

FERENCZI BARNABÁS–VALKOVSKY SÁNDOR–

VINCZE JÁNOS

Mire jó a fogyasztóiár-statisztika?

A dolgozat az infláció öt különböző megközelítésével foglalkozik. Nyilvánvalónak tűnik, hogy a megélhetési költségek változása, a pénztartás költsége, a reálkamat és a reálárfolyam számítása, illetve a (monetáris) infláció indexének koordinációs funkciója más-más követelményeket támaszt az árindekszel szemben. A szerzők véleménye szerint az infláció problémakörének túlzott leegyszerűsítésére vezet, ha azt egyetlen „univerzális” mutatóval kívánjuk megragadni. A hazai fogyasztóiár-statisztika jelen állapotában „tisztn” az elméleti inflációfogalmak egyikének sem feleltethető meg. A tanulmány megfogalmaz néhány, a fogyasztóiár-statisztika metodikájával kapcsolatos javaslatot. Ugyanakkor a fogyasztói árindex (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.*

A fogyasztói árak alakulása ma a legnagyobb figyelemmel kísért makrogazdasági mutatószámok közé tartozik. A jegybanki tevékenység értékelésének egyik – néhány esetben szinte egyetlen – szempontja a fogyasztói árszínvonal változásával mért infláció alakulása. E tanulmány főként központi banki, makroelemzői szempontból foglalkozik a fogyasztói árak statisztikai rendszerének mai magyarországi problémáival. A tanulmány egyrészt az vizsgálja, hogy milyen jellegű változások lennének célszerűek ebben a rendszerben, másrészt azt, hogy a jelenleg meglévő információk „újrakombinálása” hogyan segítheti a makroökonómiai elemzést.

Infláción 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 hétköznapibb nyelven: átlagolunk. Minthogy fogyasztási javak, illetve szolgáltatások áralakulását fokozott érdeklődés övezi, így az összes lehetséges árindex között kiemelkedő jelentőséget kaptak a fogyasztói árindexek. A megfigyelés és az árindex számítása azonban számos bonyolult problémát vet fel, s a statisztikai hivatalok a metodika kialakításakor kénytelenek fontos elméleti jellegű kérdésekben

* A tanulmány a hasonló című MNB Füzetek 2000. 5. sz. kiadvány (*Ferenczi–Valkovszky–Vincze [2000]*) rövidített változata. Köszönettel tartozunk a tanulmány vitáján megjelenteknek számos értékes hozzászólásért, valamint a kéziratához fűzött javaslataikért: elsősorban *Bedekovics Istvánnak, Jakab Zoltánnak, Kovács Mihály Andrásnak, Neményi Juditnak* és *Szapáry Györgynek*.

döntést hozni. Nem statisztikus kívülállók többnyire úgy gondolják, megmaradhatnak boldog tudatlanságukban az operacionalizálás technikai részleteit illetően, ám sokan úgy vélik, hogy ez a kényelmes álláspont nem tartható.

1995-ben Alan Greenspan a *Fed* (*Federal Reserve Board*) elnöke egy kongresszusi bizottság előtt azt állította, hogy a *Fed* számításai szerint az Egyesült Államok hivatalos fogyasztói árindexe rendre 0,5-1,5 százalékkal nagyobb inflációt mutat, mint a megélhetési költségek tényleges változása. Mivel az Egyesült Államokban a jóléti jellegű kifizetéseket a fogyasztói árindex alapján valorizálják, kiszámítható, hogy még egy ilyen kicsi korrekció is öt év alatt mintegy 55 milliárd dollárral csökkenthetné a költségvetési hiányt (*Moulton* [1996]). Az úgynevezett Boskin-jelentésben alapvetően megerősítette Greenspan becslését, évi 0,8 és 1,6 százalék között adva meg a fogyasztói ár infláció felülbecslésének mértékét. (Lásd *Boskin és szerzőtársai* [1998].)¹ Mint az úgynevezett felállított szakértői bizottság tagjai által írott cikk rámutat, mindezek fényében lényegesen át kellene alakítani az amerikai gazdaságról alkotott képet, visszamenőlegesen 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 reálnövekedés tekintetében is sokkal jobban működött, mint ahogyan azt korábban gondolták (*Boskin és szerzőtársai* [1998]).

A következő öt fejezet a fogyasztói árstatisztika öt lehetséges felhasználási módját vizsgálja. Először a fogyasztói árindex mint a megélhetési költségek indexe, majd mint a pénztartás költségének az indexe szerepel. Ezt követően a reálkamat-számítással, utána a reálárfolyam-mutatókkal, végül pedig a maginfláció problémájával foglalkozunk. A záró részben összefoglaljuk megállapításainkat, és kitérünk a fogyasztói árindexek módszertanának bizonyos gyakorlati kérdéseire.

A fogyasztói árindex mint a megélhetési költségek indexe

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 árstatisztika jelenlegi rendszerében – nem is nagyon tehető azzá. Ennek háttérében a fogyasztói árindexekkel kapcsolatban felmerülő *általános* problémák – például a helyettesítési hatás elhanyagolása, a minőségváltozás és az új termékek megjelenésének kezelése, a tartós fogyasztási cikkek árának mérése –, illetve *Magyarország-specifikus* tényezők (az önfogyasztás, illetve a közösségi szolgáltatások kihagyása az árindexből) állnak.

Magyarországon – mint a világ sok országában – a fogyasztói árindexet az úgynevezett *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 Egyesült Államokban öt évig – rögzített a súlyrendszer.² A módosított formula használata ezért felnyitja a Laspeyres-indexek azon közismert felfelé torzítását, amely a rögzített múltbeli fogyasztói kosár használatából – azaz a relatív árváltozások *helyettesítési hatásának* kizárásából – fakad. Az amerikai fogyasztói árindex *közgazdasági szempontú* felülvizsgálatára 1995-ben felkért (az előbbieken említett) *Boskin-bizottság* a helyettesítés három altípusát különböztette meg. *Először* is létezik a

¹ Az úgynevezett *CPI*- vagy *Advisory Commission* dokumentumai hozzáférhetők 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 Erre még visszatérünk a reálkamatlábbal foglalkozó fejezetben.

jóságok közti helyettesítésből fakadó torzítás (what bias): alacsony aggregációs szinten, a relatív árváltozás nyomán a fogyasztók áttérhetnek az egyik fajta marhahúsról a másikra; 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 (lásd a hetvenes évek olajár-robbanásának hatását az energiaigényes jóságok relatív árára, majd keresletére). *Másodszor*, mivel az árakat mindig ugyanazokban az üzletekben írják fel és hasonlítják össze (azaz a különböző üzletek árait nem hasonlítják össze), a *vásárlás szerkezetének olcsóbb üzlettípusok* – például diszkontláncok vagy nagy bevásárlócentrumok felé – való eltolódása nem jelentkezik jólétnövelő árcsökkenésként, noha a fogyasztók megfigyelt viselkedése azt mutatja, hogy a diszkontáruházak 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 *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 időben is – különböző időpontok között – helyettesíthetnek. Amennyiben az árfelírás ritmusa ettől eltekint,³ ez szisztematikusan felfelé torzíthatja a megélhetési költségek indexének a becslését.

A fogyasztói árindexek Boskin-jelentésben is tárgyalt *általános problémái* közé tartozik még az *új jóságok*, illetve a *minőségváltozás* 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 videókészülékek, 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 árindexbe,⁴ a számítógépek vagy kommunikációs eszközök (vezetékes és mobiltelefon-készülék, faxgép stb.) még 2000-ben sem szerepeltek a hazai árindexben. A késői bevezetés okozta torzítás megítéléséhez az új jóságok keresletét Hicks nyomán úgy gondolhatjuk el (*Diewert [1998]*), hogy a jóságoknak a bevezetés előtt is volt egy olyan képzeletbeli (azaz imputálandó) ára, ami olyan magasan állt a rezervációs árhoz képest, hogy a jóság 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 jóságok 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 jóságok megjelenésével is összefügg, hiszen a legtöbb új termék vagy szolgáltatás megjelenése után folyamatos minőségjavulás 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

³ Az árfelírás Amerikában a munkanapokra koncentrálódik, ezért ott a hétvégi nagybevásárlások, illetve az ehhez időzített kereskedői akciók elterjedése a torzítás forrása (*Boskin és szerzőtársai [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 (például a közalkalmazottak), és ehhez igazodva a kereskedők is rendre az első napokra (azaz 4-e előttre) időzítik kedvezményes akcióikat.

