6 ábra A klaszterek relatív ártrendjei, mint a teljes CPI-től való eltérés (logaritmus szint).....	56
6.1 ábra Tradeable és non-tradeable árindexek különböző paraméterbecslés-szelekciós kritériumok mellett.....	57
6.2 ábra Belső reálárfolyam, avagy a <i>non-tradeable</i> / <i>tradeable</i> árindexek eltérése különböző szelekciós paraméterek esetén (logaritmus szintek).....	58
6.3 ábra Az idősorok korrelációi.....	58
6.4 ábra Különböző reál-effektív árfolyam indexek.....	59
II. Függelék.....	60

1. Bevezetés

A fogyasztói árak alakulása ma a legnagyobb figyelemmel kísért makrogazdasági indikátorok közé tartozik. A központi bankok tevékenysége értékelésének egyik, néhány esetben szinte egyetlen, szempontja a fogyasztói árszínvonal változásával mért infláció alakulása. Ezen tanulmány főként központi banki, makroelemzői szempontból foglalkozik a fogyasztói ár-statisztika mai magyarországi rendszerének problémáival. A tanulmány egyrészt azt vizsgálja, hogy milyen jellegű változások lennének célszerűek ebben a rendszerben, de avval is foglalkozunk, hogy a jelenleg meglévő információk „újrakombinálása” hogyan segítheti a makroökonómiai elemzést.

Infláció alatt az általános árszínvonal változását értjük, megkülönböztetve azt az egyes termékek vagy szolgáltatások árának változásától. A mérés során kiindulási pontunk az egyedi árváltozásokra vonatkozó megfigyelések, amelyeket valamilyen matematikai formula segítségével aggregálunk, vagy hétköznapiabb nyelven, átlagolunk. Az első probléma az, hogy egy adott aggregált árindexbe milyen típusú egyedi árakat vegyünk be. Mivel különlegesen érdekesnek szokás tartani azokat az árakat, amelyek fogyasztási javakra illetve szolgáltatásokra vonatkoznak, illetve mivel ezen árak megfigyelése relatíve egyszerű (be kell menni egy üzletbe és fel kell írni, amit látunk) az összes lehetséges árindex között kiemelkedő jelentőséget kaptak a fogyasztói árindexek. Azonban a megfigyelés módszertana számos bonyolult problémát vet fel. (Hány boltba menjünk be, hány termék árát írjuk fel, milyen gyakran, vajon mi történjen, ha a bolt bezár stb.) Egy másik probléma a megfelelő átlagolási formula kiválasztása. Átlagolási problémánk nyilván nem lenne, ha minden áru ára mindig egyforma ütemben változna. Ez azonban sajnos nem igaz, és nemcsak rövid, hanem hosszú távon sem. A (tartós) relatív árváltozások ténye felveti azt a kérdést, hogy milyen súllyal szerepeljenek az átlagolásban az egyes komponensek. Kézenfekvőnek tűnik, bár, mint látni fogjuk, közel sem feltétlenül helyes választás az egyes áruk (szolgáltatások) összkiadáson belüli arányával történő súlyozás. Ennek a megoldásnak is megvan az a problémája persze, hogy a gyakorlatban ezek a részesedések is változnak, ráadásul a statisztikai rendszerek csak késéssel tudják megfigyelni ezeket a változásokat. Felmerülnek további elvi jelentőségű problémák is. Az egyik ilyen probléma az áruk minőség változásának figyelembe vétele az árindex számításnál, vagyis az, hogy egy áru nevének változatlansága az időben ingadozó, illetve tendenciózusan módosuló minőséget rejthet. A minőség változás speciális esete az új áruk megjelenése problémája. Hogyan mérjük valaminek az árváltozását, ha az az előző időszakban nem létezett, és mit tegyünk azokkal az árukkal, amik voltak, de már nincsenek a piacon?

Mindenütt a világban a statisztikai hivatalok kénytelenek válaszokat adni a fenti kérdések mindegyikére. Nem-statisztikus kívülállók úgy vélhetnék, hogy megmaradhatnak boldog tudatlanságukban az operacionalizálás technikai részleteit illetően: ismerve ugyan az infláció mérésének esetlegességét reménykedhetnek mindazonáltal a szakértőkben, akik ezt a bizonytalanságot minimumra csökkentik. De legalább is bízhatnának abban, hogy a hibák nem nagyok, illetve véletlenszerűek, vagyis a torzítás lehet egyformán pozitív vagy negatív is.

Sajnos ez az optimista álláspont nem tartható. 1995-ben Alan Greenspan a *Federal Reserve Board (Fed)* elnöke egy kongresszusi bizottságnak azt mondta, hogy a *Fed*

számításai szerint az USA hivatalos fogyasztói árindexe 0.5-1.5 %-kal nagyobb inflációt mutat rendszeresen, mint a tényleges megélhetési költség változás. A bejelentés azért volt drámai, mert Greenspan ezután hozzátette, hogy ha végrehajtanák a szükséges, lefelé történő korrekciót, az 5 év alatt mintegy 55 milliárd dollárral csökkenthetné a költségvetési deficitet (Moulton, 1996). Az USA-ban a jóléti jellegű kifizetéseket a fogyasztói árindex alapján valorizálják, a nominális transzfereket igyekezték reálértékben meghatározott szinten tartani. Kiszámítható, hogy még egy ilyen kicsi, akár csupán 1%-os korrekció is hatalmas következményekkel járna a jövedelem újraelosztására egy olyan periódusban, amikor a mért infláció 3 % körüli volt. A meghallgatást követően létrejött egy *ad hoc* bizottság, amely jelentésében alapvetően megerősítette Greenspan becslését, évi 0.8 és 1.6 % között adva meg a fogyasztói ár infláció felülbecslésének mértékét. (Lásd Boskin et al, 1998) ¹. Mint a bizottság tagjai által írott cikk rámutat, mindezek fényében lényegesen át kellene alakítani az amerikai gazdaságról alkotott képet, retrospektíve is. A gazdaságstatisztika ugyanis gyakran egymással összefüggő megfigyelésekből építkezik, s a fogyasztói árak felülbecslése kihat a fogyasztás, a GDP, vagy a termelékenység mérésére is. A konkrét esetben a felülbecslés azt jelentené, hogy az utóbbi évtizedekben az amerikai gazdaság nemcsak az infláció, hanem a reál növekedés tekintetében is sokkal jobban működött, mint ahogyan azt korábban gondolták (Boskin et al., 1998).

Minden problémája ellenére a fogyasztói árindex (*Consumer Price Index*, CPI) statisztika az egyik legjobb gazdaságstatisztikai adatforrás az adatgyűjtés jellege, sűrűsége miatt. A magyar fogyasztói árstatisztikának is kiépített rendszere van, ami meghatározott módszerek alapján történő információk gyűjtésétől kezdődik, és különböző számítási eljárásokkal „kitermelt” statisztikai mutatók publikálásában végződik. Az alapinformációkból azonban számtalan módon juthatunk „felhasználásra” alkalmas aggregált indexekhez. A helyes súlyozás több szempontból is kérdéses. Belátható, hogy különböző célokra különböző súlyozás az optimális, és a kiadási súlyoktól el lehet, és néha el is kell térni. A súlyozás helyes megválasztása azonban kutatást igényel. A fenti amerikai példa azt is igazolja, hogy az alapstatisztikai módszereket is fontos fejleszteni, és ez gyakran közvetlen “politikai” érvekkel is alátámasztható.

Megelőlegezve megállapításainkat úgy véljük, hogy a mai havi fogyasztói árindexet az Európai Unió által megkövetelt harmonizált fogyasztói árindexszel (HICP) kellene azonossá tenni.² Ezt az árindexet az Eurostat direktíváinak betartásával, de az azok által megengedett szabadságfokok kihasználásával úgy kellene megkonstruálni, hogy a gyors gazdasági átalakulásból adódó változásokat minél jobban reprezentálja. Mivel azonban a HICP nem megélhetési költség index, viszont egy jó megélhetési költség index előállítására társadalmilag hasznos lenne, fontosnak tartjuk, hogy a KSH ilyen természetű indexet, ha nem is havi rendszerességgel, előállítson és publikáljon. (Természetesen az index nevében is el kell, hogy térjen a fogyasztói árindexről.) A maginflációs indexről úgy gondoljuk, hogy igazi funkciójának megfelelően a

¹ Az ún. *CPI*- vagy *Advisory Commission* dokumentumai hozzáférhetőek a Bureau of Labor Statistics (BLS) honlapján (<http://stats/bls.gov/cpihome.htm>), illetve a *Journal of Economic Perspectives* 1998. téli számában található szimpózium cikkei között.

² A harmonizált árindex létrehozása persze ettől független is szükséges az uniós csatlakozáshoz, és ennek munkálta folyamatban vannak. Javaslataink lényege az, hogy a harmonizált árindex helyettesítse a jelenlegi fogyasztói árindexet.

monetáris politikáról nyújt információkat, konkrétan azt tükrözi, hogy milyen áralakulásokat tart a monetáris politika „válaszadásra” érdemesnek, és konstruálásakor elsősorban ezt a szempontot kell figyelembe venni.³ További javaslatunk nem fogyasztói árindexek, hanem a dezaggregált fogyasztói árakból kialakított elemzési célokra használt indikátorok előállítására irányulnak. Javaslatot teszünk egy reálkamatláb mérésre alkalmas index, és egy fogyasztói árakon alapuló „adatfüggő” belső reálárfolyam index számítási eljárására.

Először a 2. fejezetben rövid leírást adunk a jelenlegi magyar CPI-ről, majd a következő öt rész a fogyasztói árstatisztika öt lehetséges felhasználási módjának problémáját vizsgálja. A 3. fejezetben a CPI, mint megélhetési költség index, a 4. fejezetben mint pénztartási költség index szerepel. Az 5. fejezet a reálkamatszámítással, a 6. fejezet a reálárfolyam mutatókkal, a 7. fejezet pedig a maginfláció problémájával foglalkozik. A záró részben összefoglaljuk megállapításainkat, és kitérünk a CPI módszertan bizonyos gyakorlati vonatkozásaira.

2. A hazai fogyasztói árindex „önmagában”

Hogyan definiálta a KSH a fogyasztói árindexet bevezetésekor? A dokumentumok szerint⁴ az a *lakosság valódi árakon történő, vásárolt fogyasztásának* az árindexe. Ezt a gyakorlatban egy évente újra rögzített múltbeli (két évvel korábbi) reprezentatív *fogyasztói kosár* költségének változásával méri a KSH. A kosárban csak *vásárolt* termékek és szolgáltatások szerepelnek, a beruházási/termelési célú illetve a nem közvetlen pénzbeli kiadások fejében elérhető javak – például háztartási keretek között előállított javak vagy közösségi szolgáltatások – nem. (Ez alól van egy kivétel, a saját tulajdonú lakás tétele.) Fontos szempont volt, hogy a fogyasztói árindex konzisztens legyen a *GDP-statisztikában* szereplő lakossági vásárolt fogyasztás kategóriával. Ezzel magyarázható, hogy a *használt cikkek* árai – ismét egy kivételtől eltekintve (használt gépkocsi) – kimaradtak a fogyasztói árindexből.

Milyen konkrét tételekből áll a hazai fogyasztói árindex? A fogyasztói árindexet alkotó 160 csoport tartalmaz *folyó* fogyasztásunk részét képező, a mindennapi vásárolt fogyasztás körébe tartozó termékeket és szolgáltatásokat, illetve ritkábban vásárolt *tartós* fogyasztási javakat, és egy speciálisan számított – *imputált* – tételt. A tartós fogyasztási cikkek között tartós háztartási cikkek (bútorzat, gépek, stb.), járművek (új és használt gépkocsi, motor, stb.) és tartós kulturális cikkek (TV, videó, stb.) illetve ékszerek egyaránt szerepelnek; esetükben maga a vételár szerepel a fogyasztói árindexben. Van két érdekes tételünk is. A fogyasztói árindexre adott definíciója fényében maga a KSH is “kivételnek” tartja egyrészt a *saját tulajdonú lakás* (611. sz.) tételét, mert ez nem kapcsolódik konkrét vásárlási tranzakcióhoz; másrészt a *használt személygépkocsi* (411.sz.) tételét, mert az nem felel meg az SNA-rendszer egyszeri számbavétel elvének. Kérdés, hogy e kivételek miképpen keletkeztek. Az első – a fogyasztói árindex egyedileg legnagyobb súlyú tételét képező – kivételről annyit tudunk, hogy a témában 1991 őszén rendezett társadalmi-szakmai vitán konszenzus alakult ki abban, hogy egyfelől a *lakásberuházás* árindexe ne szerepeljen a fogyasztói árindexben, mert nem része a fogyasztásnak, és „csak a

³ Mivel ez nem alapstatisztika, maginflációs indexet bármely intézmény (magán vagy köz) számolhat és publikálhat.

⁴ Ebben a részben a KSH hivatalos kiadványait vettük alapul: KSH [1992] és [1998].

lakosság elenyésző hányadára vonatkozik”, másfelől a „saját tulajdonú lakással kapcsolatos költségeket *valamiképpen* [saját kiemelés] – imputált lakbér formájában figyelembe kell venni”⁵. Érdekes a másik kivétel esetében alkalmazott érv is. A használt cikkeket, mivel azokat korábban, újonnan vásárolva fogyasztásként egyszer már elszámolták, nem veszik be a fogyasztói árindexbe – a használt autók tételét azonban, „jelentőségénél és speciális jellegénél fogva”, igen.⁶

Ami az egyetlen árindexszé aggregálást, azaz a súlyrendszert és átlagolást illeti, a KSH a mintában szereplő egyedi árakat a *rögzített súlyozású Laspeyres-típusú árindex* formájában, az aggregáció minden szintjén *számtani* átlagolással súlyozza össze átlagos árindexszé, ahol a súlyszerkezet a *két évvel korábbi* lakossági vásárolt fogyasztási kiadások alapján – éven belül – rögzített. Érdekes módon azonban a fogyasztói árindexet alkotó 160 csoportból nem mindegyiknek változik *évente* a súlya. Egyes élelmiszerek (pl. tojás, marha- és borjúhús, tartósított ételek), termékek (motorkerékpár, lakásjavító és karbantartó cikkek) és szolgáltatások (autókölcsonzés és garázsberlet) kiadási súlya az elmúlt nyolc évből *három* alkalommal változott csupán. (Másképpen ugyanez: míg 1993, 1996 és 2000 években a megelőző évihez képest szinte minden tétel súlya módosult, addig 1995, 1997 és 1998 években a csoportok kétharmad-negyötöd részének *nem* változott a súlya!) A változtatások relatív gyakoriságáról azt gondolhatnánk, hogy az árfelírás relatív költségességével függ össze: az olcsón megfigyelhető regulált áras és energia tételek súlya szinte minden évben módosult. Ennek azonban ellentmond, hogy a súlyokat a *háztartási költségvetési felmérés* keretében gyűjtött adatok alapján készítik. Mindez arra utal, hogy a KSH a fogyasztói árindex súlyrendszerét nem kizárólag a háztartási kiadási felvétel alapján alakítja; az egyéb szempontokról azonban nem rendelkezünk információval.

3. A fogyasztói árindex mint megélhetési költség index

A hazai fogyasztói árindex, noha azt a felhasználók zöme megélhetési költség típusú (*cost of living*) indexként értelmezi, és tartalmaz is megélhetési költség típusú elemeket, nem teljesen az, ráadásul – az árstatistika jelenlegi rendszerében – nem is nagyon tehető azzá. Ennek háttérében a fogyasztói árindexekkel kapcsolatban felmerülő *általános* problémák – például a helyettesítési hatás elhanyagolása, a tartós fogyasztási cikkek árának mérése, a minőség-változás és az új termékek megjelenésének kezelése –, illetve *Magyarország-specifikus* tényezők – az önfogyasztás illetve a közösségi szolgáltatások árindexből kihagyása – állnak. Ezek az árindex-számítással

⁵ A lakhatással kapcsolatos árak számbavétele sajátosnak tekinthető. Az árindexben szerepel az *önkormányzati* lakások bérleti díja, de a *piaci lakberek* nem. Nem világos, a szakértőknek miért volt hiányérzetük a saját tulajdonú lakásban élők költségeivel kapcsolatban, hiszen az árindexben már szerepel a *társasházi* közös költség illetve a *lakásjavítás és -karbantartás* költségének árindexe. A saját tulajdonú lakás használatára vonatkozó ár- (pontosabban: költség)index mérése azért idegen a *vásárolt* fogyasztás definíciótól, mert esetükben nincs szó pénzkidással járó tranzakciókról, így nem is lehet megfigyelni azt az árat illetve költséget, amit ők a lakhatás szolgáltatásért fizetnek. Ennek ún. imputálása során a KSH egyéb megfigyelhető ár-információk, a lakáskarbantartás – már egyszer számbavett – költségei alapján, indirekt módon számítja e tétel árindexét.

⁶ A kivételek mögötti érvelés az *átlagos* fogyasztó *feltételezett* viselkedésén alapul. Ez felveti a Varian [1989] által bemutatott problémát: gazdasági jelenségek megítélésekor a „representatív” egyénből való kiindulás félrevezető a kérdés szempontjából döntő, azaz „marginális” helyzetűek figyelmen kívül hagyása miatt.

kapcsolatos, a *Bevezetés* elején említett két problémával – milyen árakat és hogyan aggregáljunk – függnek össze, amint azt alábbi csoportosításunk mutatja:

		Az árindexszámítás mely szintjén kerül elő:	
		Minta kialakítása	Aggregálás módja
A probléma Magyarország- specifikussága	Általános	tartós jószágok	- helyettesítési hatás - minőségváltozás - új jószágok
	Specifikus	nem vásárolt fogyasztás	

A hazai fogyasztói árindexet a megélhetési költség indexként való értelmezés érdekében olyan mértékben kellene módosítani, hogy ennek a *rendszeres* többlet-ráfordítás igénye valószínűleg nem tenné lehetővé a *havi* gyakoriságú publikálást. *Ezt azonban egy „valódi” megélhetési költség mutatónál nem tekintjük problémának.* Makroökonómiai szempontból a megélhetési költség mutatók számításának célja ugyanis a *(fogyasztói) reálbér*-alakulás, illetve ennek alapján a munkapiac és az infláció közti kapcsolat vizsgálata. Mivel a szerződések hosszabb-rövidebb időszakra *nominálisan* rögzítettek, (reál)hatásuk megítélésekor nem az árszint havi ingadozását kell alapul vennünk, hanem annak *permanens* komponensét – pontosabban, az erre irányuló *várakozásokat*. Így nem jelent problémát, ha egy megélhetési költség típusú fogyasztói árindex nem havi rendszerességgel áll rendelkezésre, amennyiben ez lehetővé teszi a definíciónak megfelelő számítások elvégzését, illetve csökkenti a *zaj* jelentőségét.

A gyakorlatban megélhetési költség indexet egy rögzített fogyasztói kosár különböző árak mellett vett költségeként definiáljuk (*fixed basket approach*):

$$P(p^0, p^1, q^*) \equiv p^1 q^* / p^0 q^* ,$$

ahol q^* a referencia-kosár, aminek megválasztásakor kitüntetett szerepet játszik a bázis-időszakbeli (Laspeyres-index) vagy tárgyidőszaki (Paasche-index) kosár, de lehet bármi más is, például ezek kombinációja (pl. Fisher-index). A megélhetési költség index fenti felírása az ún. empirikus vagy – Diewert [1983] megfogalmazásában – *mechanikus* árindexeket alapozza meg; közgazdasági elméletből ezek csak megszorításokkal vezethetők le. Az alábbiakban a gyakorlatban használatos árindex-formulákhoz vezető elméleti érvelést foglaljuk össze.

A megélhetési költség index elméleti definícióját a mikroökonómiából ismert fogyasztói hasznosság-maximalizálásból vezethetjük le: egy adott *hasznossági szint* – tehát nem feltétlenül adott fogyasztói kosár – eléréséhez szükséges jövedelem változása (az indirekt hasznossági függvény inverzeként előálló ún. kiadási függvény). Az *elméleti* megélhetési költség index tehát egy adott referencia hasznossági szint bázis-időszakbeli, illetve tárgyidőszakbeli árak mellett történő elérését biztosító minimális költség változását méri:

$$P(p^0, p^1, u^*) \equiv C(u^*, p^1) / C(u^*, p^0) ,$$

ahol u^* az elérni kívánt (referencia) hasznossági szint, $C(u^*, p_t)$ pedig az adott hasznossági szint t -időpontbeli árakon való elérésének *minimális* költsége, azaz a kiadási függvény. Az u^* referencia-szint lehet például bázis- (*elméleti* Laspeyres-index) vagy tárgyidőszakbeli (*elméleti* Paasche-index). Az elméleti definíciót a mechanikus árindex-formulákkal az ún. *határelv* (bounds approach) köti össze:

$$P(p^0, p^1, q^0) \geq P(p^0, p^1, u^0), \text{ illetve}$$

$$P(p^0, p^1, u^1) \geq P(p^0, p^1, q^1),$$

ahol $P(p^0, p^1, q^0)$ az *elméleti* Laspeyres-, $P(p^0, p^1, q^1)$ pedig Paasche-index *empirikusan* mérhető p és q argumentumokkal rendelkező megfelelője.

A későbbiek szempontjából különösen az első egyenlőtlenségnek van nagy jelentősége. A fogyasztói árindexek helyettesítési hatás elhanyagolásához köthető felfelé torzításának forrása pontosan az, amit az egyenlőtlenség állít: új árakon a régi kosár megtartása nem lehet olcsóbb, mint a régi hasznossági szint megtartása. Ez egyszerűen a $C(u^*, p_t)$ minimális kiadási függvény definíciójából adódik:

$$P(p^0, p^1, q^0) \equiv \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \geq \frac{C(p^1, u^0)}{p^0 q^0} \equiv \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} \equiv P(p^0, p^1, u^0).$$

Aggregált szinten, több jószág és több fogyasztó esetében azonban problémát okoz, hogy ezek, a $C(u^*, p)$ kiadási függvény definíciójából következő egyenlőtlenségek nem garantálják „a” megélhetési költség index létét (azaz egyediségét), vagy azt, hogy az a Laspeyres- és a Paasche index között lesz. Speciális feltevések nélkül nem is lehetséges különböző kiadási szinten lévő fogyasztók „közös” árindexéről beszélni – még akkor sem, ha azok preferenciái azonosak. Bizonyos feltevések mellett azonban létezik „az” elméleti megélhetési költség index: szükséges és elégséges feltétel a fogyasztói preferenciák *homotetikussága*, amikor is az optimális fogyasztási *szerkezet* független a jövedelem vagy a hasznosság *szintjétől*⁷. Ekkor tehát u^* szintje nem számít, a megélhetési költségek változása egyedül az árváltozás függvénye. Ebben az esetben a valódi megélhetési költség indexet az elméleti illetve empirikus Laspeyres-index *felülről*, a Paasche-index pedig *alulról* határolja, és létezik a kizárólag a p^1/p^0 árváltozástól függő megélhetési költség index:

$$P(p^0, p^1, q^0) \geq P(p^0, p^1, u^0) = C(u^0, p^1) / C(u^0, p^0) = b(p^1) / b(p^0) \text{ és}$$

$$P(p^0, p^1, q^1) \leq P(p^0, p^1, u^1) = C(u^1, p^1) / C(u^1, p^0) = b(p^1) / b(p^0), \text{ tehát:}$$

$$P(p^0, p^1, q^0) \geq b(p^1) / b(p^0) \geq P(p^0, p^1, q^1),$$

valamilyen általános $b(p)$ függvényre⁸.

A megélhetési költség indexet a gyakorlatban „a reprezentatív fogyasztó” kiadási szerkezete alapján becsült fogyasztói kosár költségének indexeként *közeli*thetjük.

⁷ Ilyenkor például semmilyen jószágból nincs „minimális fogyasztási szint”. A feltevés empirikusan azért is nehezen fogadható el, mert ismert, hogy a jövedelem emelkedésével csökken az élelmiszerek kiadási súlya. Erről még ld. később. A megélhetési költség index mögötti feltevésekről ld. Deaton – Muellbauer [1980], formálisabban Pollak [1983] és Diewert [1983].

⁸ Pontosabban, a hasznossági függvény homotetikussága $b(p)$ lineáris homogenitását és konkavitását kívánja meg.

Egyes, a bázis- és tárgyidőszaki súlyozást kombináló indexek (pl. Fisher- és Törnquist-index) a „létező legjobbak” (*superlative indexes*) abban az értelemben, hogy – elég tág feltételek mellett – a nem megfigyelhető egyéni hasznossági függvény konkrét alakjától függetlenül megfeleltethetők az elméleti aggregált kiadási indexnek (Diewert, 1997). Az indexekbeli átlagolás számtani vagy mértani súlyozásra egyaránt épülhet; melyek között a választás azonban nem pusztán technikai kérdés, mert ezek bármelyike csak bizonyos közgazdasági feltevések mellett tekinthető az elméleti megélhetési költség index közelítésének⁹.