⁴ A hazai fogyasztói árindexben 2000 januártól – az 1998-as háztartási kiadási szerkezet alapján – a mobiltelefonálás súlya 0,36 százalék, ami a telefonálás 3,6 százalékra emelkedő összsúlyának a tizede.

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 árnak hónapról hónapra ugyanazon jószágra kell vonatkoznia, rendszeresen előfordul, hogy az árfelíró nem találja ugyanazt a cikket, mint korábban. Ilyenkor az árfelírás szabályai szerint keres egy „nagyértékben” hasonló terméket, aminek áralakulását hozzáillesztik a régi jószág idősorához. Ez azonban azt tételezi fel, hogy *nem történt* minőségi változás.

Ezt az eljárást információink szerint a KSH a kilencvenes évek második felében az úgynevezett automatikus hozzákötés (*automatic linking*) megoldással váltotta fel, amely során a „megváltozott” jószág múltbeli árát hozzákötik a hiányzó jószág múltbeli árához. Ez azt feltételezi, hogy a minőségbeli különbség *teljes mértékben* tükröződik az árkülönbségben.

A Boskin-jelentés ezzel kapcsolatos részének az alapjául is szolgáló empirikus tanulmányok szerint különösen jelentős (átlagosan *évi* 3–4 százalékos!) a minőségi javulás figyelmen kívül hagyása miatti torzítás az egészségügyi szolgáltatások és gyógyszerek, valamint a tartós fogyasztási cikkek területén (lásd *Nordhaus* [1998]). A torzítást a minőségjavulás hatásának explicit kiszámításával lehet elkerülni. Az úgynevezett *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 Egyesült Államokban ezt a megoldást alkalmazzák a ruházaticikk-, a számítógép-, illetve a televízióárak esetében (lásd *Reed–Stewart* [1999]). Olyan esetekben, ahol az adott jószág által nyújtott szolgáltatás mérhető fizikai mennyiség (például teljes élettartam alatt kibocsátott fény, hő stb.), közvetlenül is lehet definiálni az egységnyi szolgáltatás árát (lásd *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 Egyesült Államokban a kilencvenes évek átlagos inflációja 3 százalék körül volt ...). Abban bizonyosak lehetünk, hogy a háromféle helyettesítés elhanyagolása a hazai fogyasztói árindexet mint megélhetésiköltség-indexet is szisztematikusan felfelé torzítja, hiszen minden olyan tényező, amely a fejlett országokban a helyettesítési mechanizmusokat kiváltja, Magyarországon is jelen van. Sőt, mivel az *átmenet* során a szóban forgó folyamatok (relatív árváltozások, minőségváltozás, új jószágok, illetve üzlettypusok térhódítása, vásárlási szokások módosulása) rövidebb idő alatt játszódtak le, a helyettesítési hatás kizárása az Egyesült Államokban mértnél – vélhetően – inkább *nagyobb*, mint kisebb torzítást is visz a fogyasztói árindex becslésébe.

A szakirodalomban is elterjedt a helyettesítési hatásból eredő torzítást a Laspeyres- és egy „*superlative*” árindexformula különbségével közelíteni (lásd 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 éppen *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 feltevése⁵ (lásd *Ferenczi–Valkovszky–Vincze* [2000]). Ugyanez okoz problémákat a reálkamatláb számításánál is (vö. a későbbiekkel).

A megélhetésiköltség-index típusú fogyasztói árindexekkel – a „milyen árakat?” kérdéssel – kapcsolatban általánosan felmerülő másik probléma a *tartós fogyasztási cikkek* árának értelmezése. A vásárolt fogyasztásunk részét alkotó *tőkejavak* – a tartós fogyaszt-

⁵ E feltevés szerint az optimális fogyasztási *szerkezet* független a jövedelem vagy a hasznosság *szintjétől*.

tási cikkek és az ingatlanok – esetében az okoz gondot, hogy egy valódi megélhetésiköltség-indexnél nem az aktuális vételárat kellene alapul vennünk, hanem a tulajdonosa számára a jószág által a hátralevő használati idő alatt – a tulajdonos várakozásai szerint – biztosított szolgáltatásfolyam (*flow of services*) árát. Ennek oka, hogy tartós javak esetében egy időperiódus során nem magát a jószágot fogyasztjuk el, hanem az általa biztosított szolgáltatásokat (például lakásingatlan esetében a lakhatás, hűtőgép esetében a hűtés, autó esetében 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*.⁶ A megélhetésiköltség-indexben a fogyasztás – nem megfigyelhető, ezért imputált – árát kellene szerepeltetni, ami csak jól működő *bérelti piacok* mellett kézenfekvő. Ilyenkor ugyanis az aktuális piaci bérelti díjak jelentik az adott tartós jószág által tulajdonosa számára biztosított fogyasztás árát (ez az úgynevezett *rental equivalence* megközelítés). Ilyen piac hiányában elméletileg is bonyolulttá válik a tartós javak fogyasztásának árát meghatározni (lásd az eszközárzás általános definíciójából levezetett úgynevezett *user cost* megközelítést, *Darrough* [1983]); nem is beszélve a gyakorlati mérés problémáiról. Noha az utóbbi évtizedekben egy kiemelt jelentőségőnek tartott tartós jószág, a *lakhatás* – konkrétan a saját tulajdonú lakásban élés – árának esetében komoly erőfeszítéseket fordítottak az elméleti fogalom gyakorlati árindexként való megjelenítésére (lásd *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 lakásszolgáltatás költségindexét veszi alapul. Ezt azonban nem a fenti megfontolásoknak megfelelő módon méri, hanem egyszerűen a lakás-karbantartás költségei alapján imputálja.⁷ (A KSH e tétel miatt ellentmondásba is kerül saját definíciójával, amely szerint a fogyasztói árindex a valódi árakon történő *vásárolt* fogyasztás árindexe.)

Az eddigiekben a megélhetésiköltség-index számításának *általános* problémáit tárgyaltuk. Most áttérünk két, Magyarországgal kapcsolatban felmerülő *speciális* kérdéskörre: a hazai fogyasztói árindex számításába be nem vont *önfogyasztás*, illetve a munkaadók vagy az állam által biztosított javak – a *természetbeni juttatások* – problematikájára. Ezek különleges jelentőségét az adja, hogy – a gazdasági fejlődés, illetve állami intézményeket érintő strukturális átalakulás során – olyan változások várhatók, amelyeket egy rosszul definiált fogyasztói árindex könnyen a megélhetési költségek növekedéseket tüntethet fel. A probléma forrása, hogy miközben az önfogyasztás, illetve a természetbeni juttatások a jólét integráns részei, 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 szerepeltetése a megélhetésiköltség-indexben.

⁶ A fogyasztás permanensjövedelem-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 tőkenyereség-tényező értelmezése is csak jól működő másodpiac esetében lehetséges; *információs aszimmetria* melletti kereskedés (úgynevezett *lemons' market*) akadályozza az árinformációk alapul vételét. A tartós cikkek okozta problémákról lásd e cikk reálkamatlábra vonatkozó részét is.

⁷ Az Egyesült Államokban 1983 óta a lakásbérelti 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 jószágához traded-ként viselkedő árindexet rendel hozzá (lásd *MNB* [1999]).

Az úgynevezett *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 szolgáltatás kerül piaci forgalomba, mint a jellemzően háztartási munkára épülő, fejletlen agrárországokban. 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 1995–1996-ban a lakossági fogyasztás mintegy huszadát adta.⁸ Az önfogyasztás *árát* a használdozat-költség (*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 jövedelem- vagy béralapú megállapítása lefelé torzítja a szegényebb régió vagy ország relatív helyzetét. Másképpen fogalmazva: szegényebb országokban az önfogyasztás nagyobb aránya *ugyanakkora pénzéből* magasabb jólét elérését teszi lehetővé, azaz ott alacsonyabb a megélhetési költségek szintje.

A nem vásárolt fogyasztás másik típusát képviselő *természetbeni juttatások* a munkaadó által nyújtott 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 közvetett (fogyasztási és jövedéki), illetve a nettó bérszintet csökkentő közvetlen (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” autohasználat 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 jólétnövelő árcsökkenésként jelenne meg.⁹ 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 jólétváltozás.¹⁰

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 fog-

⁸ A Magyarország Nemzeti Számlái 1995–1996 című KSH [1998] kiadvány 6.2 és 6.5.1 táblái alapján. Az imputált lakásfogyasztástól megtisztítottuk adatainkat: a háztartási szektor nem piaci termeléséből kivontuk az Ingatlanügyek, ... (K jelű) ágazatbeli nem piaci termelést, majd ezt viszonyítottuk a lakosság (hasonlóan korrigált) rendelkezésre álló jövedelméből való fogyasztásához; mind folyó áron.

⁹ Itt felmerül az új jóságok problémája is, hiszen a piacosított szolgáltatás korábban nem szerepelt az indexben.

¹⁰ Adócsökkentés vagy bérnövelés esetében annyit tudunk, hogy *ceteris paribus* a jólét szintje *nem csökken*, hiszen az alkalmazottak a kézhez kapott többletfizetést költhetik piaci keretek között ugyanarra (például autózásra), mint amit eddig természetben kaptak. Ha azonban a munkaadó a munkaadó a nagyobb mennyiség miatt alacsonyabb árakon szerzi be a szóban forgó jóságokat, ez nem feltétlenül teljesül.

lalkoztatás közterheinek esetleges csökkenése átrendezheti a kompenzációt a természetbeni juttatások felől a közvetlen bérjellegű kifizetések felé, amelynek során explicitté válik a munkaadók által biztosított javak addig csak implicit költsége. Az állam visszavonulása pedig – ha az indirekt adók csökkentésével jár – a bruttó árak csökkenését jelentheti.

Elemzésünkéből azt a következtetést vonhatjuk le, hogy a jelenlegi magyar fogyasztói árindex nem megélhetési költség típusú árindex. A hazai fogyasztói árindexet a megélhetésiköltség-indexként való értelmezés érdekében olyan mértékben kellene módosítani, hogy ennek a rendszeres többletráfordítás igénye valószínűleg nem tenné lehetővé a havi gyakoriságú publikálást. Ezt azonban egy „valódi” megélhetésiköltség-mutató esetében nem tekintjük problémának. Makroökonómiai szempontból a megélhetésiköltség-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 megítélésakor nem az árszint havi ingadozását kell alapul vennünk, hanem annak *permanens* komponensét – pontosabban: az erre irányuló *várározásokat*. 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 havonta publikált és később nem felülbírált fogyasztói árindexet helyesebb lenne az *infláció* (azaz a pénztartás) *költségének árindexévé* (lásd a következő fejezetet) 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 szolgálhatnának az eredetileg Laspeyres-indexként publikált megélhetésiköltség-index *revíziójának* az alapjául is. Az árfelírás rendszerében figyelmet kellene fordítani az egyes üzletek, illetve időpontok közti *helyettesítés* kezelésére is, például az árak üzletek és időpontok közti közvetlen összehasonlítása révén.

– Az *új jószágok* minél hamarabb történő bekerüléséről is gondoskodni kellene. Ehhez szükséges az *aktuális* fogyasztási szokások kiegészítő jellegű statisztikai információforrások révén történő nyomon követése (például a nagyobb üzletekben elterjedt vonalkódadatok – *scanner data* –, vagy más „nem hagyományos” *real time* módszerek révén).

– A *minőségi változást* hedonikus regressziók vagy fizikai mennyiségekre való átszámítás révén kellene kezelni. Amennyiben ez folyamatosan csak korlátozottan lehetséges, az árindexet utólag is lehet korrigálni a minőségváltozás hatásával.

– A *tartós fogyasztási cikkeket* érdemes lenne vagy kivenni az árindexből, vagy árukat az elméleti szempontoknak megfelelően a bérleti árak alapján (*rental equivalence*) imputálni. Ez valószínűleg csak a lakhatás esetében lehetséges. Ahol van jól működő másodpiac, esetleg ki lehet próbálni a *user costs* megközelítést is (például gépkocsik). Mivel ezekkel a lehetőségekkel szemben szkeptikusak vagyunk, megfontolandónak tartjuk a tartós cikkek megélhetésiköltség-indexből való kizárását.

– A megélhetésiköltség-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.

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 százalék); továbbá nem tartalmaz olyan tételeket, amelyek viszont jelentenek pénzbeli kiadást (például használt cikkek, tőkejavak). Továbbá a fogyasztási kiadási súlyok használata nem feltétlenül tükrözi a relatív készpénztartási igényeket (vagy az egyes jószágok pénzkadási szempontból releváns más tulajdonságait). Későbbi következtetéseink szempontjából nem mellékes, hogy a fogyasztói árindex a pénztartás költségét mérő indexként való értelmezése közel áll az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat által a 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.) az árindexe, másfelől az infláció gazdasági szereplőkre, azon belül is a háztartásokra – a pénztartáshoz kapcsolódóan – gyakorolt hatásának a mutatója (8. o.).¹¹

Vizsgáljuk meg, mit jelent ez a definíció a gyakorlatban, azaz mely árak és milyen indexformában való aggregálása felel meg a fenti követelményeknek! A „*mely árak*” kérdése az egyszerűbb: a mennyiségi pénzelmélet szerint az árindexnek fel kell ölelnie minden olyan árat, amely monetáris (készpénzen történő) tranzakciókhoz kapcsolható,¹² de csak azokat. A vásárolt *fogyasztáson* kívül ez magában foglalhatja a mind lakossági és vállalati *beruházási* kiadásokat, mind a vállalatok *nyersanyag- és termelésítényező-vásárlásait*, azaz a termelői árak mellett a munkabéreket és a kamatokat. Továbbmenve: a beruházási javak esetében – a megélhetésköltség-indexektől eltérően – maguk a vételi árak kerülnének az árindexbe, nem a tőkejóság által biztosított szolgáltatások imputált árindexe.¹³ 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 fogyasztóiár-statisztika rendszerén belül maradó tanulmányunknak, a nemzetközi gyakorlatban találunk erre példát.¹⁴ 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* árindexszé súlyozásának elveit is. Itt az okoz problémát, hogy az eddig bemutatott elméleti szempontok különböző statisztikai feltevésekkel párosulva eltérő konkrét indexformulára vezetnek, amelyek között nehéz *a priori* alapon választani. Természetesen ragaszkodhatunk az egyedi árak *lakossági kiadási szerkezet* alapján való súlyozáshoz, ez azonban csak komoly megszorításokkal vezethető le elméleti szempontjainkból, hiszen nem biztos, hogy a kiadási súlyok tükrözik a jószágok relatív készpénzigé-

¹¹ Ezzel indokolják a tényleges pénzbeli kiadást nem jelentő imputált tételek – mint a saját tulajdonú lakásban lakás árindexe – HICP-ből való kizárását.

¹² Ez természetesen függ a „pénz” definíciójától.

¹³ Általában a megélhetésköltség-indexszel ellentétben, a monetáris árindex esetében nincs szükség a mikroökonómiai haszonmaximalizálás korábban bemutatott szellemét követve bármiféle implicit (pontosabban: árnyék-) árak figyelembevételére (azaz imputálására) – itt csak a pénzbeli tranzakciók az érdekesek, hiszen ezekből fakad az infláció okozta jóléti veszteség.