Magyarországon a fogyasztói árindexet, mint a világ sok országában, az ún. *módosított Laspeyres-formula* alapján számítják. Az *eredeti* Laspeyres-index minden egyes időszakra a bázisidőszak súlyait használja; ezzel szemben a módosított formulákban hosszabb ideig – Magyarországon egy évig, az USA-ban öt évig – rögzített a súlyrendszer.¹⁰ A módosított formula használata ezért felnagyítja a Laspeyres-indexek azon közismert felfelé torzítását, amely rögzített múltbeli fogyasztói kosár használatából – azaz a relatív árváltozások *helyettesítési hatásának* kizárásából – fakad. A megélhetési költség index elméleti definíciójával ellentétben – mely szerint az egy adott (múltbeli) *hasznossági szint* minimális költségének változása –, a Laspeyres-index a múltbeli *fogyasztási szint* költségének változását méri. Az árak változásával azonban a korábbi fogyasztási kosár már nem feltétlenül optimális, hiszen a módosult relatív árak a fogyasztási szerkezet változtatására ösztönözhetnek. Ilyenkor a régi kosár alapul vétele a megélhetési költség emelkedés *túlbecsléséhez* vezet, aminek elméleti mértéke a fentiek alapján:

$$P(p^0, p^1, q^0) - P(p^0, p^1, u^0) \geq 0$$

Az amerikai fogyasztói árindex *közgazdasági szempontú* felülvizsgálatára 1995-ben felkért ún. *Boskin-bizottság* (lásd fent) a helyettesítés három altípusát különböztette meg. Először is, létezik a *jószágok közti helyettesítésből fakadó torzítás* (*what bias*): alacsony aggregációs szinten, a relatív árváltozás nyomán a fogyasztók áttérhetnek az egyik fajta marhahúsról a másikkra; magasabb szinten pedig akár húsok és nem húsok között is helyettesíthetnek. Természetesen rövid távon a helyettesítés inkább dezaggregált szinten lehet jelentős; bár permanens relatív árváltozások az aggregált szinten is helyettesítéshez vezetnek (ld. a hetvenes évek olajár-robbanásának hatását az energia-igényes jószágok relatív árára, majd keresletére). Másodsor, mivel az árakat mindig ugyanazokban az üzletekben írják fel és hasonlítják össze (azaz a különböző üzletek árai nem kerülnek összehasonlításra), a vásárlás szerkezetének *olcsóbb üzlettipusok*, például diszkontok vagy nagy bevásárló-centrumok felé való eltolódása nem jelentkezik jólétnövelő árcsökkenésként – noha a fogyasztók megfigyelt viselkedése azt mutatja, hogy a diszkontok alacsonyabb árszintje bőven kompenzálja őket a gyengébb szolgáltatási szintért vagy a nehezebb megközelíthetőségért. A Boskin-bizottság számításai szerint az ilyen helyettesítés elhanyagolásából fakadó torzítás (*where* vagy *outlet substitution bias*) jelentős mértékű: az amerikai fogyasztói árindex összes felfelé torzításának ötödét adja. A vásárlások

⁹ A számtani átlagolás akkor felel meg egy elméleti megélhetési költség indexnek, ha a *helyettesítés ár rugalmassága zérus*, a mértani átlag *egységnyi* ár rugalmasságot tételez fel (Abraham et al. 1998). Noha a legtöbb jószág helyettesítésének ár rugalmassága nem *egységnyi* – ez látszik a kiadási súlyok változásából is –, a *zéró* rugalmasság (azaz a helyettesítés teljes kizárása) nyilván még messzebb áll a valóságtól.

¹⁰ Erre még visszatérünk a reálkamatláb fejezetben.

időzítéséből fakad a harmadik fajta torzítás (*when bias*). Az árszint ugyanis nem feltétlenül azonos a hónap minden napján, hiszen – a vásárlás ritmusához igazodva – a kereskedők alkalmazhatnak rendszeres hó eleji, végi vagy hétvégi árkedvezményeket. Ennek tudatában a fogyasztók a különböző időpontok között, időben is helyettesíthetnek. Amennyiben az árfelírás ritmusa ettől eltekint¹¹, ez szisztematikusan felfelé torzíthatja a megélhetési költség index becslését.

A fogyasztói árindexek Boskin-jelentésben is tárgyalt *általános problémái* közé tartozik még az *új jószágok* illetve a *minőség-változás* kezelése. Az új termékek és szolgáltatások esetében a probléma forrása, hogy általában csak jelentős késéssel kerülnek be az árindexekbe. A Boskin-bizottság megjegyzése szerint Amerikában a videó-készülékek, mikrohullámú sütők vagy számítógépek jellemzően több mint egy évtizeddel elterjedésük után kerültek be a fogyasztói árindexbe, a mobiltelefonálás pedig csak 1998-ban. Magyarországon a mobiltelefonálás 2000-től került be a fogyasztói árindexbe¹², a számítógépek vagy kommunikációs eszközök (vezetékes és mobil telefonkészülék, faxgép, stb.) még 2000-ben sem szerepeltek a hazai árindexben. A késői bevezetés okozta torzítás megítéléséhez az új jószágok keresletét Hicks nyomán (Diewert, 1998) úgy gondolhatjuk el, hogy a jószágoknak a bevezetés előtt is volt egy olyan képzeletbeli (azaz imputálandó) ára, ami olyan magasan állt a rezervációs árhoz képest, hogy a jószág iránti kereslet zérus volt. Ehhez képest a bevezetés utáni ár alacsonyabb, ami – adott rezervációs ár mellett – a fogyasztónak pozitív jóléti többletet eredményez. A valóságban ebből annyit látunk, hogy az új termékek ára a bevezetés utáni időszakban jelentősen csökken. Az új jószágok fogyasztói árindexbe való késői felvétele figyelmen kívül hagyja ezt a kezdeti időszakot, ezért alulbecsli a jólét szintjének, vagy felülbecsli a megélhetési költségeknek az emelkedését.

A *minőségi változások* okozta probléma az új jószágok megjelenésével is összefügg, hiszen a legtöbb új termék vagy szolgáltatás megjelenése után folyamatos minőségjavuláson megy keresztül. Az árindexekben ez problémává válik, ha a minőségjavulás nem tükröződik teljes mértékben az árban (áremelkedés formájában), hiszen ilyenkor a fogyasztó jóléte emelkedik, így adott hasznossági szint fenntartása már kisebb minimális költséget igényel. Ezt az árváltozást mérő egyszerű indexek figyelmen kívül hagyják, így felülbecslik a megélhetési költségek változását. A probléma gyakorlati forrása az *árfelíráskor* jelentkezik. Noha az árindex alapjául szolgáló minden egyes ár hónapról hónapra ugyanazon jószágra kell, hogy vonatkozzon, rendszeresen előfordul, hogy az árfelíró nem találja ugyanazt a cikket, mint korábban. Ilyenkor az árfelírás szabályai szerint keres egy „nagyértékben” hasonló cikket, aminek áralakulását hozzáillesztik a régi termék idősorához. Ez azonban azt tételezi fel, hogy *nem történt* minőségi változás. Ezt az eljárást információink szerint a KSH a kilencvenes évek második felében az ún. *automatic linking* megoldással váltotta fel, mely során a „megváltozott” jószág múltbeli árát

¹¹ Az árfelírás Amerikában a munkanapokra koncentrálódik, ezért ott a hétvégi nagyvásárlások illetve az ehhez időzített kereskedői akciók elterjedése a torzítás forrása (Boskin et al. 1998). Magyarországon az árfelírás elvileg egyenletesen oszlik meg minden hónap 4-24. napja között, arról azonban nincs információnk, hogy ez a gyakorlatban miképpen valósul meg. Probléma lehet például, ha az alkalmazottak egyes csoportjai minden hónap legelején kapnak fizetést (pl. a közalkalmazottak), és ehhez igazodva a kereskedők is rendre az első napokra (azaz 4-e előttre) időzítik kedvezményes akcióikat.

¹² A hazai fogyasztói árindexben 2000. januártól – az 1998-as háztartási kiadási szerkezet alapján – a mobiltelefonálás súlya 0.36%, ami a telefonálás 3.6%-ra emelkedő összsúlyának a tizede.

hozzákötik a hiányzó jószág múltbeli árához. Ez azt feltételezi, hogy a minőségbeli különbség *teljes mértékben* tükröződik az árkülönbségben. A Boskin-jelentés vonatkozó része alapjául is szolgáló empirikus tanulmányok szerint különösen jelentős (átlagosan évi 3-4%-os!) a minőségi javulás figyelmen kívül hagyása miatti torzítás az egészségügyi szolgáltatások és gyógyszerek, valamint a tartós fogyasztási cikkek területén (ld. Nordhaus, 1998). A torzítást a minőség-javulás hatásának explicit kiszámításával lehet elkerülni. Az ún. *hedonikus regresszióra* épülő eljárás során például az adott jószág árát annak megfigyelhető jellemzőivel hozzák statisztikai kapcsolatba, majd az árindexbe az ezek hatásától megtisztított ár kerül. Az USA-ban ezt a megoldást alkalmazzák a ruházati cikk, számítógép illetve televízió árak esetében (ld. Reed-Stewart, 1999). Olyan esetekben, ahol az adott jószág által biztosított szolgáltatás egy mérhető fizikai mennyiség (pl. teljes élettartam alatt kibocsátott fény, hő, stb.), közvetlenül is lehet definiálni az egységnyi szolgáltatás árát (ld. Nordhaus, 1998 elemzését a világítás „valódi” áráról).

A fogyasztói árindex torzítására vonatkozó, a Boskin-jelentéshez hasonló – mikroszintű adatokra alapozott – számítások Magyarországra eddig nem készültek, az amerikai becslések *nagyságrendjének* közvetlen átvétele pedig nem lehetséges, hiszen nem tudjuk, hogyan függ a torzítás mértéke az infláció aktuális ütemétől (az USA-ban a kilencvenes évek átlagos inflációja 3% körül volt ...). Abban bizonyosak lehetünk, hogy a háromféle helyettesítés elhanyagolása a hazai fogyasztói árindexet mint megélhetési költség indexet is szisztematikusan felfelé torzítja, hiszen minden olyan tényező, amely a fejlett országokban a helyettesítési mechanizmusokat kiváltja, Magyarországon is jelen van. Sőt, mivel a *tranzíció* során a szóban forgó folyamatok (relatív árváltozások, minőségváltozás, új jószágok illetve üzlettípusok térhódítása, vásárlási szokások módosulása) rövidebb idő alatt játszódtak le, a helyettesítési hatás kizárása az USA-ban mértnél inkább *nagyobb*, mint kisebb torzítást is vissz a fogyasztói árindex becslésébe (erről ld. még a Maastricht-kritériumokról írottakat a 8. fejezetben).

Az indexszámítás elméletéről korábban írottaknak megfelelően a szakirodalomban is elterjedt a helyettesítési hatásból eredő torzítást a Laspeyres- és egy „*superlative*” árindexformula különbségével közelíteni (ld. például Diewert, 1998). Erre kísérletet is tettünk a KSH által publikált 160-as csoport aggregációs szintjén, ami azonban nem vezetett értelmezhető eredményekre, mert az elméletileg várt iránnyal általában épp *ellentétes* volt a Laspeyres- és a Paasche-árindexek viszonya: az utóbbi felülmúlta az előbbit. Ez legalábbis arra utalhat, hogy ezen az aggregációs szinten sérül a homotetikus preferenciák feltevése (ld. korábban). Ugyanez okoz problémákat a reálkamatláb számításánál is (vö. 5. szakasz).

A megélhetési költség index típusú fogyasztói árindexekkel – a „milyen árakat?” kérdéssel – kapcsolatban általánosan felmerülő további probléma a *tartós fogyasztási cikkek* árának értelmezése. A vásárolt fogyasztásunk részét alkotó *tőkejavak* – tartós fogyasztási cikkek és ingatlan – esetében az okoz gondot, hogy egy valódi megélhetési költség indexnél nem az aktuális vételárát kellene alapul vennünk, hanem a tulajdonosa számára a jószág által a hátralevő használati idő alatt – a tulajdonos várakozásai szerint – biztosított szolgáltatás-folyam (flow of services) árát. Ennek oka, hogy tartós javaknál egy időperiódus alatt nem magát a jószágot fogyasztjuk el, hanem az általa biztosított szolgáltatásokat (pl. ingatlannál a lakhatás, hűtőgépnél a hűtés, autónál az utazás, stb.) miközben magát a jószágot – amortizáció formájában –

csak fokozatosan „tüntetjük el” és ez idő alatt élvezzük, illetve elszenvedjük a jószág másodpiaci értékének változásából adódó tőkenyereséget vagy -veszteséget is. Tartós fogyasztási cikk vagy ingatlan vásárlása tehát közgazdasági értelemben nem csak fogyasztási, hanem egyúttal *beruházási döntés*¹³. Megélhetési költség indexben a fogyasztás – nem megfigyelhető, ezért imputált – árát kellene szerepeltetni, ami csak jól működő *bérleti piacok* mellett kézenfekvő. Ilyenkor ugyanis az aktuális piaci bérleti díjak jelentik az adott tartós jószág által tulajdonosa számára biztosított fogyasztás árát (ez az ún. *rental equivalence* megközelítés). Ilyen piac hiányában elméletileg is bonyolulttá válik a tartós javak fogyasztásának árát meghatározni (ld. az eszközárzás általános definíciójából levezetett ún. *user cost* megközelítés, Darrough, 1983); nem is beszélve a gyakorlati mérés problémáiról. Noha az utóbbi évtizedekben egy kiemelt jelentőségűnek tartott tartós jószág, a *lakhatás* – konkrétan a saját tulajdonú lakásban élés – árának esetében komoly erőfeszítéseket fordítottak az elméleti fogalom gyakorlati árindexként való megjelenítésére (ld. Darrough, 1983; Reed-Stewart, 1999), a tartós cikkek fogyasztása árának mérése a világon sehol sem tekinthető megoldottnak. A KSH gyakorlatát tekintve, a hazai fogyasztói árindex a tartós fogyasztási cikkek körében egyszerűen magát a vételárat veszi alapul. Ez alól csak egy kivétel van: a *saját tulajdonú lakás* árindexe esetében a KSH a lakás-szolgáltatás költségindexét veszi alapul. Ezt azonban nem a fenti megfontolásoknak megfelelő módon méri, hanem egyszerűen a lakáskarbantartás költségei alapján imputálja¹⁴. (A KSH e tétel miatt ellentmondásba is kerül saját definíciójával, mely szerint a fogyasztói árindex a valódi árakon történő *vásárolt* fogyasztás árindexe.)

Az eddigiekben a megélhetési költség index számítás *általános* problémáit tárgyaltuk. Most áttérünk két, Magyarország vonatkozásában felmerülő *speciális* kérdéskörre, a hazai fogyasztói árindex által le nem fedett *önfogyasztás*, illetve a munkaadók vagy az állam által biztosított javak – a *természetbeni juttatások* – problematikájára. Ezek speciális jelentőségét az adja, hogy – a gazdasági fejlődés illetve állami intézményeket érintő strukturális átalakulás során – olyan változások várhatók, melyeket egy rosszul definiált fogyasztói árindex könnyen megélhetési költség növekedésként tüntethet fel. A probléma forrása, hogy miközben az önfogyasztás, illetve a természetbeni juttatások a jólét integráns részét képezik, áruk nem szerepel a fogyasztói árindexben. Ráadásul, mivel az ilyen, *nem vásárolt fogyasztás* mennyisége és ára nem figyelhető meg közvetlenül, a gyakorlatban nehezen oldható meg ezek megélhetési költség indexben történő szerepeltetése.

Az ún. *önfogyasztás* a nem piaci termelésből származó, azaz a háztartásban előállított, piaci forgalomba nem kerülő termékek (háztáji termények, hús, stb.) és szolgáltatások (mosás, főzés, javítás, stb.) összességét jelenti. Ezek jelentősége a gazdasági fejlettséggel fordítottan arányos, hiszen fejlettebb országokban több termék és

¹³ A fogyasztás permanens jövedelem hipotézisből eredő elmélete (Hall, 1978) a szolgáltatásfolyam fogyasztására vonatkoztatva annak időbeli „simaságát” vetíti előre, a vásárlási döntésekre azonban ez nem jelent semmit, azaz az egymást követő vásárlási döntések nem függenek össze (Obstfeld-Rogoff, 1996, 2.4 fejezet), ami magyarázza a tartós cikkek vásárlásának volatilitását. A flow fogyasztás árában megjelenő tőkenyeresség-tényező értelmezése is csak *jól működő másodpiac* esetében lehetséges; *információs aszimmetria* melletti kereskedés (ún. lemons’ market) akadályozza az árinformációk alapul vételét. A tartós cikkek okozta problémákról ld. a reálkamatláb részt is (5. fejezet).

¹⁴ Az USA-ban 1983 óta a lakásbérleti piac árai alapján számítják a saját tulajdonú lakásban lakók árindexét. A KSH ezzel szemben a lakásfelszerelés és javítása költségei alapján imputál, ami azonban – a konstans iparosi árrés feltevése miatt – az elvileg nontraded jószághoz traded-ként viselkedő árindexet rendel hozzá (ld. MNB *Inflációs Jelentés* 1999. december).

szolgáltatás kerül piaci forgalomba, mint a jellemzően háztartási munkára épülő, fejletlen agrár országokban. Noha adatokkal ezt nehéz alátámasztani, Magyarországon – a női foglalkoztatottság drámai csökkenése nyomán – az önfogyasztás jelentősége a kilencvenes évek első felében valószínűleg folyamatosan emelkedett; jelzésszerű számításaink szerint 1995-96-ban a lakossági fogyasztás mintegy huszadát adta¹⁵. Az önfogyasztás *árát* a használdozat (*opportunity cost*) elve szerint az idő- és munkabeli ráfordítás jelenti, hiszen fizetett munkáról és/vagy szabadidőről mondunk le, amikor ezeket a tevékenységeket végezzük. Az önfogyasztás figyelmen kívül hagyása különösen a *nemzetközi* (vagy regionális) életszínvonal-összehasonlításokat torzítja: mivel az alacsony jövedelmű országokban nagyobb a jelentősége, a relatív jóléti szint egyszerű jövedelmi vagy bér-alapú megállapítása lefelé torzítja a szegényebb régió vagy ország relatív helyzetét. Másképpen fogalmazva, szegényebb országokban az önfogyasztás nagyobb aránya *ugyanakkora pénzbérből* magasabb jólét elérését teszi lehetővé, azaz ott alacsonyabb a megélhetési költségek szintje.

A nem vásárolt fogyasztás másik típusát képviselő *természetbeni juttatások* a munkaadó által biztosított javakból (*fringe benefits*) illetve az állam által biztosított közösségi szolgáltatásokból – egészségügy, oktatás, stb. – és közjóságokból – infrastruktúra, biztonság, tiszta környezet stb. – állnak. Ezekért alacsonyabb nettó reálbérek formájában fizetünk, hiszen a munkaadó az általa biztosított javak értékét levonja a munkáért járó kompenzációból, az állami juttatásokat pedig a fogyasztói árszintet emelő indirekt (fogyasztási és jövedéki) illetve nettó bérszintet csökkentő direkt (jövedelem-) adók formájában finanszírozzuk. A probléma forrása a jelenség felemás számbavétele: a szokásos jövedelmi vagy bérmutatókban, illetve a fogyasztói árindexben kizárólag a *finanszírozás* hatása jelenik. Képzeljük el, ha – az adórendszer változása miatt – a munkaadók „ingyenes” autóhasználat helyett inkább megemelik alkalmazottaik bérét. A közösségi szolgáltatások kapcsán az *indirekt adók* okoznak problémát: a szolgáltatások piacosítása az indirekt adók, így az árak csökkenésével járhat, ami a fogyasztói árindexben jólét-növelő árcsökkenésként jelenne meg¹⁶. Másfelől, a közjóságok egy magasabb szintjének (minőségének) finanszírozása történhet az indirekt adók emelése útján: például új autópályák építését az állam fedezheti a benzinre kivetett adó növelésével, ami áremelkedésként jelenik meg. Ezek mind a hagyományos statisztikában árszint- vagy jövedelmi változásként jelentkeznek, noha nem feltétlenül történt bármiféle jólét-változás¹⁷. Magyarországon a természetbeni juttatások problémáját az teszi speciálissá, hogy a jövőben várható az adórendszer módosulása – a foglalkoztatás közvetlen költségeinek mérséklése –, illetve az állami szerepvállalás *szisztematikus* csökkenése. A foglalkoztatás közterheinek esetleges csökkenése átrendezheti a kompenzációt a természetbeni juttatások felől a közvetlen bérjellegű kifizetések felé, melynek során explicitté válik a munkaadók által biztosított javak addig csak implicit költsége. Az állam vissza-

¹⁵ A Magyarország Nemzeti Számlái 1995-1996 c. KSH kiadvány 6.2 és 6.5.1 táblái alapján. Az imputált lakásfogyasztástól megtisztítottunk adatainkat: a háztartási szektor nem piaci termeléséből kivontuk az Ingatlanügylet, ... (K jelű) ágazatbeli nem piaci termelést, majd ezt viszonyítottuk a lakosság (hasonlóan korrigált) rendelkezésre álló jövedelméből való fogyasztásához; mind folyó áron.

¹⁶ Itt felmerül az új jóságok problémája is, hiszen a piacosított szolgáltatás korábban nem szerepelt az indexben.

¹⁷ Adócsökkentés vagy bérnövelés esetében annyit tudunk, hogy *cet. par.* a jólét szintje *nem csökken*, hiszen az alkalmazottak a kézhez kapott többlet-fizetést költhetik piaci keretek között ugyanarra (pl. autózásra), mint amit eddig természetben kaptak. Ha azonban a munkaadó a nagyobb mennyiség miatt alacsonyabb árakon szerzi be a szóban forgó jóságokat, ez nem feltétlenül teljesül.

vonulása pedig – ha az indirekt adók csökkentésével jár – pedig a bruttó árak csökkenését jelentheti.

A természetbeni juttatások *elvi* szinten is problémát jelentenek, hiszen például sok államilag biztosított szolgáltatás és közjóság esetében nem világos, mi az output (pl. egészségügynél a kórházban töltött napok száma vagy a várható élettartam változása?) és mi annak a mennyisége (mennyi *egységnyi* közbiztonság?), azaz itt komoly mérési problémák jelentkeznek¹⁸. Így még egy ideális megélhetési költség index is csak tökéletlenül és megszorító feltevések árán tudná ezt figyelembe venni. Amennyiben például Nordhaus [1998] nyomán feltesszük, hogy az indirekt adók szintje az államilag biztosított javak szintjének változását követi, akkor számíthatunk egy megélhetési költség indexet a *nettó* fogyasztói árak alapján¹⁹. A direkt adók és munkaadói juttatások jóléti hatását egy árindex önmagában nem tudja kezelni, itt leginkább a lakossági jövedelem-, a fogyasztási- és az árstatisztika konzisztenciájának megteremtése segíthet.

Elemzésünkéből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy – mivel nem adott hasznossági (jóléti) szint elérésének költségét méri – a jelenlegi magyar fogyasztói árindex nem megélhetési költség típusú árindex. A havonta publikált, és később nem revideált fogyasztói árindexet helyesebb lenne az *infláció* (azaz a pénztartás) *költségének árindexévé* (ld. 4. fejezet) alakítani. Ugyanakkor be lehetne vezetni egy ritkábban (negyedévente vagy évente egyszer) publikált megélhetési költség típusú árindexet. Ez azonban több ponton is különbözne a jelenlegi fogyasztói árindextől:

- A *helyettesítésből* eredő torzítást mérséklendő a kombinált és geometriai súlyozású Fisher- vagy Tornquist-index használata lenne célszerű. Mivel ez az aktuális kiadási szerkezet becslését feltételezi, a kombinált indexformulák képezhetnék az eredetileg Laspeyres-indexként publikált megélhetési költség index *revíziójának* az alapját is. Az árfelírás rendszerében figyelmet kellene fordítani az egyes üzletek, illetve időpontok közti *helyettesítés* kezelésére is, például az árak üzletek és időpontok közti direkt összehasonlítása révén.
- Az *új jószágok* minél hamarabb történő bekerüléséről is gondoskodni kellene. Ehhez szükséges az *aktuális* fogyasztási szokások kiegészítő jellegű statisztikai információforrások révén való nyomon követése (például a nagyobb üzletekben elterjedt vonalkód-adatok – *scanner data* – vagy más „nem hagyományos” *real time* technikák révén).
- A *minőségi változást* hedonikus regressziók vagy fizikai mennyiségekre való átszámítás révén kellene kezelni. Amennyiben ez folyamatosan csak korlátozott módon kivitelezhető, az árindexet utólag is lehet korrigálni a minőségváltozás hatásával.
- A *tartós fogyasztási cikkeket* érdemes lenne vagy kivenni az árindexből, vagy árukat az elméleti szempontoknak (*rental equivalence*) megfelelően a bérleti árak alapján imputálni. Ez valószínűleg csak a lakhatás esetében lehetséges. Ahol van

¹⁸ A közszolgáltatások és a gazdasági fejlettség mérésének kapcsolatáról szólva Hüttl et al. [1998] bemutatja, hogy a nem piaci termelés *ráfordítás-alapú* számbavétele a volumenindexekben látható visszaesés ellenére magasan tartotta az átmeneti országok *dollárban kimutatott* GDP-jét.

¹⁹ Ez technikai értelemben a brit jegybank indirekt adóktól megtisztított ún. RPIY árindexéhez hasonlítana; noha ott nem megélhetési költség index, hanem az ilyen adók változásának *közvetlen* hatásától mint *zajtól* mentes árindex volt a cél, ld. Beaton - Fisher [1995].

jól működő másodpiac, esetleg ki lehet próbálni a *user costs* megközelítést is (pl. gépkocsik). Mivel ezekkel a lehetőségekkel szemben szkeptikusak vagyunk, megfontolandónak tartjuk a tartós cikkek megélhetési költség indexből való kizárását.

- A megélhetési költség index tartalmát illetően a vásárolt fogyasztás helyett *az adott árakon és jövedelemből elérhető jólét (hasznosság) szintjét szeretnénk elméletileg közelíteni*. Ez szükségessé tenné a jövedelem - fogyasztás - árszint kategóriák közti összhang megteremtését. Ennek függvényében kellene a nem vásárolt fogyasztás egyes tételeit az árindexbe bevonni, illetve azok árát definiálni.

4. A fogyasztói árindex, mint a pénztartás költségének indexe

Mondhatjuk-e, hogy a hazai fogyasztói árindex ugyan általános megélhetési indexként nem, de a lakosság *pénzbeli kiadásainak* árindexeként értelmezhető? Sajnos *nem*: jelentős súllyal tartalmaz ugyanis olyan tételt, amely nem kapcsolódik pénzbeli kiadáshoz (lakhatás, 5.9%); továbbá nem tartalmaz olyan tételt, melyek viszont jelentenek pénzbeli kiadást (pl. használt cikkek, tőkejavak). Továbbá a fogyasztási kiadási súlyok használata nem feltétlenül tükrözi a relatív készpénztartási igényeket (vagy az egyes jószágok pénzkiadási szempontból releváns más tulajdonságait).