¹⁴ A *telfeskörűsége* 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).

nyességét. 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 „cipőtalpköltség” típusú¹⁵ jóléti veszteség forrása, kézenfekvő az *egyedi árak relatív készpénzigényességgel való súlyozott átlagát venni*. Ekkor a napi folyó fogyasztásunkhoz tartozó, 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 (például lakás, autó) nagyobb súlyt kapnának, mint a banki átutalással vagy hitelből kifizethető vásárolt jóságok. A *nem vásárolt fogyasztás* tételei automatikusan zéró súlyt kapnának, hiszen esetükben a fogyasztásnak egyáltalán nincs készpénzigénye. *Ez az elv testesül meg az Eurostat által számolt HICP esetében a készpénzt nem igénylő tranzakciók – a nem vásárolt fogyasztás imputált tételei – árárból való kizárásában*. A gyakorlatban a relatív készpénzigényesség azonban nehezen operacionalizálható és mérhető dolog, ezért nem oldható meg a pénztartás költségességének szó szerinti értelmezéséből kiinduló konkrét súlyrendszer levezetése.

Három lehetőség adódik a monetáris kiadási index mintájába tartozó egyedi árindexek aggregálására (részletesen lásd *Ferenczi–Valkovszky–Vincze [2000]*). Egyfelől használhatjuk a Laspeyres-formulában a *háztartási kiadási szerkezetből adódó súlyokat*. E módszer mellett ugyan nem hozható fel elvi érv, de ellene sem szól semmi, hiszen a *megélhetési-költség-indexeknél tárgyalt torzítások itt nem relevánsak*, mivel itt nem indirekt hasznossági szintből indulunk ki. A második lehetőség, a *relatív varianciákkal való súlyozás* az egyedi árváltozásokban az általános komponens azonosításának szükségességén alapul. A harmadik esetben, a *Jevons-féle súlyozatlan árindex* használatával – amikor is tehát minden áru és szolgáltatás árváltozása azonos jelentőséggel bír – a kiadási súlyozás „*feleslegességét*”, illetve az inflációs jel (*signal*) erőssége alapján történő súlyozás esetlegességét ismernék be.

A *súlyozás* tekintetében nehéz a három módszert rangsorolni (lásd a *Függelékben* az *F1. ábrát* és ugyanott az *F1. és F2. 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 *varianciaalapú súlyozást* a hó/hó vagy a 12 havi árindexekre egyaránt értelmezhetjük.¹⁶ A *12 havi indexek* alapulvétele mellett szól az, hogy ez az inflációs folyamatok szokásos szezonalitássimító filtere, így hagyományosan azokat az árakat tekintjük problémásnak, amelyek a 12 havi filter után is „túlzottan” hektikusak (azaz nincs, vagy nem stabil a szezonalitásuk). A *F1. táblázatból* az is látható, hogy a *hó/hó indexek* variabilitása alapján való súlyozás jellemzően a tartós fogyasztási cikkeknek ad – a kiadási szerkezethez képest – nagy súlyt, amelyek inflációs üteme tartósan az átlag alatti volt. A hó/hó indexek alapján számított 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 „legsimábbnak” a 12 havi indexekre alapozott inverzvariancia-alapú súlyozásokat tekinthetjük: ezek standard hibája, illetve terjedelműmutatói jóval a többi alatt maradnak. A különféle súlyozási lehetőségek közti választáshoz természetesen először is definiálnunk kellene, hogy statisztikai értelemben mit várunk egy „jó” inflációs mutatótól, azaz meg kellene határoznunk azt a releváns *veszteségfüggvényt*, amit az alternatív megoldások közti választás során minimalizálunk.

¹⁵ A kifejezés a gyakori bankba járásra utal.

¹⁶ A varianciaalapú súlyozást a logaritmikus árváltozásokra számtani átlagként írjuk fel, ami az eredeti adatok geometriai súlyozásával ekvivalens.

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 figyelembevétele, vagyis az önkormányzati bérleti díjak mellett a *piaci lakásbérleti díjak*, illetve a *lakóingatlan-árak* szerepeltetése az árindexben,¹⁷

- 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* (például kötvény-, részvényjegyzés, biztosítás stb.) szerepeltetése is;

- természetesen szükséges lenne az újnak számító(?), eddig meg nem figyelt jóságok árstatisztikába építése (számítógép, modern kommunikációs eszközök stb.).

Fenti javaslataink többsége a jelenlegi fogyasztóiár-statisztikához képest csak minimális, illetve egyszeri változtatást jelentene. A KSH által havonta publikált fogyasztói árindex egyszerre hordozza egy megélhetésköltség-index és egy monetáris kiadási árindex jegyeit. Ezt viszonylag kis erőfeszítéssel 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 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 megfelelné az Európai Unióban bevezetett HICP elveinek is, azaz ilyen értelemben része a hazai intézményrendszer harmonizációs kötelezettségeinek.¹⁸

Reálkamat-számításhoz használt árindex

Egy elég általánosan elfogadott nézet szerint a központi bankok inflációt befolyásoló tevékenysége jelentős részben abból áll, hogy a várható reálkamatlábakat és ezen keresztül a „kibocsátási rést” befolyásolják. A reálkamatláb – legalábbis a megtakarítási döntéseket meghozó fogyasztó szemszögéből nézve – valójában egy relatív ár, a jelenlegi fogyasztás ára jövőbeli fogyasztásban mérve. Mint minden relatívár-változás esetében, helyettesítési és jövedelmi hatást különböztethetünk meg. Az elsőn azt értjük, hogy a reálkamat (relatív ár) változása 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 hatáson a hozam – fogyasztási javakban kifejezett – változásának a (reál)vagyon változásán keresztüli jövedelmi, valamint 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

¹⁷ 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 *válaszadás arányát* is rontja. A kérdés valójában az, hogy a romló válaszadás módosítaná-e a többi változó *eloszlását*, ami csak empirikusan dönthető el.

¹⁸ A jelenlegi hazai fogyasztói árindex és a HICP közti különbségekről – a harmonizáció szempontjából – lásd a Statisztikai Szemle 1999. 7. számában található szimpózium cikkeit.

a fogyasztók nettó adósok. A jövedelmi hatás vizsgálatához a döntéshozó időhorizontjának és a költségvetési politika hatásainak (vö. ricardói ekvivalencia kérdésköre) ismeretére lenne szükségünk. A monetáris politikai irodalom szokásaival megegyezően figyelmünket a következőkben a reálkamat *helyettesítési* hatására összpontosítjuk.

Hagyományos makromodellek egy aggregált jöszágot, illetve nemzetközi makromodellek esetenként két jöszágot tartalmaznak. Utóbbi esetben is a két jöszágot valamilyen lineáris homogén függvénnyel aggregálják egy intratemporális hasznossági függvénnyé, ami lehetővé teszi, hogy az aggregátumot egyetlen jöszággént 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 Magyarországra, akkor az egyes áruk „*saját*” várható reálkamatlábai eltérnek. Ez a tény problémássá teszi a fenti egyszerű modell kategóriáinak operacionalizálását. Még ha meg is tartjuk az elsőfokú homogenitási feltevést, a „helyes” reálkamatláb akkor sem esik egybe a kiadási súlyokkal definiált CPI (fogyasztói árindex) aggregátum alapján számítottal. Nem követnénk el nagy hibát, ha egy állandó helyettesítési rugalmasságú (CES) termelésfüggvény-aggregátum jól közelítené a hasznossági függvényt. Ugyanakkor „introspekciónk” azt sugja, hogy ez valószínűleg nem teljesül, hiszen a helyettesítési hatás erőssége az intertemporális helyettesítési rugalmasságtól függ, ami kevéssé valószínű, hogy homogén az egyes jöszákok között. (Vajon a jövő havi melegvíz árának változtatása ugyanolyan jelentős befolyással van-e a mai zuhanyozás iránti keresletre, mint a repülőjegyárak 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 (fogyasztói árindexhez 160-as csoportosítás) reménytelen vállalkozásnak tűnik. Ha azonban sikerül a fogyasztást megfelelően homogén klaszterekre bontanunk, és

- e 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, legalábbis az egyes klaszterek vonatkozásában, a maguk várakozásait), továbbá
- az egyes klaszterek az abba tartozó javak intertemporális helyettesítési rugalmasságát nézve is megfelelően homogének tekinthetők, akkor

van esélyünk arra, hogy e klasztereken belül a fogyasztási szerkezet alapján súlyozva, az egyes klasztereket azonban a (becsült) helyettesítési rugalmasság alapján (is) aggregálva egy, a fogyasztói árindexnél jobb minőségű reálkamat-mutatót generáló árindexet kapunk. A klaszterekre vonatkozó *árvárakozásokat* természetesen utólag sem ismerjük, azonban kísérletezhetünk a szuperracionalitási feltevéssel, vagyis a megfelelő idősorok birtokában megpróbálhatjuk a várakozásokat a később bekövetkezett árváltozásokkal közelíteni.¹⁹

¹⁹ 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.

A kérdés ezek után az, hogy ki lehet-e alakítani egy olyan árindexet, amely jól tükrözi a különböző helyettesítési rugalmasságokat. Kiindulásunk a Houthakker-féle addilog hasznossági függvény.

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

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

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

hasznossági funkcionált maximalizálja.

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 vagyoni határhaszna.

A Lagrange-multiplikátorra igaz a következő differenciaegyenlet:

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

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.

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

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

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:

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

Ha feltesszük, hogy minden jószágra létezik egy g_i faktor, amely – lineáris módon – megadja az adott jószág fogyasztásváltozásának hatását az összes keresletben, akkor az aggregált hatást a következőképpen írhatjuk:

$$\sum_i g \Delta c_i = \sum_i \frac{g_i}{\sigma_i} [\iota(t_b, t_e) + \tau \beta - \Delta p_i]. \quad (8)$$

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 $1/\sigma_i$ paramétereiket. Legyen 0 a bázisév, amikor minden egyedi árindex 1 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:

$$W_i = \frac{PC_i}{S}, \quad (10)$$

ahol S az összes lakossági fogyasztási kiadás.

A (10) egyenlet logaritmikus 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 jobb oldalból 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 rövid távú 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.²⁰ A klaszterfelosztás és a számítások részletes leírása megtalálható *Ferenczi–Valkovszky–Vincze* [2000]-ben, itt csak a következtetéseket foglaljuk össze.

A reálkamat-számítással kapcsolatos vizsgálódásunk végeredménye az *F2. ábrán* látható, ahol a háromhónapos állampapírhozamokkal számoltunk reálkamatot két változatban: az eredeti fogyasztói árindexszel és az általunk javasolt módszer alapján átsúlyozott árindexszel. (Mindkét esetben előretekintést és tökéletes előrelátást tételeztünk fel.) Mivel mind a fogyasztói árindex, mind pedig az általunk kidolgozott árindex havi szinten erős szezonalitást mutat, míg a kamatokról nem feltételezünk hasonlót, így a számítás során először igazítottuk (külön-külön) a fogyasztói árindexet, illetve a reálkamatláb szempontjából relevánsnak tekintett árindex idősorát, majd ezeket viszonyítottuk a kamatadatokhoz.

Az *F2. ábra* egyik érdekessége az, hogy a módosított reálkamatok szinte mindig alacsonyabbak, mint a fogyasztói árindexszel 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 fogyasztói árindexszel 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 figyelembevétel, illetve a súlyozás problematikája további kutatást igényel. A számítások elég világosan igazolják, hogy a szokásos

²⁰ 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.

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 jóságok „kettős természetét”. Ezek elhagyása ugyanakkor jelentős torzításhoz vezethet. A F3. 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 okoz 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 időzítésére* 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 figyelembevétel nélkül – még a differenciált (esetünkben addilog) hasznosság-függvény alkalmazása esetén is figyelmen kívül hagy egy igen jelentős – ha ugyan nem a *meghatározó* – tényezőt.

Ez a fejezet, illetve a vázolt módszer elsősorban a reálkammattal kapcsolatos problémák érzékeltetését szolgálja. A vizsgálódás melléktermékeként azonban megfontolandónak tartjuk, hogy a fogyasztói árindex súlyait a KSH ne évente változtassa, hanem valamilyen képpen simítsa azokat.

Belső reálárfolyam számítása a dezaggregált fogyasztói árindexből

Elméleti, de empirikus munkákban is fontos szerepe van a hazai *non-tradable/tradable* relatív árak, vagy más szóval az úgynevezett *belső reálárfolyamnak* (lásd Kovács–Simon (1998)). A *belső reálárfolyam* nem két különböző ország termékének relatív árát adja meg, vagyis nem is tekinthető a szó szoros értelmében reálárfolyamnak.

Ha a különbözőképpen számított reálárfolyam-indexeket a nemzetközi versenyképesség, illetve valamiféle valutapiaci nyomás indikátorának tekintjük, akkor azt mondhatjuk, hogy a *belső reálárfolyam* az indikátor indikátora. Bizonyos feltevések mellett ugyanis a *belső reálárfolyam* – amely kizárólag belföldi árból 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. A következőkben a *belső reálárfolyamnak* olyan alternatív számítási eljárását közöljük, 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. E regressziók eredményéből az idézett tanulmányban csupán annyit használtunk fel, 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) ár-folyamfüggő, 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 az árrés (*markup*) szorzata. Logaritmusokban felírva:

$$p_i = \mu_i + mc_i, \quad (12)$$

ahol *p* az ár, *μ* az árrés, és *mc* a határkölség (természetes alapú) logaritmus.

Az árrés az „*érzékelt*” 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 az árrés veszi fel a kereslet minden ingadozását.

A határkölséggfüggvény a termelési függvényre vonatkozó feltevéseinktől függ. A továbbiakban a (13) loglineáris közelítéssel élünk:

$$mc_i = \theta_i + \varepsilon_i e + \omega_i w, \quad (13)$$

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. Meg kell jegyeznünk, hogy zárt gazdaságokban gyakran használnak hasonló formulát, ahol vagy csak a bért szerepeltetik, vagy a bér mellett a tőkekölséget. Az utóbbi azonban nem része a határkölségnek, amennyiben feltesszük, hogy a tőkeállomány rövid távon predeterminált.

Amennyiben egy termelő exportra is termel, és a külpiacon 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* jószágnak. Fogyasztói cikkek és szolgáltatások természetesen szinte sohasem tisztán *tradable* termékek, hiszen – már csak a szállítási költségek miatt is – az áruarbitrázs-nak 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 kínálatú árukra, amelyek áringadozásai nagymértékben az árrés ingadozásoként jelenhetnek meg.

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

$$\varepsilon_i' + \omega_i' = 1 \quad (14)$$

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

$$\Delta p_i = \sum_{i=1}^K w_i (\varepsilon_i' + \omega_i') \Delta p_{ii}. \quad (15)$$

Ebből képezhetünk egy relatív *tradable/non-tradable* árindexet (reálárfolyam-indexet) a következőképpen:

$$\Delta reer_t = \sum_{i=1}^K (w_i \varepsilon_i' \Delta p_{ii} - w_i \omega_i' \Delta p_{ii}) = \sum_{i=1}^K (w_i \varepsilon_i' - w_i \omega_i') \Delta p_{ii}. \quad (16)$$

A (13) egyenletet a differenciákban és a szintekben becsültük dinamikus regresszióként, amiből meghatároztuk a két független változó hosszú távú paramétereit. A becslést mindkét esetben (havi) szezonális dummykkal és dummyk nélkül is elvégeztük, összesen tehát a paraméterekre 4-4 becsléssel rendelkezünk. Az inszignifikáns, illetve az egymásnak ellentmondó becsléseket egy paraméterezhető szelekciós procedúra során elhagytuk. A technikai részletek leírása *Ferenczi-Valkovszky-Vincze* [2000]-ben olvasható.