Hogyan alapozható meg elméletileg a pénzbeli kiadások egy árindexe, illetve milyen ár- vagy infláció-fogalomról van itt szó? A szakirodalom nem egységes a kérdésben. Az általános értelmezés szerint a pénzbeli kiadások árindexe az *infláció* – pénztartásból, a készpénzes tranzakciók létéből fakadó – *költségességéből* vezethető le; ezért releváns egy ilyen árindex az árstabilitás mellett – éppen az infláció társadalmi költségei miatt – elkötelezett monetáris politika számára (Wynne 1999, Vickers 1999). A korai közgazdák – például Fisher vagy Jevons – gondolatait követő megfogalmazás szerint a *tranzakciós pénzelméletbe* illesztendő árindexről van tehát szó: az árszint *általános* változása eszerint a pénz *vásárlóerejének romlását* méri (Wynne, 1997 és 1999), ami a készpénzes tranzakciók léte vagy nominális rigiditások miatt társadalmi szinten (reál)költséggel jár. A dolgot bonyolítja, hogy a szakirodalomban a „monetáris infláció” meghatározása keveredik a *maginflációs* (core inflation) mutatók problémájával (lásd Valkovszky-Vincze 2000). A pénzkiadások monetáris elméletből levezethető árindexének problémáját elválasztva a maginfláció keresésétől az alábbiakban a monetáris kiadási árindexre koncentrálunk, ami értelmezésünk szerint az inflációból fakadó jóléti költségek mértékét mutatja.

Későbbi következtetéseink szempontjából nem mellékes, hogy a fogyasztói árindex ilyen értelmezése közel áll az Európai Unió statisztikai hivatala, az *Eurostat* által harmonizált fogyasztói árindexre (HICP) adott definícióhoz. Az Európai Bizottság által készített jelentés (EC, 1998) megfogalmazása szerint a HICP egyfelől a háztartások végső monetáris fogyasztási kiadásainak („final monetary consumption expenditure”, 10.o.) árindexe, másfelől az infláció gazdasági szereplőkre, azon belül is a háztartásokra – a pénztartáshoz kapcsolódóan – gyakorolt hatásának a mutatója (8.o.)²⁰.

²⁰ Ezzel indokolják a tényleges pénzbeli kiadást nem jelentő imputált tételek, mint a saját tulajdonú lakásban lakás árindexe, HICP-ből való kizárását.

Milyen megfontolások motiválhatják egy az infláció – pénztartásból fakadó – költségét reprezentáló árindex kialakítását? A válaszhoz annak vizsgálata vezet el, hogy miért az *árstabilitás* – azaz a zéró infláció – a jegybankok célja szerte a világon²¹. Ez két kérdést foglal magában. Először is vizsgáljuk meg, miért tartjuk jobbnak a stabil (azaz előrelátható, kiszámítható) pénzromlást, mint az instabil inflációt, azaz mi az *instabil* infláció társadalmi költsége. Másodsor, vannak-e a *stabil* inflációnak költségei - azaz miért jobb egy stabil 2%-os, mint egy stabil 20%-os infláció.

Az első kérdésre rátérve, nominálisan merev szerződések mellett az *előre nem látott ütemű infláció* önkényes jövedelem- és vagyon-újraelosztást hoz létre vevő és eladó, adós és hitelező között. A jövőbeli árszintet övező *bizonytalanság* miatt a gazdasági szereplők óvakodnak hosszabb távú elkötelezettséget vállalni.

Ami a második kérdést illeti, a *stabil infláció* legismertebb jóléti költsége a készpénztartás egyéni optimalizálásából fakad. Pozitív ütemű infláció ugyanis költségessé teszi a készpénz-tartást, mivel a készpénz zéró nominális kamatozása, míg - adott reálkamatláb mellett - a nominálkamatok együtt változnak az infláció ütemével. Így az egyén a készpénztartás (használdozati) költsége és (tranzakciókbeli) hasznossága alapján optimalizálja a tartani kívánt készpénz mennyiségét, ami magasabb infláció (azaz magasabb nominálkamatok) mellett alacsonyabb lesz. Társadalmi szinten azonban a készpénz előállításának határköltsége gyakorlatilag nulla, így az lenne az optimális, ha a készpénzkereslet is a zérus határhasznosság szintjén állna. A pozitív ütemű infláció miatt azonban az egyének az optimálisnál kevesebb pénzt akarnak tartani, így elszenvedik a túl alacsony készpénz-szint használati vagy tranzakciós költségét (a sűrű bankba járás nyomán ezek az ún. cipőtalp-költségek, *shoe-leather costs*)²². Az ármeghatározók oldalát tekintve a folyamatos árszint-változáshoz való alkalmazkodás egyes szereplők számára költséges lehet (átárazási, ún. *étlap-költségek*). Ezek a jóléti költségek azonban, a szakirodalom konszenzusos álláspontja szerint, az infláció „szokásos” mértékei mellett csekély jelentőségűek.

Egyes állami intézmények „mellékhatása” azonban nagyságrendekkel emeli az infláció költségeit. Nem tökéletesen indexált *progresszív jövedelemadó-rendszerek* például pozitív ütemű infláció mellett rejtett reál-adóteher emelést valósítanak meg. A *tőkevédelmek* szokásos adóztatása pozitív infláció mellett költséges lehet a tőkefelhalmozás ütemének csökkenése és a tőke-allokáció torzulása miatt. Magasabb inflációs ütemek mellett lényegessé válhat a nominális és a reálváltozók elkülönítése, az ilyenkor elkövethető hiba pedig – a *pénzillúzió* – hozzájárul a stabil infláció költségeihez.²³ Végezetül, magas és stabil infláció a tapasztalat szerint sem aggregált,

²¹ A gyakorlatban ez pozitív de alacsony ütemű, évi 1-2%-os árindexet jelent. Nem pontosan zérus optimális ütemet a fogyasztói árindexek korábban bemutatott felfelé torzítása indokol; illetve az, hogy ilyen inflációnak lehet *pozitív reálhatása* is pl. asszimmetrikus nominális rigiditások jelenléte miatt (*grease effects*), ld. Cecchetti-Groshen [2000]. A *negatív* hatásokról (*sand effects*) ld. még Fischer [1994].

²² Valójában ez a jóléti veszteség akkor is fellép, ha nincs pozitív ütemű infláció, hiszen az a *reálkamat-veszteségből* fakad, ami zéró infláció mellett is - pozitív reálkamatot feltételezve - fellép. Így optimális csak a *piaci hozamot biztosító készpénz* vagy – Friedman [1969] nyomán – *zéró nominálkamat* (azaz pozitív reálkamat esetén annak mértékével megegyező defláció) lenne.

²³ A fejlett országokban figyelték meg, hogy a közvélemény még *stabil* inflációra is olyan erőteljes és általános ellenszenvvel tekint, amit nehéz a tárgyalt jóléti veszteségek nagyságrendjével magyarázni. A

sem keresztmetszeti értelemben nem létezik: magasabb infláció ugyanis egyfelől *variábilisabb* inflációs ütemet jelent, másfelől a *relatív árak variabilitásának* emelkedésével jár (Driffill et al. 1990), ami magyarázza a gazdasági szereplők ár-stabilitás iránti igényét.

A pénztartás költsége típusú fogyasztói árindex kialakítása szempontjából a *stabil* infláció *közvetlen* és *készpénztartásból* fakadó költségeiből indulunk ki. Az infláció fent felsorolt költségeiből tehát nem valamennyit vesszük alapul – a készpénztartással össze nem függő, mint az instabil inflációhoz való indexálás költségei vagy az adórendszerből fakadó – azaz az adóztatás módosításával is kezelhető – költségeket nem vesszük figyelembe. Lényegében a kiszámítható ütemű infláció lakossági tranzakciós pénzigényből fakadó, *cipőtalp-költség típusú jóléti vesztesége* az elméleti kiinduló pontunk.

Vizsgáljuk meg, mit jelent ez a gyakorlatban, azaz mely árak és milyen indexformában való aggregálása felel meg az elmélet által támasztott követelményeknek. A „*mely árak*” kérdése az egyszerűbb: a mennyiségi pénzelmélet szerint az árindexnek fel kell ölelnie minden olyan árat, amely monetáris (készpénzen történő) tranzakciókhoz kapcsolható²⁴, de csak azokat. A vásárolt *fogyasztáson* kívül ez magába foglalhatja a lakossági és vállalati *beruházási* kiadásokat éppúgy, mint a vállalatok *nyersanyag- és termelési tényező vásárlásait*, azaz a termelői árak mellett munkabéreket és a kamatokat. Továbbmenve, a beruházási javaknál – a megélhetési költségindexektől eltérően – itt maguk a vételárak kerülnének az árindexbe, nem a tőkejóság által biztosított szolgáltatások imputált árindexe.²⁵ Noha a lakossági fogyasztási kiadásokon kívül mindenféle más árat tartalmazó árindex kialakítása elég merészen hangzik, és nem is lehet tárgya a szándékaink szerint a hazai fogyasztói árstatisztika rendszerén belül maradó tanulmányunknak, a nemzetközi gyakorlatban találunk erre példát²⁶. A *HICP* alapelveit lefektető brüsszeli dokumentum szerint az Európai Bizottság *elvben* maga is helyesnek tartaná egy *minden* piaci (monetáris) tranzakcióra kiterjedő árindex kialakítását (EC, 1998).

A monetáris kiadási árindex által felölelt árak körén túl meg kell határozni az egyedi árak *átlagos* árnindexszé súlyozásának elveit is. Itt problémát az okoz, hogy az eddig bemutatott elméleti szempontok különböző statisztikai feltevésekkel párosulva eltérő konkrét indexformulára vezetnek, melyek között nehéz *a priori* alapon választani. Természetesen ragaszkodhatunk az egyedi árak *lakossági kiadási szerkezet* alapján való súlyozásához, ez azonban csak komoly megszorításokkal vezethető le elméleti

rejtély egy feloldása a közgazdászok és a publikum infláció-fogalma közti különbségben rejlik: az utóbbi szemében az infláció mindig egy negatív sokk következménye illetve rossz gazdaságpolitikának a jele. Ld. Schiller [1997] és u.ott Mankiw kommentárját. Természetesen nem biztos, hogy a fejlett országok tapasztalatai átvihetők a magas ütemű inflációhoz esetleg már „hozzászoktatott” átmeneti országokra.

²⁴ Ez természetesen függ a "pénz" definíciójától.

²⁵ Általában, a megélhetési költség indexszel ellentétben a monetáris árindex esetében nincs szükség a mikroökonómiai haszonmaximalizálás korábban bemutatott szellemét követve bármiféle implicit (pontosabban: árnyék-) árak figyelembe vételére (azaz imputálására) – itt csak a pénzbeli tranzakciók az érdekesek, hiszen ezekből fakad az infláció okozta jóléti veszteség.

²⁶ A *teljeskörűsége* gyakorlati példa a brit Statisztikai Hivatal *FEPI* (Final Expenditure Prices Index) elnevezésű kísérleti árindexe, ami a minden aggregált gazdasági szereplő pénzbeli kiadásaira kiterjed. A FEPI komponensei: lakossági fogyasztási kiadások árindexe – Retail Price Index, RPI; beruházási kiadások árindexe – Index of Investment Prices, IIP; kormányzati kiadások árindexe – Index of Government Prices, IGP. A részletek az ONS honlapján érhetők el (www.ons.gov.uk).

szempontjainkból, hiszen nem biztos, hogy a kiadási súlyok tükrözik a jószágok relatív készpénzigényességét. Így nincs okunk a kiadási szerkezet alapján való súlyozást kiemelten kezelni. Vegyük a *stabil infláció költségességének* szó szerinti olvasatát. Mivel itt a készpénzes tranzakciók léte a „cipőtalp-költség” típusú jóléti veszteség forrása, kézenfekvő *az egyedi árak relatív készpénz-igényességgel való súlyozott átlagát venni*. Ekkor a napi folyó fogyasztásunk részét képező, gyakran és jellemzően készpénzzel (vagy valamilyen ahhoz közeli pénzhelyettesítővel, mint a például a *debit card*) vásárolt cikkek, illetve a ritkán, de Magyarországon sokszor még készpénzért vásárolt tőkejavak (pl. lakás, autó) nagyobb súlyt kapnának, mint a banki átutalással vagy hitelből kifizethető vásárolt jószágok. A *nem vásárolt fogyasztás* tételei automatikusan zéró súlyt kapnának, hiszen esetükben a fogyasztásnak egyáltalán nincs készpénz-igénye. *Ez az elv testesül meg az Eurostat által számolt HICP esetében a készpénzt nem igénylő tranzakciók – a nem vásárolt fogyasztás imputált tételei – árindexből való kizárásában*. A gyakorlatban a relatív készpénz-igényesség azonban nehezen operacionalizálható és mérhető dolog, ezért nem oldható meg a pénztartás költségességének szó szerinti értelmezéséből kiinduló konkrét súlyrendszer levezetése.

A pénzülmélet Irving Fisher vagy Jevons nevéhez köthető *tranzakciós* megfogalmazása szerint a pénzkínálat emelkedésének a pénz vásárlóerejének romlásában megjelenő hatása *minden* árat és *azonos mértékben* érint. Wynne (1999) például idézi Jevons érzékletes leírását, mely szerint az egyedi árváltozások mögött mindig egyetlen közös tényező, az *arany* árának változása áll. Itt tehát az árváltozások általános, monetáris okra – a pénzkínálat változtatására – visszavezethető komponenséről van szó. Felírható olyan modell, amelyben „*az*” *inflációnak az egyedi árváltozások közös és általános komponensét tartjuk*. Az étlap-költségek gondolati keretében például Cecchetti – Groshen [2000] nyomán képzeljük el, hogy a gazdaságban *kétfajta ármeghatározó* tevékenykedik. Az egyik rugalmasan alakítható, azaz minden periódusban csekély költséggel változtatható árak fölött diszponál (pl. élelmiszerek, benzin). A másik csoport a magas költségek miatt csak ritkán változtatja árait. Mivel az első csoportba tartozók gyakran módosíthatják áraikat, azaz könnyen korrigálhatják az árazási tévedéseiket, így nem érdekük az általuk észlelt árváltozásokból az általános vagy permanens komponens megragadása vagy követése. Az általuk meghatározott árak teszik zajossá az aggregált árindexeket. Ezzel szemben a másik csoportnak veszteséget okozna az általános inflációs tendencia „félreértése”, így ebben a körben az árváltozások sokkal „simábbak” lesznek, illetve jobban követik általános irányzatot. E modell keretében az elemző feladata az egyedi árváltozásokból a közös és általános komponens kiszűrése²⁷. Ugyanerre vezet a pénz mennyiségi elmélete is: az infláció a pénz vásárlóerejének *általános* romlása, ezért minden árban és azonos mértékben jelenik meg. A minden egyedi árváltozásban közös komponens tehát a „monetáris” infláció.

Ezek a megfontolások a *sztochasztikus indexszámítás* keretei között juttathatók érvényre²⁸. Általános modellünkben feltesszük, hogy minden egyes megfigyelt egyedi

²⁷ Felmerülhet az árképzési szokások közvetlen - vállalati kérdőíves - felmérése és a csoportok ez alapján való elkülönítése is, ld. Tóth - Vincze [1998]. Nehéz lenne azonban a vállalatok (ágazatok) és az árindexbeli csoportok egyértelmű megfeleltetése.

²⁸ Erről ld. Diewert [1997]. Az érvelés valójában sokszor fordított irányban működik: a sztochasztikus indexszámítás alkalmazását mintegy „utólag” igazolják a korai pénzülmélet megfontolásai vagy a kétfajta ármeghatározó típusú modellek.

π_t árindex, tartalmaz egy közvetlenül meg nem figyelhető közös Π_t „*signal*” komponenset, és egy x_t „zaj” komponenset, amely utóbbiak a relatív árváltozások illetve az áralakulás helyi idioszinkrotikus jellegzetességeinek indikátorai:

$$\pi_t^i = \Pi_t + x_t^i,$$

ahol i a jószágok indexe, és minden változó *logaritmikus differenciaként* van felírva. Ebből az egyedi illetve a közös komponensre tett különböző feltevések szerint juthatunk el a szakirodalom egyes „monetáris” inflációs mutatóihoz (Wynne 1997 és 1999). Mivel jelen tanulmány célja a statisztikai publikációs illetve a monetáris elemzői gyakorlatban használható, a fogyasztói árstatisztika létező rendszerére alapozott árindexek vizsgálata, a következőkben a fenti modelltől levezethető inflációs mutatók közül csak kettőt tárgyalunk, a súlyozatlan Jevons-féle és a relatív (inverz) varianciákkal súlyozott árindexet.

A Jevons-féle egyszerű *súlyozatlan* geometriai átlag formula,

$$\hat{\Pi}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_t^i,$$

elvi alapja a pénzkínálat-növekedés „minden árban azonos változást” okozó hatása. Statisztikailag a formula mögött álló feltevés, hogy a relatív árváltozások nulla várható értékű, normális eloszlású, egymástól és a közös komponensstől független folyamatokat követnek, Magyarországon – és általában az átmeneti országokban – nem teljesül, hiszen ismert, hogy a relatív árváltozásoknak tartós trendjük van (Valkovszky-Vincze 2000). Ez a tény azonban a legtöbb gyakorlati célokra szóba jövő árindex-formulát használhatatlanná teszi, hiszen még a normalitás feltevésére nem támaszkodó *nyesett átlag* (trimmed mean) típusú mutatók is ilyen trendek hiányára – azaz egyetlen közös Π_t komponens feltételezésére – épülnek²⁹. Annak fényében, hogy – a pénzelméltre alapozott árindex esetében – a hagyományos kiadási alapú súlyozás mellett sem szól elméleti érv, végső soron ezt az egyszerű megoldást sincs okunk elvetni.

Más megközelítésben problémás lehet, hogy a Jevons-indexben minden árváltozás azonos mértékben hordoz információt az általános tendenciára vonatkozóan. Az étlap-költségek kapcsán bemutatott, kétfajta ármeghatározót feltételező elgondolásból például az következik, hogy a kevésbé zajos egyedi árindexek több információt hordoznak³⁰. Ez motiválja az egyedi árváltozások „*inflációs jel*” (*signal*) erőssége alapján való súlyozását (*variance-weighted* vagy *neo-Edgeworthian* árindex, Wynne 1997). Ennek egyszerűbb formája az egyedi árindexek *relatív inverz varianciákkal* való súlyozása. Összetettebb formájában egy nem-lineáris egyenletrendszer keretében magukat az egyedi varianciákat a becsült általános komponensre vonatkoztatva definiáljuk.

²⁹ Ezt a feltevést a csak ökonometriai módszerekkel számítható *Dynamic Factor Index* (DFI) mutatók nem használják ki, melyek figyelembe veszik a relatív árváltozások sztochasztikus trendjeit is, ld. Wynne [1999]. A gyakorlatban e módszer hátránya a becslések revíziója.

³⁰ A Magyarországon használatos két hivatalos maginflációs index által is reprezentált „*ex Food and Energy*” típusú maginflációs mutatók ezt az elvet egyszerűsítik le, amikor az *a priori* alapon túl zajosnak ítélt csoportoknak (nyers illetve idényjellegű élelmiszerek, egyes energiahordozók és regulált árak) *minden időszakra* zérus súlyt adnak.

$$\hat{\Pi}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w^i \pi_i^i, \quad w^i = \frac{1/\sigma_i^2}{\sum_{i=1}^N 1/\sigma_i^2}, \text{ ahol}$$

a súlyok az egyszerű formulában közvetlenül adódnak:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\pi_t^i - \bar{\pi}_i)^2.$$

A bonyolultabb formulában ezeket a Π_t közös komponens alapján – *iteratív* eljárással – képezzük:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\pi_t^i - \hat{\Pi}_i)^2.$$

A formulákban a súlyozás alapjául szolgáló $t = (1, \dots, T)$ időszak tetszőlegesen rögzített.

Összefoglalva az eddigieket, három lehetőség adódik a monetáris kiadási index mintájába tartozó egyedi árindexek aggregálására. Használhatjuk a Laspeyres-formulában a *háztartási kiadási szerkezetből adódó súlyokat*, melyek mellett ugyan semmilyen elvi érvet nem lehet felhozni, de ellene sem, hiszen a *megélhetési költség indexeknél tárgyalt torzítások itt nem relevánsak*, lévén itt nem egy indirekt hasznossági szintből indulunk ki. A *relatív varianciákkal való súlyozás* az egyedi ár-változásokban az általános komponens azonosításának szükségességén alapul. A *Jevons-féle súlyozatlan árindex* használatával a kiadási súlyozás „feleslegességét” illetve az inflációs „signal” erőssége alapú súlyozás esetlegességét ismernénk be.

A *súlyozás* tekintetében nehéz a három módszert rangsorolni (ld. a Függelékben a 4.1 ábrát és ugyanott a 4.1 és 4.2 táblázatokat). Empirikusan úgy tűnik, a relatív ártrendek „kioltják egymást” annyiban, hogy a *súlyozatlan Jevons-index* nem szakad el a fogyasztói árindex 12 havi ütemétől. Az egyszerű *variancia-alapú súlyozást* a hó/hó vagy a 12 havi árindexekre egyaránt értelmezhetjük³¹. A *12 havi indexek* alapul vétele mellett szól az, hogy ez az inflációs folyamatok szokásos szezonális-simító filtere, így hagyományosan azokat az árakat tekintjük problematikusnak, amelyek a 12 havi filter után is „túlzottan” hektikusak (azaz nincs vagy nem stabil a szezonálisuk). Táblázatunkból az is látható, hogy a *hó/hó indexek* variabilitása alapján való súlyozás jellemzően a tartós fogyasztási cikkeknek ad – a kiadási szerkezethez képest – nagy súlyt, melyek inflációs üteme tartósan az átlag alatti volt. A hó/hó indexek alapján árindex ezért szisztematikusan eltér a fogyasztói árindex trendjétől (végig alatta marad). Megfigyelhető továbbá, hogy az egyszerű és az iteratív variancia-alapú súlyozás között nincs jelentős különbség. A leíró statisztikákból az látszik még, hogy „legsímábbnak” a 12 havi indexekre alapozott inverz variancia alapú súlyozásokat tekinthetjük: ezek sztenderd hibája illetve terjedelem mutatói jóval a többi alatt maradnak. A különféle súlyozási lehetőségek közti választáshoz természetesen először is definiálnunk kellene, hogy statisztikai értelemben mit várunk el egy „jó” inflációs mutatótól, azaz meg kellene határoznunk azt a releváns *veszteségfüggvényt*, amit az alternatív megoldások közti választás során minimalizálunk. Erre azonban e

³¹ A variancia-alapú súlyozást a logaritmikusan átváltozásokra számtani átlagként írtuk fel, ami az eredeti adatok geometriai súlyozásával ekvivalens.

szakasz keretében nem vállalkozunk, más kontextusban például a 7. (maginflációs) fejezet illetve Valkovszky – Vincze [2000] kínál.

Összefoglalva tehát, ahhoz, hogy az infláció társadalmi költségességéből kiindulva monetáris kiadási árindexet hozzunk létre, először is az árindex *mintáját* összhangba kellene hozni annak definíciójával. Ehhez szükséges lenne a lakossági kiadási szokások pénztartási szempontú feltérképezése. Ennek hiányában „*második legjobb megoldásként*”:

- el kellene hagyni a *saját tulajdonú lakás* pénzkidást nem jelentő imputált tételét;
- megfontolandó a pénzbeli lakhatási költségek közvetlen figyelembe vétele, vagyis az önkormányzati bérleti díjak mellett a *piaci lakásbérleti díjak*, illetve a *lakóingatlan-árak* szerepeltetése az árindexben³²;
- szükséges a monetáris tranzakciókon keresztül vásárolt javak minél szélesebb körének mintába illesztése. Ez minimálisan ki kellene, hogy terjedjen a *használt cikkekre* (hiszen egy ilyen árindexnél nem szempont az SNA-elveknek való megfelelés), de megfontolandó a lakossági kiadások szempontjából releváns *tőkejavak, befektetési formák* (pl. kötvény-, részvényjegyzés, biztosítás, stb.) szerepeltetése is;
- természetesen szükséges lenne az újak számító (?), eddig meg nem figyelt jószágok árstatisztikába építése (számítógép, modern kommunikációs eszközök, stb.).

Fenti javaslataink többsége a jelenlegi fogyasztói árstatisztikához képest csak minimális illetve egyszeri változtatást jelentene. A KSH által havonta publikált fogyasztói árindex egyszerre hordozza egy megélhetési költség index és egy monetáris kiadási árindex jegyeit. Ezt viszonylag kis befektetéssel az infláció költségessége alapján definiált monetáris kiadási árindexszé lehetne változtatni. A jelenlegi „kevert” helyett egy ilyen egyértelmű definíció mind a statisztikusok, mind az elemzők munkáját megkönnyítené: az előbbieik számára támaszt jelentene az árstatisztika rendszerének kialakításához és fejlesztéséhez, a felhasználók pedig egy közvetlenül értelmezhető – mert konzisztens módon kialakított – gazdasági mutatót nyernének. Nem utolsósorban, amint azt korábban jeleztük, a rendszeresen publikált hazai fogyasztói árindex monetáris kiadási árindexként történő definiálása megfelelne az Európai Unióban bevezetett HICP elveinek is, azaz ilyen értelemben része a hazai intézményrendszer harmonizációs kötelezettségeinek³³.

5. Reálkamat számításához használt árindex

Egy elég általánosan elfogadott nézet szerint a központi bankok inflációt befolyásoló tevékenysége jelentős részben abból áll, hogy a várható reálkamatlábakat, és ezen

³² A KSH valószínűleg azért ódzkodik az ilyen – adózási szempontból – sokszor nem teljesen legális jövedelmek körébe tartozó adatok kérésétől, mert attól tart, hogy ez a *többi* kérdésre adott *válasz-adás arányát* is rontja. A kérdés valójában az, hogy a romló válaszadás módosítaná-e a többi változó *eloszlását*, ami csak empirikusan dönthető el.

³³ A jelenlegi hazai fogyasztói árindex és a HICP közti különbségekről – a harmonizáció szempontjából – ld. a *Statisztikai Szemle* 1999/7. számában található szimpózium cikkeket.

keresztül a „kibocsátási rést” befolyásolják.³⁴ A reálkamatláb – legalább is a megtakarítási döntéseket meghozó fogyasztó szemszögéből nézve – valójában egy relatív ár, a jelenlegi fogyasztás ára jövőbeli fogyasztásban mérve. (Ha a bruttó reálkamat R , akkor az azt jelenti, hogy 1 egység mai fogyasztás R egység holnap fogyasztásba kerül.) Mint minden relatív-ár változás esetében helyettesítési és jövedelmi hatást különböztethetünk meg. Az első alatt azt értjük, hogy a reálkamat (relatív ár) változás megváltoztatja a jelen és jövőbeli (tervezett) fogyasztás arányát, vagyis a fogyasztás (tervezett) növekedési ütemét. Nagyobb reálkamathoz nagyobb tervezett növekedés, vagyis adott hosszú távú fogyasztást feltételezve viszonylag kisebb jelenlegi fogyasztás járul. A jövedelmi hatás alatt a hozam – fogyasztási javakban kifejezett – változásának a (reál)vagyon változásán keresztül történő jövedelmi, s a fogyasztás jövedelemfüggőségén keresztül a fogyasztás mértékére gyakorolt hatását értjük. A két hatás iránya ellentétes, ha a fogyasztó nettó vagyona pozitív, de azonos irányú, ha a fogyasztók nettó adósok. A jövedelmi hatás vizsgálatához a döntéshozó időhorizontjának és a költségvetési politika hatásainak (vö. ricardo-i ekvivalencia kérdésköre) ismeretére lenne szükségünk. A monetáris politikai irodalom szokásaival megegyezően figyelmünket a következőkben a reálkamat *helyettesítési* hatására összpontosítjuk.