Az F4. ábrán az adott szelekciós paraméterek mellett használhatónak mutatkozó alapadatsorokból általunk számított *tradeable*, illetve *non-tradeable* árak logaritmikus szintje mellett a bent maradó (el nem hagyott) csoportokból az eredeti súlyokkal számított árszintet (INs) is használjuk.

$$\Delta p_{tr} = \sum_{i=1}^K w_i \varepsilon_i \Delta p_{it}; \Delta p_{ntr} = \sum_{i=1}^K w_i \omega_i \Delta p_{it}; \Delta p_{INs} = \sum_{i=1}^K w_i \Delta p_{it}. \quad (17)$$

A F4. ábra az MNB-ben „forgalomban lévő” – *fogyasztói árindex és ULC*²¹ alapú – reálárfolyamokat, illetve a kosárvalutában kifejezett (szezónálisan igazított) bérszintet veti össze az általunk számított *belső reálárfolyammal*. Az F4. ábrán látható, hogy a belső reálárfolyam – a „dollárbérhez” hasonlóan, és a fogyasztói árindexszel számítottal ellentétben – jól mutatja az 1992 és 1995 közötti reálfelértékelődést, illetve a Bokros-csomag kapcsán bekövetkező korrekciót. Az 1995-ös kiigazítást követő rezsimben viszont a belső reálárfolyam nem jeleníti meg a béradatok által jelzett „felértékelődést”, ami alátámasztja azt a nézetet, hogy a devizában kifejezett bérek növekményét fedezi a termelékenységi 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 idő-sorában. Minthogy a reálárfolyamot a belső relatív árak alapján számítják, az általunk előállított mutató késleltetve és integrálva (tompítva) jeleníti meg a külgazdasági és a monetáris fundamentumok ingadozásait.

Ebben a fejezetben egy kísérletet írtunk le. Célunk egy olyan belső reálárfolyam index – kétségtelenül heurisztikus alapokon történő – konstruálása volt, amely jó proxy-ja lehet „igazi” reálárfolyam indexeknek, mely utóbbiakat akár a versenyképesség, akár a valutapiaci nyomás vizsgálatára használhatunk.

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 maginfláción különböző szerzők hasonló tulajdonságú, ám fogalmilag megkülönböztethető dolgokat értenek. Az egyik fajta nézet szerint a maginfláció 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 „modell” 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.

A következőkben tehát a maginflációt nem úgy fogjuk fel, mint ami egyértelműen létezik, vagyis nem tulajdonítunk neki önálló (közgazdasági) tartalmat, hanem azt keressük: mit jelent az, hogy a maginflációs index hasznos információt szolgáltat a monetáris politikáról a monetáris politika sikerességének érdekében. A Valkovszky–Vincze [2000] tanulmány négy kritérium alapján hasonlított össze maginfláció „jelölteket”: a mutató

²¹ ULC: fajlagos bérköltségindex.

szórását, kointegráltságát a fogyasztói árindekszel, az infláció egy bizonyos módon definiált trendjének jó nyomon követését, valamint az inflációra vonatkozó (statisztikai) előrejelzés javításának képességét. Ezek az irodalomban bevett kritériumok, de célszerű alaposabban is megfontolni, hogy mi az értelmük akkor, ha a maginflációs mutató várakozásokat pontosító szerepét helyezzük előtérbe. *Ferenczi-Valkovszky-Vincze* [2000] a fenti kritériumok jelentőségének szemléltetésére egyszerű modellt dolgozott ki. Az elemzés számunkra fontos eredményei a következő állításokban összegezhetők. 1. Az előrejelzéshez a magánszektor számára elégséges azt a statisztikát figyelembe venni, ami a magánszektor legjobb becslése arról a változóról, ami alapján a központi bank meghatározza a pénzkínálatot. 2. A magárindex úgy interpretálható, mint az átmeneti kínálati sokktól, amennyire lehet, megtisztított árindex. 3. Az információ hibájának csökkenése csökkenti az árak varianciáját.

Intuíciónknak megfelelően a megfigyelési hiba szórása növeli az árak szórását, tehát az a jobb információ változó, amely pontosabban közelíti a tényleges kondicionáló változót, és így a monetáris politikai döntést is. Ez nem jelenti szükségképpen azt, hogy a maginfláció szórásának kisebbnek kell lennie, mint az infláció szórásának, habár ez teljesül, amennyiben az átmeneti kínálati sokk szórása lényegesen nagyobb, mint a permanens komponens szórása. A szóráskritérium viszont plauzibilis, ha különböző maginfláció-jelölteket akarunk összevetni.

A jó maginfláció tehát 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 inflációtrend-követési kritériumok különböző típusú jegybankok számára lehetnek lényegesek. 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 megkövetelt azon tulajdonság, hogy segítsen 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 árindeksben. Semmi. Azonban mint Fed alelnök nem mondhattam ugyanezt a válaszra váró újságíróknak.” A havi fogyasztói árindeks fontos, mivel mindenki fontosnak tartja. A központi bankoktól azt várják, hogy reagáljanak az új információkra, és ezért reagálniuk is kell. Még ha úgy gondolják is, hogy ez ésszerűtlen, irreális lenne a „piactól” azt feltételezni, hogy türelmesen vár 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. A következőkben 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 ha tudna is. Ezért célszerűnek látszik olyan maginflációs mutatót választani, amelyből ezek ki vannak zárva. Ugyanakkor az élelmiszerpiacok működése országoként különbözhet. Bizonyos országokban ezek a „kínálati” sokkok gyakoriak és szignifikánsan változtatják a fogyasztói árindexet, míg más országokban vélhetően csekély a jelentőségük. Az utóbbi esetben jó érvek szólhatnak amellett, hogy jobb nem bolygatni miattuk az árindexet.

2. *Az adók változása.* Itt az eldöntendő kérdés az, hogy az illető adóváltozás a piacok jellegéből adódóan mennyire okoz tartós változásokat az inflációban, illetve az, hogy vajon a monetáris politikai – preferenciarendezése és a gazdaságról való elképzelései alapján – az adóváltozásból adódó reálortizást korrigálandónak véli-e. Például a bérterhek növelése vélhetően növeli az inflációt, és nem csak egészen rövid távon. Ez az inflációért aggódo monetáris politikai számára azt jelenti, hogy meg kell fontolnia a „szigorítás” lehetőségét. Ugyanakkor a szigorítás a profitabilitás közvetlen csökkenését még fokozhatja, és a gazdaságot recesszió felé viheti. A reálcélokot 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 politikai 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 az 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 leginkább kérészerű sokkot is tartóssá és fontossá tehetik.

Összefoglalás – gazdaságpolitikai következtetések

A fogyasztói árindexek mára számos gyakorlati funkciót is betöltenek: törvények, illetve államközi egyezmények feltételeiben szerepelnek (ilyen lesz Magyarország számára a maastrichti egyezmény). A maastrichti kritériumok teljesítése belátható időn belül lényeges gazdaságpolitikai kérdés lesz Magyarországon. A fogyasztói árindexszel mért inflációs konvergencia e kritériumok közé tartozik, tehát ebből a szempontból sem elhanyagolható a fogyasztói árindex mérésének szerepe.

Kiindulásképpen tegyük fel, hogy az EMU-hoz (Gazdasági és Monetáris Unióhoz) való csatlakozás érdekében a kritériumokat teljesíteni kívánjuk. A jelenlegi trendek folytatódása esetén az árfolyam-stabilitás és az inflációs konvergencia nem teljesülnének szimultán a fogyasztói árindex alapú reálárfolyam-felértékelődés mellett: vagyis stabil árfolyam mellett a magyar fogyasztói árindex az engedélyezettől jobban meghaladná az eurózóna inflációját. Alapvetően két lehetőség adódna: 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 korántsem 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 elsősorban attól függ, hogy úgy véljük-e: a kritériumok nem teljesítése lényeges problémát jelent-e akár Magyarországon, akár az unió stabilitása szempontjából. Amennyiben az extrainfláció, azaz az árfolyamváltozásnál nagyobb infláció a Balassa–Samuelson-hatás és/vagy az árszínvonal alul-, illetve az infláció felülbecslésének következménye, akkor azt mondhatjuk, hogy a nem teljesülés lényegtelen.²² Számos érv hozható amellett, hogy mind a két hatás érvényesül. Tanulmányunkban 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 lehet Magyarországon, mint az Egyesült Államokban, ahol a Boskin-bizottság jelentése 2-3 százalékos infláció mellett mintegy 1 százalékos felfelé torzítást talált. Úgy vélhetjük tehát, hogy amennyiben egy „jó” megélhetésköltség-indexet alkothatunk a jelenlegi fogyasztói árindexből, az részben megoldhatja, illetve eldöntheti a problémát. Ha az eredmény számunkra pozitív, az több százalékos inflációs „nyereséget” jelenthetne, és meggátolná azt, hogy vagy fölöslegesen elhalasztódjon a monetáris unióhoz való csatlakozásunk, vagy hogy ennek érdekében valamely más (költséges) beavatkozást kelljen választanunk.