Hagyományos makromodellek egy aggregált jószágot, illetve nemzetközi makromodellek esetenként két jószágot tartalmaznak. Utóbbi esetben is a két jószágot valamilyen lineáris homogén függvénnyel aggregálják egy intratemporális hasznossági függvénnyé, ami lehetővé teszi, hogy az aggregátumot egyetlen jószágként kezelve annak egzakt árindexét definiálják, és a reálkamatlábát ennek segítségével írják fel. (Lásd Obstfeld.-Rogoff, 1996). Amennyiben a relatív árak tendenciózusan és előrelátható módon változnak, ami plauzibilis feltevés Magyarországra nézve, akkor az egyes áruk „*saját*” várható reálkamatlábai eltérnek. Még ha meg is tartjuk az elsőfokú homogenitási feltevést, a „helyes” reálkamatláb akkor sem esik egybe a kiadási súlyokkal definiált CPI aggregátum alapján számítottal. Nem követnénk el nagy hibát, ha egy CES aggregátum jól közelítené a hasznossági függvényt. Ugyanakkor „*introspekciónk*” azt súgja, hogy ez valószínűleg nem teljesül, hiszen a helyettesítési hatás erőssége az intertemporális helyettesítési rugalmasságtól függ, ami kevéssé valószínű, hogy homogén az egyes jószágok között. (Vajon a jövő havi melegvíz árának változtatása ugyanolyan jelentős befolyással van-e a mai zuhanyozás iránti keresletre, mint a repülőjegy árak hasonló időzítésű bejelentett emelése a külföldi üdülés iránti keresletre?) Két ok együttes felbukkanása indokol(hat)ja tehát egy külön, a reálkamatláb számítás szempontjából releváns fogyasztói árindex definiálását: 1. az intertemporális helyettesíthetőség differenciáltsága, és 2. az előre látható relatív árváltozások.

Ennek megfelelően a „*helyes*” reálkamat operacionalizálása is kettős problémát vet fel: egyrészt meg kellene határoznunk az (ismeretlen) időbeli helyettesíthetőségi adatok alapján az egyes árindexekre vonatkozó várakozások „*helyes*” aggregálására alkalmas súlyrendszert, másrészt meg kell tudnunk mondani az egyes javakra vonatkozó egyedi *árvárakozásokat*. Ez az áradatok rendelkezésünkre álló aggregációs szintjén (160-as CPI csoportosítás) reménytelen vállalkozásnak tűnik. Ha azonban

³⁴ A szokásos elméletek szerint a reálkamatot csak átmenetileg szabályozza a monetáris politika. Itt feltesszük, hogy létezik egy biztos (nominális) egyperiódusú kötvény, amely „mindentől függetlenül” valamilyen ismert (nominális) hozamot fizet, ami nem más, mint a nominálkamat. A továbbiakban eltekintünk a portfólióválasztás kérdéseitől.

sikerül a fogyasztást megfelelően homogén klaszterekre bontanunk, mely klasztereken belül viszonylag kicsi az árak hosszabb távú divergenciája – azaz feltehető, hogy az azokra vonatkozó várakozások is homogének –, a klaszterek között viszont jelentős ártrendek tapasztalhatók – azaz feltételezhető, hogy a fogyasztók maguk is differenciáltan képezik, legalább is az egyes klaszterek vonatkozásában, a maguk várakozásait –, továbbá az egyes klaszterek az abba tartozó javak intertemporális helyettesítési rugalmasságának tekintetében is megfelelően homogének tekinthetők, úgy van esélyünk arra, hogy ezen klasztereken belül a fogyasztási szerkezet alapján súlyozva, az egyes klasztereket azonban a (becsült) helyettesítési rugalmasság alapján (is) aggregálva egy, a CPI-nél jobb minőségű reálkamat-mutatót generáló árindexet kapunk. A klaszterekre vonatkozó árvárakozásokat természetesen utólag sem ismerjük, azonban kísérletezhetünk a szuperracionalitási feltevessel, vagyis a megfelelő idősorok birtokában megpróbálhatjuk a várakozásokat a később bekövetkezett árváltozásokkal közelíteni³⁵.

A kérdés ezek után az, hogy ki lehet-e alakítani egy olyan árindexet, amely jól tükrözi a különböző helyettesítési rugalmasságokat. Egy ilyen javaslat fogalmazódott meg Valkovszky-Vincze [2000]-ben, ahol is a súlyok számítási módszere egy viszonylag egyszerű, de az irodalomban szokásos hasznossági függvényeket általánosító preferenciarendezés feltételezése mellett került levezetésre. Ezt a gondolatmenetet ismételjük meg itt részletesebben, és némileg eltérő formában.

Kiindulásunk a Houthakker-féle addilog hasznossági függvény.³⁶

$$u(C_{1t}, \dots, C_{nt}) = \prod_{i=1}^n \frac{C_{it}^{1-\sigma_i}}{1-\sigma_i} \quad (1)$$

ahol C_{it} az i -edik jószág fogyasztása a t -edik periódusban, és a σ_i -k pozitív paraméterek. Feltevésünk szerint a fogyasztó az

$$U(\underline{C}_1, \dots, \underline{C}_t, \dots) = \prod_{t=1}^{\infty} B^{t-1} u(\underline{C}_t) \quad (2)$$

hasznossági funkcionált maximálja.

Az egyes jószágokra vonatkozó (intratemporális) elsőrendű feltételek a következőképpen írhatók:

$$\forall i: \frac{C_{it}^{-\sigma_i}}{P_{it}} = \Lambda_t \quad (3)$$

ahol P_{it} az i -edik jószág ára t -ben, és a Λ_t Lagrange-multiplikátor a nominális vagyon határhaszna.

A Lagrange-multiplikátorra igaz a következő differencia egyenlet.

$$\Lambda_t = I_t B E_t (\Lambda_{t+1}) \quad (4)$$

³⁵ Ez egy átmeneti gazdaság esetén még intellektuálisan sem feltétlenül megvetendő ötlet, hiszen a gazdaságot korábban keresztül-kasul átszövő (központi) támogatások leépítése számítható – nemritkán előre beharangozott – módon történik

³⁶ Például Clarida (1996) tartós importjóságok iránti kereslet becslésére használta ezt a hasznossági függvényt.

ahol I_t a bruttó nominális kamatláb ($I_t = e^{i\Delta t}$), és B a szubjektív diszkontfaktor.

A továbbiakban természetes alapú logaritmusokra áttérve (kisbetűkkel jelölve a logaritmusokat) és időbeli ($\tau := \Delta t = t_e - t_b$ időszakra vonatkozó) differenciákat véve a következő összefüggéseket vezethetjük le.

$$\Delta\lambda = -\sigma_i \Delta c_i - \Delta p_i \quad (5)$$

$$\Delta\lambda = -\tau\beta - \log\left(\prod_{j=t_b}^{t_e-1} I_j\right) = -\tau\beta - i(t_b, t_e) \quad (6)$$

ahol $\Delta\lambda_i = \lambda_{it_e} - \lambda_{it_b}$; $\Delta c_i = c_{it_e} - c_{it_b}$; $\Delta p_i = p_{it_e} - p_{it_b}$

(A (6) összefüggésben elhanyagoltuk a (4)-ben szereplő másodrendű (sztochasztikus) tagokat.)

Az egyes jószágokra vonatkozó linearizált Euler egyenlet pedig a következő alakot ölti.

$$\Delta c_i = \frac{1}{\sigma_i} (i(t_b, t_e) + \tau\beta - \Delta p_i) \quad (7)$$

Ha feltesszük, hogy minden jószágra létezik egy g_i faktor, amely – lineáris módon – megadja az adott jószág fogyasztás-változásának hatását az összkeresletben, akkor az aggregált hatást a következőképpen írhatjuk.

$$\sum_i g_i \Delta c_i = \sum_i \frac{g_i}{\sigma_i} (i(t_b, t_e) + \tau\beta - \Delta p_i) \quad (8)$$

Az általunk meghatározni kívánt árindex nem más, mint

$$\pi = \sum_i \frac{g_i}{\sigma_i} \Delta p_i \quad (9)$$

A fenti összefüggések alkalmasak arra, hogy „kalibráljuk” az $1/\sigma_i$ paramétereket. Legyen 0 a bázisév, amikor minden egyedi árindex 1-es értéket vesz fel. Válasszuk meg a mértékegységeket úgy, hogy a bázisidőszaki fogyasztás minden jószágból 1 egységnyi. Ismerjük a W_i kiadási súlyokat mind a bázis, mind a tárgyidőszakra.

$$W_i = \frac{P_i C_i}{S} \quad (10)$$

ahol S az összes lakossági fogyasztási kiadás.

A (10) egyenlet logaritmikusan differenciáját véve, és felhasználva a (6) és (7) összefüggéseket kapjuk a keresett paraméterekre:

$$\frac{1}{\sigma_i} = \frac{\Delta w_i - \Delta p_i + s}{\Delta\lambda - \Delta p_i} \quad (11)$$

A jobboldalról w_i és p_i ismertek a fogyasztói árstatisztikából. A s értéke kiszámítható a Nemzeti Számlák statisztikából. A $\Delta\lambda$ számításához egy megfelelő lejáratú kamatlábra lenne szükségünk, amit azonban közelíthetünk a rövidtávú kamatlábak realizált értékével is. Szabad paraméternek adódik az időpreferencia, amelyre különböző értékeket adhatunk a fejlett országokban normálisnak tekintett 0.95 (éves

szinten) és 0.90 között.³⁷ Az így levezetett formulákat alkalmaztuk egy, a Valkovszky-Vincze (2000)-ben definiált csoportosítás némileg módosított változatával adódó klaszter-felosztásra, különböző bázis és tárgyévekre, valamint különböző szubjektív diszkontráta paraméterek mellett. Az egyes klaszterekbe tartozó CPI-alapadatsorok felsorolását a függelék tartalmazza.³⁸

Az 5.1 ábra az egyes csoportokra adódó súlyokat különböző időszakokra vonatkozólag, illetőleg különböző β paraméter értékek mellett mutatja. Az ábrán jól látható, hogy az általunk *a priori* „zavarónak” ítélt sorok (első sorban is a saját tulajdonú lakás imputált lakbére, továbbá pl. szerencsejáték, adomány stb.) klasztere „rosszul viselkedik” (a modell negatív súlyokat generál), így e soroknak a későbbiekben történő elhagyása – a modell keretei között – empirikusan is indokolt.

Sajnálatos, bár koránt sem meglepő módon a tartós jószágokat is kénytelenek vagyunk elhagyni, hiszen ezek súlya nem csupán ingadozik, de előjelét is változtatja.³⁹ Mint arról a megélhetési költség index kapcsán már esett szó, a tartós javak vásárlásának ütemezése nem csupán fogyasztási intertemporális helyettesítési döntés, hanem egyben befektetési döntés is. Amennyiben valamely tartós jószágra vonatkozó várt (relatív) ártrend jelentős mértékben megváltozik, akkor ez nem csupán az adott jószág – valamely időtávra vonatkoztatott – egyedi reálkamatát változtatja meg, hanem az adott jószágba, mint hozamként későbbi hasznosságot hozó eszközbe történő befektetés hozamát is. Az alapvető probléma az, hogy a tartós jószágok **fogyasztása és vásárlása iránti „kereslet”** nagyon különbözőképpen viselkedhetnek. Míg a nem-tartós fogyasztás tapasztalatok szerint sima (erősen autokorrelált), addig a tartós javak vásárlása sokkal hektikusabb. Ez tükröződik a tartós javak súlyának hirtelen változásában a magyar adatokon is. Nem véletlen talán, hogy az USA CPI-ben a súlyokat nem évente változtatják, hanem ötéves átlagsúlyokat használnak. A tartós jószág fogyasztásának igazi ára a bérleti díj (vagy felhasználói költség), amit úgy kapunk meg, hogy a pillanatnyi eladási árból kivonjuk az amortizációval csökkentett jövőbeli ár jelenértékét. Ezen bérleti díj azonban – azon túlmenően, hogy gyakorlati operacionalizálása számos újabb, nehéz problémát vet fel – pusztán elméleti szempontból is külön, a jelen keretekkel inkompatibilis kezelést igényelne, hiszen ebben a körben a mindenkori fogyasztás ára (a bérleti díj) nem független a mindenkori kamatlábtól.

Végül praktikus okokból elhagytuk az adminisztrált árazásúnak tekintett klasztert is, hiszen ennek súlya széles paramétertartományban, továbbá az időszaktól szinte független módon kicsiny (ráadásul többnyire (kicsiny) negatív érték). Ezen szolgáltatások (lásd 5.1 táblázat) – talán az egyetlen 650-TELEFON kivételével – kereslete meglehetősen árrugalmatlan, másfelől időbeli „helyettesítésükre” nemigen van lehetőség, így ezen árak alakulásának hatása a fentebbi értelemben definiált reálkamatra ténylegesen kicsiny.

³⁷ A lefelé igazítást indokolja Magyarország „*fejlődő jellege*” és az a tény, hogy az alacsony várható élettartam következtében alacsonyabb a fiatal korban történő felhalmozásra való késztetés, vagyis a lakosság egésze relatíve türelmetlenebb a fogyasztásban.

³⁸ Az egyes rész-aggregátumok a CPI-re vonatkozó relatív ártrendjei az 5.6 ábrán láthatók.

³⁹ Az elhagyás a szeparálható preferenciák feltevése miatt elvben nem érinti a benntmaradó csoportok paramétereire vonatkozó becslést, hiszen, mint (2) formulából is látszik a határhasznok függetlenek a kihagyott javak fogyasztásától.

Az elhagyások mellett jó indokok szólnak. Az eredeti felosztás szerint is elhagyandónak ítélt adatsorokkal kapcsolatban *a priori* érveink vannak (lásd 5.1 táblázat, illetve a 2. és a 3. fejezetekben elmondottak). Az adminisztrált árak elhagyása gyakorlatilag nem változtat az eredményeken, ez egyszerű „*algebrai kerekítésnek*” tekinthető. Az egyedüli érdemi döntés a tartós javak elhagyása. Ennek indoka, hogy a rendelkezésünkre álló – a súlyok vonatkozásában egyébként is meglehetősen kis frekvenciájú, és nem túlságosan megbízható – adatok olyan hatást is tartalmaznak, amely nem tehető kompatibilissé a kalibrálni kívánt modell alapfeltevéseivel. Minthogy ez a hatás – a tartós javakba történő „*befektetés*” által generált kereslet – meghatározó jelentőségű, az általunk vizsgált (*prompt*) fogyasztás *versus* megtakarítás vizsgálatakor, nemigen tudunk mást tenni, mint hogy elhagyjuk ezt a cikksoportot.

Az 5.1 ábrán talán megtévesztő lehet, hogy a „mehagyott” csoportok is jelentős ingadozást mutatnak. Ez részint a normálás következménye (a kihagyásra ítélt tartós javak csoportjának tekintélyes ingadozását a többi csoport is „*kénytelen*” valami módon – ellenkező előjellel – követni). Másrészt a kalibráció kétséget kizáróan kevésbé robusztus a különböző időszakok megválasztásában, ami részben a rendelkezésre álló (fogyasztási) súlyok minőségének már említett problémájával magyarázható. Amit fontos észrevenni az az, hogy a meghagyott termékkörök (egymáshoz viszonyított) súlya a β paraméterre kevésbé érzékeny. Az időszak megválasztásának problematikájára még visszatérünk.

A megmaradó klaszterekkel a modell a plauzibilisnek tekintett $\beta=0.90-0.95$ tartományban az 5.2 ábrán látható súlyokat generálja. Ezen súlyokkal az egyes klaszterek – klaszterenként az eredeti KSH súlyokkal kapott – saját árindexeit aggregálva egy a CPI-től némiképpen eltérő árindexet kapunk. Az ily módon az 1992-98 időszak alapján adódó árindexből számított (logaritmikus) árszint és a CPI-vel számított árszint különbsége az 5.3 ábrán a β paraméter függvényében látható.

Jól látható, hogy – miként azt a viszonylag stabil súlyok alapján már az 5.2 ábra alapján is sejteni lehetett – a CPI-től való eltérést a β (türelmetlenségi) paraméter megválasztása kvalitatív módon nemigen befolyásolja, az eredmény tehát ebből a szempontból robusztusnak tekinthető. Mindezek alapján számításainkat a továbbiakban az irodalomban bevettnek tekinthető $\beta=0.95$ paraméterválasztás mellett folytattuk.

A robusztussággal kapcsolatos másik kérdés, hogy a kapott eredmény vajon mennyire függ az időszak megválasztásától. Ezzel kapcsolatban, amint azt az 5.4 ábra is illusztrálja, már kevésbé kedvező a helyzet. Mint korábban már említettük, a KSH egy részleteiben nem publikált algoritmus alapján változtatja az általunk alapadatként használt fogyasztói kosár súlyokat. Az azonban látható, hogy bizonyos években szinte az összes súly változik, máskor viszont a súlyok jelentős része változatlan marad. Ennek figyelembe vételével adódik egy szelekciós kritérium, nevezetesen a súlyok „*generálását*” követő éveket célszerű az időszak kezdetének és végének tekinteni⁴⁰. Mindezek alapján választásunk az 1992-1998 időszakra esett, tekintettel arra, hogy ez a korrektnek tekinthető súlyozású időszakok közül a leghosszabb. A releváns

⁴⁰ Természetesen figyelembe véve, hogy a KSH által használt súlyok valójában két évvel korábbi fogyasztás szerkezetének becsléseként értelmezhetők.

klaszterek árindexeinek aggregálására ily módon előálló súlyok az 5.1 táblázat utolsó oszlopában szerepelnek.

A különböző, erősen szezonális részidősorok átsúlyozásakor (pl. az élelmiszerek súlyának a kevésbé/másképpen szezonális sorok terhére történő, 15%-os emelése révén) a CPI eredeti szezonalitása megváltozik. Következésképpen az eredeti CPI időssorral való összevetéskor – az 5.4 ábrán – erős szezonalitást tapasztalunk.

A reálkamat-számítással kapcsolatos vizsgálódásunk végeredménye az 5.5 ábrán látható, ahol a három hónapos állampapírhozamokkal számoltunk reálkamatot két változatban: az eredeti CPI-vel és az általunk javasolt módszer alapján átsúlyozott árindexszel. (Mindkét esetben előretekintést, és tökéletes előrelátást tételeztünk fel.) Mivel mind a CPI, mind pedig az általunk kimunkált árindex erős szezonalitást mutat, míg a kamatokról nem feltételezünk hasonlót, így a számítás során először igazítottuk (külön-külön) a CPI-t, illetve a reálkamatláb szempontjából relevánsnak tekintett árindex idősorát, majd ezeket viszonyítottuk a kamatadatokhoz. Az ábra egyik érdekessége az, hogy a módosított reálkamatok szinte mindig alacsonyabbak, mint a CPI-vel számoltak, és a múltban igen gyakran negatívak voltak. Egy másik érdekesség az, hogy az utóbbi két évben viszont a módosított reálkamatok szinte mindig pozitívak voltak, és a közvetlen közelmúltban szinte alig tértek el a CPI-vel számolt reálkamatoktól. Mielőtt valaki idő előtt következtetéseket vonna le a monetáris politikának az aggregált keresletre való hatásáról figyelmeztetnünk kell: a módosított reálkamat nem a vásárlásra, hanem a fogyasztásra való hatást kívánja mérni. Mivel a lakossági vásárlások fluktuációja jelentős beruházási komponenst is tartalmaz, a reálkamatok és az aggregált kereslet közötti kapcsolatok feltérképezéséhez erről az utóbbiról, illetve a releváns ár (hozam) indexekről is tudnunk kellene valamit.

A tartós javak árindexének helyes figyelembevétele, illetőleg a súlyozás problematikája tehát további kutatást igényel. A számítások elég világosan igazolják, hogy a szokásos hasznossági függvények nem működnek jól de lehet, hogy az általunk választott általánosabb alak is túl egyszerű. Az általunk választott modell nem képes kezelni a tartós fogyasztási jószágok „kettős természetét”. Ezek elhagyása ugyanakkor jelentős torzítást eredményezhet. Az 5.6 ábrán látható, hogy ezek relatív ára jelentős negatív tendenciát követ. Ez önmagában még nem is lenne baj, hiszen a tartós trend csupán egy konstans hibát eredményez a reálkamat *abszolút* szintjében, ami az értékelést aligha zavarja. A módszer felhasználhatóságának igazi korlátját az jelenti, hogy a kibocsátási rést – a közvetlen fogyasztást nem szolgáló beruházási javak keresletén túlmenően – alighanem éppen tartós javak *beszerzésének időztésére* gyakorolt hatáson keresztül vezérli a reálkamat. A hagyományos intertemporális optimalizáción alapuló makromodell ezért csupán *„tisztá”* fogyasztást tételezve – vagyis a javak (különböző) amortizációjának valami módon történő figyelembe vétele nélkül – még a differenciált (esetünkben addilog) hasznosságfüggvény alkalmazása esetén is figyelmen kívül hagy egy igen jelentős – ha ugyan nem a *meghatározó* – tényezőt.

Ez a fejezet, illetőleg a vázolt módszer elsősorban a reálkamattal kapcsolatos problémák érzékeltetését szolgálja. A vizsgálódás melléktermékeként azonban megfontolandónak tartjuk, hogy a fogyasztói árindex súlyokat ne évente változtassa a KSH, hanem valamiképpen simítsa azokat.

6. Reálárfolyam és CPI

6.1 Versenyképesség és valutapiaci nyomás

A reálárfolyam mérése a nemzetközi közgazdaságtan egyik leggyakrabban vizsgált problémája. Reálárfolyam alatt mindig valamely ország „termékének” egy másik ország, vagy a külvilág, „termékében” kifejezett árát értjük. A kalkuláció inputjai valamilyen ár(index) egy országból, egy annak megfelelő árindex a referencia országból, és a megfelelő nominális árfolyam(index). Árindexként a gyakorlatban többnyire a CPI-t szokás alkalmazni. Nyilvánvaló ugyanakkor, hogy a potenciális árindexek száma nagy, és a kutatónak a választásnál (azt is) szem előtt kell tartania, hogy mire is akarja használni a reálárfolyam mutatót. Valószínűleg a leggyakrabban előforduló célok a versenyképesség (változásának) mérése, és a, főleg hosszabb távú, devizapiaci folyamatok előrejelzése. Bármelyik célt is tartjuk ezek közül szem előtt, nem számíthatunk egyetlen lehetséges és optimális megoldásra, állást kell foglalnunk tehát abban a kérdésben, hogy a potenciális reálárfolyam mutatók között melyik tartalmaz hasznos információt.

Az MNB-ben a reálárfolyam számítás célja hagyományosan az ár és költségversenyképesség mérése (lásd például Kovács (1998)). Több érv hozható fel emellett, hogy a CPI alapú reálárfolyamok nem alkalmasak versenyképesség mérésre. Említésre méltó például az a nézet, hogy a termelőket a termelői árak „mozgatják”. Ez az érvelés azonban eltekint attól, hogy a fogyasztói ár, mint végső felhasználási ár határozza meg egy vertikum teljes bevételeit. (Vertikum alatt értve a teljes ciklust a kutatás-fejlesztéstől a kiskereskedelmi értékesítésig. Természetesen egy közbelső terméket előállító vállalat számos vertikum részének mondhatja magát.) Jól tudjuk, hogy számos vállalat integrálódott egy termelési vertikum majdnem egészére, illetve még gyakoribb az, hogy valamifajta vertikális kontrollt alkalmaznak. Ilyen módon sok termelő vállalat van jelen a kiskereskedelemben közvetve, és sok kiskereskedő (értsd kiskereskedelmi nagyvállalat) van befolyással a termelés fázisaira is. Ebből a nézőpontból szemlélve a dolgot a termelői árak inkább belső elszámolóárnak tekinthetők, amelyek értelmezéséhez ismernünk kellene a szállítási szerződések finomabb részleteit is.

Egy másik, Magyarország vonatkozásában élesen felmerülő kifogás lehet az, hogy a CPI-ben jelentékeny annak a zajnak a súlya, amit a feldolgozatlan élelmiszerek, és általában azok az árak reprezentálnak, amelyek ára rövid távon adott kínálat mellett „kompetitív” piacokon határozódik meg. (Ide tartozhatnak például ruházati cikkek is, legalábbis bizonyos hónapokban: lásd szezoni végi árleszállítás.) Egy hasonló zajforrásként említhető a közszolgáltatások relatív árának a változása. Ezen árak meghatározása vélhetőleg keveset mond a versenyképességről. Ezek az érvek viszont eltekintenek attól, hogy mivel a reálbérek függenek ezeknek a szolgáltatásoknak és az élelmiszereknek az árától is, ezek árváltozása előrevetíthet a versenyképességre ható bérváltozást is.

A profit alapú, valamint a munkaköltség (ULC, *unit labour cost*) indexek, mint versenyképességi indikátorok kevésbé vannak kitéve a fenti típusú kifogásoknak. Ezeknek a költségtényezőket is magukban foglaló indikátoroknak az adja a

vonzerejét, hogy technológiai információkat is tartalmaznak. Azonban, különösen rövid távon, csak közelíthetők, számításukhoz számos feltevésre van szükség, és utólag „*korrigálni*” kell őket. Ezzel szemben a CPI-alapú reálárfolyam valós idejű (*real time*) indikátor. Gyakorlati előnye továbbá, hogy az adatgyűjtés módszerei miatt a CPI jobb minőségű árindex, mint alternatívái. Végezetül az sem mellékes szempont, hogy a fogyasztói árindex – (többé-kevésbé) hasonló tartalommal – gyakorlatilag minden országra vonatkozólag rendelkezésre áll, így az ezen alapuló reálárfolyam index nemzetközi összehasonlításra, illetve becslésekre is alkalmas.