Azt is megállapítottuk azonban, hogy a hazai fogyasztói árindex „tisztá” megélhetési költségként való értelmezése több okból sem elfogadható, és nem is tehető egykönnyen ilyen mutatóvá. Noha a hazai fogyasztói árindex közvetlenül „monetáris” árindexként sem értelmezhető, kisebb, a mintáját érintő változtatásokkal – és megfelelő súlyozást alkalmazva – ilyenné változtatható. Javaslataink többsége a jelenlegi fogyasztói árstatistikához képest csak minimális, illetve egyszeri változtatást jelentene. Nem utolsósorban 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 intézményrendszerrel érintő harmonizációs kötelezettségeinek. Kérdés 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 nyilvánított szándéka – az infláció költségeinek méréséhez alkalmas árindex legyen – mellett más, megélhetési költség típusú megfontolásoknak is helyet ad. Ezért a HICP-módszertan szellemének nem mondana ellent az, ha átalakítanánk a hazai fogyasztói árindex (hazai HICP-) módszertant úgy, hogy az az eddigieknél jobban kövesse a megélhetési költségek változását. Az Eurostat idevágó direktívái nem tartalmaznak szoros módszertani megkötéseket, s az EU nyilvánvalóan elismeri a nemzeti statisztikai hivatalok önállóságát a minőségi változások stb. hatása számbavételének (konkrét) módzatai vonatkozásában.²³

²² A Balassa–Samuelson-hatás magyarországi érvényességét vizsgálta eltérő módszerekkel: Kovács–Simon [1998] és Jakab–Kovács [1999].

²³ Bizonyos egyszerű manipulációk explicite meg vannak tiltva. Például, a minőségváltozás 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. Szeretnénk hangsúlyozni, hogy a széles értelemben vett minőségi változások helyes figyelembevételét az árindexben a maastrichti kritériumok kérdésétől függetlenül is fontosnak tartjuk. Javaslataink nem tekinthe-

Ugyanakkor azt is megállapítottuk, hogy a jelenlegi fogyasztói árindexet nem használhatjuk megélhetésiköltség-indexként, és szükség lenne egy ettől eltérő, ritkában publikált megélhetésiköltség-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 a jóléti kiadások indexálására, illetve a bértárgyalások „céljaira”, mint a havonta publikált fogyasztói árindexből 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 olyan intézmény, amely számára két fogyasztói árindex léte bizonyos kihívást jelentene a monetáris politikai célok és eszközök meghatározásánál.

A többi javaslatunk nem a rendszeresen publikált fogyasztói árindexek, hanem a dezaggregált fogyasztói árakból kialakított, *elemzési célokra használt* indikátorok előállítására irányult. Létrehoztunk speciálisan súlyozott reálkamat-számításra alkalmas árindexet. Megállapítottuk, hogy a tartós jószágok iránti kereslet speciális megfontolásokat igényel. Bemutattuk a belső reálárfolyam fogyasztói árakon alapuló, „adatfüggő” indexét. További kutatást igényel annak vizsgálata, hogy ez az index megmagyarázza-e más (hagyományos) reálárfolyam-mutatók hibáit, illetve képes-e előre jelezni valamilyen valutapiaci nyomást. Rámutattunk arra, hogy milyen megfontolásoknak kell a maginflációs mutatók megválasztásában érvényesülniük. A maginflációs indexről úgy gondoljuk, hogy valódi funkciója az, hogy a monetáris politikáról azáltal nyújt információt, hogy a „reagálásra érdemes” árinformációkat tartalmazza, és konstruálásakor elsősorban ezt az alapelvet kell figyelembe venni.²⁴ Ez utóbbi megfontolások, valamint a megélhetésiköltség-indexekről elmondottak egyaránt azt sugallják, hogy a jelenlegi szokással ellentétben a fogyasztói árstatisztikában nagyobb hangsúlyt kellene helyezni a havinál kisebb gyakorisággal számolt árindexekre.

Hivatkozások

- BLINDER, A. S. [1997]: Commentary. FED of St. Louis Review, május-június.
- BOSKIN, M. J.–DULBERGER, E. R.–GORDON, R. J.–GRILICHES, Z.–JORGENSEN D. W. [1998]: Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living. *Journal of Economic Perspectives*, 12. téli szám.
- DARROUGH, M. N. [1983]: The Treatment of Housing in a Cost-of-Living Index: Rental Equivalence and User Cost. Megjelent: *Diewert, W. E.–Montmarquette (szerk.): Price Level Measurement*. Statistics Canada, Ottawa.
- DIEWERT, W. E. [1998]: Index Number Issues in the CPI. *Journal of Economic Perspectives*, 12. téli szám.
- EC [1998]: On Harmonization of Consumer Price Indices in the European Union. Report from the Commission to the Council, COM(1998) 104, Brüsszel.
- FRIEDMAN, M. [1969]: The Optimum Quantity of Money. Megjelent: *Friedman, M.: The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Aldine, Chicago, Illinois.
- HALL, R. E. [1978]: Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86: december.

tők „felhívásnak manipulációra”, amelyet holmi „machiavellista” 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.

²⁴ Mivel ez nem alapstatisztika, maginflációs indexet bármely (magán- vagy köz-) intézmény számolhat és publikálhat.

- HÜTTL ANTÓNIA–SURÁNYI BÁLINT–VITA LÁSZLÓ [1998]: A gazdasági növekedés és fejlettség paradoxona a kelet-közép-európai átmenetben. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz.
- JAKAB ZOLTÁN–KOVÁCS MIHÁLY ANDRÁS [1999]: A reálárfolyam ingadozások főbb meghatározói Magyarországon. *MNB Füzetek*, 46. sz.
- KOVÁCS MIHÁLY ANDRÁS–SIMON ANDRÁS [1998]: A reálárfolyam összetevői. *MNB Füzetek*, 3. sz.
- KSH [1992]: Fogyasztói árstatisztika: A megújított fogyasztói árstatisztikai rendszer. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [1998]: Fogyasztói árindexek 1997. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH [1998]: Magyarország Nemzeti Számlái 1995–1996. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- MNB [1999]: Inflációs jelentés, 1999. december. Magyar Nemzeti Bank, Budapest.
- MOULTON, B. R. [1996]: Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? *Journal of Economic Perspectives*, 10. őszi szám.
- NORDHAUS, W. D. [1998]: Quality Change in Price Indexes. *Journal of Economic Perspectives*, 12. téli szám.
- OBSTFELD, M.–ROGOFF, K. [1996]: *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge MA.
- REED, S. B.–STEWART, K. J. [1999]: Consumer Price Index research series using current methods 1978-98. *Monthly Labor Review*, június.
- SCHILLER, R. J. [1997]: Why Do People Dislike Inflation? Megjelent: *Romer, C. D. – Romer, D. H.* (szerk.): *Reducing Inflation. Motivation and Strategy*, NBER, University of Chicago Press, Chicago.
- VALKOVSKY SÁNDOR–VINCZE JÁNOS [2000]: Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary. *MNB Füzetek*, 2. sz. február

Függelék

F1. táblázat

A különféle súlyozású árindexek és a hivatalos fogyasztói árindex leíró statisztikái*
(1992–1999)

Megnevezés	Hivatalos árindexek		Súlyozatlan (Jevons)	Inverzvariancia-alapú súlyozás exogén			
	fogyasztói árindex (CPI)	MNB core		hó/hó	12 havi	hó/hó	12 havi
Átlag	20,0	19,7	19,2	16,6	19,0	17,4	17,1
Standard hiba	5,90	5,60	5,90	5,50	4,70	5,60	4,40
Terjedelem	22,3	20,3	21,1	19,7	19,7	21,0	17,8
Mínimum	8,90	8,70	7,70	6,70	9,30	7,00	7,90
Maximum	31,2	29,0	28,8	26,4	29,0	28,0	25,7

* Mindig 12 havi, százalékpontban kifejezett inflációs ütemek alapján.