Versenyképességi elemzések mellett szokás használni reálárfolyamokat az árfolyam, illetve kamatváltozások előrejelzésére, általánosan a valutapiaci egyensúlytalanság (értsd az egyensúlyi árfolyamtól való eltérés) mérésére. Devizapiaci elemzésekből kiolvasható egy olyan meggyőződés, mely szerint a valutapiacokon az árak alakulását rövid távon a tőkepiacok likviditási pozíciója határozza meg, hosszabb távon azonban a reálgazdaság a determináló, és amennyiben a reálárfolyam eltér egyensúlyi értékétől, akkor az – előbb utóbb – korrigálódni fog vagy a nominális árfolyam vagy az árak mozgása által. Amennyiben a pénzpiacok – információs, és (tranzakciós) költség szempontból – elég hatékonyak ahhoz, hogy a nominális árfolyam egy csapásra képes legyen elvégezni azt a korrekciót, amit sok kis részpiacon külön-külön árváltoztatással kellene „*végrehajtani*”, úgy a nominális árfolyam lesz a „*láthatatlan kéz*” hatékony eszköze és ennek változása lesz a legfontosabb egyensúlyi reálárfolyam kiigazító tényező. E szerint a nézet szerint, még ha a valutapiaci „*feszültség*” nem is feltétlenül az árfolyam korrigálódása révén szűnik meg, egy a feszültséget jelző indikátor fontos információt hordozhat a pénzpoltika alakítói, illetőleg a piaci szereplők számára a várható pénzügyi folyamatokról, vagyis az árfolyam, a kamatok és az infláció *együttes* alakulásának lehetséges kombinációiról.

6.2 CPI-alapú reálárfolyam, mint „*leading indicator*”

Marsh-Tokarick (1995) különböző reálárfolyam indexek teljesítményét összehasonlítva azt vizsgálta, hogy melyikük magyarázza legjobban a külkereskedelmet. Nem talált lényeges eltéréseket, és a CPI alapú indexek nem tűntek alacsonyabb rendűnek az alternatíváiknál. Valójában bármely reálárfolyam index használata félrevezető lehet, amennyiben nem vesszük figyelembe az endogenitási problémát, vagyis azt, hogy minden reálárfolyam mutató komplex hatásokat tükröző endogén változó, amelynek változásaiból nem tudunk egyöntetűen következtetni arra, hogy mi volt a változás „*forrása*”. Ugyanakkor merőben statisztikai szempontokat figyelembe véve kiderülhet, hogy egy CPI-alapú reálárfolyam tűrhető indikátora az árversenyképességnek.

Hogyan használható a CPI-alapú reálárfolyam *leading indicator*-ként? Tegyük fel, hogy létezik egy reálárfolyam mutató, amely utólagos korrekciónak van kitéve, de létezik előzetes becslése is amely egyidőben jelenik meg a CPI-alapú reálárfolyammal. Utólag kiszámíthatjuk az előzetese becslés és a végleges adat különbségét, a hibát. Tanulmányozhatjuk statisztikailag azt a kérdést, hogy a hibának milyen tulajdonságai vannak. Egy fontos kérdés lehet az, hogy valamilyen más valós időben számolható indikátor, például valamilyen CPI-alapú reálárfolyam index, képes-e magyarázni ezt a hibát. Ha igen, akkor ez utóbbi a felhasználásával javítható az előzetes becslés az „*igazi*” indikátorra. (A CPI-alapú reálárfolyam persze

tartalmazhat trendet, míg a hiba nem. A vizsgálathoz tehát megfelelő módon transzformálni kell a reálárfolyamot.)

6.3. Belső reálárfolyam számítása a dezaggregált CPI-ből

Elméleti, de empirikus munkákban is fontos szerepe van a hazai *nontradable / tradable relatív árnak*, vagy más szóval az úgynevezett *belső reálárfolyamnak* (lásd Kovács-Simon (1998)). A *belső reálárfolyam* nem reálárfolyam a fent definiált értelemben, hiszen nem két különböző ország termékének relatív árát adja meg. Ha minden reálárfolyam csak indikátora valaminek, akkor azt mondhatjuk, hogy a *belső reálárfolyam* az indikátor indikátora. Bizonyos feltevések mellett ugyanis a *belső reálárfolyam*, amely kizárólag belföldi árakból számítható, változásai jó információval szolgálnak egyéb reálárfolyam mutatók fluktuációjáról. A szokásos *belső reálárfolyam* számítási módszerek *a priori* felosztják a belföldi árakat *tradable* és *non-tradable* árakra. Az alábbiakban egy olyan alternatív *belső reálárfolyam* számítási eljárást közlünk, amelyben a felosztás adatfüggő, nem dichotóm, s amely kizárólag a fogyasztói árakat használja fel.

Valkovszky-Vincze (2000) a 160 CPI részárindexre dinamikus regressziókat becsült, és kiszámította ezekből az árfolyam és a bérköltségek hosszú távú koefficiensét. Ezen regressziók eredményéből az idézett tanulmányban csupán annyi került felhasználásra, hogy szinte valamennyi tartós fogyasztási cikkre az árfolyam hosszú távú együtthatója 1 körüli volt, míg a béré 0. Ez a kritérium, mint „*tradability*” kritérium lett nevesítve. A következőkben heurisztikusan próbálunk egy folytonos *tradability – non-tradability* skálát definiálni, amelynek egyik végpontján a csak (hosszú távon) árfolyamfüggő, a másik végpontján pedig a csak bérfüggő árak találhatók. Ennek felhasználásával kialakítható egy olyan reálárfolyam-releváns árindex, amelyben a súlyok a *non-tradability* fokában növekednek.

Formálisan a következőképpen érvelhetünk. Definíciószerűen igaz, hogy az *i*-edik termék ára a határkölség és a *markup* szorzata. Logaritmusokban felírva:

$$p_i = \mu_i + mc_i \quad (1)$$

A *markup* az „*érezelt*” kereslet függvénye, és tökéletes verseny mellett 0, egyébként normális körülmények között pozitív. Amennyiben azonban egy jószág kínálata fix, lásd friss zöldség, akkor az árat a kereslet determinálja a (valamikori) termelési költségektől függetlenül. Ekkor a *markup* veszi fel a kereslet minden ingadozását.

A határkölség függvény a termelési függvényre vonatkozó feltevéseinktől függ. A továbbiakban az alábbi loglineáris közelítéssel élünk:

$$mc_i = \theta_i + \varepsilon_i e + \omega_i w \quad (2)$$

ahol *e* a nominális árfolyam, *w* a nominális bér logaritmus, míg a θ_i az egyéb hatásokat gyűjti össze. (A képlet feltételezi, hogy nincsenek ágazati bérkülönbségek.) Az egyéb hatások között szóba jöhet a technológiai változás, a tőkefelhalmozás hatása a határtermelékenységre, vagy a külföldi árak is. Megjegyzendő, hogy zárt gazdaságokban gyakran használnak hasonló formulát, ahol vagy csak a bért

szerepeltetik, vagy a bér mellett a tőkeköltséget. Az utóbbi azonban nem része a határkölségnek, amennyiben feltesszük, hogy a tőkeállomány rövid távon predeterminált.

Amennyiben egy termelő exportra is termel, és a külfiacon árelfogadó, akkor a fenti egyenletben az $\varepsilon=1$ és a $\omega=0$. Az ilyen termelőt tekinthetjük ideális *tradable* termelőnek. Másfelől egy pusztán belföldi munkával „termelő” szolgáltató számára az $\varepsilon=0$ és a $\omega=1$ lenne a releváns, és a megfelelő „árut” nevezhetnénk ideális *non-tradable* jószágának. Fogyasztói cikkek és szolgáltatások természetesen szinte sohasem tisztán *tradable* termékek, hiszen, már csak a szállítási költségek miatt is, az áruarbitrázsuk vannak bizonyos korlátai. Ezért azt gondolhatnánk, hogy ha pontosan tudnánk becsülni, akkor valamennyi fogyasztói árra szignifikánsan nem-zéró ε és ω együtthatókat kapnánk. Tekintve azonban az adatok pontatlanságát, és a kihagyott változók problémáját, várhatóan nem szignifikáns értéket kapunk valamelyik, esetleg mindkét paraméterre. Az utóbbi különösképpen igaz lehet a rövid távon fix kínálattal rendelkező árukra, amelyek áringadozásai nagymértékben a *markup* ingadozásként jelenhetnek meg.

Tegyük fel, hogy valahogyan becslést kapunk az ε_i és ω_i paraméterekre. Ekkor arányosan normálva őket áttérhetünk az

$$\varepsilon'_i + \omega'_i = 1 \quad (3)$$

azonossággal kapott együtthatókra. (Ha egyik paraméter sem szignifikáns, akkor persze nem tudunk normálni, és „ejtjük” az illető cikkcsoportot.) Ekkor a megmaradó áruk bázis árindexe felírható, mint

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^K w_i (\varepsilon'_i + \omega'_i) \Delta p_{it} \quad (4)$$

Ebből képezhetünk egy relatív *tradable* / *nontradable* árindexet (reálárfolyam-indexet) a következőképpen.

$$\Delta reer_t = \sum_{i=1}^K (w_i \varepsilon'_i \Delta p_{it} - w_i \omega'_i \Delta p_{it}) = \sum_{i=1}^K (w_i \varepsilon'_i - w_i \omega'_i) \Delta p_{it} \quad (5)$$

A (2) egyenletet a differenciákban és a szintekben (utóbbi esetben lineáris trenddel) becsültük dinamikus regresszióként, amiből meghatároztuk a két független változó hosszú távú paramétereit. A paraméterbecslések az első esetben vélhetőleg lefelé torzítanak, de mivel nem az abszolút értékekre, hanem csak az arányokra vagyunk kíváncsiak, ez talán nem súlyos probléma. A második esetben a kollinearitás miatt nem várhatunk nagyon jó minőségű becsléseket. A becslést mindkét esetben (havi) szezonális *dummy*-kal és *dummy*-k nélkül is elvégeztük, összesen tehát a paraméterekre 4-4 becsléssel rendelkezünk.

Az egyes (KSH-160) csoportok *tradeability* indexének meghatározásához a következő algoritmust alkalmaztuk. Először megvizsgáltuk, hogy az egyes hosszú távú paraméterbecslések szignifikánsak-e. Amennyiben valamely becslés egyik paramétere szignifikánsnak, míg a párja inszignifikánsnak adódott, úgy a normált paramétereket értelemszerűen 1-nek illetve 0-nak tekintettük. Amennyiben mindkét paraméter szignifikánsnak mutatkozott, úgy (3) alapján normáltuk őket, míg ha egyik paraméter sem volt szignifikáns, akkor az adott becslést elhagytuk. Ily módon tehát minden egyes CPI-csoportra 0-4 db becslést kaptunk. Ezt követően azt vizsgáltuk, hogy ezek

mennyire térnek el egymástól. Ha nem volt értelmezhető (normált) paraméterbecslés, vagy ha több is volt, de ezek egymástól „*túlzott mértékben*” eltértek, akkor elhagytuk az adott csoportot. Ellenkező esetben a becslések (súlyozatlan) átlagát tekintettük az eljárás eredményeként adódó *bottom line* becslésnek.

A fent vázolt eljárást a szelekciós paraméterek számos kombinációja mellett elvégeztük. A szelekciós kritériumok megválasztásának hatása a 6.1 és a 6.2 ábrán tanulmányozható. A becslés egyes szelekciós paramétei a következő módon értelmezendők:

- t*: Ez egy (t-próbára vonatkozó) valószínűségi értékkel kapcsolatos elfogadhatósági szint. Ha az adott paraméter vonatkozásában a próba-statisztika ennél magasabb értéket ad – akkor a teszt által vizsgált paraméter 0 értékét tételező null-hipotézis elfogadásával – a keresett (hosszú távú) együtttható inszignifikánsnak minősül.
- a*: Ez a hosszú távú paraméterek becslésekor a nevezőben szereplő értékre vonatkozó (alsó) kritikus érték. Amennyiben a nevező ennél az értéknél kisebb, úgy mindkét hosszú távú együtttható értékét megbízhatatlannak minősítjük.
- s*: Ez a szelekciós paraméter szabályozza, hogy a négyféle regresszióból adódó becslések mekkora eltérése tolerálható. Amennyiben értéke 1, úgy az adott csoportra vonatkozó, egymásnak „*homlok egyenest*” ellentmondó becslés (az egyik tisztán *tradeable*, a másik tisztán *non-tradeable*) is elfogadható (az eredmény ekkor : $ntr=0.5$, $tr=0.5$), míg $s=0$ esetén csak az egybehangzó – ill. az ezzel egy tekintet alá eső egyetlen használható – becslés tartható meg.
- n*: Az adott szelekciós kritériumok alkalmazása mellett használható becslést „*produkáló*” adatsorok száma (max 160).

(A procedúra részletei a II. Függelékben találhatók.)

Az ábrákon az általunk számított *tradeable* illetve *non-tradeable* árak logaritmusos szintje mellett az adott szelekciós paraméterek mellett használhatónak mutatózó alapadatsorokból az eredeti súlyokkal számított árszint (INs) látható.

$$\Delta p_{tr} = \sum_{i=1}^K w_i \varepsilon'_i \Delta p_{it} ; \Delta p_{nr} = \sum_{i=1}^K w_i \omega'_i \Delta p_{it} ; \Delta p_{INs} = \sum_{i=1}^K w_i \Delta p_{it} \quad (6)$$

Az értelmezést megkönnyítendő, mindhárom adatsorból kivontuk a CPI szintjét, vagyis a hagyományos mértéktől való eltérést ábráztuk.

A fentiek alapján az eredmény, *ceteris paribus*, annál megbízhatóbb, minél alacsonyabb t^{41} , minél nagyobb a , minél kisebb s – illetőleg az ezekre meghatározott kritikus értékek – valamint minél nagyobb n és minél kisebb torzítást eredményez az eredeti 160 csoportból történő elhagyás, azaz minél közelebb esik az eredeti súlyokkal a részhalmazra számított infláció a CPI-hez⁴².

⁴¹ Bár túlzottan alacsony t esetén az inszignifikánsnak minősülő paraméter lefele (0-ra), míg esetlegesen szignifikáns párja felfele (1-re) kerekítődik, így t túlzottan alacsonyra történő választásának van egy a *tradeable* ill. a *non-tradeable* árakat egymástól eltávolító hatása.

⁴² Ez utóbbi az ábrán úgy jelenik meg, hogy az INs görbe nem tér el (lényegesen) a vízszintes tengelytől.

A 6.1 és a 6.2 ábrákon látható, hogy a t paraméter megválasztása jelentős befolyással bír az eredményekre. Amennyiben eltekintünk a dinamikus regresszió becslésére vonatkozó t -próba kritériumtól ($t < 1$ feltétel; 6.1/c. d. g. ábrák, illetőleg a 6.2 ábra két alsó görbéje), úgy kvalitatíve más eredményt kapunk, mint a szokásos szignifikancia szintek mellett. Ezen eredmények hibája továbbá, hogy s értékére vonatkozólag sem robusztusak (6.1/ c. *versus* g. ábrák), azaz sok egymásnak ellentmondó becslést generálnak. Ezzel szemben kis kritikus t értékek mellett s változtatása nem jár az eredmények kvalitatív módosulásával. A fent elmondottakra tekintettel az a. és a b. ábrák tekinthetők releváns eredményeknek.

A 6.3 ábra az általunk – különböző szelekciós kritériumok mellett – számított reálárfolyam indexek és a „dollár-bérek” korrelációját mutatja. A korrelációk alapján a versenyképességet jelző szerepre a $p=0.05$ szelekciós kritériummal – azaz a *tradeability*-t inkább bináris kategóriaként kezelő módszerrel – számított reálárfolyam adat látszik kedvezőbbnek.

Végül a 6.4 ábra az MNB-ben „forgalomban lévő” – *CPI és ULC* alapú – reálárfolyamokat, illetőleg a kosárvalutában kifejezett (szezónálisan igazított) bérszintet veti össze az általunk számított *belső reálárfolyammal*. Az ábrán látható, hogy a *belső reálárfolyam* – a „dollár-bérhez” hasonlóan, és a *CPI*-vel számítottal ellentétben – jól mutatja a '92-95 közötti reálfelértékelődést, illetőleg a Bokros-csomag kapcsán bekövetkező korrekciót. A '95-ös kiigazítást követő rezsimben viszont a *belső reálárfolyam* nem jeleníti meg a bér adatok által jelzett „felértékelődést”, ami alátámasztja azt a nézetet, hogy a devizában kifejezett bérek növekményét fedezi a termelékenység növekménye, vagyis az ország versenyképessége nem romlik. Érdekes még megfigyelni, hogy az orosz válság másképpen jelenik meg a *belső reálárfolyamban*, mint a rövid távú árfolyam-ingadozást azonnal megjelenítő többi mutató idősorában. Minthogy a reálárfolyam a *belső relatív árak* alapján számítható, az általunk előállított mutató késleltetve és integrálva (tompítva) jeleníti meg a külgazdasági és monetáris fundamentumok ingadozásait.

Ebben a fejezetben egy kísérletet írtunk le. Célunk egy olyan *belső reálárfolyam index* konstruálása volt, amely jó proxy-ja lehet „igazi” reálárfolyam indexeknek, amelyeket akár a versenyképesség, akár a valutapiaci nyomás vizsgálatára használhatunk. Az alapvetően heurisztikus megközelítés mellett mindazonáltal igyekeztünk az önkényes választások esetében – elsősorban is a *tradeability* paraméter becslésénél, illetőleg a párhuzamos becslések között történő választás vonatkozásában – vizsgálni a robusztusság kérdését.

7. Maginfláció: várakozások alakítása és koordinációs funkció

A maginfláció (*core inflation*) elnevezés is érzékelteti, hogy sokan vágnak arra, hogy a „természetben előforduló” inflációs mutatók mögött megragadjanak valamilyen bennük rejlő, vélhetően lényeges dolgot. Valkovszky-Vincze (2000) elemezte a maginfláció fogalmát az irodalomban. A vizsgálódásból kitűnt, hogy maginfláció alatt különböző szerzők hasonló tulajdonságú, ám fogalmilag megkülönböztethető

dolgokat értenek. Az egyik fajta nézet szerint a maginfláció egy olyan árindex, amelyre a monetáris politikának (közvetlen) hatása van, a másik álláspont szerint olyan, ami kicsi átmeneti „zajt” tartalmaz. Valójában mindkét kritérium pontos megfogalmazása valamilyen „modellt” igényelne, amely modellben a kétfajta kritériumról kiderülhetne, hogy azonosak-e, illetve, mennyiben különböznek. A tanulmány következtetése az volt, hogy „funkcionális” szemszögből a maginflációnak az MNB működésében elsősorban várakozásokat irányító, koordináló szerepe van. Sejtésünk az, hogy ez az állítás más központi bankokra is igaz. Mit jelent pontosabban ez a várakozásokat irányító szerep?

Alapvetően két módon közelíthetjük meg a várakozások fogalmát. Az egyik megközelítés – az elméleti irodalomban a klasszikus fundamentalista nézet – szerint a várakozások a gazdaság állapotából következnek, s azokat egy gazdaságpolitikus csak akkor tudja befolyásolni, ha megváltoztatja a viselkedési szabályával kapcsolatos vélekedéseket, végső soron pedig magát a viselkedési szabályt. Az alternatív nézet szerint a várakozások független állapotváltozók, amiket a gazdaság állapota (ebbe beleértve a gazdaságpolitikusok viselkedési szabályait, és az arról meglévő információkat) nem határoz meg egyértelműen. A kétfajta álláspont gyakran nem különböztethető meg világosan.

Az MNB „Jelentés az inflációról” című kiadványai hangsúlyozzák, hogy a várakozások fontos részét képezik az inflációs folyamatnak, és ez első látásra értelmezhető úgy, hogy itt a második interpretációról van szó. Ugyanakkor, ha azt állítjuk, hogy az MNB befolyásolni igyekszik a várakozásokat kommunikációs tevékenységével (lásd Valkovszky-Vincze (2000)), akkor ezt értelmezhetjük úgy is, hogy az MNB a stratégiájára vonatkozó hiteket akarja befolyásolni úgy, hogy azok közelebb kerüljenek az igazsághoz. Ebben az interpretációban a maginfláció publikálásának az a célja, hogy segítségével csökkenjen az MNB jövőbeli cselekedeteit illető bizonytalanság, már amennyiben a választott maginflációs mutató szorosabb kapcsolatban van az MNB döntéseivel, mint más árindexek. Ezzel szemben a második interpretáció értelmében a maginfláció publikálása tisztán koordinációs funkciót tölt be. Célja az, hogy segítsen rögzíteni egy inflációs pályát a sok lehetséges közül a várakozások koordinálásával, amikor is a maginflációs index mintegy „*sunspot*”-ként, vagyis externális véletlen tényezőként funkcionál.

A továbbiakban nem foglalkozunk a „*sunspot*” problematikájával, és a maginflációval kapcsolatban az első, fundamentalista interpretáció alapján felmerülő elvárásokat próbáljuk világosan és pontosan megfogalmazni.

Az alábbiakban tehát a maginflációt nem úgy fogjuk fel, mint ami egyértelműen létezik – vagyis nem tulajdonítunk neki önálló (közgazdasági) tartalmat –, hanem azt keressük, hogy mit jelent az, hogy inflációs index hasznos információt szolgáltat a monetáris politikáról a monetáris politika sikerességének érdekében. A Valkovszky-Vincze (2000) tanulmány négy kritérium alapján hasonlított össze maginfláció „jelölteket”. Ezek a mutató szórása, kointegráltsága a fogyasztói árindexszel, az infláció egy bizonyos módon definiált trendjének jó nyomon követése, valamint az inflációra vonatkozó (statisztikai) előrejelzés javításának képessége voltak. Ezek az irodalomban bevett kritériumok. Mindazonáltal célszerű alaposabban is megfontolni, hogy mi az értelmük akkor, ha a maginflációs mutató várakozásokat pontosító szerepét helyezük előtérbe. Ehhez egy nagyon egyszerű modellt fogunk használni, amely segítségünkre lehet a fenti kritériumok jelentőségének megértésében.

Modellünk a klasszikus monetáris modell egy változata. Induljunk ki a mennyiségi egyenlet logaritmus formájából.

$$p_t = m_t - y_t + v_t \quad (1)$$

Tegyük fel, hogy a pénz forgási sebessége a nominális kamatlábtól függ, amely, konstans és 0-ra normalizált reálkamatlábát feltételezve, azonos a magánszféra által várt inflációval.

$$v_t = \gamma(E_t p_{t+1} - p_t) \quad (2)$$

Az outputot két független 0 várható értékű kínálati sokk összege adja, amelyek közül az egyik (ε_t) egy fehér zaj, a másiknak (q_t) pozitív autokorrelációja van. Vagyis

$$y_t = q_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$q_t = \rho q_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

ahol $0 < \rho < 1$.

Tegyük fel, hogy a monetáris politika instrumentuma m_t , amit a következő szabály szerint állapít meg

$$m_t = \alpha q_{t-1} \quad (5)$$

ahol $\alpha > 0$.

Azaz a központi bank meg tudja figyelni a kínálat simább tagját, és a pénzmennyiséget egy periódus késéssel ennek függvényében alakítja. A pozitív autokorreláció miatt a pozitív visszacsatolás ($\alpha > 0$) árszint stabilizálást jelent. Ez egy *ad hoc* szabály, de tükröz érthető monetáris politikai törekvéseket. Egy árstabilitásra törekvő monetáris politikusnak valahogy így kell válaszolnia a reálsokkokra. A reálváltozóra tett feltevés tükrözi azt, hogy léteznek olyan reálsokkok, amelyek teljesen átmenetiek, és amelyekkel nem nagyon lehet mit kezdeni, de léteznek (viszonylag) permanens sokkok is, amelyekre értelmes dolog reagálni, még késéssel is. Mi itt feltesszük, hogy a központi bank, egy periódus késéssel, pontosan tudja szeparálni a sokkokat.⁴³ Ugyanakkor feltesszük, hogy ezt az információt csak bizonyos zajjal tudja kommunikálni.⁴⁴ Tegyük fel, hogy a központi bank kommunikál egy a privát szektor számára megfigyelhető változót, u_{t-1} -t, amire igaz, hogy

$$\varepsilon_t = u_{t-1} - u_t \quad (6)$$

ahol u_t és u_{t-1} egymástól függetlenek, vagyis mind a kettő ε_t -vel korreláló, ám annál kevésbé zajos változó. Definiáljuk a magárindexet, p_{t-1} -t, az alábbi módon.

⁴³ Mondanivalónk szempontjából nem adna újat egy olyan realisztikus feltevés bevezetése, amely szerint ez a szeparáció nem tökéletes.

⁴⁴ Vagyis a pénzmennyiség nem megfigyelhető a magánszektor számára, ami furcsa feltevésnek tűnhet. Ennek feloldása a változók számának növelését igényelné, de az általánosítás haszna nem érné meg ezt a komplikációt.

$$pc_t = p_t + uc_t \quad (7)$$

(A definíció „indokoltságáról” lásd később.)

Meg kell még határoznunk a magánszektor információs halmazát, ami alapján várakozásait kialakítja. Ez tartalmazza az árindexet, a magárindexet, és a teljes outputot (p_t, pc_t, y_t) .⁴⁵ Vagyis a magánszektor információja „rosszabb”, mint a központi banké.⁴⁶ Ekkor tanulmányozhatjuk azt a kérdést, hogy a magánszféra az árszínvonal előrejelzéséhez pontosan milyen információt, és hogyan fog felhasználni, illetve azt, hogy miként alakul az árak pályája a modell exogén változóinak függvényében. A modell a fenti feltételek mellett szokásos technikákkal megoldható a következő módon.

Keressük a magánszektor várakozásait az alábbi alakban.

$$E_t p_{t+1} = \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 uc_t \quad (8)$$

Ekkor behelyettesítések után a következő kifejezést kapjuk az árindexre.

$$(1 + \gamma - \gamma\beta_1) p_t = \alpha q_{t-1} + (\gamma\beta_2 - 1) y_t + \gamma\beta_3 uc_t \quad (9)$$

Mivel

$$q_t = y_t - uc_t + u_t$$

és

$$E_{t-1} y_t = \rho q_{t-1}$$

a (9) egyenletre alkalmazva a várható érték operátort és megoldva azt kapjuk, hogy

$$E_t p_{t+1} = \frac{1}{(1 + \gamma - \gamma\beta_1)} (\alpha + \rho\gamma\beta_2 - \rho)(y_t - uc_t) \quad (10)$$

A (8) és (10) összefüggésekből következik, hogy $\beta_1=0$, $\beta_2=-\beta_3=\beta$.

A megoldás összefoglalható a következő két képletben.

$$E_t p_{t+1} = \beta(y_t - uc_t) \quad (11)$$

ahol

$$\beta = (\alpha - \rho) / (1 + \gamma - \gamma\rho)$$

és

$$p_t = (1/1 + \gamma)((\alpha - \rho + \beta\gamma\rho)q_{t-1} + (\beta\gamma - 1)\eta_t - \varepsilon_t - \beta\mu_t) \quad (12)$$

A számunkra fontos eredmények az alábbi állításokban összegezhetők.

⁴⁵ Természetesen p_t és uc_t megfigyelhetősége maga után vonja pc_t megfigyelhetőségét is. Információs szempontból a (p_t, pc_t) és a (p_t, uc_t) párok ekvivalensek. Ezt használjuk ki a (8)-as képletben.

⁴⁶ Egyébként miért kellene maginflációt publikálni?

1. Az előrejelzéshez a magánszektor számára elégséges $y_t - uc_t$ -t ismerni. Vagyis, mivel uc_t a teljes árindex és a magárindex különbsége, sem a jelenlegi árak, sem a magárindex önmagában, hanem csupán eltérésük nyújt információt a jövőbeli árak előrejelzéséhez. Ez nyilvánvalóan a modell specifikus tulajdonsága, és túlzott egyszerűségével magyarázható. Bonyolultabb modellekre is igaz kell, hogy legyen azonban az $y_t - uc_t$ változó jelentősége. Ez ugyanis egyenlő $q_t - u_t$ -val, ami a magánszektor legjobb becslése a permanens kínálati tagról, tehát arról a változóról, ami alapján a központi bank meghatározza a pénzkínálatot.

2. Miért indokolt a magárindex definíciónk? A fenti modellből levezethető a következő két formula az eredeti és a magárindexre.

$$p_t = m_t + v_t - q_t - \varepsilon_t$$

$$pc_t = m_t + v_t - q_t + u_t$$

Feltevéseink alapján u_t szórása kisebb, mint ε_t szórása, vagyis a magárindex valóban egy olyan árindex, ami kevésbé ingadozik, mint az eredeti árindex. Tehát a magárindex úgy interpretálható, mint az átmeneti kínálati sokktól, amennyire lehet, megtisztított árindex.

3. A magánszféra árelőrejelzésében szereplő β paraméter pozitív (negatív), ha a visszacsatolás ereje (α) nagyobb (kisebb), mint az output perzisztencia paramétere (ρ). Ha a két utóbbi paraméter megegyezik, akkor az árak fehér zajként alakulnak. Ez utóbbi elkerülésének szándéka indokolhatja azt, hogy a monetáris politika nem teszi α -t ρ -val egyenlővé, még akkor sem, ha képes lenne erre. Egy alternatív interpretáció az, hogy bár $\alpha = \rho$ optimális lenne, a monetáris politika nem ismeri ρ -t pontosan.

4. Minél kisebb u_t szórása, annál kisebb az árindex varianciája. Vagyis a releváns változóra vonatkozó információ hibájának csökkenése csökkenti az árak varianciáját. Az eredmény nyilvánvalóan az, amit vártunk.

5. Amennyiben η_t és u_t korrelációja nem egyenlő zérussal, akkor ez csökkentheti, de növelheti is az árak variabilitását. Ezt úgy lehet interpretálni, hogy a nem-0 korreláció azt jelenti, hogy a magánszektor által a permanens kínálati komponensre adott becslés hibája a paraméterek függvényében kisebb vagy nagyobb is lehet, mint ami akkor lenne, ha η_t és u_t korrelálatlanok lennének.

Mit jelentenek a fentiek a maginfláció jóságát eldönteni hivatott kritériumainkkal kapcsolatban? Látjuk, hogy intuíciónknak megfelelően a megfigyelési hiba szórása növeli az árak szórását, tehát az a jobb információs változó, amely pontosabban közelíti a tényleges kondicionáló változót, és így a monetáris politikai döntést is. Ez nem jelenti szükségképpen azt, hogy a maginfláció szórása kisebb kell, hogy legyen, mint az infláció szórása, habár ez teljesül, amennyiben az átmeneti kínálati sokk szórása lényegesen nagyobb, mint a permanens komponens szórása. A szórás kritérium viszont plauzibilis, ha különböző maginfláció jelölteket akarunk összevetni.

A modell világossá teszi azt, hogy a jó maginfláció arról ad információt, hogy a jegybank minek alapján dönt, és így közvetve a jegybanki döntésről is tájékoztat. Vagyis, ha optimális maginflációt keresünk, akkor nem kerülhetjük meg azt a kérdést,

hogy mi is az az információ, amit közvetíteni akarunk. Például, amennyiben egy központi bank döntéseit elsősorban reálárfolyam várakozásai befolyásolják, akkor ehhez más optimális maginfláció tartozik, mint amikor kizárólag inflációs várakozásai alapján cselekszik. A Valkovszky-Vincze (2000)-ben vizsgált kointegrációs és inflációs trend követési kritériumok különböző típusú jegybankok számára lehetnek relevánsak. Ha a reálárfolyam fontos információs változó, akkor a központi bankot az árszint is kell, hogy érdekelje, vagyis számára a kointegrációs kritérium fontos. Ugyanakkor egy tisztán inflációt célzó jegybank számára – amelynek tehát az elmúlt inflációs meglepetések érdektelenek – az infláció trendjének jó közelítése egy maginflációs mutató fontosabb tulajdonsága. A jó maginflációs mutatóktól gyakran elvárt azon tulajdonság, hogy segít előre jelezni az inflációt, a modell alapján származékos: abból következik, hogy egy jó maginflációs mutatónak jól kell előre jeleznie a későbbi jegybanki döntéseket. Statisztikai kritériumként használva leginkább tesztként foghatjuk fel arról, hogy helyesen gondolkodtunk-e a maginfláció információs funkciójáról a múltban.

A maginflációval kapcsolatos attitűdöket tömören szemlélteti Blinder (1997): „Egy egyetemi professzor könnyen tud válaszolni arra a kérdésre, hogy mennyi információ van a havi fogyasztói árindexben. Semmi. Azonban, mint Fed alelnök nem mondhattam ugyanezt a válaszra váró újságíróknak.” A havi CPI fontos, mivel mindenki fontosnak tartja. A központi bankoktól elvárják, hogy reagáljanak az új információkra, és ezért reagálniuk is kell. Még ha úgy is gondolják, hogy ez ésszerűtlen, irreális lenne elvárni a „piactól”, hogy türelmesen várjon arra, amíg a monetáris politika irányítói, vagy a kutatók, úgy vélik, hogy már bizonyosan tudnak valamit. A maginflációs mutatók egyik fontos funkciója az lehet, hogy segítenek elkerülni a „túlreagálást”. Azonban az adott ország viszonyaitól, és a monetáris politika céljaitól függően különböző lehet az az elhamarkodott reakció, amit szeretnének elkerülni. Ezért a maginfláció problémája nem tárgyalható sem tisztán statisztikai problémaként, sem pedig teljesen univerzálisan, függetlenül a „nemzeti” sajátosságoktól. Az alábbiakban néhány konkrét példán illusztráljuk, hogy ez mit jelent a gyakorlatban.

1. A feldolgozatlan élelmiszerek árának átmeneti változásai. Nem nagyon tudunk olyan okot találni, amely indokolná, hogy valamely monetáris politikai stratégia reagáljon ezekre, még akár ha tudna is. Ezért célszerűnek látszik olyan maginflációs mutatót választani, amelyből ezek ki vannak zárva. Ugyanakkor az élelmiszerpiacok működése országonként különbözhet. Bizonyos országokban ezek a „kínálati” sokkok gyakoriak és szignifikánsan változtatják a CPI-t, míg más országokban vélhetően csekély a jelentőségük. Az utóbbi esetben jó érvek szólhatnak amellet, hogy jobb nem bolygatni miattuk az árindexet.

2. Adók változása. Itt az eldöntendő kérdés az, hogy az illető adóváltozás a piacok jellegéből adódóan mennyire tartós változásokat okoz az inflációban, illetve, hogy az adóváltozásból adódó reáltorzítás olyan-e, amit a monetáris politikai preferencia-rendezése és a gazdaságról való elképzelései alapján korrigálandónak vél. Például a bérterhek növelése vélhetőleg növeli az inflációt, és nem csak egészen rövid távon. Ez egy inflációért aggódó monetáris politikai számára azt jelenti, hogy meg kell fontolnia a „szigorítás” lehetőségét. Ugyanakkor a szigorítás a profitabilitás valószínű közvetlen csökkenésére még rátehet egy lapáttal, és a gazdaságot recesszió felé viheti. A reálcélokat is követő monetáris politikai számára a probléma nem triviális.

Számára a lazítás is elképzelhető, de lehet, hogy Buridan szamarához hasonlóan inkább nem dönt egyik irányban sem. Az utóbbi monetáris politikus számára az adók változásának hatása kiiktatható a maginflációs indexből.

3. *Üzemanyagár-változások.* Az olajár változásai tapasztalat szerint elég tartósak, de nem mutatnak állandó pozitív vagy negatív trendet. Központi bankok számára reális döntési kérdés lehet, hogy az olajár-változásokat hasonlóan kezelje-e mint a feldolgozatlan élelmiszerek árváltozását, vagy komolyan vegye. Nyilván a döntés kimenetele függ az ország árszintjének üzemanyagár érzékenységtől is. További döntési kritérium lehet az is, hogy az olajár-változásokból fakadó cserearány-változásokat, és az ebből következő reálárfolyam-változásokat a monetáris politika kívánja-e korrigálni, vagy sem.

Végezetül szeretnénk a fent elmondottakhoz két további, gyakorlati megjegyzést hozzáfűzni. 1. Mivel a monetáris politika céljai és a gazdaság struktúrája változhatnak az időben, a jó maginflációs index, vagyis az egyes komponenseknek adott súlyok is – párhuzamosan - változhatnak. 2. Az, hogy a maginfláció szempontjából valamely ársokk fontos-e vagy sem, nem a sokk átmenetiségétől függ. Megfelelő propagáló mechanizmusok a legkérészerűbb sokkot is tartóssá, és esetleg, fontossá tehetik.

8. Összefoglalás és gazdaságpolitikai következtetések

A fogyasztói árindexek mára számos gyakorlati funkciót is betöltenek, törvények illetve államközi egyezmények feltételeiben szerepelnek. Magyarország számára egy ilyen jellegű „alkalmazás” a Maastricht-i Egyezmény. Az úgynevezett Maastricht-kritériumok teljesítése belátható időn belül releváns gazdaságpolitikai kérdés lesz Magyarországon. A dolgok jelenlegi állása szerint a kérdés akkor válik majd döntő fontosságúvá, amikor szóba kerül az európai monetáris unióhoz való csatlakozásunk; de úgy tűnik, hogy e kritériumok teljesítésében felmutatott „előremenetel” az uniós csatlakozás általánosabb – és korábban felmerülő – témaköre vonatkozásában sem lényegtelen szempont. A CPI-vel mért inflációs konvergencia e kritériumok közé tartozik, tehát ebből a szempontból sem elhanyagolható a CPI mérésének szerepe.

Kiindulásképpen tegyük fel, hogy az unióhoz (monetáris unióhoz) való csatlakozás érdekében szeretnénk teljesíteni a kritériumokat. A jelenlegi trendek folytatódása esetén az árfolyam-stabilitás és az inflációs konvergencia nem teljesülnének szimultán (CPI alapú reálárfolyam felértékelődés van), vagyis stabil árfolyam mellett a magyar CPI az engedélyezettnél jobban meghaladná az euró zóna inflációját. Alapvetően két lehetőség állna előttünk. 1. A forint felértékelése (felértékelődtetése). 2. „Árszabályozás”, vagyis bizonyos, a kormányzat által befolyásolható árak befagyasztása. Jóllehet a nominális felértékelés nem jelentené a kritériumok megsértését, sokak szerint ennek a megoldásnak nagyok a költségei, és rövid távon a hatás ereje kérdéses, hiszen az árfolyam és az infláció közti kapcsolat koránt sem olyan egyszerűen számítható, hogy egy adott felértékeléshez könnyen hozzá tudnánk rendelni az annak megfelelő inflációs pályát. Rövid távú hatásosságát tekintve a második megoldás jobbnak tűnik, de ez sem költségmentes. Az árak befagyasztása általában a szükséges kiigazítások elhalasztását jelenti, amelyek később hosszán elnyúló konfliktusokhoz és az erőforrások nem hatékony allokációjához vezethetnek.

Van-e megoldás, és érdemes-e azt keresnünk? A válasz jelentős mértékben attól függ, hogy úgy véljük-e, hogy a kritériumok nem teljesítése szubsztantív problémát jelent-e akár Magyarország, akár az unió stabilitása szempontjából. Amennyiben az extra, azaz az árfolyamváltozásnál nagyobb infláció a Balassa-Samuelson hatás, és/vagy az árszínvonal alul, illetve az infláció felülbecslésének következménye, akkor nem mondhatjuk, hogy a nem teljesülés lényeges problémát jelentene.⁴⁷ Számos érv hozható amellet, hogy mind a két hatás érvényesül. A 3. pontban úgy érveltünk, hogy az új termékek megjelenéséből, a szolgáltatások minőségének javulásából, illetve a köz és magánszféra közti pénzügyi kapcsolatok megváltozásából adódó látszólagos árnövekedés még hosszú ideig jelentősebb lesz Magyarországon, mint az USA-ban, ahol a Boskin-bizottság jelentése 2-3 % infláció mellett mintegy 1 %-os felfelé torzítást talált. (Lásd 3. pont.) Tehát úgy vélhetjük, hogy amennyiben egy „jó” megélhetési költség indexet alkothatunk a jelenlegi fogyasztói árindexből, az részben megoldhatja, illetve eldöntheti a problémát. Ha az eredmény számunkra pozitív, az több százalék inflációs „nyereséget” jelenthetne, és meggátolná azt, hogy vagy fölöslegesen elhalasztódjon a monetáris unióhoz való csatlakozásunk, vagy pedig, hogy ennek érdekében valamely más (költséges) beavatkozást kelljen választanunk.

Azonban azt is megállapítottuk, hogy a hazai CPI „tiszta” megélhetési költségként való értelmezése több okból sem elfogadható, és nem is tehető egykönnyen ilyen mutatóvá. Noha a hazai CPI közvetlenül „monetáris” árindexként sem értelmezhető, kisebb, a mintáját érintő változtatásokkal – és megfelelő súlyozást alkalmazva – ilyenné változtatható. Javasataink többsége a jelenlegi fogyasztói árstatisztikához képest csak minimális, illetve egyszeri változtatást jelentene. Nem utolsósorban, amint azt korábban jeleztük, a rendszeresen publikált hazai fogyasztói árindex monetáris kiadási árindexként való definiálása megfelelne az Európai Unióban bevezetett HICP elveinek is, azaz ilyen értelemben része a hazai intézményrendszert érintő harmonizációs kötelezettségeinknek. Nem világos azonban, hogy a HICP szempontjából sokat kell-e bajlódni a minőségi változások, illetve az új áruk belépése okozta torzításokkal. Válaszunk az, hogy nem kell, de lehet. Maga a HICP is olyan „öszvér” konstrukciónak tekinthető, amely deklarált szándéka – mely szerint az az infláció költségeinek méréséhez alkalmas árindex – mellett helyet ad más, megélhetési költség típusú megfontolásoknak. Ezért a HICP módszertan szellemének nem mondana ellent az, ha átalakítanánk a hazai CPI (hazai HICP) módszertant úgy, hogy az az eddigieknél jobban kövesse a megélhetési költségek változását. Az Eurostat vonatkozó direktívái nem tartalmazznak szoros módszertani megkötéseket, s az EU nyilvánvalóan elismeri a nemzeti statisztikai hivatalok önállóságát a minőségi változások stb. hatása számbavételének (konkrét) módozatai vonatkozásában.^{48 49}

⁴⁷ A Balassa-Samuelson hatás magyarországi érvényességét vizsgálta, eltérő módszerekkel, Kovács-Simon (1998), és Jakab-Kovács (1999).

⁴⁸ Bizonyos egyszerű manipulációk explicite meg vannak tiltva. Például, a minőség-változás kezelését illetően, ha egy árufajta kikerül az indexből és azt annak egy új változatával helyettesítik, akkor tilos automatikusan az új áru árszintjét azonosnak tekinteni a régi áru árszintjével. A hangsúly az „automatikus” szón van, indokolt esetben ez az eljárás lehetséges, és az, hogy mi az „indokolt”, nincs pontosan definiálva.

⁴⁹ Szeretnénk hangsúlyozni, hogy a széles értelemben vett minőségi változások helyes figyelembe vételét az árindexben a Maastricht-kritériumok kérdésétől függetlenül is fontosnak tartjuk. Javasataink nem tekinthetők „felhívásnak manipulációra”, amelyet holmi „macchiavellista” megfontolások indokolnak. Annál is kevésbé, mert az árindexszámítás megalapozott továbbfejlesztése fordított eredményt is hozhat, és kiderülhet, hogy a megélhetési költségek változását alá és nem fölébecsüljük.

Ugyanakkor azt is megállapítottuk, hogy a jelenlegi CPI-t nem használhatjuk megélhetési költség indexként, és szükség lenne egy ettől eltérő, ritkábban publikált megélhetési költség index létrehozására. Ezt a KSH csak negyedévente vagy évente egyszer publikálná, és több ponton is különbözne a jelenlegi fogyasztói árindextől. Úgy gondoljuk, hogy ez az árindex alkalmasabb lenne jóléti kiadások indexálására, illetve bértárgyalások „céljaira”, mint a havonta publikált CPI-ből nyert éves árindex. Természetesen két fogyasztói árindex léte okozhat bizonyos zavart. Bízhatunk azonban abban, hogy a gazdasági szereplők képesek lennének kiválasztani, illetve kombinálni a különböző céljaiknak legjobban megfelelő információkat. A Magyar Nemzeti Bank maga is egy olyan intézmény, amely számára két fogyasztói árindex léte bizonyos kihívást jelentene a monetáris politikai célok és eszközök meghatározásánál.

További javaslataink nem rendszeresen publikált fogyasztói árindexek, hanem a dezaggregált fogyasztói árakból kialakított, *elemzési célokra használt* indikátorok előállítására irányulnak. A meglevő információt többféle cél érdekében is felhasználhatjuk. Létrehoztunk speciálisan súlyozott reálkamat-számításra alkalmas árindexet. Megállapítottuk, hogy a tartós jószágok iránti kereslet speciális megfontolásokat igényel. Számítottunk egy fogyasztói árakon alapuló „adatfüggő” belső reálárfolyam indexet. További kutatást igényel annak vizsgálata, hogy ez az index magyarázza-e más (hagyományos) reálárfolyam mutatók hibáit, illetve, hogy valamilyen valutapiaci nyomást képes-e előre jelezni. Rámutattunk arra, hogy milyen megfontolások kell, hogy vezessenek maginflációs mutatók megválasztásában. A maginflációs indexről úgy gondoljuk, hogy valódi funkciója értelmében a monetáris politikáról nyújt információt, és konstruálásakor elsősorban ezt az alapelvet kell figyelembe venni.⁵⁰ Ez utóbbi megfontolások, valamint a megélhetési költség indexekről elmondottak egyaránt abba az irányba mutatnak, hogy a jelenlegi szokással ellentétben a fogyasztói árstatisztikában is jobban kellene hangsúlyozni a havinál kisebb gyakorisággal számolt árindexeket.

⁵⁰ Mivel ez nem alapstatisztika, maginflációs indexet bármely intézmény (magán vagy köz-) számolhat és publikálhat.

Irodalom

- Abraham, K. G. et al [1998], Working to Improve the Consumer Price Index , Journal of Economic Perspectives, 12:Winter
- Beaton, R. – Fisher, P. G. [1995], The Construction of RPIY, Bank of England working Paper Series No. 28, February
- Blinder, A. S. [1997], Commentary, FED of St. Louis Review, May/June
- Boskin, M. J.,E.R. Dulberger, R.J. Gordon, Z. Griliches, D.W. Jorgenson [1998], Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living, Journal of Economic Perspectives, 12:Winter
- Cecchetti, S. G. – Groshen, E. L. [2000], Understanding Inflation: Implications for Monetary Policy, NBER Working Papers No. 7482, January
- Darrough, M. N. [1983], The Treatment of Housing in a Cost-of-Living Index: Rental Equivalence and User Cost, in Diewert – Montmarquette, Price Level Measurement, Ottawa
- Deaton, A. – Muellbauer, J. [1980], Economics and Consumer Behaviour, Cambridge University Press
- Diewert, W. E. [1983], The Theory of Cost-of-Living Index and the Measurement of Welfare Change, in Diewert – Montmarquette (szerk.), Price Level Measurement, Ottawa
- [1997], Commentary, FED of St. Louis Review, May/June
 - [1998], Index Number Issues in the CPI, Journal of Economic Perspectives, 12:Winter
- Driffil J. E. et al [1990], The Costs of Inflation, in Friedman B. M. – Hahn, F. H. (szerk.), Handbook of Monetary Economics, vol II., Elsevier
- EC [1998], On Harmonization of Consumer Price Indices in the European Union. Report from the Commission to the Council, COM(1998) 104, Brüsszel
- Fisher, S. [1994], Modern Central Banking, Bank of England, Central Banking Symposium
- Friedman, M. [1969], The Optimum Quantity of Money, in Friedman, M., The Optimum Quantity of Money and Other Essays. Chicago, Illinois: Aldine
- Hall, R. E, [1978], Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, Journal of Political Economy 86: December
- Hüttl A. – Surányi B. – Vita L. [1998], A gazdasági növekedés és fejlettség paradoxona a kelet-közép-európai átmenetben, Közgazdasági Szemle, 14:11.
- Jakab, Z.-Kovács, M.A. [1999] A reálárfolyam ingadozások főbb meghatározói Magyarországon, MNB Füzetek 1999/6..
- Kovács. M.A. Mit mutatnak? MNB Füzetek 1998/8.
- Kovács. M.A. – Simon, A. [1998] A reálárfolyam összetevői. MNB Füzetek 1998/3.

- KSH [1992], Fogyasztói árstatisztika: A megújított fogyasztói árstatisztikai rendszer, Budapest
 – [1998], Fogyasztói árindexek 1997, Budapest
- Marsh, I.W.-S.P. Tokarick [1994] Competitiveness indicators: A theoretical and empirical assessment. IMF Working Paper, 94/29.
- Moulton, B. R. [1996], Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? Journal of Economic Perspectives, 10:Fall
- Nordhaus, W. D. [1998], Quality Change in Price Indexes, Journal of Economic Perspectives, 12:Winter
- Obstfeld, M. – Rogoff, K. [1996], Foundations of International Macroeconomics, MIT Press
- Pollak, R. A. [1983], The Theory of Cost-of-Living Index, in Diewert – Montmarquette (szerk.), Price Level Measurement, Ottawa
- Reed, S. B. – Stewart, K. J. [1999], Consumer Price Index research series using current methods, 1978-98, in Monthly Labor Review, June
- Schiller, R. J. [1997], Why Do People Dislike Inflation? in Romer, C. D. – Romer, D. H. (szerk.), Reducing Inflation. Motivation and Strategy, NBER, University of Chicago Press
- Tóth I. J. – Vincze J. [1998], Magyar vállalatok árképzési gyakorlata, MNB Füzetek 1998/7, október
- Valkovszky S. – Vincze J. [2000], Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary, MNB Füzetek 2000/2, február
- Varian, H. [1989], What Use is Economic Theory, University of California, Berkeley
- Vickers, J. [1999], Price Stability in the United Kingdom, Bank of England Quarterly Bulletin, August
- Wynne, M. A. [1997], Commentary, FED of St. Louis Review, May/June
 – [1999], Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues, European Central Bank Working Paper No. 5, May

I. Függelék

4.1 Táblázat

A különféle súlyozású árindexek és a hivatalos fogyasztói árindex leíró statisztikái*

	Hivatalos árindexek		Súlyozatlan (Jevons)	Inverz variancia alapú súlyozás			
	CPI	MNB core		exogén		iteratív	
				hó/hó	12 havi	hó/hó	12 havi
Átlag	20.0	19.7	19.2	16.6	19.0	17.4	17.1
St. hiba	5.90	5.60	5.90	5.50	4.70	5.60	4.40
Range	22.3	20.3	21.1	19.7	19.7	21.0	17.8
Min.	8.90	8.70	7.70	6.70	9.30	7.00	7.90
Max.	31.2	29.0	28.8	26.4	29.0	28.0	25.7

* Mindig 12 havi, százalékpontban kifejezett inflációs ütemek alapján.