F2. táblázat

A különféle súlyozás által kialakult tíz legnagyobb és tíz legkisebb súlyú csoport

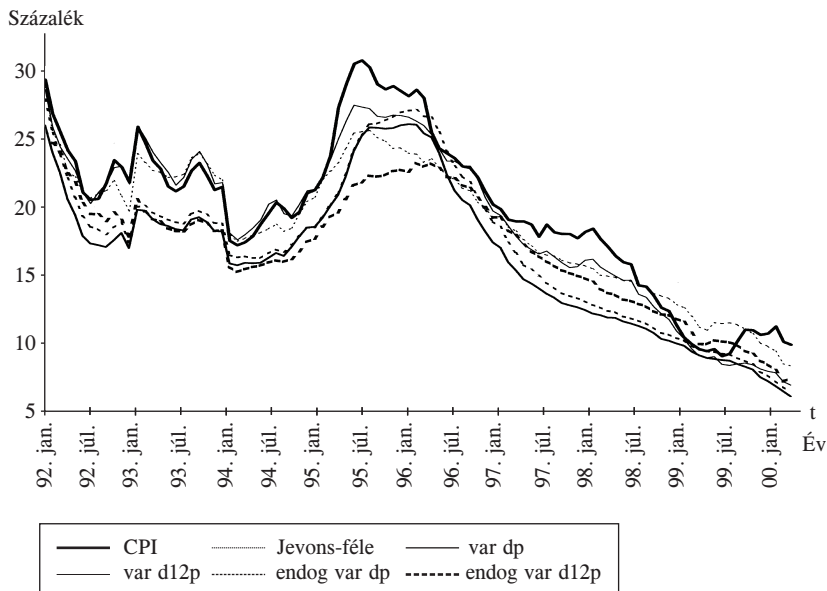
Sor- szám	Kiadási alapú súlyrendszer* (KSH hivatalos)		Varianciaalapú súlyrendszer**			
	csoport	súly (%)	hó/hó indexek szerint		12 havi indexek szerint	
			csoport	súly (%)	csoport	súly (%)
<i>Legnagyobb súlyú</i>						
1.	saját tulajdonú lakások	5,9	belföldi üdülés (nem beutalás)	5,9	lakásfelszerelés, -alkatrész	3,9
2.	üzemanyag	4,9	eszpresszókávé	3,5	kerékpár	2,7
3.	elektromos energia	3,0	férfiöltöny	2,5	videókazetta, fejhallgató	2,7
4.	telefonálás	3,0	cukrászáru	2,1	videó, magnó, lemezjátszó	2,6
5.	sör	2,8	férfinadrág, -zakó	1,8	testápolási cikkek	2,6
6.	dohányáruk	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	lakásjavítási, karbantartási cikkek	2,1
10.	gyógyszer	1,8	ruhajavítás, -készítés	1,6	mosó- és tisztítószer	2,1
<i>Legkisebb súlyú</i>						
1.	halkonzerv	0,1	rizs stb,	0,1	szerencsejáték	0,0
2.	takarítás, mosatás	0,1	gyógyszer	0,1	utazás munkahelyre, iskola	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 baromfisziradék	0,0
5.	férfiharisnya, -zokni	0,0	hal	0,0	helyi tömegközlekedés	0,0
6.	motorkerékpár	0,0	sertéshús	0,0	virág, dísznövény	0,0
7.	gyermekfehérnemű	0,0	friss zöldség, főzelék	0,0	tojás	0,0
8.	rádió	0,0	liszt, dara	0,0	friss gyümölcs	0,0
9.	egyéb szövet	0,0	sertés- és baromfisziradék	0,0	friss zöldség, főzelék	0,0
10.	gyermekharisnya, -zokni	0,0	burgonya	0,0	burgonya	0,0

* KSH hivatalos: a táblázatban az 1998–1999. években használt súlyok számtani átlagai szerepelnek.

** A varianciaalapú súlyozás itt az 1996–1999. időszak súlyrendszere alapján készült. Vizsgáltuk más időszak alapulvételét is, az eredmények nem változtak szignifikánsan.

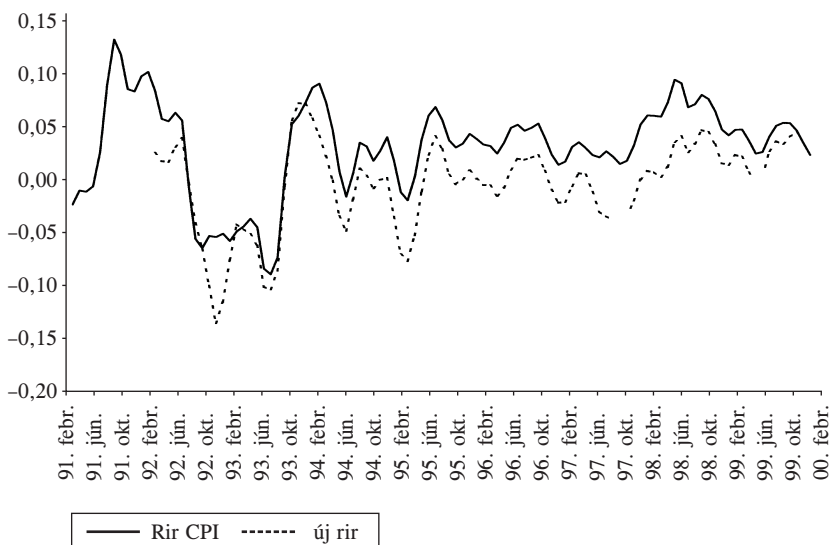
F1. ábra

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



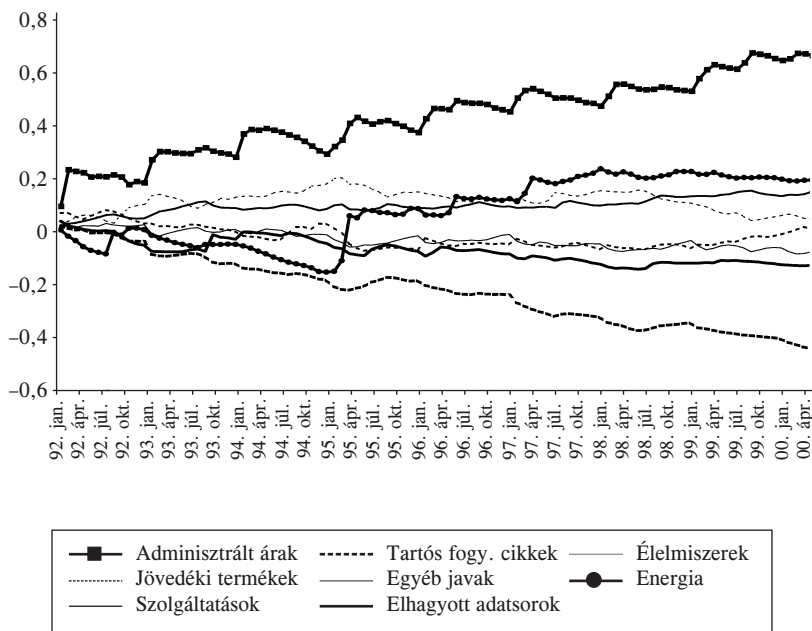
* Magyarázat: *CPI*: hivatalos fogyasztói árindex, *Jevons dp*: súlyozatlan Jevons-féle index, *var dp*: exogén variancia alapú súlyozás hó/hó indexek alapján, *var d12p*: ugyanez 12 havi indexek alapján, *endog var dp*, illetve *endog d12p*: ugyanez iteratív megoldással.

F2. ábra

A szezonálisan igazított fogyasztói árindex, illetve a módosított fogyasztói árindex alapján számított (*ex ante*) reálkamatok

F3. ábra

A klaszterek relatív ártrendjei mint a teljes fogyasztói árindextől való eltérés (logaritmusos szint)



F4. ábra

Különböző reálfektív árfolyamindexek