4.2 Táblázat

A különféle súlyozás által eredményezett 10 legnagyobb és 10 legkisebb súlyú csoport

	Kiadási alapú súlyrendszer (KSH hivatalos *)		Variancia-alapú súlyrendszer **				
	Csoport és súlya (%)		Hó/hó indexek szerint		12 havi indexek szerint		
			Csoport és súlya (%)		Csoport és súlya (%)		
legnagyobb súlyú	1.	saját tul. lakások	5.9	belf. üdülés (nem beut.)	5.9	lakásfelsz.,-alkatrész	3.9
	2.	üzemanyag	4.9	eszpresszókávé	3.5	kerékpár	2.7
	3.	elektromos energia	3.0	ffi. öltöny	2.5	videokaz., fejhallgató	2.7
	4.	telefonálás	3.0	cukrászárú	2.1	video, magnó, lemezj.	2.6
	5.	sör	2.8	ffi. nadrág, -zakó	1.8	testápolási cikkek	2.6
	6.	dohányárú	2.6	kerékpár	1.8	fűtő és főzőberendezés	2.6
	7.	tömény ital	2.5	takarítás, mosatás	1.6	fényképezőgép, óra, stb	2.5
	8.	vezetékes gáz	2.1	sport-, múzeumi belépők	1.6	hűtő-, fagyasztógép	2.4
	9.	kenyér	1.8	női szoknya, stb	1.6	lakásjav., karb cikkek	2.1
	10.	gyógyszer	1.8	ruhajav., -készítés	1.6	mosó- és tisztítószer	2.1
legkisebb súlyú	1.	halkonzerv	0.1	rizs, stb	0.1	szerencsejáték	0.0
	2.	takarítás, mosatás	0.1	gyógyszer	0.1	utazás mhelyre, iskol.	0.0
	3.	juh-, nyúl és egyéb hús	0.0	szalonna	0.1	gyógyszer	0.0
	4.	száraz hüvelyesek	0.0	tojás	0.0	sertés- és baromfiszir	0.0
	5.	ffiharisnya, -zokni	0.0	hal	0.0	helyi tömegközl.	0.0
	6.	motorkerékpár	0.0	sertéshús	0.0	virág, dísznöv.	0.0
	7.	gyermekfehérn.	0.0	friss zöldség, főzelék	0.0	tojás	0.0
	8.	rádió	0.0	liszt, dara	0.0	friss gyümölcs	0.0
	9.	egyéb szöv.	0.0	sertés- és baromfiszir.	0.0	friss zöldség, főzelék	0.0
	10.	gyerm.harisnya, -zokni	0.0	burgonya	0.0	burgonya	0.0

* KSH hivatalos: a táblázatban az 1998-99. években használt súlyok számtani átlagai szerepelnek.

** A variancia-alapú súlyozás mindig az 1996-99. időszak súlyrendszere alapján készült. Vizsgáltuk más időszak alapul vételét is, az eredmények nem változtak szignifikánsan.

5.1 Táblázat

Az 5. fejezet CPI-160 csoportosítása

KSH kód + megnevezés

Adminisztrált árak:

531	GYÓGYSZER, GYÓGYÁRU
552	TANKÖNYV
615	SZEMÉTSZÁLLÍTÁS STB.
616	VÍZDÍJ
617	CSATORNADÍJ
643	HELYI TÖMEGKÖZLEKEDÉS
645	UTAZÁS MUNKAHELYRE, ISKOLÁBA
646	UTAZÁS EGYÉB TÁVOLSÁGI ÚTI CÉLLAL
650	TELEFON
651	POSTAI SZOLGÁLTATÁS (TELEFON NÉLKÜL)

Tartós fogyasztási cikkek:

400	SZOBABÚTOR
401	KONYHA ÉS EGYÉB BÚTOR
402	HÜTŐSZEKRENY, FAGYASZTÓGÉP
403	MOSÓ-, MOSÓGATÓGÉP
404	FŰTŐ ÉS FŐZŐBERENDEZÉSEK
405	PORSZÍVÓGÉP, VARRÓGÉP
410	SZEMÉLYGÉPKOCSI ÚJ
411	SZEMÉLYGÉPKOCSI HASZNÁLT
412	MOTORKERÉKPÁR
413	KERÉKPÁR
420	RÁDIÓ
421	TELEVÍZIÓ
422	VIDEO, MAGNETOFON, LEMEZJÁTSZÓ
424	FÉNYKÉPEZŐGÉP, ÓRA, HANGSZER
431	ÉKSZEREK
520	BÚTORSZÖVET, SZŐNYEG, FÜGGÖNY
522	EDÉNY, KONYHAFELSZERELÉS
523	LAKÁSFELSZERELÉS, ALKATRÉSZ
540	JÁRMŰALKATRÉSZ

Energia:

500	SZÉN
501	BRIKETT, KOKSZ
502	TŰZIFA
503	TÜZELŐOLAJ
504	KÖZPONTI ÉS TÁVFŰTÉS
505	ELEKTROMOS ENERGIA
506	VEZETÉKES GÁZ
507	PALACKOS GÁZ

Élelmiszerek:

100	SERTÉSHÚS
101	MARHA- ÉS BORJÚHÚS
102	EGYÉB HÚS
103	BELSŐSÉGEK

104	BAROMFIHÚS
105	SZALÁMI, SZÁRAZKOLBÁSZ, SONKA
106	PÁRIZSI, KOLBÁSZ
107	HÚSKONZERV
108	HAL
109	HALKONZERV
110	TOJÁS
111	TEJ
112	SAJT
113	TEJTERMÉKEK (sajt nélkül)
120	VAJ, VAJKRÉM
121	SERTÉSZSIRADÉK
122	ÉTKEZÉSI SZALONNA
123	ÉTOLAJ
124	MARGARIN
130	LISZT, DARA
131	RIZS, HÁNTOLMÁNYOK
132	KENYÉR
133	PÉKSÜTEMÉNYEK
134	SZÁRAZTÉSZTA
135	CUKOR
136	CSOKOLÁDÉ, KAKAÓ
137	CUKRÁSZÁRU, FAGYLALT
138	ÉDESIPARI LISZTESÁRU
139	CUKORKA, MÉZ
140	BURGONYA
141	FRISS ZÖLDSÉG, FŐZELÉK
142	FRISS HAZAI- ÉS DÉLIGYÜMÖLCS
143	GYÜMÖLCS-, ZÖLDSÉGLÉ, SZÖRP
144	TARTÓSÍTOTT ZÖLDSÉG, FŐZELÉK
145	TARTÓSÍTOTT GYÜMÖLCS
146	SZÁRAZ HÜVELYESEK
147	DIÓ, MÁK, MOGYORÓ
150	TARTÓSÍTOTT HÚSOS ÉTELEK
151	TARTÓSÍTOTT HÚSTALAN ÉTELEK
152	FŰSZEREK, ÉTELÍZESÍTŐK
172	TEA
173	ALKOHOLMENTES ÜDÍTŐITALOK

Szolgáltatások:

160	ÉTTERMI ÉTKEZÉS (NEM ELŐFIZETÉSES)
161	MUNKAHELYI ÉS ELŐFIZ. MENÜ ÉTKEZÉS
162	ISKOLAI ÉTKEZÉS
163	ÓVODAI, BÖLCSŐDEI ÉTKEZÉS
164	BÜFÉÁRUK
171	ESZPRESSZÓKÁVÉ
601	RUHAJAVÍTÁS, -KÉSZÍTÉS, KÖLCSÖNZÉS
613	LAKÁSJAVÍTÁS, -KARBANTARTÁS
620	HÁZTARTÁSI BERENDEZÉS JAVÍTÁSA
621	TAKARÍTÁS, MOSATÁS
630	TESTÁPOLÁSI SZOLGÁLTATÁS
631	EGÉSZSÉGÜGYI SZOLGÁLTATÁS
640	JÁRMŰJAVÍTÁS, -KARBANTARTÁS
642	GÉPKOCSI KÖLCSÖNZÉS, GARÁZSBÉRLET
644	TAXI

647	TEHERSZÁLLÍTÁS
660	KULTURÁLIS CIKKEK JAVÍTÁSA
661	OKTATÁSI SZOLGÁLTATÁS
662	SZÍNHÁZ, HANGVERSENY
663	MOZI
665	SPORTRENDEZVÉNYEK, MÚZEUMI BELÉPŐK
680	ÜDÜLÉS BELFÖLDÖN BEUTALÓVAL
681	ÜDÜLÉS BELFÖLDÖN
682	ÜDÜLÉS KÜLFÖLDÖN
690	FÉNYKÉPÉSZETI SZOLGÁLTATÁS
691	FEL NEM SOROLT SZOLGÁLTATÁSOK

Jövedéki termékek:

170	KÁVÉ (BOLTI)
180	BOR
181	SÖR
182	TÖMÉNY ITAL
190	DOHÁNYÁRUK
541	JÁRMŰÜZEMANYAG

Egyéb javak:

300	PAMUT- ÉS PAMUT TÍPUSÚ SZÖVET
301	GYAPJÚ- ÉS GYAPJÚ TÍPUSÚ SZÖVET
302	EGYÉB SZÖVETEK
310	FÉRFIKABÁT
312	FÉRFIÖLTÖNY
313	FÉRFINADRÁG, -ZAKÓ
314	FÉRFI FELSŐ KÖTÖTTÁRU
315	FÉRFILÁBBELI
316	FÉRFIING, -FEHÉRNEMŰ
317	FÉRFIHARISNYA, -ZOKNI
320	NŐI KABÁT
322	NŐI RUHA, KOSZTÜM
323	NŐI SZOKNYA, BLÚZ, NADRÁG
324	NŐI FELSŐ KÖTÖTTÁRU
325	NŐI LÁBBELI
326	NŐI FEHÉRNEMŰ
327	NŐI HARISNYA, ZOKNI
330	GYERMEKKABÁT
332	GYERMEKFELSŐRUHA
334	GYERMEK FELSŐ KÖTÖTTÁRU
335	GYERMEKLÁBBELI
336	GYERMEKFEHÉRNEMŰ
337	GYERMEKHARISNYA, -ZOKNI
338	RUHÁZAT 3 ÉV ALATTIAKNAK
340	DIVATÁRU
341	RÖVIDÁRU
342	BÖRÖND, TÁSKA, BÖRDISZMŰ
510	LAKÁSJAVÍTÓ, -KARBANTARTÓ CIKKEK
520	BÚTORSZÖVET, SZŐNYEG, FÜGGÖNY
521	ÁGY- ÉS ASZTALNEMŰ
524	BARKÁCSOLÁSI KELLÉKEK
525	HÁZTARTÁSI FOGYÓANYAGOK
526	MOSÓ- ÉS TISZTÍTÓSZEREK
530	TESTÁPOLÁSI CIKKEK

550	ÚJSÁG, FOLYÓIRAT
551	KÖNYV
553	TANSZER, ÍRÓSZER
554	SPORTSZER, JÁTÉK
555	HANGLEMEZ, MAGNÓKAZETTA
556	FOTOCIKK, FILM
557	VIDEOKAZETTA, FEJHALLGATÓ
560	VIRÁG, DÍSZNÖVÉNY
561	HOBBI ÁLLATTARTÁS
562	BIZSU, AJÁNDÉK
612	TÁRSASHÁZ KÖZÖS KÖLTSÉG

Elhagyott adatsorok:

610	LAKBÉR
611	SAJÁT TULAJDONÚ LAKÁSOK
664	TV-ELŐFIZETÉS
671	SZERENCSEJÁTÉK
672	TAGDÍJ, ADOMÁNY

5.2 Táblázat

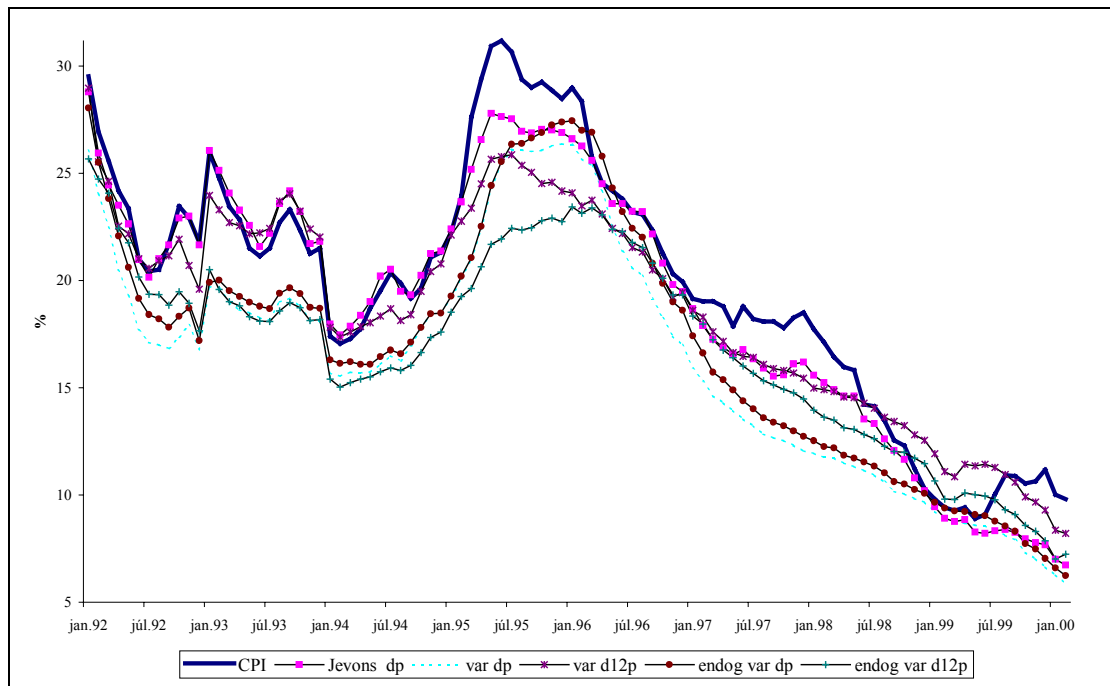
Az egyes klaszterek KSH szerinti súlya

Az egyes csoportok CPI-beli súlya, amely a két évvel korábbi fogyasztásban betöltött súly alapján került meghatározásra:

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	átlag 92-00	új súly
Adminisztrált árak	3.70	5.25	5.84	6.93	7.27	8.36	9.03	9.60	10.05	7.33	0.00
Tartós fogyasztási cikkek	12.60	10.58	9.99	9.98	9.24	7.90	7.63	7.26	9.06	9.36	0.00
Élelmiszerek	23.80	22.68	22.58	23.24	23.86	24.07	23.04	22.75	20.55	22.95	37.99
Jövedéki termékek	18.20	17.10	16.58	15.58	15.59	15.28	15.13	15.13	15.35	15.99	10.55
Egyéb javak	17.40	17.84	17.65	17.92	17.71	16.22	16.13	15.87	15.53	16.92	35.27
Energia	4.80	6.60	7.71	6.96	6.49	8.04	8.50	8.89	8.63	7.40	7.54
Szolgáltatások	12.80	12.80	12.79	11.84	11.84	11.80	12.29	12.24	13.50	12.43	8.65
Elhagyott adatsorok	6.70	7.17	6.87	7.56	8.02	8.34	8.25	8.26	7.33	7.61	0.00

4.1 ábra

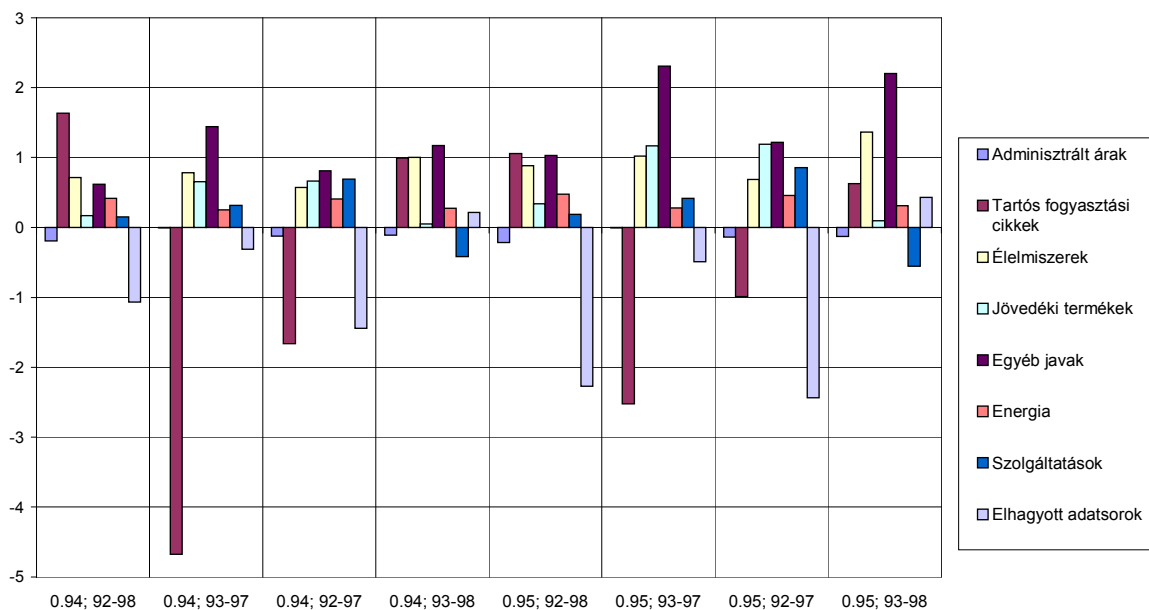
A különféle súlyozású árindexek és a hivatalos fogyasztói árindex 12 havi ütemei *



* Magyarázat. *CPI*: hivatalos fogyasztói árindex, *Jevons dp*: súlyozatlan Jevons-féle index, *var dp*: exogén variancia alapú súlyozás hó/hó indexek alapján, *var d12p*: u.ez 12 havi indexek alapján, *endog var dp* ill. *endog var d12p* u.ezek iteratív megoldással.

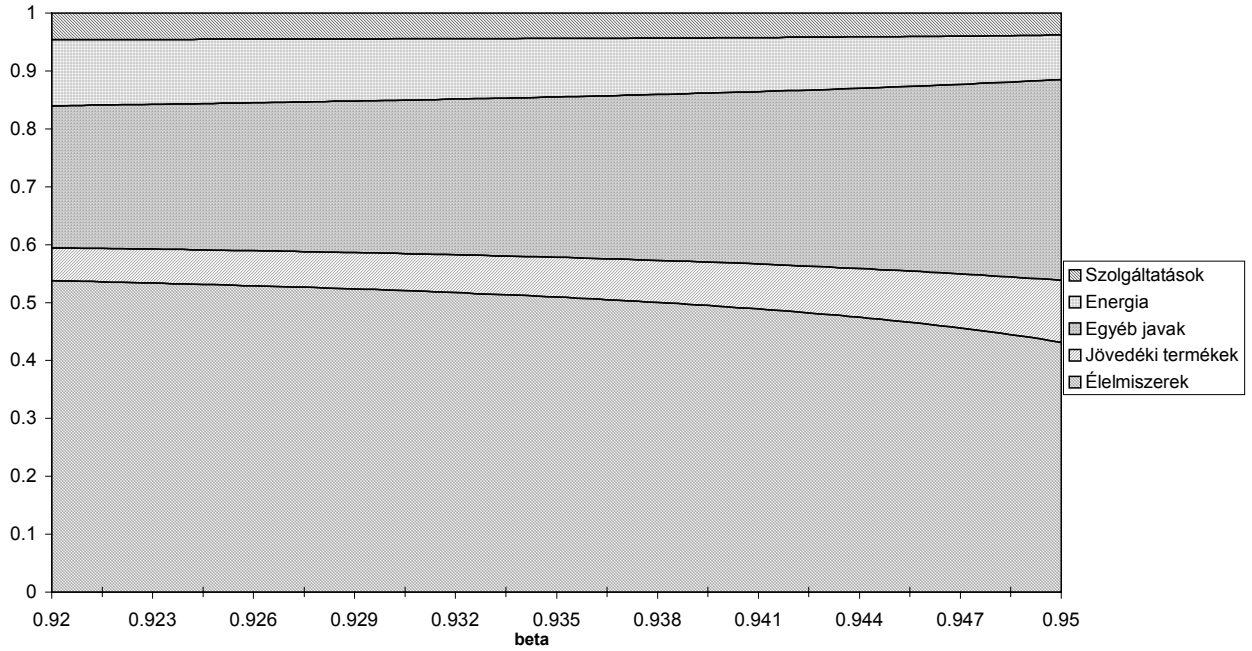
5.1 ábra

Helyettesítési rugalmasság alapján számított súlyok különböző béta paraméterek ill. időszakok esetén (első közelítés)



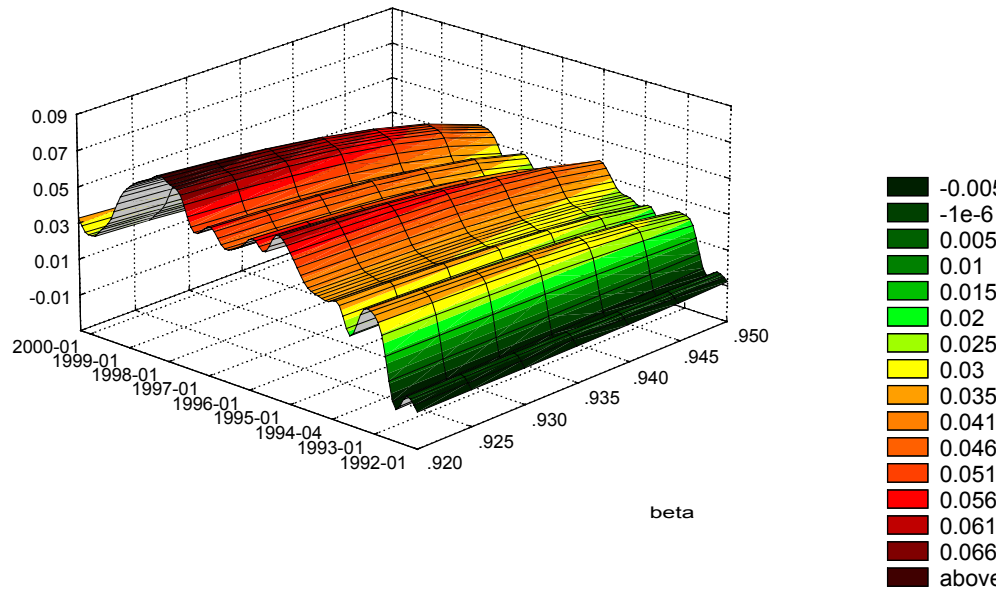
A vízszintes tengelyen a β paraméter és a számítás alapjául szolgáló időszak szerepel.

5.2 ábra
A 92-98 közötti időszeakra számított súlyok
(a tartós fogyasztási cikkek és az adminisztrált árazású javak elhagyásával)



5.3 ábra

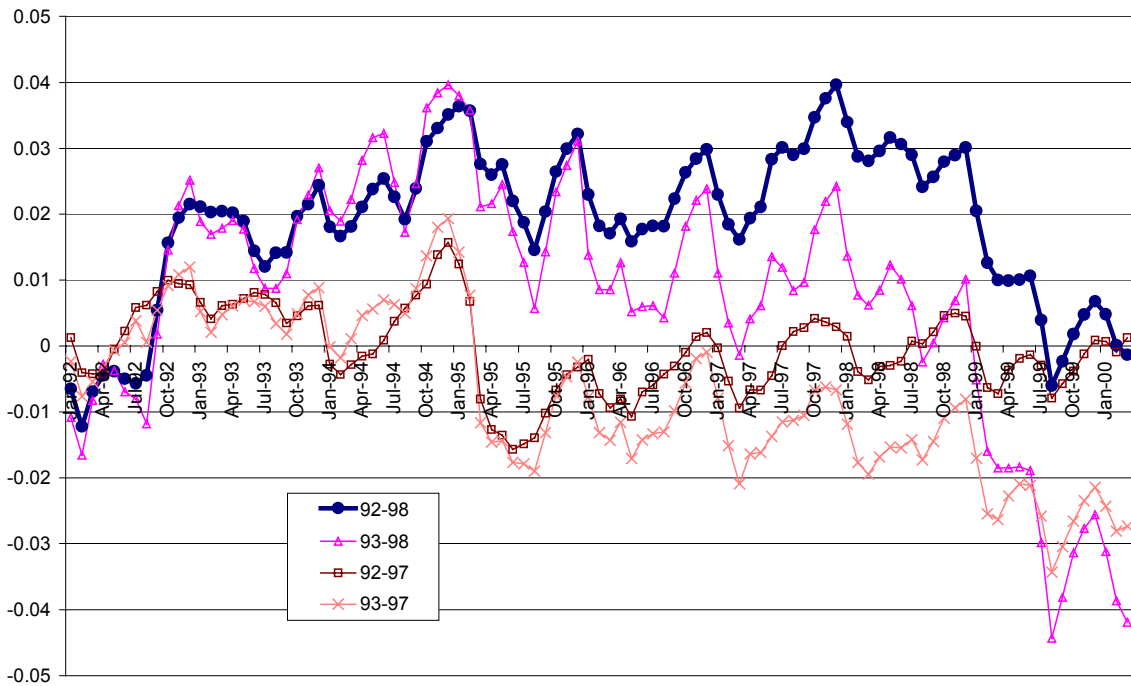
A számított, reálkamat releváns árindex eltérése a CPI-től
(szint logaritmus)



5.4 ábra

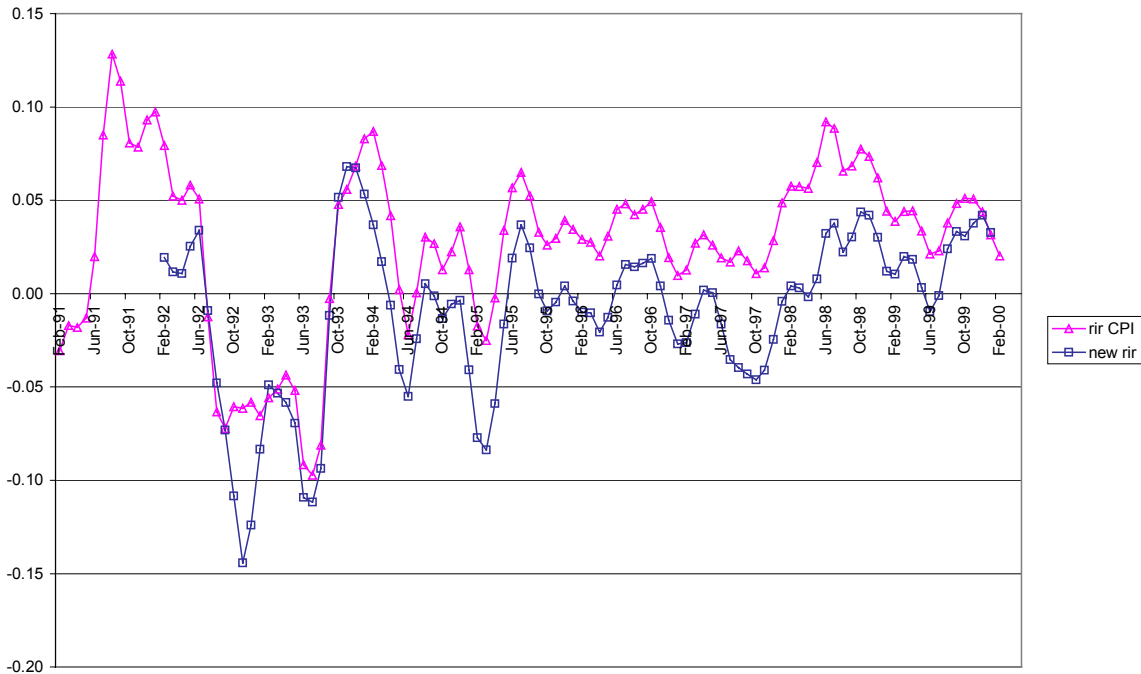
Reálkamatláb-releváns árindexek

A különböző időszakokra számított árindex és a CPI eltérése
(logaritmus szint)



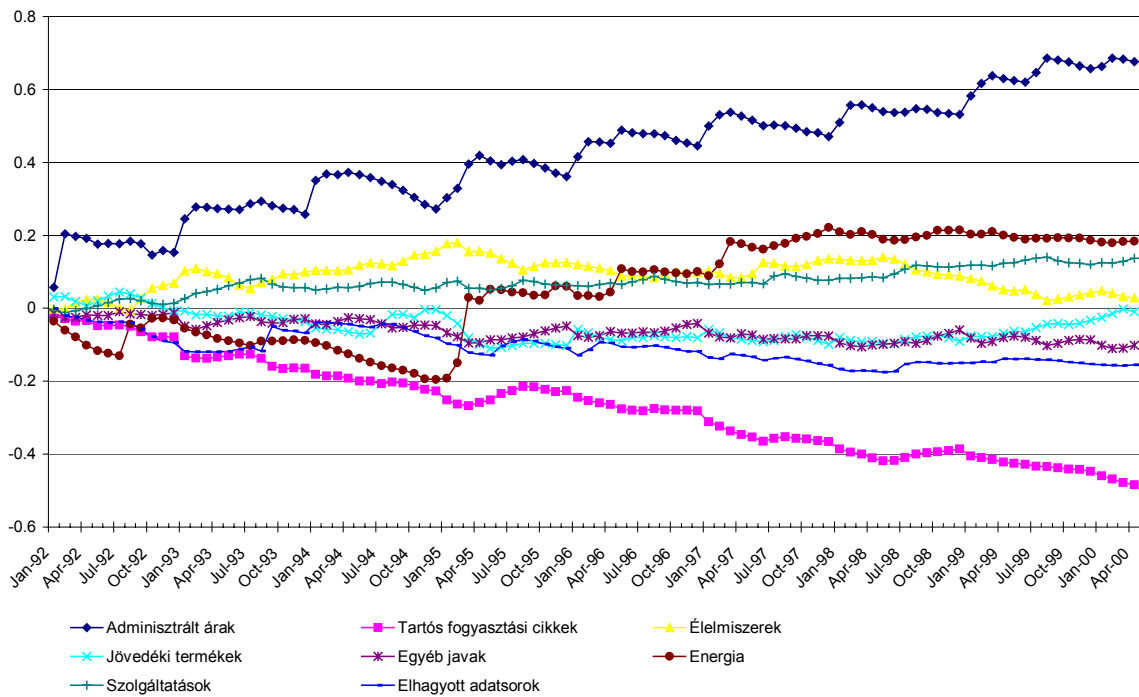
5.5 ábra

A szezonálisan igazított CPI ill. módosított CPI alapján számított (ex ante) reálkamatok

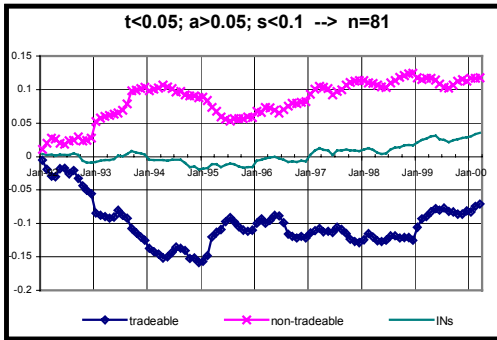


5.6 ábra

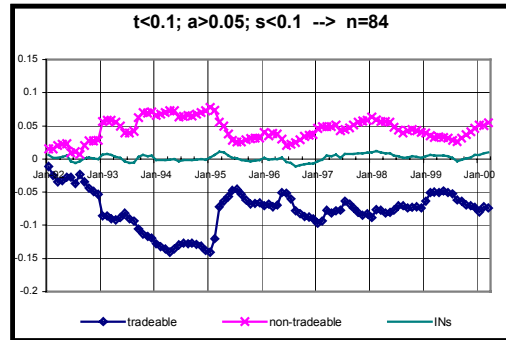
A klaszterek relatív ártrendjei, mint a teljes CPI-től való eltérés (logaritmikikus szint)



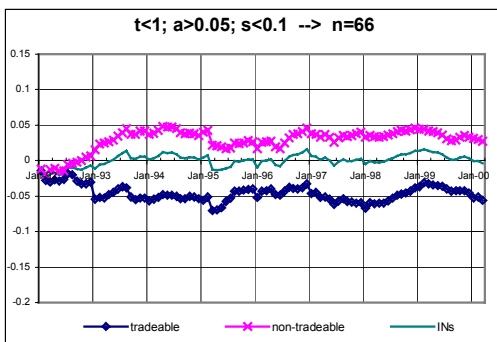
6.1 ábra
Tradeable és non-tradeable árindexek
különböző paraméterbecslés-szelekciós kritériumok mellett



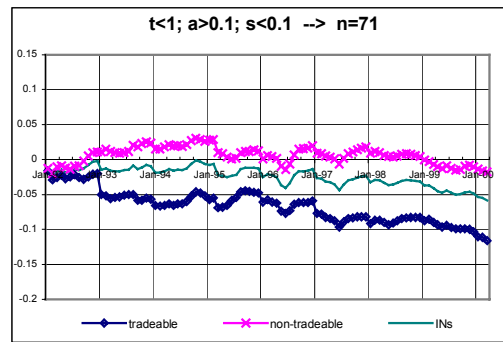
a.



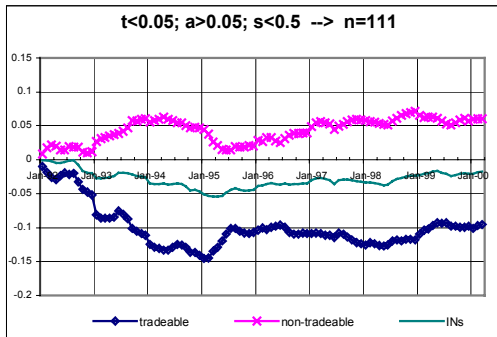
b.



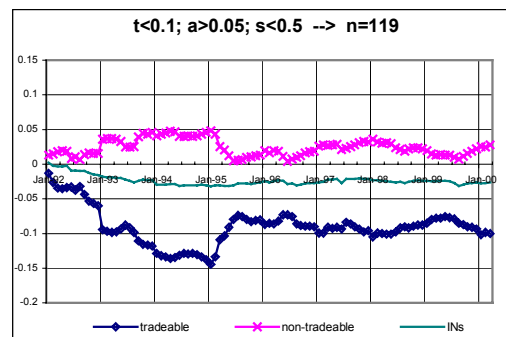
c.



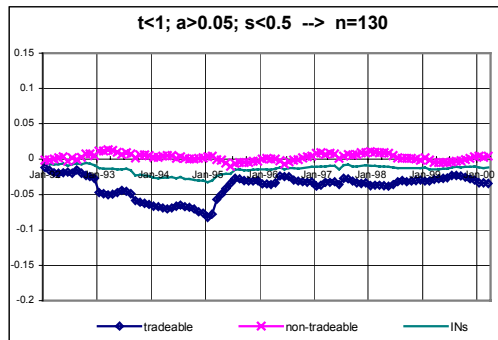
d.



e.

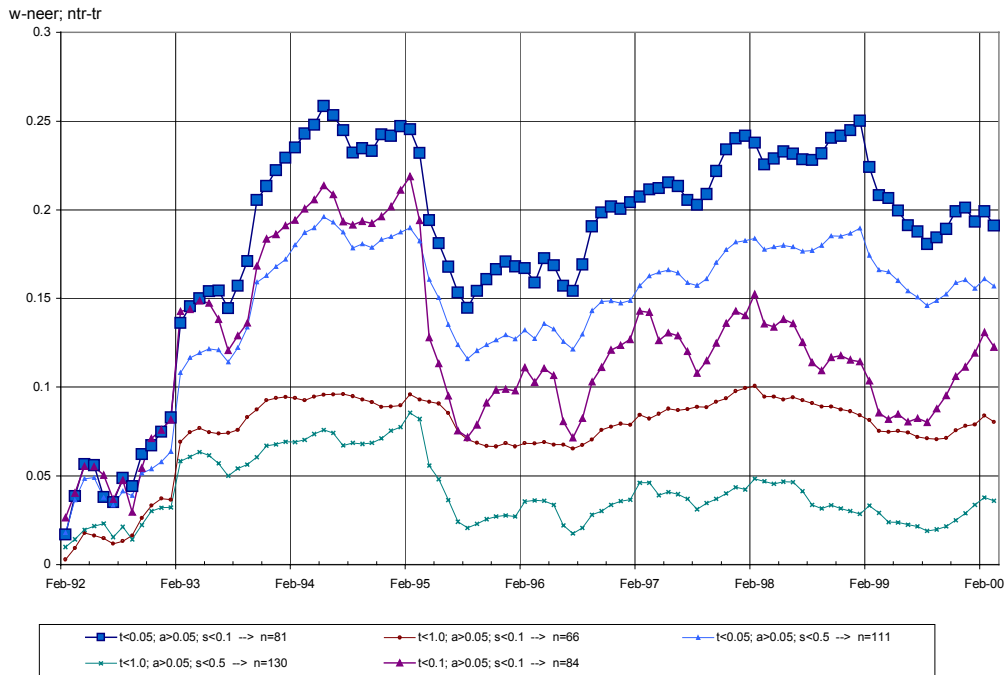


f.

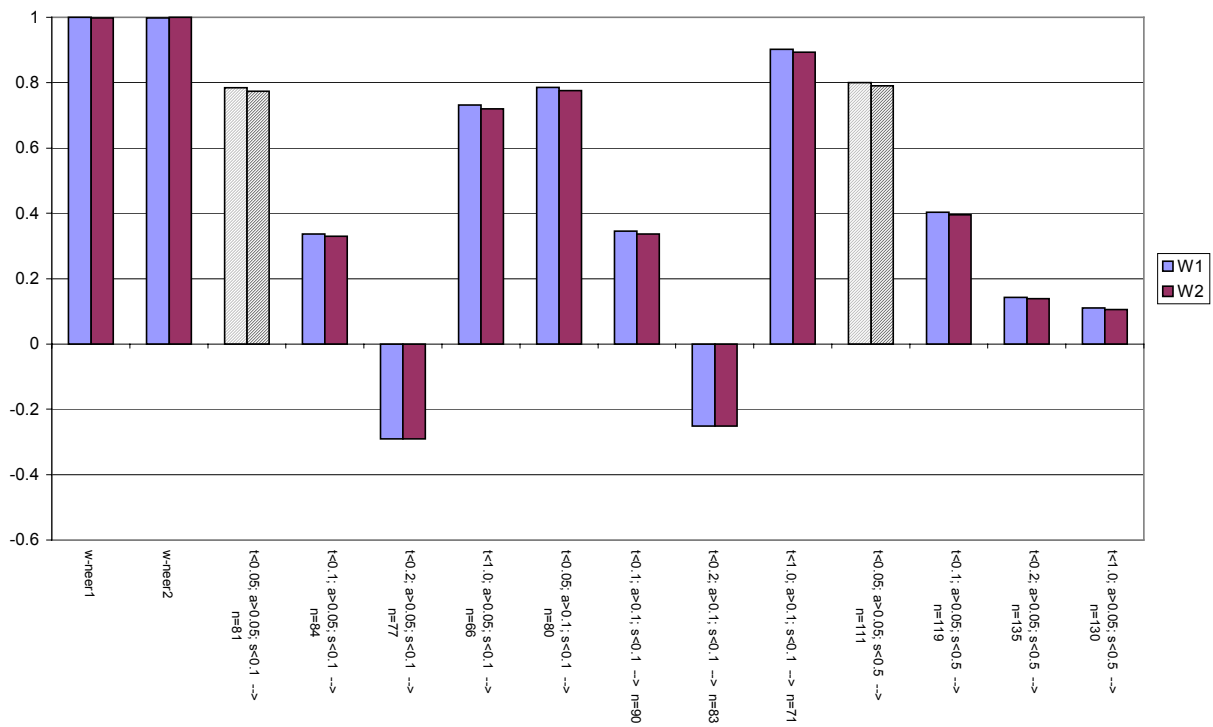


g.

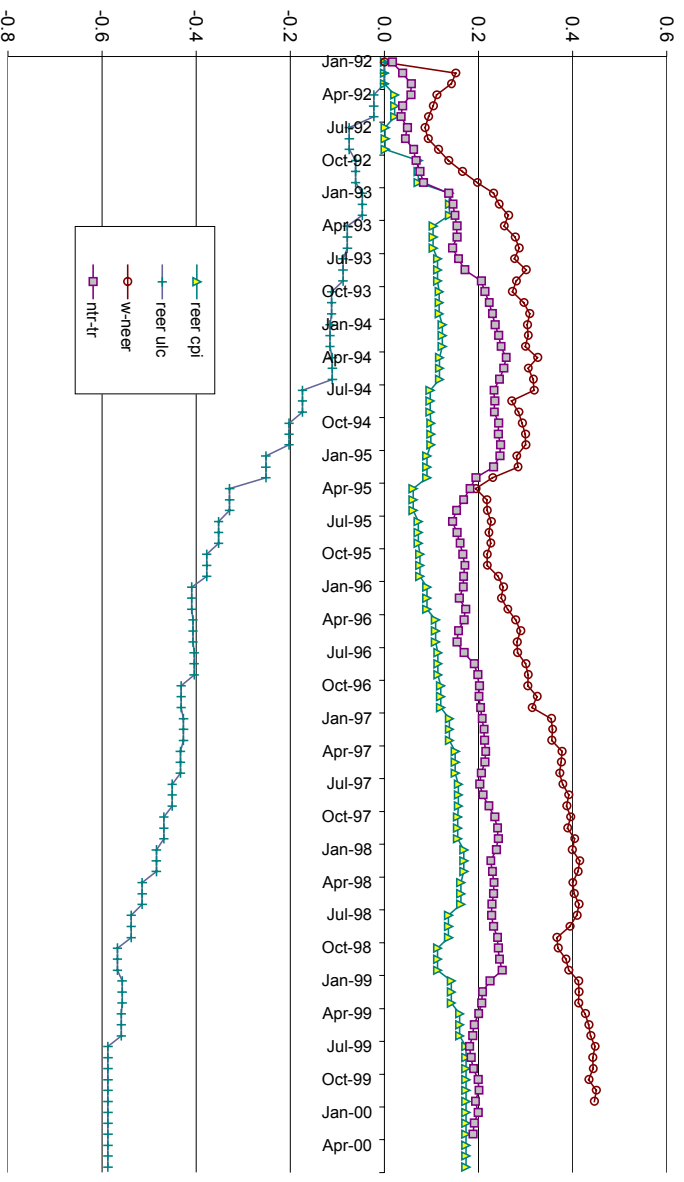
6.2 ábra
Belső reálárfolyam, avagy a *non-tradeable* / *tradeable* árindexek eltérése
különböző szelekciós paraméterek esetén
(logaritmikus szintek)



6.3 ábra
Az idősorok korrelációi



6.4 ábra
Különböző real-effektív árfolyam indexek



II. Függelék

A belső reálárfolyam számításához az egyes CPI komponensek vonatkozásában az alábbi egyenlet együtthatóit kívánjuk meghatározni.

$$mc_i = \theta_i + \varepsilon_i e + \omega_i w \quad (=6.2)$$

Az egyes idősorokra 4-4 dinamikus regressziót becsültünk, majd az ezekből számítható hosszú távú együtthatókat vizsgáltuk. Az egyes regressziók egyenletei:

$$\begin{aligned} p &= \kappa + \tau \cdot trend + \alpha^1 p_{-1} + \alpha^2 p_{-2} + \\ &\quad + \beta^0 e + \beta^1 (e - e_{-1}) + \beta^2 (e_{-1} - e_{-2}) + \gamma^0 w + \gamma^1 (w - w_{-1}) + \gamma^2 (w_{-1} - w_{-2}) \\ p &= \sum_{i=1}^{12} \delta^i dum^i + \tau \cdot trend + \alpha^1 p_{-1} + \alpha^2 p_{-2} + \\ &\quad + \beta^0 e + \beta^1 (e - e_{-1}) + \beta^2 (e_{-1} - e_{-2}) + \gamma^0 w + \gamma^1 (w - w_{-1}) + \gamma^2 (w_{-1} - w_{-2}) \\ \Delta p &= \kappa + \alpha^1 \Delta p_{-1} + \alpha^2 \Delta p_{-2} + \\ &\quad + \beta^0 \Delta e + \beta^1 (\Delta e - \Delta e_{-1}) + \beta^2 (\Delta e_{-1} - \Delta e_{-2}) + \gamma^0 \Delta w + \gamma^1 (\Delta w - \Delta w_{-1}) + \gamma^2 (\Delta w_{-1} - \Delta w_{-2}) \\ \Delta p &= \sum_{i=1}^{12} \delta^i dum^i + \alpha^1 \Delta p_{-1} + \alpha^2 \Delta p_{-2} + \\ &\quad + \beta^0 \Delta e + \beta^1 (\Delta e - \Delta e_{-1}) + \beta^2 (\Delta e_{-1} - \Delta e_{-2}) + \gamma^0 \Delta w + \gamma^1 (\Delta w - \Delta w_{-1}) + \gamma^2 (\Delta w_{-1} - \Delta w_{-2}) \end{aligned}$$

ahol p az árszint logaritmusa, e a külkereskedelem alapján súlyozott nominális devizaárfolyam logaritmusa, w a szezonálisan igazított nominálbér szintjének logaritmusa, dum^i az i -dik hónapra vonatkozó szezonális *dummy*; *trend* egy lineáris trend; Δp , Δe , Δw a megfelelő változók első differenciája, a görög (kis)betűk pedig a regresszió becsült paraméterei. Az alsó indexek a késleltetésre utalnak, a felső indexek pedig a megkülönböztetést szolgálják. A regressziókat 1992:01 – 2000:03 időszakra vonatkozólag, havi frekvencián, a hagyományos legkisebb négyzetek módszerével (OLS) futtattuk.

A dinamikus regressziók alapján a hosszú távú együtthatók:

$$\varepsilon = \frac{dp}{de} = \frac{\beta^0}{1 - \alpha^1 - \alpha^2}; \quad \omega = \frac{dp}{dw} = \frac{\gamma^0}{1 - \alpha^1 - \alpha^2}$$

Amennyiben a nevező nullához közeli, úgy a hosszú távú együtthatók származtatott becslése megbízhatatlan, így eleve elvetjük azokat az eseteket, ahol $1 - \alpha^1 - \alpha^2$ abszolút értéke kisebb az előre meghatározott a értéknél.

A nevezőben szereplő egyes β^0 ill. γ^0 becsült paramétereket akkor tekintjük szignifikánsnak, ha helyes az előjelük és a becslésükre vonatkozó, a t-statisztika alapján számított kritikus valószínűség nem halad meg egy megadott t értéket.⁵¹ (A próbastatisztika ennél magasabb értéke mellett a nullhipotézist fogadjuk el, vagyis a nevezőt nullának tekintjük.) Ezt követően, amennyiben legalább az egyik hosszú távú

⁵¹ Az eredeti próbastatisztika kétoldali ellenhipotézissel számítódik, míg esetünkben egyoldali ellenhipotézisről van szó. Ez azonban kvalitatíve nyilvánvalóan nem befolyásolja az alkalmazott módszert.

együttható szignifikáns (azaz nem tekinthető nullának és helyes az előjele), az együtthatók összegét normaljuk:

$$\varepsilon' = \frac{\varepsilon}{\varepsilon + \omega}; \quad \omega' = \frac{\omega}{\varepsilon + \omega}$$

Ha csupán az egyik együttható nevezőjében szereplő érték tekinthető szignifikánsnak, akkor a normalás eredményeként értelemszerűen $\varepsilon'=0$, $\omega'=1$ illetve $\varepsilon'=1$, $\omega'=0$ áll elő. Amennyiben mindkét érték inszignifikáns, úgy kénytelenek vagyunk az adott (rész)becslést elvetni.

Így minden adatsorra 0..4 becslést kapunk a *tradeability* mértékére (ε'), illetve az ezzel komplementer *non-tradeability*-re (ω'). Amennyiben egynél több használható becslést kaptunk, úgy a végső becslés ezek számtani átlaga, de csak abban az esetben, ha ezek nem térnek el *túlságosan* egymástól. Ez utóbbit az egyszerűség kedvéért akként határoztuk meg, hogy az érvényes (0..4 darab) ε' -re vonatkozó becslések korrigált szórása nem halad meg egy bizonyos s értéket. (Egyetlen használható részbecslés esetén természetesen annak eredményét fogadjuk el.) Amennyiben tehát $s = 0$, úgy csak az unikális és az egybehangzó becslések fogadhatók el, míg $s = 1$ esetén bármely olyan adatsorra kapunk becslést, amelyre vonatkozólag a négyből legalább egy részbecslés elfogadható volt.

A fentebbiek szerint tehát a becslési procedúra az a , t , s definiálásával paraméterezhető. A főszövegben e dimenziók mentén történt robusztusság-vizsgálat eredményeiről számoltunk be.

MNB Füzetek / NBH Working Papers:

1995/1 (november)

Simon András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994

1995/2 (november)

Neményi Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamvesztés kérdései

1995/3 (február)

Dr. Kun János: Seignorage és az államadóság terhei

1996/1 (március)

Simon András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben

1996/2 (június)

Neményi Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával.

1996/3 (június)

Simon András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg

1996/4 (július)

Darvas Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások

1996/5 (augusztus)

Vincze János - Zsoldos István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban
Ökonometriai vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján

1996/6 (augusztus)

Csermely Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994

1996/7 (szeptember)

Dr. Balassa Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai

1997/1 (január)

Csermely Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere

1997/2 (március)

Vincze János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre

1997/3 (április)

Barabás Gyula - Hamecz István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség

1997/4 (május)

Zsoldos István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-1996.

1997/5 (június)

Árvai Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometriai elemzése

1997/6 (augusztus)

Zsoldos István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon

- 1998/1** (január)
 Árvai Zsófia - Vincze János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a '90-es években
- 1998/2** (március)
 Csajbók Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből
ZERO-COUPON YIELD CURVE ESTIMATION FROM A CENTRAL BANK PERSPECTIVE
- 1998/ 3** (március)
 Kovács Mihály András - Simon András: A reálárfolyam összetevői
THE COMPONENTS OF THE REAL EXCHANGE RATE IN HUNGARY
- 1998/4** (március)
 P.Kiss Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon
THE ROLE OF GENERAL GOVERNMENT IN HUNGARY
- 1998/5** (április)
 Barabás Gyula - Hamecz István - Neményi Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése
 Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában
FISCAL CONSOLIDATION, PUBLIC DEBT CONTAINMENT AND DISINFLATION
Hungary's Experience in Transition
- 1998/6** (augusztus)
 Jakab M. Zoltán-Szapáry György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon
- 1998/7** (október)
 Tóth István János - Vincze János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata
- 1998/8** (október)
 Kovács Mihály András: Mit mutatnak?
 Különbféle reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár-és költség-versenyképességének értékelése
- 1998/9** (október)
 Darvas Zsolt: Moderált inflációk csökkentése
 Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról
- 1998/10** (november)
 Árvai Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között
THE INTEREST RATE TRANSMISSION MECHANISM BETWEEN MARKET AND COMMERCIAL BANK RATES
- 1998/11** (november)
 P. Kiss Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái
- 1998/12** (november)
 Jakab M. Zoltán: A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon
- 1999/1** (January)
 ÁGNES CSERMELY-JÁNOS VINCZE: LEVERAGE AND FOREIGN OWNERSHIP IN HUNGARY
- 1999/2** (március)

Tóth Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben

1999/3 (március)

Darvas Zsolt-Simon András: A növekedés makrogazdasági feltételei
Gazdaságpolitikai alternatívák

CAPITAL STOCK AND ECONOMIC DEVELOPMENT IN HUNGARY (May 1999)

1999/4 (április)

Lieli Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések
Egyváltozós módszerek

1999/5 (április)

Ferenczi Barnabás: A hazai munkaerőpiaci folyamatok Jegybanki
szemszögből

Stilizált tények

LABOUR MARKET DEVELOPMENTS IN HUNGARY FROM A CENTRAL BANK PERSPECTIVE -
Stylized Facts

1999/6 (május)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András: A reálárfolyam-ingadozások
főbb meghatározói Magyarországon

DETERMINANTS OF REAL-EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS IN HUNGARY

1999/7 (July)

ATTILA CSAJBÓK: INFORMATION IN T-BILL AUCTION BID DISTRIBUTIONS

1999/8 (július)

Benczúr Péter: A magyar nyugdíjrendszerben rejlő implicit
államadósság-állomány változásának becslése

CHANGES IN THE IMPLICIT DEBT BURDEN OF THE HUNGARIAN SOCIAL SECURITY SYSTEM

1999/9 (augusztus)

Vígh-Mikle Szabolcs-Zsámboki Balázs: A bankrendszer mérlegének
denominációs összetétele 1991-1998 között

1999/10 (szeptember)

Darvas Zsolt-Szapáry György: A nemzetközi pénzügyi válságok tova
terjedése különböző árfolyamrendszerekben

FINANCIAL CONTAGION UNDER DIFFERENT EXCHANGE RATE REGIMES

1999/11 (szeptember)

Oszlay András: Elméletek és tények a külföldi működőtőke-
befektetésekről

2000/1 (január)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András - Oszlay András: Hová tart a
külkereskedelmi integráció?

Becslések három kelet.közép-európai ország egyensúlyi
külkereskedelmére

2000/2 (February)

SÁNDOR VALKOVSKY - JÁNOS VINCZE: ESTIMATES OF AND PROBLEMS WITH CORE INFLATION IN
HUNGARY

2000/3 (március)

Valkovszky Sándor: A magyar lakáspiac helyzete

2000/4 (május)

Jakab M. Zoltán - Kovács Mihály András - Lőrincz Szabolcs: Az export előrejelzése ökonometriai
módszerekkel

2000/5 (augusztus)

Ferenczi Barnabás – Valkovszky Sándor – Vincze János: Mire jó a fogyasztói-ár statisztika?